

LA EQUIDAD EN LA PRESTACIÓN DE SERVICIOS POR PARTE DEL SECTOR PÚBLICO: EL ÍNDICE DE SOLIDARIDAD EN EL CASO DEL SERVICIO SANITARIO ESPAÑOL (1999-2003)

*Roberto Montero Granados
Juan de Dios Jiménez Aguilera*

Universidad de Granada

Mayo, 2007

RESUMEN:

Aunque para el Sector Público las tareas de recaudación no son independientes de las de gasto, sin embargo la literatura se empeña en medir por separado la equidad en el acceso a los servicios públicos y la capacidad redistributiva de los tributos progresivos. Ambas aproximaciones son incompletas y no cuantifican de una forma adecuada toda la capacidad redistributiva de rentas que lleva a cabo el Sector Público minimizando la relevancia de este gran objetivo de la Intervención. En este trabajo se propone la medición de la solidaridad social que provoca la intervención pública de una forma alternativa que combina tanto las funciones de financiación como la de los usuarios del servicio y se aplica para el caso de cuatro dimensiones del servicio sanitario en España durante el periodo de 1999 a 2001. Los resultados apuntan a que, aunque con ligeras diferencias entre los servicios considerados la solidaridad en España ha crecido durante dicho periodo un promedio de 3.5 puntos básicos, aunque ello no ha sido suficiente para reducir el índice de solidaridad ya que este se mantiene en torno al 80% de la necesidad.

INTRODUCCIÓN

El análisis de la equidad en la prestación de los servicios públicos es un tema de permanente interés debido a que esta constituye uno de los objetivos que, según Musgrave (1959) debe perseguir la actuación del sector público. Alesina et al. (1999) Atkinson y Stiglitz (1988) Jha (1998) o Tanzi (2000) entre otros muchos han acertado en identificar el importante papel redistributivo que puede tener la prestación de un servicio público. Efectivamente una recaudación de recursos que no incide directa y proporcionalmente en los contribuyentes sino que se redirige mediante la prestación de un servicio hacia capas de población con menor nivel de renta provoca un vector redistributivo cuya intensidad puede ser relevante medir.

El caso del servicio público sanitario es especialmente relevante, tanto por su importancia conceptual: la salud es una de las variables más valoradas por los individuos y algunas desigualdades en salud pueden llegar a ser socialmente inadmisibles; como por el importante volumen de recursos que moviliza y que redistribuye desde los contribuyentes a los beneficiarios del servicio público. En España, los servicios públicos sanitarios concentran un presupuesto consolidado que alcanzó, en 2003, los 41,199.7 millones de euros, lo que supone 953 euros por persona

protegida¹, y un 5.49 % del PIB². Para la Unión Europea³ (UE), la media de gasto públicos sanitario fue, para el mismo año, del 6.8% del PIB.

En el campo teórico es bien conocida la beligerancia de la diversas escuelas de pensamiento que defienden su particular forma de entender los límites y alcance de la equidad promovida públicamente. Extremos relevantes vienen constituidos por las teorías rawlsianas de justicia social (Rawls, 1971), por un lado, y las utilitaristas (Harsanyi, 1955) o las neoliberales (Nozick, 1974; Hayek, 1976; Sandel, 1982), por otro. Entre ellas podemos disfrutar de una amplia carta de posturas eclécticas, no por ello más ni menos razonables que cualquiera de las anteriores.

Por el contrario, en el campo técnico, de la medición de la redistribución, se produce un consenso casi beatífico. Desde Musgrave y Thin (1948), para medir el potencial redistributivo de los impuestos se recurre casi intuitivamente al índice de redistribución de Reynolds y Smolensky (1977), basado en la comparación de la curva de concentración pre y post impuesto. Por su parte, cuando de medir la equidad en la prestación del servicio se refiere uno de los índice más completo es del de inequidad de Wagstaff y van Doorslaer (HI_{WV}) (van Doorslaer et al., 1997; Kakwani, van Doorslaer y Wagstaff, 1997; Wagstaff et al., 1999, van Doorslaer et al., 2000, entre otros) basado en la curva de concentración de uso y necesidad del servicio de que se trate (en su caso el sanitario).

Sin embargo la separación de las tareas de financiación y prestación del servicio público no son sino dos caras de la misma moneda. No se debería de poder hablar de redistribución de los impuestos sin saber como van a utilizarse, ni se debería afirmar que existe inequidad en la prestación de un servicio sin conocer como se está financiando. La capacidad redistributiva de cada servicio del sector público la lleva a cabo recaudando recursos de unos individuos y revirtiéndolos en otros, sin que se pueda medir la equidad del sistema observando sólo uno de los dos eventos.

En este sentido, el objetivo que se plantea este artículo es doble: en primer lugar aspira a calcular el índice de inequidad HI_{WV} en la prestación del servicio sanitario en España desde 1999 a 2003, completando la serie que comenzara Urbanos (2000) para 1987-1995; en segundo lugar se plantea la elaboración de un índice sintético (Índice de Solidaridad IS_{RJ}) que, en una sola medida sea capaz de recoger el potencial redistributivo de la recaudación de recursos y de la prestación del servicio público.

EL INDICE DE SOLIDARIDAD

El índice de Reynolds-Smolensky (RS) se basa en la diferencia de los índices de concentración antes y después de que la población haya sido sometida a un impuesto. Es decir, si definimos $I_G(X)$ como el índice de Gini para una población con una distribución X y, por su parte, se define $I_C(X-tX)$ como un índice de concentración para una población tras el pago de impuestos: $RS = I_G(X) - I_C(X-tX)$.

¹ La población protegida es la población de derecho de cada CA de la que se detraen los colectivos acogidos a entidades especiales de la Seguridad Social como MUFACE, MUJEJU, ISFAS etc.

