

Autor(es): Rosa María Urbanos Garrido

Título: Una revisión de las investigaciones sobre la equidad horizontal en la prestación sanitaria: principales resultados de los estudios españoles

Resumen:

El presente documento constituye una revisión crítica de los principales trabajos metodológicos en el ámbito de la evaluación de la equidad horizontal en la prestación de servicios sanitarios, desde comienzos de la década de los 70 hasta nuestros días. Asimismo, ofrece un resumen de resultados de las investigaciones que hasta el momento se han realizado teniendo como ámbito de referencia el caso español.

1. Introducción.

El análisis de la equidad horizontal en la prestación sanitaria ha recibido poca atención en nuestro país, especialmente desde la perspectiva interpersonal. Sin embargo, si consideramos que las diferencias regionales son, en última instancia, un reflejo de la desigualdad social, parece oportuno dedicar esfuerzos a investigar cuál es el estado de la cuestión en este ámbito.

En este trabajo se revisan los principales trabajos metodológicos sobre la equidad horizontal en la prestación sanitaria, que habitualmente se ha definido a partir de dos enfoques fundamentales: el criterio de "igual acceso a igual necesidad", y el criterio de "igual utilización a igual necesidad". Si bien la legislación española hace referencia explícita al primero de ellos en la descripción de las metas distributivas del Sistema Nacional de Salud (Ley General de Sanidad (1986)), los trabajos aplicados suelen centrarse, por diversas razones, en el examen de la igualdad de uso como indicador de la equidad horizontal.

En realidad, la polémica acerca de cuál de los dos criterios es el más adecuado ha sido continua desde comienzos de los años 80. Algunos autores (Mooney (1991), (1992), (1994) y LeGrand (1991)) rechazan el principio de igual uso a igual necesidad, básicamente porque su cumplimiento supone vulnerar el principio de soberanía del consumidor e implica, por lo tanto, aceptar la sanidad como un bien de mérito. Según este criterio, se estaría forzando a consumir x cantidades de atención sanitaria a sujetos de necesidades idénticas pero preferencias distintas. Ante las mismas oportunidades de acceso, las preferencias de los individuos por el consumo de servicios sanitarios y su percepción de los potenciales beneficios hará que existan diferencias en la utilización. Por otro lado, también es posible que exista coincidencia en el uso a pesar de que las posibilidades de acceso sean distintas (Mooney 1983, 1986). De este modo, mayores preferencias por el consumo pueden superar los obstáculos del acceso, ocultando así una situación inequitativa.

Desde un plano puramente teórico, es cierto que la defensa del criterio de igualdad de utilización podría conducirnos a exigir individuos idénticos en preferencias. Sin embargo, desde un enfoque aplicado, las diferencias en la utilización entre individuos que forman parte de grupos sociales distintos pueden acercarnos a la medida de la inequidad en la prestación de los servicios sanitarios. En el caso de que no existiesen diferencias en el acceso entre individuos con las mismas necesidades, se plantea la cuestión de qué factores podrían originar diferencias significativas en la utilización efectiva. Por ejemplo, podríamos pensar que la percepción que cada persona tiene de los beneficios que va a recibir es diferente, quizás debido a que la información que maneja cada individuo responde a un grado distinto de precisión. Este hecho es especialmente importante en un contexto de incertidumbre e ignorancia con respecto al proceso de producción como el que caracteriza al ámbito sanitario. Por otro lado, el "respeto" a la soberanía del consumidor que se defiende desde el criterio de acceso debe considerar que, en muchas ocasiones, no es el paciente quien decide libremente su consumo sanitario. En realidad, la libertad de elección se delega en el profesional sanitario, que actúa como agente y es quien, en general, determina la cantidad de servicios consumida y, como consecuencia, la cantidad de recursos asignada a cada individuo. Además, hay que destacar que, a pesar de que la naturaleza de la relación de agencia citada es similar en todos los casos, sí puede variar el grado en que el principal es capaz de vigilar sus

intereses. Por ejemplo, es posible que se produzcan problemas de comunicación entre el médico y el paciente que hagan difícil el tratamiento adecuado de este último. Alternativamente, la actitud del profesional sanitario puede variar al enfrentarse a pacientes con grados de información diferentes: por ejemplo, los incentivos a ser diligente o a tomar las precauciones necesarias aumentarán si el principal sabe cómo pedir responsabilidades cuando el profesional actúa con negligencia. La imposibilidad de incorporar en los trabajos aplicados todos estos factores siguiendo el criterio de acceso ha determinado que los esfuerzos de investigación se concentren en la evaluación de la equidad horizontal en la prestación sanitaria desde la perspectiva de "igual utilización a igual necesidad".

