

PRIVACIÓN RELATIVA, IMPOSICIÓN SOBRE LA RENTA E ÍNDICE DE GINI GENERALIZADO

Autores: *Elena Bárcena Martín*^(*)

Luis Imedio Olmedo^(**)

Guillermina Martín Reyes^(***)

P. T. N.º 6/03

(*) Departamento de Estadística y Econometría, 68. Facultad de Ciencias Económicas y Empresariales. Universidad de Málaga. Plaza El Ejido s/n. 29071 Málaga. Tel. 952 13 71 88; Fax: 952 13 12 94; e-mail: barcena@uma.es

(**) Universidad de Málaga.

(***) Universidad de Málaga.

N.B.: Las opiniones expresadas en este trabajo son de la exclusiva responsabilidad de los autores, pudiendo no coincidir con las del Instituto de Estudios Fiscales.

Desde el año 1998, la colección de Papeles de Trabajo del Instituto de Estudios Fiscales está disponible en versión electrónica, en la dirección: ><http://www.minhac.es/ief/principal.htm>.

Edita: Instituto de Estudios Fiscales

N.I.P.O.: 111-03-006-8

I.S.S.N.: 1578-0252

Depósito Legal: M-23772-2001

ÍNDICE

1. INTRODUCCIÓN

1.1. La privación relativa en la literatura

1.2. Enfoque teórico y organización de este artículo

2. PRIVACIÓN E ÍNDICE DE GINI GENERALIZADO

3. PRIVACIÓN E IMPOSICIÓN SOBRE LA RENTA

4. CONCLUSIONES

REFERENCIAS

ABSTRACT

A partir de la definición de privación formulada por Hey y Lambert (1980), se propone un esquema de ponderación, dependiente de un parámetro de carácter distributivo, al agregar la privación asociada a los distintos niveles de renta, lo que permite expresar la privación media de la sociedad como el producto de la renta media de la población y el índice de Gini generalizado. En ese contexto se analiza el efecto sobre la privación de un impuesto sobre la renta, tanto a nivel individual como sobre el conjunto de la sociedad. Entre otros resultados, se obtiene una interpretación normativa de los índices de Kakwani y de Reynolds-Smolensky cuando se especifica una función de bienestar social consistente con el coeficiente de Gini generalizado.

Códigos JEL: H24, I3, O15

Palabras clave: privación, desigualdad, índice de Gini generalizado, impuesto sobre la renta, bienestar, estadístico de primer orden.

1. INTRODUCCIÓN

1.1. La privación relativa en la literatura

En los trabajos clásicos que se ocupan de la privación, casi todos ellos encuadrados en el ámbito de la sociología, se hace referencia a “sentimientos” que surgen como consecuencia de la desigualdad, entendida en sentido amplio, existente dentro de un grupo. La idea de privación¹ aparece inicialmente en la obra de Stouffer y otros (1949), y diferentes versiones de ella en Davis (1959), Runciman (1966), Gurr (1968) y Crosby (1976, 1979), aunque en ninguno de estos trabajos se aborda su medición.

Se trata de un concepto que ha sido aplicado a diferentes campos (política, historia, psicología, economía,...) con el propósito de modelizar, en ciertos aspectos, el comportamiento de la sociedad.

El planteamiento sociológico que ha tenido mayor repercusión al estudiar la privación desde un punto de vista económico ha sido el de Runciman (1966), debido quizás a que sus enunciados son más precisos, lo que hace más abordable su tratamiento analítico. Para este autor, un individuo se siente privado de A si: 1) no tiene A, 2) otros individuos tienen A, 3) desea A, y 4) considera factible tener A. Señala que la privación es un concepto relativo dado que cada individuo compara su situación con la de los miembros de algún grupo de la sociedad, en el que centra sus aspiraciones (lo que para él constituye su grupo de referencia) o con la de la sociedad en su conjunto, siendo su magnitud la cuantía de la diferencia entre la situación deseada y la situación del individuo que la desea.

Al trasladar los enunciados de Runciman al ámbito económico, dada la dificultad de cuantificar la privación, variable latente no observable, las distintas formulaciones que se han propuesto en la literatura (Yitzhaki (1979, 1982), Hey y Lambert (1980), Chakravarty y Chakraborty (1984), Berrebi y Silber (1985), Paul (1991), Podder (1996), Chakravarty (1990, 1997), Ebert y Moyes (2000) y Bárcena (2001), entre otras) definen la privación respecto a la renta, variable observable e índice habitual para medir la capacidad de una unidad económica para el consumo y posesión de bienes, mediante una relación que parece razonable suponer monótona decreciente. En Chakravarty y Mukherjee (1998) y Chakravarty y Moyes (2002) también se define la privación a partir de la renta,

¹ El Diccionario de la Lengua Española de la Real Academia Española, en la acepción segunda del término privación lo define como “carencia o falta de una cosa en sujeto capaz de tenerla” y en la acepción cuarta como “ausencia del bien que se apetece y desea”.

mediante la especificación previa de una función de utilidad. Este modo de proceder implica una notable simplificación, en especial para quienes perciben rentas situadas en las colas de la distribución, aunque se trata de una aproximación análoga a la que se realiza al abordar la formulación de otras magnitudes no observables, como la desigualdad o el bienestar social.

Si la privación se define como función de la renta, es evidente que cuando la distribución de esa variable sea igualitaria la privación experimentada por cada individuo y su valor medio para la población serán nulos. Por otra parte, tampoco es sorprendente que, para distribuciones de renta no igualitarias, el valor esperado de la privación para el conjunto de la sociedad se identifique con una medida de desigualdad. En la formulación de Yitzhaki (1979) y de Hey y Lambert (1980) es el producto de la renta media y del coeficiente de Gini.

Se ha señalado que la privación es un concepto relativo, y lo es en un doble sentido. Por una parte, los individuos tienden a establecer comparaciones con quienes consideran próximos y no con quienes están en una situación para ellos inaccesible, de manera que cada individuo establece sus aspiraciones en función de la situación que percibe en un conjunto concreto de individuos o grupo de referencia². Por otra, la privación es una cuestión de intensidad. El único individuo que en la sociedad o dentro de su grupo no está privado es el que percibe la renta más alta. Como indica Runciman (1966), "una persona privada relativamente no tiene que estar privada objetivamente, en el sentido de que se pueda demostrar que carece de algo. El concepto de privación relativa implica una comparación con una situación real o imaginaria de otra persona o grupo de ellas". Se trata, por lo tanto, de un sentimiento subjetivo.

Aunque la terminología sugiere una relación entre privación y pobreza, es evidente que el primero es un concepto más amplio. Al cuantificar la pobreza en una distribución de renta no se establece una comparación entre individuos, sino que se compara la renta de cada uno de ellos con un nivel prefijado (línea de pobreza). Dado que la privación supone la carencia de algo que se desea, cabe suponer que todo pobre esté privado, si bien un individuo que sienta privación no es necesariamente pobre.

La relación entre privación y bienestar social deriva de la existente entre privación y desigualdad. Cuando el bienestar se identifica con el valor medio de una función de utilidad dependiente de la renta, la privación asociada a cada nivel de renta puede intervenir en dicha función como una desutilidad. Procediendo de ese

² En los trabajos citados se considera todo el campo de variación de la variable renta, lo que implica tomar como grupo de referencia a la sociedad en su conjunto. Si se contemplan en la distribución total distintos grupos de referencia, identificando cada uno de ellos con un intervalo de renta, los resultados que se obtienen a partir de sus respectivas distribuciones truncadas son formalmente idénticos a los obtenidos para la población total, restringiendo las medidas estadísticas que en cada caso sean relevantes a esas distribuciones.

modo, a partir de la definición de privación propuesta por Hey y Lambert (1980) se obtienen funciones de evaluación social consistentes con el coeficiente de Gini³.

De las formulaciones de la privación, desde el punto de vista económico, la de mayor repercusión en la literatura y a la que se hace referencia en la mayoría de las restantes propuestas, es la de Hey y Lambert (1980). Ello se debe, probablemente, no sólo a que su definición es muy intuitiva y permite una interpretación normativa del índice de Gini, sino también a que toma como punto de partida la comparación entre individuos. Comienza definiendo la privación de un individuo con renta x respecto a otro con renta z , $P(x,z)$, y obtiene, a continuación, la privación asociada al nivel de renta x , $P(x)$, agregando la privación de ese individuo respecto a quienes tienen una renta mayor. La esperanza matemática de la función $P(x)$, $E(P(X))$, proporciona la privación social media. En otras propuestas se elude la primera etapa mediante distintas definiciones directas de $P(x)$ a partir de las cuales se obtienen, como valor medio, una amplia gama de índices de desigualdad⁴, pero esas definiciones no derivan, al menos de forma explícita, de la comparación entre individuos en distinta situación.