² Se produce, no obstante, un amplio rango de gasto entre Comunidades Autónomas, que oscila entre 870 euros/persona protegida (Madrid) y los 1084 euros/persona protegida (Navarra). Dispersión que, según el Instituto de Estudios Fiscales, (2005, 157), ha tendido a crecer desde 2000.

³ OECD Health Data (Ministerio de Salud y Consumo, 2004)

Este también puede calcularse alternativamente a partir del índice de progresividad de Kakwani (1977). Si k es el índice de progresividad, y \bar{t} es el impuesto medio por habitante entonces:

$$RS = k \frac{\bar{t}}{1 - \bar{t}} \quad (1)$$

Donde k se calcula como la diferencia entre el índice de concentración de la tributación por el impuesto $I_C(tX)$ y el índice de Gini de la población antes de impuestos $I_G(X)$. Es decir: $k = I_C(tX) - I_G(X)$.

De (1) se deduce que la capacidad redistributiva de un impuesto depende de dos factores: a) cuanto de progresivo sea el impuesto (k) y b) la capacidad recaudatoria del impuesto (\bar{t}). Pero capacidad redistributiva no equivale a redistribución. Es elemental percibir que un impuesto puede tener una alta capacidad de recaudación (\bar{t}) y una gran progresividad (k) pero si, en la práctica, los contribuyentes son los destinatarios del servicio que se preste la redistribución real es nula. En otras palabras el índice RS parte de una hipótesis que consiste en que la recaudación se distribuye entre proporcionalmente entre la población, hipótesis que en algunos casos puede ser cierta pero, en otros, no.

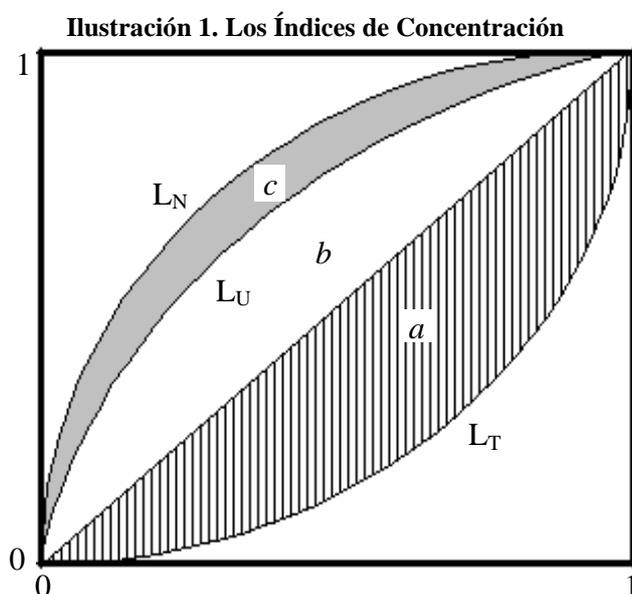
Por otra parte el índice de inequidad (HI_{WV}) de Wagstaff y van Doorslaer se calcula como la diferencia entre el índice de concentración de la necesidad de uso individual ($I_C(N)$) y el índice de concentración del uso real ($I_C(U)$) donde la necesidad individual de uso surge de una estimación tras la estandarización indirecta de las variables de uso mediante modelos de regresión estándares⁴. Independientemente del derecho de cualquier investigador a denominar un índice propio como desee, resulta especialmente insólito que se defina a un servicio público como inequitativo por el sólo hecho de que la necesidad de uso sea superior al uso real de la población. En este sentido se debería calificar como inequitativo todo aquel proyecto de equidad que no consiguiera alcanzar sus últimos objetivos.

Es decir, el índice HI_{WV} supone que, en la medida que existan necesidades no cubiertas, un servicio público es inequitativo, pero dado que las necesidades se estiman en función del uso medio, un incremento en el uso medio del servicio puede incluso aumentar la inequidad, provocado que el objetivo de la reducción de la inequidad sea progresivamente más inalcanzable. No obstante, bajo nuestro punto de vista, lo más graves es que el índice puede etiquetar como inequitativo un servicio sin tener en cuenta quien soporta el coste del mismo, como si partiese de la hipótesis de que el servicio es gratuito o es sufragado por quien lo necesita proporcionalmente a su necesidad.

Es decir, ambos índices están midiendo por separado y entendemos que de forma incompleta, una única realidad. El de redistribución no se preocupa del destino de los recursos y el de inequidad no se preocupa de los orígenes. Sin embargo, dado que ambos están medidos en la misma magnitud (índices de concentración), introduciendo unas hipótesis elementales, es posible elaborar un indicador, que aquí denominamos

⁴ Las variables de estandarización son *género* y *edad* a las que, alternativamente, se unen *autovaloración del estado de salud* y/o *número de enfermedades diagnosticadas*.

como índice de solidaridad (IS) que mide cuanto de equitativo/redistributivo es un servicio público, en función de los individuos que dan origen a los recursos y de aquellos sobre los que recae la prestación del servicio⁵.



La Ilustración 1 muestra la intuición gráfica de los índices. En abscisas se ha dispuesto a una población ordenada por decilas de renta. L_T representa la curva de Lorenz del pago de impuestos que sirven para el sostenimiento de un determinado servicio público, L_U es la curva de Lorenz del uso real de la población del servicio público y L_N es la necesidad de uso de dicho servicio, preferiblemente estimada por medio de estandarización indirecta (Urbanos, 1999). En dicho marco el índice de concentración de la recaudación ($I_C(tX)$) será el área rallada verticalmente⁶ etiquetada como a ; ($I_C(U)$) es el área blanca etiquetada como b ; y finalmente ($I_C(N)$) es la suma del área gris c más el área blanca b . En este contexto IS se define como el ratio:

$$IS = \frac{I_C(tX) + I_C(U)}{I_C(tX) + I_C(N)} \quad (2)$$

El numerador de la eq. (2) es una medida del grado de solidaridad actual de un servicio. Oscila entre 0, mínima solidaridad, y 1, máxima solidaridad. El denominador es una medida de la solidaridad objetivo para cubrir las necesidades de la población. En la medida que la solidaridad actual sea inferior a la necesaria el ratio será inferior a 1 y viceversa. Por ejemplo, un servicio que es sufragado por impuestos que paga el individuo más rico y que revierte homogéneamente en toda la población tendrá un numerador de 0.5. Si realmente el único individuo que lo necesitase fuese el más pobre el denominador sería 1 e IS sería del 50%.