Sin embargo, el criterio de utilización dista de ser perfecto. No todas las diferencias en la utilización a igual necesidad merecerán el calificativo de inequitativas, en cuanto no supongan una discriminación sobre la que es posible actuar. Por ejemplo, sería posible encontrar dos individuos con necesidad similar y distinta aversión al riesgo quienes, en caso de ser preguntados por sus preferencias ante dos tratamientos alternativos y de coste distinto decidieran no elegir el mismo. Por otro lado, es difícil valorar hasta qué punto la variabilidad en la práctica médica que implica una diferencia en la utilización genera o no inequidad. A modo de conclusión, podemos decir que las diferencias en la utilización a igual necesidad entre grupos sociales se emplean en la práctica para detectar defectos de equidad. De esta manera, el criterio de igualdad de uso a igual necesidad se considera un instrumento de constatación de diferencias entre grupos sobre las que el Sector Público tendría un cierto margen de actuación. A continuación se revisan los trabajos metodológicos más relevantes que emplean los enfoques expuestos.

2. Antecedentes.

En la década de los 70, varios estudios analizan la relación entre capacidad económica y utilización de servicios sanitarios, controlando por variables proxies de la necesidad. Uno de los primeros trabajos en este sentido fue el elaborado por Alderson (1970), en el que a través del uso de ratios comprobó las diferencias que, a igual necesidad, se registraban en la utilización de ciertos servicios por clases sociales. Algunos años más tarde, Salkever (1975) emplea el análisis econométrico con un objetivo similar. Salkever observa si las probabilidades de entrada en el sistema difieren por grupos sociales, cuando se tienen en cuenta variables de necesidad sanitaria. Para ello, aplica un procedimiento de estimación trietápico como el que se comenta a continuación.

En primer lugar, y tras dividir a la población en varios grupos, construye un modelo para el grupo social de mayor renta (G_1), tal que:

$$E_{G_1} = \beta_0 + \beta_1 \cdot S + \beta_2 \cdot S^2 + \gamma' X + \delta' Y, \quad (1)$$

donde E_{G_1} es una dummy que toma valor 1 si el individuo en cuestión utiliza los servicios sanitarios, y valor 0 en caso contrario; S es un índice de gravedad del problema de salud padecido por cada individuo; X un vector de variables de morbilidad, e Y un vector de términos de interacción entre S y X.

En segundo lugar, Salkever aplica el vector de estimadores obtenido a las variables del resto de grupos sociales. El objetivo es predecir la probabilidad que tendría un individuo de clase media o baja de entrar en contacto con el sistema, si estuviera situado en lo alto de la escala social. Por último, estima el siguiente modelo para los grupos de menor renta (G_2):

$$E_{G_2} = \alpha + \eta \cdot E_{G_1}. \quad (2)$$

Un año más tarde, Salkever (1976) construye un modelo de regresión que hace depender la probabilidad de demandar servicios preventivos de una serie de variables que representan los costes de la asistencia -directos y en términos de tiempo-, la morbilidad, algunas características demográficas y el grupo social de pertenencia. El estudio de significación para los estimadores asociados al grupo social permite concluir si existe o no inequidad asociada a la capacidad económica.

El empleo de los ratios uso/necesidad utilizados por Alderson sigue apareciendo en diferentes trabajos sobre equidad de esta década. En 1976, Forster aplica estos ratios a las diferentes clases sociales -estandarizando según la

composición por sexo y edad- para observar las diferencias en las tasas de consultas a Atención Primaria.

Estos primeros estudios centran su interés en las desigualdades en el acceso al sistema sanitario, entendido como la decisión de consumir o no determinados tipos de servicio. Sin embargo, no profundizan en las diferencias registradas en el consumo global.

A pesar de estos antecedentes, el estudio empírico sobre la inequidad en el gasto sanitario más relevante de la década -en términos de su repercusión- es el de LeGrand (1978), en el que se compara la distribución del gasto público (m) por persona enferma para cada grupo social g en los que se divide la población. El gasto imputado se calcula a partir del ratio $R_{1,g}$:

$$R_{1,g} = \frac{c \cdot x_g}{h_g} \quad (3)$$

donde c es el coste unitario del servicio prestado, x_g el número de unidades consumidas por los individuos del grupo g , y h_g el número de enfermos pertenecientes a g .