1.2. Enfoque teórico y organización de este artículo

En algunos de los trabajos citados anteriormente interviene en la definición de la privación un parámetro real que tiene un significado distributivo, como sucede en casos particulares del enfoque de Chakravarty y Chakraborty (1984), o que permite introducir juicios de valor acerca del efecto sobre la privación de las transferencias de renta entre los individuos (Paul (1991)).

En este trabajo, a partir de las definiciones de privación formuladas por Yitzhaki (1979) y Hey y Lambert (1980), ambas equivalentes, se propone un esquema de ponderación, dependiente de un parámetro, al agregar la privación asociada a los distintos niveles de renta, lo que permite expresar la privación media de la sociedad como el producto de la renta media de la población y el índice de Gini generalizado. El esquema de pesos utilizado es análogo al que conduce a la generalización del índice de Gini propuesta por Yitzhaki (1983) en la que un incremento del parámetro implica una agregación de los valores de la curva de Lorenz que aumenta la ponderación asignada a las rentas más bajas. Una idea similar es la que subyace en nuestro planteamiento. El parámetro de la

³ Se trata de funciones de la forma: $w_k(x) = \mu(1 - kG)$, $0 \leq k \leq 1$, siendo μ la renta media de la distribución x y G su índice de Gini. En particular, para $k = 1$ se obtiene la renta equivalente igualmente distribuida asociada a dicho índice.

⁴ De esta forma se procede en Berrebi y Silber (1985). Distintas definiciones de $P(x)$ tienen un valor medio que coincide con índices de desigualdad tales como el índice de Atkinson, el de Theil, etc. Sin embargo, esas definiciones tienen un carácter ad-hoc, en función de la expresión analítica del índice que se desea obtener.

función peso tiene un significado distributivo semejante al que desempeña el parámetro de aversión a la desigualdad que define el índice de Atkinson. En particular, cuando el parámetro que interviene en el esquema de ponderación toma valores enteros, la privación social tiene una sencilla interpretación ética que se establece en términos estadísticos. Al planteamiento y desarrollo de estas cuestiones se dedica la sección segunda.

La relación existente entre la privación social y el índice de desigualdad de Gini, junto con el hecho de que la metodología Lorenz-Gini sea la más utilizada en la definición de los índices sintéticos mediante los que se evalúa la progresividad global de un impuesto, tanto en el aspecto de su desviación de la proporcionalidad como en el de su efecto redistributivo, justifica el plantearse el estudio de la incidencia que sobre la privación tiene un impuesto sobre la renta, tanto a nivel individual como sobre el conjunto de la sociedad. Esta cuestión ha sido poco tratada en la literatura, al contrario de lo que sucede con la relación entre bienestar e imposición, a pesar de que permite obtener, entre otros resultados, expresiones de los índices sintéticos clásicos utilizados para evaluar la progresividad y el efecto redistributivo del gravamen a partir de la variación del valor medio de la privación al pasar de la distribución de renta antes de impuestos a la distribución de renta disponible. Entre los trabajos que se han ocupado de la relación entre privación e imposición están los de Mukherjee (1997), Imedio, Parrado y Sarrión (1999), Imedio y Bárcena (2002)⁵ y, desde un enfoque utilitarista, los de Chakravarty y Mukherjee (1998) y Chakravarty y Moyes (2002).

En la sección tercera se analiza, en primer lugar, el efecto de un impuesto sobre la renta, creciente y que no modifique la ordenación inicial de los contribuyentes, respecto a la privación individual y social definida en el sentido de Hey y Lambert (1980), siguiendo la línea de Imedio, Parrado y Sarrión (1999). Al agregar los valores individuales de la privación, antes y después de aplicar el impuesto, mediante el esquema de ponderación utilizado en la sección anterior, se demuestra que la variación de la privación media, al pasar de la distribución de renta antes de impuestos a la de renta después de impuestos, coincide con la variación de la desigualdad absoluta entre ambas distribuciones evaluada mediante el coeficiente de Gini generalizado. Por otra parte, se demuestra que la aplicación de un impuesto progresivo reduce la privación de cada individuo en mayor cuantía que el proporcional de recaudación equivalente, mientras que para la población resulta que el índice de efecto redistributivo de Reynolds-Smolensky (1977), formulado mediante el índice de Gini generalizado, se puede expresar como el cociente entre la reducción media de la privación que implica la progresividad frente a la proporcionalidad, y la renta media disponible. Análogamente, el índice de progresividad de Kakwani (1977) es el cociente entre dicha reducción media y

⁵ En este trabajo las comparaciones entre individuos no se establecen a partir de la diferencia entre sus rentas, sino en función de las posiciones o rangos que ocupan en la distribución.

el impuesto medio. Por supuesto, también en este contexto al aumentar el valor del parámetro que interviene en la ponderación se asigna mayor peso a la incidencia del impuesto en niveles de renta cada vez más bajos.

Al considerar las funciones de bienestar social, consistentes con el índice de Gini generalizado, correspondientes a la distribución de renta inicial y a las distribuciones de renta después de impuestos asociadas a un impuesto progresivo y al proporcional de recaudación equivalente, se obtiene una interpretación ética de los índices sintéticos que miden la progresividad y el efecto redistributivo del impuesto.

Por último, en la sección cuarta se sintetizan los resultados obtenidos.

2. PRIVACIÓN E ÍNDICE DE GINI GENERALIZADO

Para facilitar el tratamiento analítico supondremos que la renta viene representada mediante una variable aleatoria continua⁶ y no negativa, X , cuyo recorrido es $[x_1, x^*]$, $x_1 \geq 0$, y cuya función de distribución, $F: [x_1, x^*] \rightarrow [0, 1]$, es diferenciable con continuidad (la función de densidad $f(x) = F'(x)$ es continua),

siendo $\mu = E(X) = \int_{x_1}^{x^*} x dF(x)$ la renta media, $L(F(x)) = \frac{1}{\mu} \int_{x_1}^x s dF(s)$ la curva de Lorenz

y $G = 2 \int_0^1 (p - L(p)) dp$, con $p = F(x)$, el índice de Gini de la distribución.

A partir de la afirmación de Runciman (1966): "La magnitud de la privación es la cuantía de la diferencia entre la situación deseada y la situación del individuo que la desea", Hey y Lambert (1980) especifican la privación de un individuo con renta x respecto a otro con renta z como:

$$D_{HL}(x, z) = \begin{cases} z - x, & z > x \\ 0, & z \leq x \end{cases} \quad [1]$$

La privación media asociada al nivel de renta x , $D_{HL}(x)$, se obtiene ponderando $D_{HL}(x, z)$ con $dF(z)$, y agregando para las rentas $z > x$:

⁶ La hipótesis sobre la continuidad de x no significa que los resultados que se obtienen no puedan trasladarse al caso de una distribución de renta discreta. De hecho, los resultados más importantes se basan en el cálculo de integrales de la forma $\int_a^b g(x) dF(x)$. Si su obtención se realiza en el marco de la teoría de la integración de Riemann-Stieltjes, se está dando un tratamiento unificado a los casos continuo y discreto. Sólo aquellas relaciones que supongan la derivabilidad de $F(x)$ quedarán sin demostrar para el caso discreto, lo que no implica que su validez pueda establecerse mediante procedimientos más laboriosos.

$$\begin{aligned}
 D_{HL}(x) &= \int_x^{x^*} D_{HL}(x, z) dF(z) = \mu(1 - L(F(x))) - x(1 - F(x)) = \\
 &= (1 - F(x)) \left(\frac{\mu(1 - L(F(x)))}{1 - F(x)} - x \right),
 \end{aligned} \tag{2}$$

por lo que coincide con el producto de la proporción de individuos con renta mayor que x y la diferencia entre la renta media de ese grupo y x . Es inmediato que $D_{HL}(x)$ es una función decreciente ($D'_{HL}(x) = F(x) - 1 < 0$) y convexa ($D''_{HL}(x) = f(x) > 0$) de la renta, siendo $D_{HL}(x_1) = \mu - x_1$, $D_{HL}(x^*) = 0$.

La privación media para el conjunto de la sociedad viene dada por:

$$E(D_{HL}(X)) = \int_{x_1}^{x^*} D_{HL}(x) dF(x) = \mu G, \tag{3}$$

el producto de la renta media y el coeficiente de Gini. Fijada μ , existe una relación lineal entre la privación social media y el índice de Gini, siendo máxima la privación (igual a μ) cuando lo es la desigualdad ($G = 1$).