METODOLOGÍA

⁵ Existen otras formas de medir la redistribución pero los basados en las curvas de concentración son los que más ventajas tienen (ser independientes de las unidades o de los grupos, estar acotadas, etc.)

⁶ Puede ser importante resaltar que, a efectos de que el índice tenga un rango [0;1], los índices de concentración suelen medir dos veces el área entre la curva de Lorenz y la recta de equidistribución. Por el contrario, dado que IS suma dos índices de concentración, basta con considerar las áreas en su forma natural, sin necesidad de duplicarlas.

Datos:

Se han utilizado los datos individuales de tres cortes transversales extraídos de la Encuesta Nacional de Salud (ENS) española correspondiente a los años 1999, 2001 y 2003, lo que representa un total de 102.654 observaciones⁷ representativas de individuos residentes en territorio español (salvo las Ciudades Autónomas norteafricanas) con 16 o más años de edad. De dichas encuestas se han extraído las siguientes variables:

CA: Comunidad Autónoma de Residencia en el momento de la encuesta. Se han elaborado 17 dummies dicotómicas. Cuando ha sido necesario *ca13* (Madrid) ha sido la de referencia.

habitat: Tamaño de la población de residencia. Se ha transformado en 4 dummies. Cuando ha sido necesario *habitat4* (Capital de provincia o mayor de 100.000 habitantes) ha sido la de referencia.

genero: Variable dicotómica codificada como 0 mujer; 1 hombre.

edad: Años cumplidos por el entrevistado en el momento de la entrevista. Se ha realizado la transformación lineal $edad_m = edad - \overline{edad}$. Donde \overline{edad} es la edad media de los participantes en cada encuesta⁸.

nivestud: Nivel de estudios alcanzados en el momento de realizar la encuesta. Se ha transformado en 3 dummies dicotómicas. Cuando ha sido necesario *nivestud2* (estudios intermedios) ha sido la variable de referencia.

ocupacion: Situación laboral del entrevistado en el momento de la entrevista. Se ha transformado en 5 dummies *trabaja*; *paro*; *jubilado*; *estudiante*; *sl*. Cuando ha sido necesario *trabaja* (entrevistado trabaja fuera de casa con contraprestación económica) ha sido la de referencia.

estasalu: Autovaloración subjetiva del estado de salud. Se ha transformado en 5 dummies que oscilan entre *estasalu5* (muy mala salud) a *estasalu1* (muy buena salud). Cuando ha sido necesario *estasalu2* (buena salud) ha sido la de referencia.

sumenf: Número de enfermedades crónicas diagnosticadas. Es una variable representativa de una valoración objetiva del estado de salud.

medicosprim: Número de visitas a un facultativo generalista del servicio nacional de salud en los 14 días inmediatamente anteriores a la realización de la encuesta. En la encuesta del año 1999 no aparece discriminada la visita a médico especialista o de atención primaria, por lo que esta variable y la siguiente se reemplazan por *medico*, que representa el número de visitas a un médico (de atención primaria o especialista) en los 14 días inmediatamente anteriores a la realización de la encuesta.

medicosespe: Número de visitas a un facultativo especialista del servicio nacional de salud en los 14 días inmediatamente anteriores a la realización de la encuesta

diasingr: Número de días ingresado en un hospital del servicio nacional de salud en los 365 días inmediatamente anteriores a la realización de la encuesta.

urgencias: Número de días atendido por un servicio de urgencias del servicio nacional de salud en los 365 días inmediatamente anteriores a la realización de la encuesta. En la encuesta del año 1999 no aparece esta variable

Estimaciones:

⁷ De las que 60.666 corresponden al año 1999, 20.748 observaciones corresponden al año 2001 y el resto, 21.240 observaciones, corresponden al año 2002.

⁸ 55 años en 1999; 55.4 años en 2001 y 56.3 años en 2003.

Ha sido necesario realizar tres tipos de estimaciones: del nivel de renta y de la carga fiscal por individuo; de la necesidad de uso de servicios sanitarios y de los distintos índices de concentración.

a) Estimación del nivel de renta y carga fiscal:

Para los objetivos del artículo se hace necesario conocer la distribución de renta de la población y su contribución a las cargas públicas. Dado el bajo e irregular índice de respuesta en las ENS se ha procedido a su estimación, siguiendo la metodología de Urbanos (2000) o Alvarez (2001), a partir de las encuestas de presupuestos familiares (EPF). Por su mejor ajuste se ha seleccionado el método de regresión lineal de *lning* sobre *CA*, *habitat*, *genero*, *edad_m*; *nivestud* y *ocupación*. Donde *lning* es el logaritmo de los ingresos anuales (el resto de variables ya se han definido previamente). Una vez estimados los parámetros de las independientes, estos se han empleado para predecir el valor de la renta utilizando las mismas variables de las ENS. El mismo procedimiento se ha empleado para calcular el nivel de gasto de los individuos, salvo que *Ingasto* (el logaritmo del nivel de gasto anual) reemplaza a la anterior como variable dependiente.