La equidad perfecta se logra cuando R_1 coincide para todos los grupos sociales o, expresado en otros términos, cuando la participación de cada grupo g en el gasto sanitario total (Sm_g) es igual a su participación relativa en la necesidad de toda la comunidad (Sh_g). En consecuencia, la equidad se alcanza cuando:

$$Sm_g = Sh_g, \forall g, \text{ donde}$$

$$Sm_g = \frac{n_g \cdot m_g}{\sum_g n_g \cdot m_g} \quad \text{y (4)}$$

$$Sh_g = \frac{h_g}{\sum_g h_g}, \quad (5)$$

siendo m_g el consumo medio de servicios sanitarios para el grupo g , y n_g el total de individuos pertenecientes a g .

Una de las aportaciones del trabajo de LeGrand consiste en su visión global sobre la inequidad. En lugar de examinar, como hasta entonces, las desigualdades en el acceso a un servicio en particular -normalmente las visitas de atención primaria-, considera una gama mayor de consumos -atención primaria, visitas externas y estancias hospitalarias-. Por otro lado, en un intento de agregación, LeGrand calcula las diferencias por grupos sociales en el consumo global, en lugar de limitarse a observar la primera toma de contacto de los pacientes con el sistema sanitario.

A pesar de estas aportaciones, el indicador R_1 resultante presenta serios inconvenientes en la medición de la inequidad. En primer lugar, considera implícitamente que los únicos usuarios de los servicios sanitarios son aquellos individuos clasificados como enfermos. La variable x_g recoge todo el consumo de servicios realizado por los individuos en cada categoría social. Sin embargo, en el denominador de R_1 sólo aparece la población enferma, definida en consecuencia como la única potencialmente usuaria.

El resultado será un cálculo sesgado en la participación relativa de cada grupo social en el gasto sanitario total. Para

ilustrar esta afirmación, supongamos que todos los enfermos consumen igual cantidad de servicios independientemente del grupo al que pertenezcan, y que lo mismo ocurre con los no enfermos. En esta situación, y considerando que el coste unitario c es constante para todo g , el sistema sería equitativo, puesto que trataría igual a los definidos como iguales. Sin embargo, los ratios anteriores detectarían una cierta inequidad a favor del grupo con una proporción mayor de población "sana" -con el resto de variables constante-.

Además, el grado de inequidad detectado también dependerá del consumo de servicios de los no enfermos. Cuanto mayor sea este consumo en términos absolutos, mayor inequidad se registrará a favor del grupo con mayor proporción de sanos.

En segundo lugar, LeGrand considera que todos los enfermos tienen igual necesidad de atención sanitaria al no incorporar simultáneamente distintas categorías de enfermos. Sin embargo, es improbable que se puedan recoger todas las diferencias de necesidad entre individuos con variables unidimensionales como las empleadas por este autor. En este sentido, se comete un error importante en la definición de los iguales.

Por otro lado, dicho error originará sesgos en los resultados. Supongamos que fuera posible encontrar más de una variable proxy de la necesidad. En concreto, pensemos qué ocurriría cuando se dispone de información sobre individuos con distintos diagnósticos, que corresponden a niveles de necesidad diferentes. El sistema será equitativo si los individuos con el diagnóstico i consumen una proporción m de gasto sanitario, igual para todo g . Si hemos definido necesidades distintas, es muy probable que el tratamiento correspondiente a cada una de ellas implique consumos diferentes. Esto es, el consumo medio de referencia variará por patologías. Sin embargo, el ratio R_1 , al no incorporar esta información, detectará inequidades a favor del grupo social con mayor proporción de enfermos que padezcan patologías más intensivas en consumo de servicios, a pesar de que exista equidad perfecta.

En tercer lugar, LeGrand prescinde de considerar posibles diferencias sociodemográficas entre grupos sociales. Sin embargo, el consumo de servicios sanitarios también se ve influido por factores tales como el sexo o la edad. En la medida en que la composición de población por sexo y edad difiera entre grupos, el ratio indicará la presencia de inequidad, que podría estar reflejando exclusivamente una desigualdad en el consumo debida a tales diferencias. Los resultados señalarán como grupos relativamente más favorecidos a aquéllos con mayor proporción de población más consumidora intensiva, a pesar de que no exista inequidad asociada a la capacidad económica.

Es posible plantearse cuál será el efecto global de los sesgos considerados hasta ahora en el ratio de LeGrand. No existe, sin embargo, una respuesta teórica definitiva a esta cuestión. El alcance de los mismos dependerá de cuál sea la composición de cada grupo g y de la distribución del consumo entre grupos de sexo, edad y morbilidad.