Para extender el enfoque anterior e interpretar el índice de Gini generalizado, propuesto por Yitzhaki (1983), como medida de privación social hay que tener en cuenta que dicho índice se expresa como:

$$G(\beta) = 1 - \beta(\beta - 1) \int_0^1 (1 - p)^{\beta-2} L(p) dp, \quad \beta > 1, p = F(x) \tag{4}$$

Se trata, en realidad, de una familia de índices de desigualdad, uno para cada valor del parámetro $\beta > 1$, siendo $G(2) = G$ el índice de Gini ordinario. Integrando por partes, [4] también puede expresarse como:

$$G(\beta) = 1 - \beta \int_0^1 (1 - p)^{\beta-1} L'(p) dp = 1 - L'(0) - \int_0^1 (1 - p)^\beta L''(p) dp. \tag{5}$$

El parámetro β incorpora un criterio de valoración distributiva. El comportamiento de $G(\beta)$ en los valores extremos del parámetro es análogo al del índice de Atkinson (1970) en el sentido de que $\lim_{\beta \rightarrow 1} G(\beta) = 0$ y $\lim_{\beta \rightarrow +\infty} G(\beta) = 1 - \frac{x_1}{\mu}$, al ser $|1 - p| < 1$.

A partir de la expresión [2] se puede generalizar el proceso de promediación, para calcular la privación social media, aplicando a $D_{HL}(x)$ una ponderación que incorpore juicios de valor de contenido distributivo. Supongamos que el peso asignado a $D_{HL}(x)$ es:

$$\omega(x, \lambda) = (\lambda + 1)(1 - F(x))^\lambda, \quad \lambda > -1. \tag{6}$$

Es inmediato que $\int_{x_1}^{x^*} \omega(x, \lambda) dF(x) = 1$. Por otra parte, si $\lambda \in (-1, 0)$ es $\frac{\partial \omega(x, \lambda)}{\partial x} > 0$

por lo que se asignará mayor peso a la privación de los individuos con rentas altas. Para $\lambda = 0$ es $\omega(x, y) = 1$ y estamos en el supuesto de Hey y Lambert (expresión [3]), mientras que si $\lambda > 0$ al ser $\frac{\partial \omega(x, \lambda)}{\partial x} < 0$ se asigna un mayor peso a la privación asociada a los niveles inferiores de renta y a medida que crece λ mayor es la ponderación asignada a los más pobres.

Proposición 1. La privación media para el conjunto de la sociedad al aplicar a $D_{HL}(x)$ el esquema de ponderación $\omega(x, y)$, $D\omega(X)$, coincide con el índice absoluto de desigualdad $\mu G(\lambda + 2)$, siendo $G(\lambda + 2)$ el índice de Gini generalizado de orden $\lambda + 2$.

Demostración. A partir de [2] la media ponderada, según $\omega(x, \lambda)$, de $D_{HL}(x)$ es

$$\begin{aligned} D_{\omega}(X) &= \int_{x_1}^{x^*} D_{HL}(x) \omega(x, \lambda) dF(x) = \\ &= \mu(\lambda + 1) \left[\int_{x_1}^{x^*} (1 - F(x))^{\lambda} dF(x) - \int_{x_1}^{x^*} (1 - F(x))^{\lambda} L(F(x)) dF(x) \right] - \\ &\quad - (\lambda + 1) \int_{x_1}^{x^*} x(1 - F(x))^{\lambda+1} dF(x). \end{aligned} \quad [7]$$

La primera de las integrales del segundo miembro es inmediata: $\int_{x_1}^{x^*} (1 - F(x))^{\lambda} dF(x) = \frac{1}{\lambda + 1}$. La segunda, haciendo $F(x) = p$ y teniendo en cuenta la definición del índice de Gini generalizado, se puede expresar como:

$$\int_{x_1}^{x^*} (1 - F(x))^{\lambda} L(F(x)) dF(x) = \int_0^1 (1 - p)^{\lambda} L(p) dp = \frac{1 - G(\lambda + 2)}{(\lambda + 1)(\lambda + 2)}. \quad [8]$$

Finalmente, la tercera integral haciendo de nuevo $F(x) = p$, teniendo en cuenta que $L'(p) = \frac{x}{\mu}$ e integrando por partes, es:

$$\begin{aligned} \int_{x_1}^{x^*} x(1 - F(x))^{\lambda+1} dF(x) &= \mu \int_0^1 (1 - p)^{\lambda+1} L'(p) dp = \\ &= \mu(\lambda + 1) \int_0^1 (1 - p)^{\lambda} L(p) dp = \frac{\mu(1 - G(\lambda + 2))}{(\lambda + 2)}. \end{aligned} \quad [9]$$

A partir de [7], [8] y [9], resulta:

$$D_{\omega}(X) = \mu G(\lambda + 2), \quad [10]$$

lo que concluye la demostración.

En consecuencia, fijada la renta media, $D_{\omega}(X)$ es una función creciente de λ de acuerdo con el comportamiento del índice de Gini generalizado en función del parámetro. Cuando $\lambda \rightarrow -1$, $D_{\omega}(X) \rightarrow 0$ debido a que el interés se centra en la privación del individuo más rico, que es nula. A medida que aumenta λ se asigna un mayor peso a la privación asociada a las rentas menores de la distribución. Esto es, el papel de valoración distributiva que juega λ en el ámbito de la desigualdad se traslada al contexto de la privación.

Cuando λ es entero positivo la expresión [10] tiene un significado interesante tanto desde un punto de vista de valoración distributiva, como desde un enfoque estadístico. Si de la distribución de renta representada por F se extrae una muestra aleatoria de tamaño $\lambda + 2$, $X_1, X_2, \dots, X_{\lambda+2}$ y $X^{(1)}$ es el estadístico de primer orden, que asigna a cada muestra su renta mínima, la privación del individuo con menor renta en la muestra, $D^{(1)}$, es la diferencia entre la media muestral y la renta mínima

$$D^{(1)} = \frac{X_1 + X_2 + \dots + X_{\lambda+2}}{\lambda + 2} - X^{(1)}. \quad [11]$$

Al considerar todas las muestras de tamaño $\lambda + 2$, el valor esperado de la expresión anterior es

$$E(D^{(1)}) = E\left(\frac{X_1 + X_2 + \dots + X_{\lambda+2}}{\lambda + 2}\right) - E(X^{(1)}) = \mu - E(X^{(1)}). \quad [12]$$

Teniendo en cuenta que la función de distribución del estadístico $X^{(1)}$ es $F_1(x) = 1 - (1 - F(x))^{\lambda+2}$, integrando por partes, haciendo $p = F(x)$ y utilizando [4], resulta

$$\begin{aligned} E(X^{(1)}) &= \int_{x_1}^{x^*} x dF_1(x) = \mu(\lambda + 2) \int_0^1 L'(p)(1-p)^{\lambda+1} dp = \\ &= \mu(\lambda + 1)(\lambda + 2) \int_0^1 (1-p)^{\lambda} L(p) dp = \mu(1 - G(\lambda + 2)), \end{aligned} \quad [13]$$

y en consecuencia

$$E(D^{(1)}) = \mu G(\lambda + 2) = D_{\omega}(X). \quad [14]$$

Por lo tanto, queda establecido el siguiente resultado:

Proposición 2. Cuando en el esquema de ponderación $\omega(x, \lambda)$ el parámetro λ es un entero positivo, la privación social media coincide con el valor esperado de la privación que experimenta el individuo con menor renta en una muestra aleatoria de tamaño $\lambda + 2$.

De nuevo se pone de manifiesto el papel que desempeña λ como parámetro de valoración distributiva. Cuando λ crece, siempre en el conjunto de números enteros, aumenta el tamaño de la muestra, pero dentro de ella el interés se centra en el individuo más pobre. Cuando $\lambda \rightarrow +\infty$, la muestra tiende a identificarse con la población y, en tal caso, la privación social media se aproxima a la de la renta mínima de la distribución, $\mu - x_1$.

Los resultados obtenidos en esta sección permiten incorporar la familia de índices $\mu G(\lambda + 2), \lambda > -1$, como medidas de privación social, lo que puede ser interesante en trabajos aplicados. El analista puede seleccionar el valor de λ , o un rango de valores de ese parámetro, para contrastar la robustez de la ordenación de la privación social media respecto a distintos juicios distributivos.