El coeficiente de correlación de las estimaciones de ingreso y gasto oscila, para el caso de los ingresos entre el 37.6 de 1999 y el 35.4 en 2001, y para el caso del gasto entre el 32.4 en 1999 y el 30.6 en 2001. Por su parte la correlación entre los ingresos estimados y los declarados en la ENS son del 42.6 para 1999 y 32.2 para 2001⁹, ambos significativos por encima del 99%

Se han estimado los impuestos pagados por los individuos. La hipótesis de partida es el de presupuesto con caja única, es decir, cualquier gasto público se nutre de impuestos en la misma proporción que estos se ingresen en el Tesoro. En el caso de los impuestos directos se ha aplicado la escala de gravamen del IRPF¹⁰ vigente durante los años de estudio a los ingresos individuales estimados y, para los impuestos directos, se ha aplicado un tipo fijo a los gastos estimados. Ambos se han agregado teniendo en consideración la proporción que la recaudación de IRPF e Impuestos indirectos representan en la recaudación del Tributos de los Presupuestos Generales del Estado de cada año¹¹.

⁹ En la ENS de 2003 no hay variables sobre ingresos del individuo

¹⁰ Por ejemplo, para 2003 la escala de graven ha sido:

hasta	cuota	resto hasta	cuota
-	-	3677	0.18
3678	662	12872	0.24
12873	2869	25134	0.283
25134	6339	40459	0.372
40460	12040	67432	0.45
67433	24177	resto	.48

¹¹ Los datos se han obtenido del Libro Amarillo de los PGE de cada uno de los ejercicios fiscales. La proporción a considerar ha sido:

Año	1999	2001	2003
IRPF	0.3097	0.3649	0.5142
Imptos. Ind.	0.6903	0.6351	0.4858

Una limitación de esta aproximación es que no considera las deducciones fiscales en los impuestos personales sobre la renta sin embargo, como el estudio se basa en Índices de concentración, no nos interesa tanto el dato exacto de contribución como la proporción que la tributación individual representa respecto al total. Es de esperar que el posible sesgo sea mínimo debido al amplio número de observaciones¹². Por otra parte el tesoro público también se nutre de otros ingresos procedentes de otros impuestos, empresas públicas o deuda pública, etc. y no sólo de impuestos personales directos o indirectos, pero el interés de este trabajo es el de medir la solidaridad personal individual en un servicio público como el sanitario por lo que para ello parece procedente tener sólo en consideración la tributación personal.

b) Estimación de la necesidad de uso:

Dado que el objetivo de medir la necesidad de uso es el de calcular el HI_{WV} , parece razonable seguir la metodología de estos (van Doorslaer, et al. 1997) para su cálculo. En pocas líneas la necesidad de uso es el uso estandarizado individual. Es decir la necesidad de uso de un individuo no es el uso que efectivamente realiza de un servicio público, sino el que haría en función de sus condiciones personales si el resto de variables de influencia (particularmente la oferta instalada) fueran estándares. En el caso del servicio sanitario las variables de estandarización han sido: género, edad, autovaloración del estado de salud y enfermedades diagnosticadas¹³.

De entre los distintos métodos de estandarización, el de estandarización indirecta mediante regresión es el que menos sesgos introduce (Urbanos, 1999), y entre los distintos métodos de regresión el de dos partes o el de valla es el que mejor se adapta a la demanda del servicio sanitario. El modelo supone que existen dos procesos independientes en el uso del servicio sanitario, uno primero que depende del individuo, que puede decidir o no acudir a la consulta, y un segundo que depende de un facultativo que puede decidir un tratamiento o sucesivas consultas o usos de servicio sanitario. Un modelo de valla es “*un modelo de recuento modificado en el que los dos procesos, los que generan ceros y los que generan valores positivos no tienen porqué ser los mismos*” (Cameron y Trivedi, 1998). Es decir, para cada servicio j , se realizan dos estimaciones en la forma:

$$P(Y_{i,j} / X_i) = F_j(X_i; \hat{B}_j(X_i))$$

Donde (X_i) son las condiciones personales del individuo i (en nuestro caso: edad, género, autovaloración del estado de salud y número de enfermedades crónicas de que ha sido diagnosticado).

Dado que el logaritmo de la función de verosimilitud conjunta es la suma de los logaritmos de las verosimilitudes de los dos modelos por separado (McDowell, 2003; Jiménez et al., 2002), es decir:

¹² Y que se compensen entre sí distintos sesgos en la tributación como: el derecho a disfrutar de alguna deducción; bolsas de fraude distintas según la procedencia de los ingresos; recargos o sanciones; incrementos de bases imponible por rentas imputadas; distinta composición familiar y mínimo exento, etc.

¹³ Las variables utilizadas para la estandarización del uso son las usuales en la literatura (Urbanos, 2000; Kakwani et al., 1997; Alvarez, 2001; Jiménez et al., 2002; entre otros)

$$\ln L = \ln\{L_1(F_j)\} + \ln\{L_2(B_j)\},$$

se puede ajustar, sin pérdida de información, un modelo de dos partes estimando primero los parámetros del modelo de 1er. acceso ($B_j(X_i)$) y después los del modelo de recuento truncado ($F_j(X_i; \hat{B}_j)$).

La primera parte, la probabilidad de acceso ($B_j(X_i)$), debe estimarse con una especificación que utilice una función de probabilidad binomial. De entre las disponibles se ha seleccionado la función logística. Si decimos que Y_j sigue una función binomial, entonces la probabilidad de que se acuda a un servicio sanitario j , es decir la probabilidad de que $y_j=1$ se suele presentar bajo la siguiente notación:

$$P(Y_j = 1 / X_i, R_i) = \frac{1}{1 + \exp(-\beta_j X_i)}$$

La probabilidad de los siguientes usos ($F_j(X_i; \hat{B}_j(X_i))$) dependerá de que el individuo haya accedido al sistema y las condiciones personales de dicho individuo. Formalmente, debe utilizarse un modelo de recuento truncado. Un modelo de recuento es un modelo de regresión en el que la variable dependiente solo puede adoptar números naturales ($y \in N : \{0, 1, 2, 3, \dots\}$). Un modelo de recuento truncado es aquel en el que se excluye la posibilidad de que se produzcan algunos valores. En nuestro caso, el 0 no es un valor posible en esta segunda parte, puesto que todos los pacientes ya han decidido “pasar la valla” y acudir, por lo menos una vez al servicio sanitario. De entre los modelos disponibles se ha utilizado la regresión de poisson truncada. Si Y_j sigue una distribución de Poisson de media (y desviación típica) λ_j , se dice que la probabilidad de y_j consumos del servicio sanitario j , por parte del individuo i , es:

$$P(Y_j = y_{ij} / X_i, R_i, \lambda_j) = \frac{e^{-\lambda_j} \lambda_j^{y_{ij}}}{y_{ij}!}$$