Finalmente, es interesante señalar otra posible fuente de distorsión en el índice R_1 . El numerador de R_{1g} está calculado como número de episodios de consumo multiplicado por su coste unitario total, el cual se considera idéntico para cada uno de los grupos socioeconómicos. LeGrand observa el sesgo que este supuesto puede generar en los resultados si, por ejemplo, los médicos dedican distintos esfuerzos a sus pacientes en función de su renta o nivel de educación. En este hipotético caso, encarecerían el coste de determinadas consultas y afectarían posiblemente a la calidad de los tratamientos.

Estudios posteriores resolvieron algunos de los problemas comentados. El trabajo de Collins y Klein (1980), cuyo objetivo era comprobar las diferencias entre grupos socioeconómicos en los patrones de acceso a la atención primaria, fue uno de los más relevantes.

El enfoque seguido por Collins y Klein para examinar la inequidad en el acceso a la asistencia se centra, nuevamente, en la utilización. Estos dos autores observan en qué medida, para ciertas categorías de morbilidad, sexo y edad, el porcentaje de individuos que acude a las consultas de atención primaria difiere entre grupos. De esta forma, evitaron incurrir en los principales sesgos citados anteriormente. En primer lugar, los porcentajes están calculados considerando la misma población en numerador y denominador, superando así el problema de la "falacia ecológica". En segundo lugar, al emplear varias categorías de necesidad -incluyendo una con la población "no enferma"-, tienen en cuenta la posibilidad de que individuos con distintas patologías precisen consumos diferentes. Por último, Collins y Klein ponderan la población de cada grupo social en función de su composición por edades, y obtienen resultados separados para hombres y mujeres.

En 1984, Blaxter emplea el mismo método anterior, examinando las diferencias entre clases sociales en el uso de consultas de Atención Primaria ante diagnóstico similar. La aportación más importante a destacar de este trabajo es la atención que concede a la desagregación por tipo de consulta. Su objetivo es comprobar si los grupos sociales hacen un uso cualitativamente distinto de la asistencia ofrecida por el sistema sanitario.

Siguiendo la tradición iniciada por Salkever, otros estudios -ya en la década de los 80- han empleado el análisis regresional. De ellos, el trabajo de mayor incidencia ha sido el publicado por Puffer en 1986. Puffer estima un modelo probit de consumo sanitario -restringido a las consultas de atención primaria-, empleando como variables independientes una serie de dummies de edad, sexo, algunas medidas representativas del estado de salud, y renta. El modelo incluye Asimismo varios términos de interacción entre la renta y el resto de variables. Analíticamente, el modelo puede resumirse como:

$$m_j = \alpha + \beta_1 \cdot y_j + \beta_2 \cdot s_j + \gamma \cdot x + \mu \cdot h + \nu \cdot y + u_j, \quad (6)$$

donde m_j es el gasto sanitario imputado a cada individuo j , y_j su renta, s_j la dummy de sexo, x un vector de dummies de edad, h un vector de dummies de estado de salud e y el vector que recoge los términos de interacción entre la renta y otras variables. Puffer comprueba la presencia de inequidad analizando la significación de los coeficientes correspondientes a las variables de renta.

Recientemente, Gerdtham (1997) examina la equidad en la utilización de servicios sanitarios a partir de un modelo en dos partes. La primera parte del modelo corresponde a la probabilidad de recibir atención sanitaria, mientras que la segunda estima la cantidad de servicios consumidos, dado un consumo positivo. Para comprobar la existencia de inequidad se incorporan, aparte de ciertas variables que controlan por la necesidad, variables de tipo socioeconómico como la renta, el nivel de educación o el tamaño de la localidad de residencia. Los resultados de las estimaciones permiten conocer si estos factores socioeconómicos muestran un efecto determinante en el consumo. El análisis se realiza por separado para dos tipos de atención sanitaria: las visitas al médico y los días de permanencia en el hospital.

Un elemento común de todos los métodos anteriores es su incapacidad para cuantificar la extensión de la inequidad total. De la misma manera, tampoco permiten determinar de qué forma ciertos grupos de población están siendo globalmente favorecidos/perjudicados en la provisión de la asistencia. Como máximo, a partir de ellos puede deducirse si existe o no cierto grado de inequidad. Para superar esta limitación, Wagstaff et al. (1989) emplean un método de curvas de concentración sobre el que girarán los trabajos metodológicos posteriores. No obstante, es importante señalar que dicho método se centra exclusivamente en el problema de la cuantificación, dejando al margen otro tipo de consideraciones que serán abordadas con posterioridad.