3. PRIVACIÓN E IMPOSICIÓN SOBRE LA RENTA

Sea $t(x)$ un impuesto que grava la renta y supongamos que la carga fiscal que recae sobre cada individuo sólo depende de su renta inicial⁷. Se admite, para facilitar el tratamiento analítico, que $t(x)$ es derivable⁸, que la renta después de impuestos, $x - t(x)$, es positiva $\left(\frac{t(x)}{x} < 1, x > x_1\right)$ y creciente respecto de la renta antes de impuestos $(t'(x) < 1, x > x_1)$, lo que equivale a que la aplicación del gravamen no modifica la ordenación inicial de los contribuyentes. Si $\tau = \int_{x_1}^{x^*} t(x) dF(x)$ es el impuesto medio, $\alpha = \tau/\mu$ es el tipo medio global, y $\mu(1 - \alpha)$ es la renta media después de impuestos.

Designemos por $D_{HL,X}(x)$ y $D_{HL,X-T}(x)$ la privación del individuo o unidad impositiva con nivel de renta inicial x , en las distribuciones de renta antes y después de impuestos, respectivamente. Dado que el pago del impuesto no altera la ordenación preexistente de los contribuyentes, a partir de [2], la privación asociada al nivel de renta inicial x en la distribución después de impuestos, es⁹:

⁷ Ello equivale a considerar que las unidades impositivas son homogéneas en relación al resto de características y circunstancias que, además de la renta, inciden en la carga fiscal, o bien que nos referimos a una subpoblación homogénea respecto de esas otras características.

⁸ En la práctica, las tarifas impositivas son funciones lineales o polinomiales por tramos, por lo que cumplen esa condición salvo en un número finito de puntos.

⁹ Como el pago del impuesto no modifica la ordenación de los contribuyentes, según su renta inicial, si F y G son, respectivamente, las funciones de distribución de la renta antes y después de impuestos, se verifica $F(x) = G(x - t(x))$.



$$D_{HL,X-T}(x) = [\mu(1-\alpha)(1-L_{X-T}(F(x))) - (x-t(x))(1-F(x))], \quad [15]$$

siendo $L_{X-T}(F(x)) = \frac{1}{\mu(1-\alpha)} \int_{x_1}^x (s-t(s))dF(s)$ la curva de Lorenz de la distribución de la renta disponible.

Si $h(x)$ es la diferencia entre la privación antes y después de impuestos para el nivel de renta x :

$$h(x) = D_{HL,X}(x) - D_{HL,X-T}(x),$$

es inmediato que su derivada:

$$h'(x) = D'_{HL,X}(x) - D'_{HL,X-T}(x) = t'(x)(F(x) - 1),$$

es negativa si y sólo si el impuesto presenta tipos marginales positivos, $t'(x) > 0$, lo que equivale a que $t(x)$ sea creciente o absolutamente progresivo. En tal caso, la función $h(x)$ es estrictamente decreciente y, dado que se anula en el nivel de renta máxima, $h(x^*) = 0$, se puede asegurar que $h(x) > 0$, $x_1 < x < x^*$. Es decir, la aplicación de un impuesto estrictamente creciente implica una reducción de la privación para todos los niveles de renta.

Para el conjunto de la sociedad, al agregar los valores individuales mediante el esquema de ponderación $\omega(x, \lambda)$, la reducción media de la privación, aplicando [10], viene dada por:

$$\begin{aligned} D_{\omega,X} - D_{\omega,X-T} &= \mu G_X(\lambda + 2) - \mu(1-\alpha)G_{X-T}(\lambda + 2) = \\ &= GA_X(\lambda + 2) - GA_{X-T}(\lambda + 2), \end{aligned} \quad [16]$$

diferencia de los índices absolutos de Gini generalizados de las distribuciones antes y después de impuestos. Esto es, todo impuesto estrictamente creciente, al reducir las diferencias iniciales entre niveles de renta sin modificar el rango, produce una disminución de la privación en el ámbito individual y, por tanto, a nivel social.

Es interesante observar que también en este contexto se pone de manifiesto el significado distributivo del parámetro λ . Si $\lambda = 0$, la variación de la privación media se expresa mediante los coeficientes de Gini ordinarios y a medida que su valor se incrementa se asigna mayor peso a la incidencia del impuesto sobre las rentas bajas de la distribución, de modo que en el límite, si $\lambda \rightarrow \infty$, la variación de la privación media:

$$GA_X(\lambda + 2) - GA_{X-T}(\lambda + 2) \rightarrow \mu - x_1 - (\mu(1-\alpha) - (x_1 - t(x_1))) = \mu\alpha - t(x_1),$$

depende únicamente de la diferencia entre el impuesto medio y el impuesto que recae sobre la renta mínima de la distribución.

Un impuesto progresivo en el sentido habitual o relativo (tipos medios crecientes) no sólo reducirá la desigualdad absoluta, dado que $0 < \frac{t(x)}{x} < t'(x)$, $x > x_1$,

sino también la desigualdad relativa¹⁰ evaluada a través de cualquier índice consistente con el criterio de Lorenz (Fellman (1976)-Jakobsson (1976)). El efecto de un impuesto de este tipo sobre la privación se pone de manifiesto al compararlo con la incidencia del proporcional de recaudación equivalente.

La privación para un individuo con renta inicial x tras la aplicación de dicho impuesto proporcional viene dada por:

$$\begin{aligned} D_{HL,PROP}(x) &= [\mu(1-\alpha)(1-L(F(x))) - x(1-\alpha)(1-F(x))]= \\ &= (1-\alpha)D_{HL,X}(x), \quad x > x_1, \end{aligned} \quad [17]$$

ya que para un impuesto de este tipo, al dejar invariante la desigualdad relativa, las curvas de Lorenz de las distribuciones de renta antes y después de impuestos coinciden. Es decir, un impuesto proporcional reduce la privación asociada a cada nivel de renta en una proporción que coincide con el tipo medio global. La diferencia entre las expresiones [15] y [17], es:

$$\begin{aligned} g(x) &= D_{HL,X-T}(x) - D_{HL,PROP}(x) = \\ &= [\mu(1-\alpha)(L_X(F(x)) - L_{X-T}(F(x))) + (t(x) - \alpha x)(1-F(x))], \quad x > x_1. \end{aligned} \quad [18]$$

El primer sumando de la expresión anterior es negativo si $t(x)$ es progresivo, dado que $L_{H-T}(F(x)) > L_X(F(x))$, $x > x_1$. El segundo sumando también es no positivo para los niveles de renta, x , tales que $x_1 < x \leq x_0$, siendo x_0 la renta cuyo tipo medio impositivo coincide con el tipo medio global¹¹, $\frac{t(x_0)}{x_0} = \alpha$, debido a la pro-

gresividad: $x_1 < x \leq x_0 \Rightarrow \frac{t(x)}{x} \leq \frac{t(x_0)}{x_0} = \alpha$, por lo que $t(x) - \alpha x \leq 0$. Queda por analizar el signo de $g(x)$ para $x > x_0$. Para ello, teniendo en cuenta que:

$$g'(x) = (t'(x) - \alpha)(1-F(x)),$$

$x > x_0 \Rightarrow t'(x) > \frac{t(x)}{x} > \frac{t(x_0)}{x_0} = \alpha$, y con ello g es estrictamente creciente, $g'(x) > 0$.

Dado que $g(x^*) = 0$, resulta que $g(x) < 0$ si $x > x_0$. En definitiva, para cualquier nivel de renta del intervalo $[x_1, x^*]$ se verifica $D_{HL,X-T}(x) < D_{HL,PROP}(x)$. Esto es, un impuesto progresivo reduce la privación de cada contribuyente en mayor cuantía que el impuesto proporcional de igual recaudación.

Para el conjunto de la sociedad, la reducción media de la privación que supone la aplicación de un impuesto progresivo frente al proporcional de recauda-

¹⁰ Si $t(x)$ es positivo para todo nivel de renta, es inmediato que la progresividad relativa implica la absoluta. En caso contrario ambos tipos de progresividad son independientes.