Donde $\lambda_j = \exp(X_i \beta)$. Resaltar, por último, que el dato de interés en dichas estimaciones es el de obtener el valor de uso previsto por dichos modelos que será el uso estandarizado o la necesidad de uso.

c) Estimación de los índices de concentración:

Una forma de medir la desigualdad en el uso o en la distribución de la carga fiscal es a través de los índices de concentración basados en la curva de Lorenz (Ilustración 1). Así¹⁴, si L_T es la curva de Lorenz de la distribución de la carga fiscal en la que los individuos se ordenan en función de la renta, el 0% de los individuos ingresarán el 0% de la recaudación y el 100% de los individuos ingresarán el 100% de la recaudación, sin embargo, en función de la distribución de la renta y gasto y de la progresividad de los impuestos se producirá una mayor o menor separación entre L_T y la

¹⁴ En el texto y a modo de ejemplo se relata el cálculo del índice de concentración de la carga fiscal ($I_C(tX)$). Evidentemente las mismas especificaciones se utilizan para calcular el índice de concentración del uso ($I_C(U)$) y el índice de concentración de la necesidad ($I_C(N)$).

recta de equiproporcionalidad (diagonal). Una mayor separación de la curva L_T de la diagonal indicará una mayor desigualdad y viceversa. El índice de concentración mide el doble de dicha distancia por lo que queda constreñido entre 0 (mínima desigualdad) y 1 (máxima desigualdad).

Existen muchas formas de medir dicho índice (Lerman y Yitzhaki, 1984; Förster, 2000), una de las más simples es:

$$I_C = \frac{2}{n \cdot \tau} \sum_{i=1}^n \tau_i R_i - 1$$

Donde τ_i es la contribución de cada individuo i ; n es el número de individuos; $\tau = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \tau_i$ es el promedio de recaudación; y R_i es el orden fraccional relativo del individuo i ($0 \leq R_i \leq 1$), sin embargo dicha especificación no permite inferencia en los resultados. De forma alternativa, los índices de concentración también puede calcularse de una forma estocástica mediante la estimación mediante *weighted least squares* (WLS)¹⁵ de la regresión conveniente (Kakwani et al., 1997):

$$2\sigma_R^2 \left(\frac{\tau_i}{\tau} \right) = \alpha_o + \beta \cdot R_i + u_i \quad (3)$$

En dicho modelo, β es el índice de concentración de la carga fiscal ($\beta = I_C(tX)$). Además, mediante inferencia podremos obtener una medida del error estándar y la significación del mismo. De forma similar se puede obtener un índice de concentración de uso ($I_C(U)$) y el índice de concentración de la necesidad ($I_C(N)$) y de su significación.

Calculo del índice de inequidad (HI_{WV}):

Para conocer mejor el método de estimación de HI_{WV} es preferible consultar la bibliografía al respecto (p.e. van Doorslaer et al., 2000). Dicho índice es la diferencia entre los índices de concentración de uso y de necesidad ($HI_{WV} = I_C(N) - I_C(U)$). De las distintas formas posibles de calcularlo, en este documento se ha optado por hacerlo en su forma estocástica y directa mediante la regresión conveniente:

$$2\sigma_R^2 \left(\frac{u_i}{\bar{u}} - \frac{n_i}{\bar{n}} \right) = \alpha_1 + \beta_{HI} \cdot R_i + u_i \quad (4)$$

Donde u_i es el uso del individuo i \bar{u} es el uso medio, n_i es la necesidad estimada del individuo i y \bar{n} es la necesidad media. Por su parte el parámetro β_{HI} representa la estimación de HI_{WV} .

Calculo del índice de solidaridad (IS_{RJ})

¹⁵ La ponderación se ha construido en función del factor de elevación del individuo al total de la población, pero de forma que no incremente artificialmente el número de observaciones.

El índice de solidaridad se calcula en función de la eq. (2) en los que los índices de concentración se estima de forma estocástica a partir de regresiones convenientes en la forma de la eq (3). El mismo refleja un cociente en el que el numerador representa la solidaridad actual o real ($S_R=I_C(tX)+I_C(U)$) y el denominador la solidaridad necesaria ($S_N=I_C(tX)+I_C(N)$). Dado que ambos son la suma de dos Índices de concentración y para que queden constreñidos ente cero y uno ($S_R:[0;1];S_N:[0;1]$) se modifica la expresión (3) y queda:

$$\sigma_R^2\left(\frac{\tau_i}{\tau}\right) = \alpha_o + \beta \cdot R_i + u_i$$

Que es la expresión que utilizamos para $I_C(tX)$. En igualdad de condiciones se estiman $I_C(U)$ e $I_C(N)$.

Por otra parte, respecto a la significación estadística del IS, dado que $IS = \frac{I_C(tX) + I_C(U)}{I_C(tX) + I_C(N)}$, entonces la probabilidad de que dicho índice sea distinto de uno es igual a la probabilidad de que los índices de concentración de uso y necesidad sean distintos, es decir ($P(IS \neq 1) = P(I_C(U) \neq I_C(N))$). Nótese que dicha probabilidad coincide con la significación estadística de HI_{WV}

RESULTADOS

a) Índice de inequidad sanitario (HI_{WV})

El Cuadro 1 recoge las estimaciones de los índices de concentración de Uso ($I_C(U)$), de Necesidad ($I_C(N)$) y el índice de inequidad (HI_{WV}), para cada uno de los años de análisis, así como los parámetros de significación estadística (p-valor).