¹¹ Si $t(x)$ es estrictamente progresivo, $p_0 = F(x_0)$ es lo que Pfähler (1983) denomina el coeficiente de las participaciones proporcionales. Define el punto de separación entre los contribuyentes que ganan y pierden como consecuencia de la progresividad, frente a la proporcionalidad.

ción equivalente, al agregar los valores de la privación asociada a los diferentes niveles de renta mediante el esquema de ponderación $\omega(x, \lambda)$, viene dada por:

$$\begin{aligned} D_{\omega, X-PROP} - D_{\omega, X-T} &= \mu(1 - \alpha)[G_X(\lambda + 2) - G_{X-T}(\lambda + 2)] = \\ &= \mu(1 - \alpha)I_{RS}(\lambda + 2), \end{aligned} \quad [19]$$

siendo $I_{RS}(\lambda + 2)$ el índice de Reynolds-Smolensky definido a partir del índice de Gini generalizado¹². De nuevo, en la igualdad anterior un aumento del parámetro λ implica, dado el significado del índice $I_{RS}(\lambda + 2)$, asignar mayor peso al efecto redistributivo del impuesto en los niveles inferiores de renta. Si $\lambda \rightarrow \infty$,

$$I_{RS}(\lambda + 2) \rightarrow \left(1 - \frac{x_1}{\mu}\right) - \left(1 - \frac{x_1 - t(x_1)}{\mu(1 - \alpha)}\right) = \frac{\alpha x_1 - t(x_1)}{\mu(1 - \alpha)}, \quad [20]$$

en cuyo caso:

$$D_{\omega, X-PROP} - D_{\omega, X-T} \rightarrow \alpha x_1 - t(x_1), \quad [21]$$

por lo que la reducción de la privación media que supone la progresividad frente a la proporcionalidad sólo depende de la diferencia entre el impuesto que pagaría la renta mínima con un gravamen proporcional y el que realmente paga con el progresivo de igual recaudación.

Al suponer que el impuesto presenta tipos marginales inferiores a la unidad a lo largo de toda la escala de rentas (caso de no reordenación de los contribuyentes), la relación entre $I_{RS}(\lambda + 2)$ y el índice de progresividad de Kakwani, $I_K(\lambda + 2)$, definido mediante el coeficiente generalizado de Gini¹³:

$$I_{RS}(\lambda + 2) = \frac{\alpha}{1 - \alpha} I_K(\lambda + 2), \quad [22]$$

permite escribir la expresión [19] de la siguiente forma:

$$D_{\omega, X-PROP} - D_{\omega, X-T} = \mu(1 - \alpha)I_{RS}(\lambda + 2) = \mu\alpha I_K(\lambda + 2). \quad [23]$$

La igualdad anterior indica que un aumento en la progresividad del impuesto sin que varíe la recaudación (α permanece fijo), implica una mayor reducción en

¹² Se define como:

$$I_{RS}(\lambda + 2) = (\lambda + 2)(\lambda + 1) \int_0^1 (1 - p)^\lambda (L_{X-T}(p) - L_X(p)) dp = G_X(\lambda + 2) - G_{X-T}(\lambda + 2).$$

¹³ Viene dado mediante la expresión:

$$I_K(\lambda + 2) = (\lambda + 2)(\lambda + 1) \int_0^1 (1 - p)^\lambda (L_X(p) - L_T(p)) dp = C_T(\lambda + 2) - G_X(\lambda + 2), \text{ siendo } C_T(\lambda + 2) \text{ el índice de concentración de las cuotas del impuesto, } C_T(\lambda + 2) = 1 - (\lambda + 2)(\lambda + 1) \int_0^1 (1 - p)^\lambda L_T(p) dp.$$

la privación media de la sociedad. Si $t(x)$ fuese regresivo ($I_{RS}(\lambda + 2) < 0, I_K(\lambda + 2) < 0$) las conclusiones serían las contrarias, la privación social media aumentaría al pasar de un impuesto proporcional a uno regresivo de recaudación equivalente.

En la siguiente proposición se recogen los resultados obtenidos, hasta ahora, en esta sección.

Proposición 3. Si sobre una distribución de renta incide un impuesto cuyos tipos marginales son menores que la unidad, se verifica:

- a) Si $t(x)$ es estrictamente creciente a lo largo de la escala de rentas, reduce la privación de cada contribuyente. La reducción social media, al ponderar mediante $\omega(x, \lambda)$, coincide con la reducción de la desigualdad absoluta, evaluada mediante el índice absoluto de Gini generalizado, al pasar de la distribución de la renta antes de impuestos a la distribución después de impuestos.
- b) Si $t(x)$ es estrictamente progresivo reduce la privación de cada contribuyente en mayor cuantía que el impuesto proporcional equivalente en recaudación. Para el conjunto de la sociedad, al aplicar el esquema de ponderación $\omega(x, \lambda)$, esa reducción es igual al producto de la renta media después de impuestos (impuesto medio) y del índice de redistribución de Reynolds-Smolensky (índice de progresividad de Kakwani) definidos ambos mediante el coeficiente de Gini generalizado.

Es interesante observar que si W_X, W_{X-T} y W_{X-PROP} son, respectivamente, los niveles de bienestar, evaluados mediante la renta igualmente distribuida (REID) asociada al índice de Gini generalizado, correspondientes a la distribución de renta antes de impuestos, a la distribución de renta después de impuestos y a la que resultaría de la aplicación de un impuesto proporcional equivalente, se tiene:

$$W_X = \mu(1 - G_X(\lambda + 2)), \quad [24]$$

$$W_{X-T} = \mu(1 - \alpha)(1 - G_{X-T}(\lambda + 2)), \quad [25]$$

$$W_{X-PROP} = \mu(1 - \alpha)(1 - G_X(\lambda + 2)), \quad [26]$$

y, por lo tanto, a partir de [25] y [26], resulta:

$$\begin{aligned} W_{X-T} - W_{X-PROP} &= \mu(1 - \alpha)(G_X(\lambda + 2) - G_{X-T}(\lambda + 2)) = \\ &= \mu(1 - \alpha)I_{RS}(\lambda + 2) = \mu\alpha I_K(\lambda + 2) = D_{\omega, X-PROP} - D_{\omega, X-T}. \end{aligned} \quad [27]$$

Por lo tanto se ha probado la siguiente proposición.

Proposición 4. Cuando el bienestar social se evalúa mediante la función de bienestar social que asigna a cada distribución de renta la renta equivalente igualmente distribuida asociada al índice de Gini generalizado, la ganancia de

bienestar que supone la progresividad impositiva frente a la proporcionalidad, coincide con la reducción de la privación social media.

Cuando λ es un entero positivo, si de la distribución de rentas representada por F se extraen muestras aleatorias de tamaño $\lambda + 2$, de la argumentación que se realizó en la sección anterior se deriva que W_X es el valor esperado del estadístico de primer orden $X^{(1)}$ que asigna a cada muestra su renta mínima. Esto es:

$$W_X = \mu(1 - G_X(\lambda + 2)) = \int_{x_1}^{x^*} x dF_1(x),$$

siendo $F_1(x) = 1 - (1 - F(x))^{\lambda + 2}$ la función de distribución de $X^{(1)}$. En consecuencia, la función de bienestar W_X se puede interpretar como el valor esperado de los niveles de bienestar de todas las muestras posibles de tamaño $\lambda + 2$, cuando el bienestar asociado a cada una de ellas se identifica con su renta más baja. Siguiendo a Muliere y Scarsini (1989) este criterio podría denominarse $(\lambda + 2)$ -maximin. De nuevo, un aumento del parámetro λ , en el conjunto de los números enteros, implica asignar mayor peso a las rentas más bajas. Una interpretación análoga admiten las funciones de bienestar W_{X-T} y W_{X-PROP} , en relación a las distribuciones de renta disponible resultantes, respectivamente, de aplicar el impuesto $t(x)$ y el proporcional de recaudación equivalente. A este respecto, es inmediato comprobar que se verifican las igualdades:

$$W_{X-T} = \mu(1 - \alpha)(1 - G_{X-T}(\lambda + 2)) = \int_{x_1}^{x^*} (x - t(x)) dF_1(x)$$

$$W_{X-PROP} = \mu(1 - \alpha)(1 - G_X(\lambda + 2)) = \int_{x_1}^{x^*} (x - \alpha x) dF_1(x)$$

Esta interpretación de las funciones de bienestar concuerda, a través de la expresión [27], con el significado del parámetro λ en el índice de redistribución, $I_{RS}(\lambda + 2)$, o en el de progresividad entendida como desviación de la proporcionalidad, $I_K(\lambda + 2)$. Esa misma expresión permite una interpretación normativa de ambos índices a partir de las igualdades:

$$I_{RS}(\lambda + 2) = \frac{W_{X-T} - W_{X-PROP}}{\mu(1 - \alpha)} \quad [28]$$

$$I_K(\lambda + 2) = \frac{W_{X-T} - W_{X-PROP}}{\mu\alpha} \quad [29]$$

El índice $I_{RS}(\lambda + 2)$ [$I_K(\lambda + 2)$] es el cociente entre la ganancia de bienestar que implica la progresividad impositiva frente a la proporcionalidad y la renta media disponible [el impuesto medio].

4. CONCLUSIONES

Al igual que mediante un esquema de ponderación, que asigna mayor peso a las rentas más bajas de una distribución dada, se generaliza el coeficiente de Gini ordinario, a partir de la privación definida en el sentido de Hey y Lambert (1980) la utilización de un esquema análogo, que también implica ponderar en mayor medida la privación experimentada por los individuos con menor nivel de renta, permite expresar la privación social media en función del índice de Gini generalizado. De ese modo se dispone de una familia de índices de privación, dependiente de un parámetro. Ello permite, al considerar un conjunto de distribuciones con igual renta media, contrastar la robustez de la ordenación de sus respectivas privaciones medias respecto a diferentes juicios distributivos.

Cuando el parámetro λ de la función peso utilizada para agregar la privación asociada a los diferentes niveles de renta, es entero positivo, la privación social media coincide con el valor esperado del estadístico que asigna a cada muestra aleatoria de $\lambda + 2$ rentas de la distribución, su renta mínima. Esta interpretación, en términos estadísticos, pone de manifiesto el carácter de λ como parámetro de valoración distributiva.

Si la población se considera homogénea respecto al conjunto de características que, además de la renta, tienen incidencia fiscal, la aplicación de un impuesto estrictamente creciente reduce la privación individual y la reducción de la privación social media, obtenida mediante el sistema de ponderación indicado, es igual a la variación de la desigualdad evaluada mediante el coeficiente absoluto de Gini generalizado. Cuando el impuesto es progresivo en términos relativos, tipos medios crecientes, reduce la privación de cada individuo en mayor cuantía que el proporcional de recaudación equivalente. La diferencia entre ambas reducciones medias, es el producto de la renta media disponible y el índice de Reynolds-Smolensky (1977), definido a partir del índice de Gini generalizado, o, alternativamente, el producto del impuesto medio y el índice de Kakwani (1977), definido a partir del citado índice de desigualdad. Por supuesto, también en este contexto al aumentar el valor del parámetro que interviene en la ponderación se asigna mayor peso a la incidencia del impuesto en niveles de renta cada vez menores.

El hecho de que la ganancia de bienestar que supone la progresividad impositiva frente a la proporcionalidad, coincida con la reducción de la privación social media, permite una interpretación normativa de los índices de redistribución y de progresividad.

REFERENCIAS

- ATKINSON, A.B. (1970): On the measurement of inequality. *Journal of Economic Theory*, 2, 244-263.
- BÁRCENA, E. (2001): *Privación relativa, bienestar e imposición sobre la renta*. Tesis Doctoral. Universidad de Málaga.
- BERREBI, Z.M. and SILBER, J. (1985): Income inequality indices and deprivation: A generalization. *Quarterly Journal of Economics*, 100, 807-810.
- CHAKRAVARTY, S.R. (1990): The measurement of relative deprivation. En Chakravarty, S.R., *Ethical social index numbers*. Cap. 5. Springer-Verlag. 131-145.
- (1997): Relative Deprivation and Satisfaction orderings. *Indian Statistical Institute*, 32(2), 17-31.
- CHAKRAVARTY, S.R. and CHAKRABORTY, A.B. (1984): On indices of relative deprivation. *Economics Letters*, 14, 283-287.
- CHAKRAVARTY, S.R. and MOYES, D. (2002): Individual welfare, social deprivation and income taxation. *Economic Theory*. En prensa.
- CHAKRAVARTY, S.R. and MUKHERJEE, D. (1998): Lorenz domination, utilitarian deprivation rule and equal sacrifice principle. *The Manchester School Journal* 66, 5, 521-531.
- CROSBY, F. (1976): A model of egoistical Relative deprivation. *Psychological Review* 83, 85-113
- (1979): Relative deprivation Revisited: A response to Miller, Bolce and Halligan. *American Political Science Review*, 73, 103-112.
- DAVIS, J. (1959): A formal interpretation of the Theory of the relative Deprivation. *Sociometry*, 20, 280-296.
- EBERT, U. and MOYES, P. (2000): An axiomatic characterization of Yitzhaki's index of individual deprivation. *Economics Letters* 68, 263-270.
- FELLMAN, J. (1976): The effect of transformations on Lorenz curves. *Econometrica*, 44, 823-824.
- GURR, T. R., (1968): A causal model of civil strife: A comparative analysis using new indices. *American political science review*, 62, 1104-1124.
- HEY, J.D. and LAMBERT, P.J. (1980): Relative deprivation and the Gini coefficient: Comment, *Quarterly Journal of Economics* 95, 567-573.
- IMEDIO, L. PARRADO, M. SARRIÓN, M.D. (1999): Privación relativa e imposición sobre la renta *Hacienda Pública Española*, 149-2, .137-145.

- IMEDIO, L. y BARCENA, E. (2002): Privación status e imposición sobre la renta. *Estudios de Economía Aplicada*. Pendiente de publicación.
- JAKOBSSON, U. (1976): On the measurement of the degree of progression. *Journal of Public Economics*, 5, 161-168.
- KAKWANI, N. C. (1977): Measurement of tax progressivity: an international comparison. *Economic Journal*, 87, 71-80.
- MUKHERJEE D. (1997): Deprivation reducing income tax functions. *Research on economic inequality*. Vol. 7, 153-163.
- MULIERE, P. and SCARSINI, M. (1989): A note on stochastic dominance and inequality measures. *Journal of Economic Theory*, 49, 314-323.
- PAUL, S. (1991): An index of relative deprivation. *Economics Letters* 36, 337-341.
- PFÄHLER (1983): Measuring redistributive effects of tax progressivity by Lorenz curves. *Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik*, 198, 237-249.
- PODDER, N. (1996): Relative deprivation, envy and economic inequality. *Kyklos* 49, 353-376.
- REYNOLDS, M. and SMOLENSKY, E. (1977): *Publics expenditures, taxes and the distribution of income: The Unites States, 1950, 1961, 1970*. New York, Academic Press.
- RUNCIMAN, W.G. (1966): *Relative deprivation and social justice*. Routledge and Kegan Paul. London.
- STOUFFER S.A., SUCHMAN E.A., DEVINNEY L.C, STAR S.A. and R.M. WILLIAMS (1949): *The American soldier: Adjustment during army life 1*. Princeton University Press, Princeton NJ.
- YITZHAKI, S. (1979): Relative deprivation and the Gini coefficient. *Quarterly Journal of Economics*, 93, 321-324.
- (1982): Relative deprivation and economic welfare. *European Economic Review*, 17, 99-113.
 - (1983): On an extension of the Gini index. *International Economic Review*, 24, 3, 617-628.

NORMAS DE PUBLICACIÓN DE PAPELES DE TRABAJO DEL INSTITUTO DE ESTUDIOS FISCALES

Esta colección de *Papeles de Trabajo* tiene como objetivo ofrecer un vehículo de expresión a todas aquellas personas interesadas en los temas de Economía Pública. Las normas para la presentación y selección de originales son las siguientes:

1. Todos los originales que se presenten estarán sometidos a evaluación y podrán ser directamente aceptados para su publicación, aceptados sujetos a revisión, o rechazados.
2. Los trabajos deberán enviarse por duplicado a la Subdirección de Estudios Tributarios. Instituto de Estudios Fiscales. Avda. Cardenal Herrera Oria, 378. 28035 Madrid.
3. La extensión máxima de texto escrito, incluidos apéndices y referencias bibliográficas será de 7000 palabras.
4. Los originales deberán presentarse mecanografiados a doble espacio. En la primera página deberá aparecer el título del trabajo, el nombre del autor(es) y la institución a la que pertenece, así como su dirección postal y electrónica. Además, en la primera página aparecerá también un abstract de no más de 125 palabras, los códigos JEL y las palabras clave.
5. Los epígrafes irán numerados secuencialmente siguiendo la numeración arábica. Las notas al texto irán numeradas correlativamente y aparecerán al pie de la correspondiente página. Las fórmulas matemáticas se numerarán secuencialmente ajustadas al margen derecho de las mismas. La bibliografía aparecerá al final del trabajo, bajo la inscripción "Referencias" por orden alfabético de autores y, en cada una, ajustándose al siguiente orden: autor(es), año de publicación (distinguiendo a, b, c si hay varias correspondientes al mismo autor(es) y año), título del artículo o libro, título de la revista en cursiva, número de la revista y páginas.
6. En caso de que aparezcan tablas y gráficos, éstos podrán incorporarse directamente al texto o, alternativamente, presentarse todos juntos y debidamente numerados al final del trabajo, antes de la bibliografía.
7. En cualquier caso, se deberá adjuntar un disquete con el trabajo en formato word. Siempre que el documento presente tablas y/o gráficos, éstos deberán aparecer en ficheros independientes. Asimismo, en caso de que los gráficos procedan de tablas creadas en excel, estas deberán incorporarse en el disquete debidamente identificadas.