Cuadro 1. Índice de inequidad sanitaria (1999-2003)

	uso $I_C(U)$	p-valor	necesidad $I_C(N)$	p-valor	HI_{wv}	p-valor
1999						
medicos	-0.1421	0.000	-0.1997	0.000	0.0576	0.000
diasingr	-0.0829	0.000	-0.1726	0.000	0.0897	0.000
2001						
medicosprim	-0.1166	0.000	-0.1454	0.000	0.0288	0.021
medicosespe	-0.0526	0.028	-0.1398	0.000	0.0872	0.001
diasingr	-0.1216	0.000	-0.1171	0.000	-0.0045	0.896
urgencias	-0.0636	0.000	-0.1064	0.000	0.0429	0.004
2003						
medicosprim	-0.2000	0.000	-0.2514	0.000	0.0514	0.000
medicosespe	-0.0310	0.200	-0.2510	0.000	0.2200	0.000
diasingr	-0.1674	0.000	-0.2446	0.000	0.0772	0.000
urgencias	-0.1252	0.000	-0.2056	0.000	0.0803	0.000

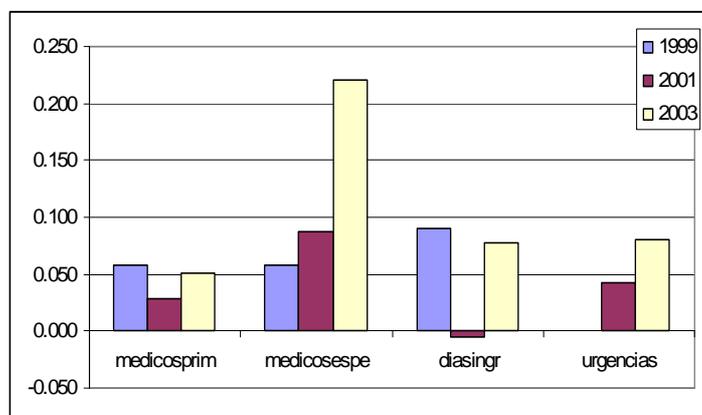
Fuente: Elaboración propia

En 1999 la desigualdad de uso es mayor entre las visitas al médico que entre las estancias hospitalarias. El valor negativo del índice de concentración implica que las decilas de población con inferior renta utilizan más los servicios sanitarios que las decilas de mayor renta. Sin embargo su necesidad es aún mayor. El índice de concentración de la necesidad de visitas al médico es de -0.19 contra un índice de concentración de uso de -0.14. El índice de concentración de la necesidad de estancias hospitalarias es de -0.17 contra un índice de concentración de uso de -0.08. Se produce por tanto, y según la metodología de Wagstaff y van Doorslaer una inequidad en el uso que asciende a un 5.76% en el caso de las visitas médicas y un 8.97% en el caso de estancias hospitalarias.

En 2001 el panorama es similar, la desigualdad de uso, con signo negativo en todas las dimensiones analizadas implica que los individuos con menor renta hacen un uso superior de los servicios sanitarios públicos pero su necesidad es aún mayor, se produce por tanto una inequidad en el acceso a los servicios sanitarios. En el caso de las visitas al médico generalista asciende a un 2.88%, en el caso de las visitas al especialista es de un 8.72% y en el caso de la asistencia a servicios de urgencia la inequidad asciende al 4.29%. Se produce una excepción en el caso de las estancias hospitalarias, el uso (que es significativamente superior en el caso de los individuos más pobres) coincide prácticamente con su necesidad, por lo que la diferencia no es significativamente distinta de cero.

Finalmente en 2003 se repiten los resultados, Todos los índices de concentración son negativos y significativos lo que implica un uso y una necesidad superior por parte de las capas de población con menos recursos. Una excepción la constituye el uso de los servicios de medicina especializada que no es significativamente distinta a la equiproporcional. Se produce también una inequidad significativa en todas las dimensiones analizadas.

Ilustración 2. Índice de inequidad sanitaria (1999-2003)



La Ilustración 2 muestra la representación gráfica del HI_{WV} durante los años de análisis. Se observa un mantenimiento de la inequidad tanto en la atención primaria

como en la hospitalaria, en tanto que parece que la inequidad crece tanto en servicios de medicina especialista como, a falta de datos para 1999, en la de urgencias. Finalmente, advertir que los datos son similares a los reportados por Urbanos(2000) para España (para el período 1987-95) y por van Doorslaer et al. (2000) para otros países de nuestro entorno. A pesar de las limitaciones inherentes a cualquier comparativa, por ejemplo el tamaño y el ambiente institucional es muy dispar, parece surgir la intuición sobre que se produce una inequidad moderada en el acceso a servicios de medicina general y algo más acusada en el caso del acceso a medicina especializada. En el caso de asistencia hospitalaria el uso es bastante similar a la necesidad.

Cuadro 2. El índice de inequidad en trabajos similares

	Urbanos	van Doorslaer et al.				
	España	Dinamarca	Finlandia	Holanda	Suecia	USA
medicosprim	-0.043	0.049*	0.036*	0.041*	0.03*	0.043*
medicosespe	0.072	0.083	0.056	0.080	nd	nd
diasingr	0.058**	-0.065**	-0.070**	-0.075**	-0.029**	-0.007**
urgencias	-0.037**	nd	nd	nd	nd	nd

* Se refiere a todas las visitas médicas, no sólo las de primaria.
 ** Estimaciones no significativas
 Fuente: Urbanos (2000) y van Doorslaer et al. (2000)

b) Índice de solidaridad en la sanidad (IS_{RJ})

Por su parte, los principales resultados del índice de solidaridad se muestran en el Cuadro 3. Las dos primeras columnas representan el numerador de la eq. (2), es decir S_R , y su significación estadística; la dos siguientes son el denominador de (2), es decir S_N , y su significación y las dos finales son el índice de solidaridad y su significación estadística. Como se ha mencionado, la solidaridad real y la necesaria miden el área entre la curva de Lorenz de la carga fiscal y la de uso y necesidad respectivamente. El índice de solidaridad es la relación entre ambas.