Junto al original del Papel de Trabajo se entregará también un resumen de un máximo de dos folios que contenga las principales implicaciones de política económica que se deriven de la investigación realizada.

PUBLISHING GUIDELINES OF WORKING PAPERS AT THE INSTITUTE FOR FISCAL STUDIES

This serie of *Papeles de Trabajo* (working papers) aims to provide those having an interest in Public Economics with a vehicle to publicize their ideas. The rules governing submission and selection of papers are the following:

1. The manuscripts submitted will all be assessed and may be directly accepted for publication, accepted with subjections for revision or rejected.
2. The papers shall be sent in duplicate to Subdirección General de Estudios Tributarios (The Deputy Direction of Tax Studies), Instituto de Estudios Fiscales (Institute for Fiscal Studies), Avenida del Cardenal Herrera Oria, nº 378, Madrid 28035.
3. The maximum length of the text including appendices and bibliography will be no more than 7000 words.
4. The originals should be double spaced. The first page of the manuscript should contain the following information: (1) the title; (2) the name and the institutional affiliation of the author(s); (3) an abstract of no more than 125 words; (4) JEL codes and keywords; (5) the postal and e-mail address of the corresponding author.
5. Sections will be numbered in sequence with arabic numerals. Footnotes will be numbered correlatively and will appear at the foot of the corresponding page. Mathematical formulae will be numbered on the right margin of the page in sequence. Bibliographical references will appear at the end of the paper under the heading "References" in alphabetical order of authors. Each reference will have to include in this order the following terms of references: author(s), publishing date (with an a, b or c in case there are several references to the same author(s) and year), title of the article or book, name of the journal in italics, number of the issue and pages.
6. If tables and graphs are necessary, they may be included directly in the text or alternatively presented altogether and duly numbered at the end of the paper, before the bibliography.
7. In any case, a floppy disk will be enclosed in Word format. Whenever the document provides tables and/or graphs, they must be contained in separate files. Furthermore, if graphs are drawn from tables within the Excell package, these must be included in the floppy disk and duly identified.

Together with the original copy of the working paper a brief two-page summary highlighting the main policy implications derived from the research is also requested.

ÚLTIMOS PAPELES DE TRABAJO EDITADOS POR EL INSTITUTO DE ESTUDIOS FISCALES

2000

- 1/00 Crédito fiscal a la inversión en el impuesto de sociedades y neutralidad impositiva: Más evidencia para un viejo debate.
Autor: Desiderio Romero Jordán.
Páginas: 40.
- 2/00 Estudio del consumo familiar de bienes y servicios públicos a partir de la encuesta de presupuestos familiares.
Autores: Ernesto Carrillo y Manuel Tamayo.
Páginas: 40.
- 3/00 Evidencia empírica de la convergencia real.
Autores: Lorenzo Escot y Miguel Ángel Galindo.
Páginas: 58.

Nueva Época

- 4/00 The effects of human capital depreciation on experience-earnings profiles: Evidence salaried spanish men.
Autores: M. Arrazola, J. de Hevia, M. Risueño y J. F. Sanz.
Páginas: 24.
- 5/00 Las ayudas fiscales a la adquisición de inmuebles residenciales en la nueva Ley del IRPF: Un análisis comparado a través del concepto de coste de uso.
Autor: José Félix Sanz Sanz.
Páginas: 44.
- 6/00 Las medidas fiscales de estímulo del ahorro contenidas en el Real Decreto-Ley 3/2000: análisis de sus efectos a través del tipo marginal efectivo.
Autores: José Manuel González Páramo y Nuria Badenes Plá.
Páginas: 28.
- 7/00 Análisis de las ganancias de bienestar asociadas a los efectos de la Reforma del IRPF sobre la oferta laboral de la familia española.
Autores: Juan Prieto Rodríguez y Santiago Álvarez García.
Páginas 32.
- 8/00 Un marco para la discusión de los efectos de la política impositiva sobre los precios y el *stock* de vivienda.
Autor: Miguel Ángel López García.
Páginas 36.
- 9/00 Descomposición de los efectos redistributivos de la Reforma del IRPF.
Autores: Jorge Onrubia Fernández y María del Carmen Rodado Ruiz.
Páginas 24.
- 10/00 Aspectos teóricos de la convergencia real, integración y política fiscal.
Autores: Lorenzo Escot y Miguel Ángel Galindo.
Páginas 28.

2001

- 1/01 Notas sobre desagregación temporal de series económicas.
Autor: Enrique M. Quilis.
Páginas 38.
- 2/01 Estimación y comparación de tasas de rendimiento de la educación en España.
Autores: M. Arrazola, J. de Hevia, M. Risueño y J. F. Sanz.
Páginas 28.
- 3/01 Doble imposición, “efecto clientela” y aversión al riesgo.
Autores: Antonio Bustos Gisbert y Francisco Pedraja Chaparro.
Páginas 34.
- 4/01 Non-Institutional Federalism in Spain.
Autor: Joan Rosselló Villalonga.
Páginas 32.
- 5/01 Estimating utilisation of Health care: A groupe data regression approach.
Autora: Mabel Amaya Amaya.
Páginas 30.
- 6/01 Shapley inequality decomposition by factor components.
Autores: Mercedes Sastre y Alain Trannoy.
Páginas 40.
- 7/01 An empirical analysis of the demand for physician services across the European Union.
Autores: Sergi Jiménez Martín, José M. Labeaga y Maite Martínez-Granado.
Páginas 40.
- 8/01 Demand, childbirth and the costs of babies: evidence from spanish panel data.
Autores: José M.^a Labeaga, Ian Preston y Juan A. Sanchis-Llopis.
Páginas 56.
- 9/01 Imposición marginal efectiva sobre el factor trabajo: Breve nota metodológica y comparación internacional.
Autores: Desiderio Romero Jordán y José Félix Sanz Sanz.
Páginas 40.
- 10/01 A non-parametric decomposition of redistribution into vertical and horizontal components.
Autores: Irene Perrote, Juan Gabriel Rodríguez y Rafael Salas.
Páginas 28.
- 11/01 Efectos sobre la renta disponible y el bienestar de la deducción por rentas ganadas en el IRPF.
Autora: Nuria Badenes Plá.
Páginas 28.
- 12/01 Seguros sanitarios y gasto público en España. Un modelo de microsimulación para las políticas de gastos fiscales en sanidad.
Autor: Ángel López Nicolás.
Páginas 40.
- 13/01 A complete parametrical class of redistribution and progressivity measures.
Autores: Isabel Rabadán y Rafael Salas.
Páginas 20.
- 14/01 La medición de la desigualdad económica.
Autor: Rafael Salas.
Páginas 40.

- 15/01 Crecimiento económico y dinámica de distribución de la renta en las regiones de la UE: un análisis no paramétrico.
Autores: Julián Ramajo Hernández y María del Mar Salinas Jiménez.
Páginas 32.
- 16/01 La descentralización territorial de las prestaciones asistenciales: efectos sobre la igualdad.
Autores: Luis Ayala Cañón, Rosa Martínez López y Jesus Ruiz-Huerta.
Páginas 48.
- 17/01 Redistribution and labour supply.
Autores: Jorge Onrubia, Rafael Salas y José Félix Sanz.
Páginas 24.
- 18/01 Medición de la eficiencia técnica en la economía española: El papel de las infraestructuras productivas.
Autoras: M.^a Jesús Delgado Rodríguez e Inmaculada Álvarez Ayuso.
Páginas 32.
- 19/01 Inversión pública eficiente e impuestos distorsionantes en un contexto de equilibrio general.
Autores: José Manuel González-Páramo y Diego Martínez López.
Páginas 28.
- 20/01 La incidencia distributiva del gasto público social. Análisis general y tratamiento específico de la incidencia distributiva entre grupos sociales y entre grupos de edad.
Autor: Jorge Calero Martínez.
Páginas 36.
- 21/01 Crisis cambiarias: Teoría y evidencia.
Autor: Óscar Bajo Rubio.
Páginas 32.
- 22/01 Distributive impact and evaluation of devolution proposals in Japanese local public finance.
Autores: Kazuyuki Nakamura, Minoru Kunizaki y Masanori Tahira.
Páginas 36.
- 23/01 El funcionamiento de los sistemas de garantía en el modelo de financiación autonómica.
Autor: Alfonso Utrilla de la Hoz.
Páginas 48.
- 24/01 Rendimiento de la educación en España: Nueva evidencia de las diferencias entre Hombres y Mujeres.
Autores: M. Arrazola y J. de Hevia.
Páginas 36.
- 25/01 Fecundidad y beneficios fiscales y sociales por descendientes.
Autora: Anabel Zárate Marco.
Páginas 52.
- 26/01 Estimación de precios sombra a partir del análisis Input-Output: Aplicación a la economía española.
Autora: Guadalupe Souto Nieves.
Páginas 56.
- 27/01 Análisis empírico de la depreciación del capital humano para el caso de las Mujeres y los Hombres en España.
Autores: M. Arrazola y J. de Hevia.
Páginas 28.