En 1999 la solidaridad, en los servicios médicos alcanzó un 17.4%, lo que constituye un 85.7% de la necesaria, es decir, de cada 100 euros que se recaudan en servicios médicos 17.3 serían utilizados por personas con una renta menor de quien contribuye al servicio, sin embargo, según la estimación de necesidad, hubiese sido necesario que la solidaridad fuese del 20.2%. Por su parte la solidaridad en las estancias hospitalarias apenas si alcanzó un 14.4% lo que representa un 76.3% de la necesaria.

En 2001 la solidaridad en servicios médicos osciló entre un 13.5% en el caso de los servicios médicos de especialistas y el 16.6% en el caso de los servicios médicos de generalista. Esta última representa un 92% de la necesaria, es decir prácticamente se alcanzó la solidaridad necesaria al 99% de confianza. La solidaridad en estancias hospitalarias también consigue un 100% y la de urgencias médicas un 86.7 de la necesaria.

Cuadro 3. Índice de solidaridad sanitaria (1999-2003)

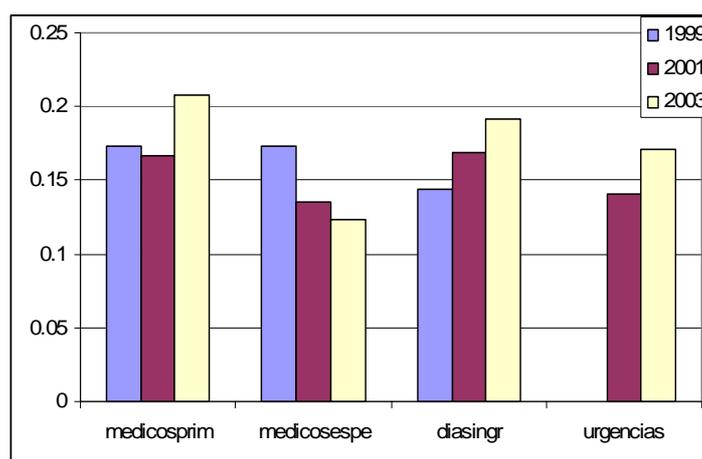
	Solidaridad Real (S_R)	p-valor	Solidaridad Necesaria (S_N)	p-valor	SI_{RJ}	p-valor
1999						
medicos	0.1736	0.000	0.2024	0.000	0.8576	0.000
diasingr	0.1441	0.000	0.1889	0.000	0.7627	0.000

2001						
medicosprim	0.1668	0.000	0.1812	0.000	0.9206	0.021
medicosespe	0.1348	0.000	0.1784	0.000	0.7555	0.001
diasingr	0.1693	0.000	0.1671	0.000	1.0134	0.896
urgencias	0.1403	0.000	0.1617	0.000	0.8674	0.004
2003						
medicosprim	0.2078	0.000	0.2335	0.000	0.8896	0.000
medicosespe	0.1234	0.000	0.2334	0.000	0.5287	0.000
diasingr	0.1916	0.000	0.2302	0.000	0.8323	0.000
urgencias	0.1705	0.000	0.2107	0.000	0.8093	0.000
<i>Fuente: Elaboración propia</i>						

En 2003, el peor índice de solidaridad es soportado por los servicios sanitarios de medicina especializada. Los tres restantes ganan en solidaridad respecto a los años anteriores. Así, medicina primaria llega al 20.8% de solidaridad real, la asistencia hospitalaria llega al 19.2% y urgencias al 17% de solidaridad.

La Ilustración 3 permite apreciar la evolución de la solidaridad real durante el período analizado. Salvo el caso de medicina especializada, el esfuerzo en solidaridad no ha parado de crecer durante los tres años de análisis. Dicho incremento se ha debido en parte a un incremento de la progresividad fiscal: en 1999 el coeficiente de concentración de los tributos fue de 0.205, en 2000 de 0.217 y en 2001 de 0.216 (todos los índices significativos al 99.9%); y en parte debido a un incremento en el uso por parte de las capas más desfavorecidas de la población: en el caso de servicios de asistencia primaria el índice de concentración¹⁶ ha pasado del -0.142 en 1999 al -0.117 en 2001 y a -0.2 en 2003; en el caso de servicios de asistencia hospitalaria el índice de concentración pasa del -0.083 en 1999 al -0.122 en 2001 y al -0.167 en 2003; finalmente el servicio de urgencias reporta una concentración del uso de -0.064 en 2001 y del -0.125 en 2003.

Ilustración 3. Solidaridad real (S_R) en servicios sanitarios (1999-2003)



Respecto al SI_{RJ} , se observa que, durante los años de estudio permanece, en la mayoría de las dimensiones analizadas en torno al 80%. Una excepción la constituye la

¹⁶ Véase Cuadro 1. El signo negativo implica que existe un uso superior por parte de los individuos con menor nivel de renta. Hay que tener en cuenta que los índices de concentración miden DOS VECES el área entre la curva de Lorenz y la recta de equiproporcionalidad,

asistencia por los servicios médicos especializados que, partiendo de las mismas cotas parece descender hasta niveles del 50% de solidaridad respecto a la necesaria.

CONCLUSIONES

La solidaridad en el servicio sanitario público español ha crecido desde 1999 hasta 2003. Ello ha sido posible debido tanto al crecimiento de la progresividad en la carga fiscal como al incremento del uso relativo de los servicios públicos por parte de los individuos con menor nivel de renta. Una excepción lo constituye la asistencia a los servicios médicos especializados en los que esta se reduce debido al incremento de uso relativo de los servicios públicos por parte de individuos con mayor renta.