- 28/01 Equivalence scales in tax and transfer policies.
Autores: Luis Ayala, Rosa Martínez y Jesús Ruiz-Huerta.
Páginas 44.
- 29/01 Un modelo de crecimiento con restricciones de demanda: el gasto público como amortiguador del desequilibrio externo.
Autora: Belén Fernández Castro.
Páginas 44.
- 30/01 A bi-stochastic nonparametric estimator.
Autores: Juan G. Rodríguez y Rafael Salas.
Páginas 24.

2002

- 1/02 Las cestas autonómicas.
Autores: Alejandro Esteller, Jorge Navas y Pilar Sorribas.
Páginas 72.
- 2/02 Evolución del endeudamiento autonómico entre 1985 y 1997: la incidencia de los Escenarios de Consolidación Presupuestaria y de los límites de la LOFCA.
Autores: Julio López Laborda y Jaime Vallés Giménez.
Páginas 60.
- 3/02 Optimal Pricing and Grant Policies for Museums.
Autores: Juan Prieto Rodríguez y Víctor Fernández Blanco.
Páginas 28.
- 4/02 El mercado financiero y el racionamiento del endeudamiento autonómico.
Autores: Nuria Alcalde Fradejas y Jaime Vallés Giménez.
Páginas 36.
- 5/02 Experimentos secuenciales en la gestión de los recursos comunes.
Autores: Lluís Bru, Susana Cabrera, C. Mónica Capra y Rosario Gómez.
Páginas 32.
- 6/02 La eficiencia de la universidad medida a través de la función de distancia: Un análisis de las relaciones entre la docencia y la investigación.
Autores: Alfredo Moreno Sáez y David Trillo del Pozo.
Páginas 40.
- 7/02 Movilidad social y desigualdad económica.
Autores: Juan Prieto-Rodríguez, Rafael Salas y Santiago Álvarez-García.
Páginas 32.
- 8/02 Modelos BVAR: Especificación, estimación e inferencia.
Autor: Enrique M. Quilis.
Páginas 44.
- 9/02 Imposición lineal sobre la renta y equivalencia distributiva: Un ejercicio de microsimulación.
Autores: Juan Manuel Castañer Carrasco y José Félix Sanz Sanz.
Páginas 44.
- 10/02 The evolution of income inequality in the European Union during the period 1993-1996.
Autores: Santiago Álvarez García, Juan Prieto-Rodríguez y Rafael Salas.
Páginas 36.

- 11/02 Una descomposición de la redistribución en sus componentes vertical y horizontal: Una aplicación al IRPF.
Autora: Irene Perrote.
Páginas 32.
- 12/02 Análisis de las políticas públicas de fomento de la innovación tecnológica en las regiones españolas.
Autor: Antonio Fonfría Mesa.
Páginas 40.
- 13/02 Los efectos de la política fiscal sobre el consumo privado: nueva evidencia para el caso español.
Autores: Agustín García y Julián Ramajo.
Páginas 52.
- 14/02 Micro-modelling of retirement behavior in Spain.
Autores: Michele Boldrin, Sergi Jiménez-Martín y Franco Peracchi.
Páginas .
- 15/02 Estado de salud y participación laboral de las personas mayores.
Autores: Juan Prieto Rodríguez, Desiderio Romero Jordán y Santiago Álvarez García.
Páginas 40.
- 16/02 Technological change, efficiency gains and capital accumulation in labour productivity growth and convergence: an application to the Spanish regions.
Autora: M.^a del Mar Salinas Jiménez.
Páginas 40.
- 17/02 Déficit público, masa monetaria e inflación. Evidencia empírica en la Unión Europea.
Autor: César Pérez López.
Páginas 40.
- 18/02 Tax evasion and relative contribution.
Autora: Judith Panadés i Martí.
Páginas 28.
- 19/02 Fiscal policy and growth revisited: the case of the Spanish regions.
Autores: Oscar Bajo Rubio, Camen Díaz Roldán y M. Dolores Montávez Garcés.
Páginas 28.
- 20/02 Optimal endowments of public investment: an empirical analysis for the Spanish regions.
Autores: Oscar Bajo Rubio, Camen Díaz Roldán y M.^a Dolores Montávez Garcés.
Páginas 28.
- 21/02 Régimen fiscal de la previsión social empresarial. Incentivos existentes y equidad del sistema.
Autor: Félix Domínguez Barrero.
Páginas 52.
- 22/02 Poverty statics and dynamics: does the accounting period matter?.
Autores: Olga Cantó, Coral del Río y Carlos Gradín.
Páginas 52.
- 23/02 Public employment and redistribution in Spain.
Autores: José Manuel Marqués Sevillano y Joan Rosselló Villalonga.
Páginas 36.

- 24/02 La evolución de la pobreza estática y dinámica en España en el periodo 1985-1995.
Autores: Olga Cantó, Coral del Río y Carlos Gradín.
Páginas: 76.
- 25/02 Estimación de los efectos de un "tratamiento": una aplicación a la Educación superior en España.
Autores: M. Arrazola y J. de Hevia.
Páginas 32.
- 26/02 Sensibilidad de las estimaciones del rendimiento de la educación a la elección de instrumentos y de forma funcional.
Autores: M. Arrazola y J. de Hevia.
Páginas 40.
- 27/02 Reforma fiscal verde y doble dividendo. Una revisión de la evidencia empírica.
Autor: Miguel Enrique Rodríguez Méndez.
Páginas 40.
- 28/02 Productividad y eficiencia en la gestión pública del transporte de ferrocarriles implicaciones de política económica.
Autor: Marcelino Martínez Cabrera.
Páginas 32.
- 29/02 Building stronger national movie industries: The case of Spain.
Autores: Víctor Fernández Blanco y Juan Prieto Rodríguez.
Páginas 52.
- 30/02 Análisis comparativo del gravamen efectivo sobre la renta empresarial entre países y activos en el contexto de la Unión Europea (2001).
Autora: Raquel Paredes Gómez.
Páginas 48.
- 31/02 Voting over taxes with endogenous altruism.
Autor: Joan Esteban.
Páginas 32.
- 32/02 Midiendo el coste marginal en bienestar de una reforma impositiva.
Autor: José Manuel González-Páramo.
Páginas 48.
- 33/02 Redistributive taxation with endogenous sentiments.
Autores: Joan Esteban y Laurence Kranich.
Páginas 40.
- 34/02 Una nota sobre la compensación de incentivos a la adquisición de vivienda habitual tras la reforma del IRPF de 1998.
Autores: Jorge Onrubia Fernández, Desiderio Romero Jordán y José Félix Sanz Sanz.
Páginas 36.
- 35/02 Simulación de políticas económicas: los modelos de equilibrio general aplicado.
Autor: Antonio Gómez Gómez-Plana.
Páginas 36.

2003

- 1/03 Análisis de la distribución de la renta a partir de funciones de cuantiles: robustez y sensibilidad de los resultados frente a escalas de equivalencia.
Autores: Marta Pascual Sáez y José María Sarabia Alegría.
Páginas 56.

- 2/03 Macroeconomic conditions, institutional factors and demographic structure: What causes welfare caseloads?
Autores: Luis Ayala y César Perez.
Páginas 44.
- 3/03 Endeudamiento local y restricciones institucionales. De la ley reguladora de haciendas locales a la estabilidad presupuestaria.
Autores: Jaime Vallés Giménez, Pedro Pascual Arzoz y Fermín Cabasés Hita.
Páginas 56.
- 4/03 The dual tax as a flat tax with a surtax on labour income.
Autor: José María Durán Cabré.
Páginas 40.
- 5/03 La estimación de la función de producción educativa en valor añadido mediante redes neuronales: una aplicación para el caso español.
Autor: Daniel Santín González.
Páginas 52.
- 6/03 Privación relativa, imposición sobre la renta e índice de Gini generalizado.
Autores: Elena Bárcena Martín, Luis Imedio Olmedo y Guillerrmina Martín Reyes.
Páginas 36.