Sin embargo el crecimiento de la solidaridad no es suficiente para reducir el índice de Solidaridad (IS_{RJ}), que mide la relación entre la solidaridad real y la que sería necesaria, para garantizar la equidad total. Este se mantiene en torno al 80% durante los años de la muestra debido a que los crecimientos de solidaridad se ven acompañados de crecimientos de la necesidad. En el artículo se argumenta que la identificación entre uso medio y necesidad que utilizan los predictores de la necesidad, puede provocar una sobreestimación de la necesidad.

Se pueden percibir dos ventajas del índice de solidaridad especificado respecto de otros indicadores de inequidad: la primera consiste en que la evolución de los indicadores (p.e. Ilustración 3) es más homogénea, sin bruscas oscilaciones, lo que incrementa la confianza en los indicadores y es muestra de la robustez del método; la segunda es que permite la descomposición de la equidad en el servicio público en sus dos dimensiones de contribución y de gasto.

REFERENCIAS

- Alesina, A. Danniger, S. Rostano, M. (1999): *Redistribution through Public Employment: the Case of Italy*. IMF working paper, N° 17; Washington, D.C.
- Alvarez, B. (2001): "La demanda atendida de consultas médicas y servicios urgentes en España". *Investigaciones económicas*. vol. XXV (1). 93-138.
- Atkinson, A.B. Stiglitz, J.E. (1988): *Lecciones sobre economía pública*, Instituto de Estudios Fiscales, Ministerio de Economía y Hacienda, Madrid.
- Cameron, A.C. Trivedi, P.K. (1998): *Regression analysis of count data*. Cambridge university press.
- Förster, M. (2000): "Trends and driving factors in income distribution and poverty in the OECD area", *Labour Market and Social Policy*. Occasional Paper No.42. Paris: OECD.
- Harsanyi, J.C. (1955): "Cardinal welfare, individualistic ethics and interpersonal comparisons of utility". *Journal of Political Economy* 63, 309-321.
- Hayek, F.A. (1976): *Law Legislation and Liberty*, vol. 2, University of Chicago Press.
- Instituto de Estudios Fiscales (2005): *Informe para el análisis del gasto sanitario*. Ministerio de Economía y Hacienda.
- Jha, R. (1998): *Modern Public Economics*, Routledge, London
- Jiménez Martín, S. Labeaga J.M. Martínez-Granado, M. (2002): "Latent class versus two-part models in the demand for physician services across the European Union". *Health Economics*. 11. 301-321.

- Kakwani, N. Wagstaff, A. van Doorslaer, E. (1997): "Socioeconomic inequalities in health: Measurement, computation and statistical inference". *Journal of Econometrics*. 77. 87-103.
- Kakwani, NC. (1977): "Measurement of tax progressivity: an international comparison". *Economic Journal*, 87, 71-80.
- Lerman, R.I. y Yitzhaki, S. (1984): "A note on the calculation and interpretation of the Gini coefficient". *Economics Letters*, 15, 363-368.
- McDowell A.(2003): "From the help desk: hurdle models". *The Stata Journal*. 3 (2). 178-184.
- Musgrave, R.A. (1959): *The Theory of Public Finance: a Study in Political Economy*. McGraw-Hill. New York.
- Musgrave, R.A. Thin, T. (1948): Income tax progression, 1929-48. *Journal of Political Economy*, 56(6), 498-514.
- Nozick, R. (1974): *Anarchy, State and Utopia*, Basic Books. Nueva York.
- Rawls, J. (1971): *A theory of justice*. Harvard University Press. Cambridge.
- Reynolds, M. Smolensky, E. (1977): *Publics expenditures, taxes and the distribution of income: The Unites States, 1950, 1961, 1970*. New York, Academic Press.
- Sandel, M.J. (1982): *Liberalism and the Limits of Justice*, Cambridge University Press.
- Tanzi, V. (2000): *El papel del Estado y la calidad del sector público*, Revista de la CEPAL, N° 71.
- Urbanos Garrido, R. (1999): *Una revisión de las investigaciones sobre la equidad horizontal en la prestación sanitaria: principales resultados de los estudios españoles*. Universidad Complutense. Serie DT. RePEc: ucm: doctra: 9913. <http://ideas.repec.org/p/ucm/doctra/9913.html>
- Urbanos Garrido, R. (2000): "Desigualdades sociales en salud y efectividad potencial de las políticas públicas: un estudio aplicado con datos españoles". *Hacienda Pública Española*. 154, 217-237
- van Doorslaer, E. Wagstaff, A. Bleichrodt, H. Calonge, S. Gertham, UG. Gerfin, M. Geurts, J. O'Donnell, O. Propper, C. Puffer, F. Rodríguez, M. Sundberg, G. Winkelhake, O. (1997): "Income-related inequalities in health: some international comparisons". *Journal of Health Economics*. 16. 93-112.
- van Doorslaer, E. Wagstaff, A. van der Burg, H.; Christiansen, T. de Graeve, D. Duvhesne, I. Gertham, U. Gerfin, M. Geurts, J. Gross, L. Hakkinen, U. John, J. Klavus, J. Leu, R. Nolan, B. O'Donnel, O. Propper, C. Puffer, F. Schellhorn, M. Sundberg, G. Winkelhake, O. (2000): "Equity in the delivery of health care in Europe and the US". *Journal of Health Economics*. 19. 553-583.
- Wagstaff, A. van Doorslaer, E. Burg, H. Calonge, S. Christiansen, T. Citoni, G. Gertham, UG. Gerfin, M. Gross, L. Häkinnen, U. Johnson, P. John, J. Klavus, J. Lachaud, C. Lauritsen, J. Leu, R. Nolan, B. Perán, E. Pereira, J. Propper, C. Puffer, F. Rochaix, L. Rodríguez, M. Schellhorn, M. Sundberg, G. Winkelhake, O. (1999): "Equity in the finance of health care: some further international comparisons". *Journal of Health Economics*. 18. 263-290.