Según este enfoque, se ordena la población por alguna medida de su capacidad económica, ya sea utilizando algún indicador de renta o bien empleando grupos socioeconómicos. Una vez se ha producido esta ordenación, se dibuja una curva de concentración de enfermedad $L_I(R)$ y una segunda curva de concentración de gasto $L_M(R)$. $L_I(R)$ indicará desigualdades en la salud en contra de los grupos menos favorecidos si se sitúa por encima de la diagonal, que corresponde a la igualdad perfecta. Por su parte, $L_M(R)$ se situará por encima de la diagonal en la medida en que los grupos de rentas más bajas o de peor posición social sean consumidores más intensivos de servicios. Lo contrario ocurrirá si ambas curvas aparecen por debajo de la línea de 45° .

El área entre las dos curvas indicaría el grado de inequidad existente. Por lo tanto, el índice de inequidad -bautizado por los autores como índice de LeGrand (HI_{LG})- se calcularía como:

$$HI_{LG} = C_M - C_I, \text{ donde (7)}$$

$$C_M = 1 - 2 \int_0^1 L_M(R) dR, \text{ y (8)}$$

$$C_I = 1 - 2 \int_0^1 L_I(R) dR \quad . (9)$$

C_M representa el grado de desigualdad en la distribución del gasto sanitario, mientras que C_I indica la desigualdad en salud de la población estudiada.

Tal y como está calculado, $-1 \leq HI_{LG} \leq 1$. Cuando $HI_{LG} < 0$, el gasto relativo que corresponde a los grupos inferiores es superior a su participación en la distribución de la morbilidad. En este caso la curva de concentración de gasto se situará por encima de $L_I(R)$, y por lo tanto la inequidad favorecerá a los grupos de menor capacidad económica. Lo contrario sucederá si se obtienen valores positivos para HI_{LG} . La situación de equidad perfecta se alcanza cuando $L_M(R)$ y $L_I(R)$ coinciden $-HI_{LG} = 0$. En el caso de que las curvas de concentración corten la diagonal, y/o se corten entre sí, el índice continúa siendo válido sólo si suponemos que la inequidad a favor de un grupo puede compensar la inequidad en contra de otro.

Pese a que este índice sí permite cuantificar el grado de inequidad total en la provisión de los servicios sanitarios e identifica a quién favorece/perjudica la desigualdad, no consigue resolver el resto de problemas apuntados con anterioridad para el análisis de LeGrand. Por esta razón se han desarrollado posteriormente otro tipo de índices que comparten con HI_{LG} el empleo de curvas de concentración.

3. El índice de inequidad ajustado por necesidad (HI_{WVP}).

El índice de inequidad de Wagstaff, van Doorslaer y Paci (HI_{WVP}) combina alguno de los elementos de los trabajos anteriores. En esencia, este método consiste en comparar la participación de cada grupo de población en el gasto sanitario total -una vez ha sido estandarizado por ciertas variables- con su participación en el conjunto de la población.

Supongamos que la necesidad sanitaria está clasificada en una serie de categorías i . El gasto correspondiente a cada grupo g se calcula como la suma ponderada de los consumos asociados a cada nivel de necesidad. De esta forma se obtiene el gasto sanitario que el grupo g habría recibido si su grado de necesidad fuese el que corresponde como

media al conjunto de la población. Llamando m_g^+ al gasto estandarizado del grupo g , y considerando las i categorías de necesidad, tendremos:

$$m_g^+ = \sum_i f^i m_g^i \quad (10)$$

donde m_g^i es el gasto medio recibido por el grupo g en la categoría de necesidad i , y f^i la proporción de la muestra total perteneciente a i . Este método de estandarización representado por (10) recibe el nombre de estandarización directa.

Suponiendo dos grupos sociales, 1 y 2, la inequidad se testaría comprobando las diferencias entre el gasto correspondiente a cada grupo:

$$m_1^+ - m_2^+ = \sum_i f^i \cdot (m_1^i - m_2^i) \quad (11)$$

Según la expresión anterior, las diferencias de consumo entre grupos para cada tipo de necesidad i vienen ponderadas por la fracción de población perteneciente a i . El cálculo agregado de las diferencias en gasto permite que las desigualdades en el consumo se compensen entre grupos para distintas categorías de necesidad. La magnitud global de la inequidad dependerá, además de esas diferencias, de las ponderaciones utilizadas en la agregación.

La participación del grupo g en el gasto estandarizado se calcula entonces como:

$$S_g^+ = \frac{n_g \sum_i f^i m_g^i}{\sum_g \left[n_g \sum_i f^i m_g^i \right]} \quad (12)$$

La equidad perfecta se alcanza cuando m_g^+ coincide para todo g y, en consecuencia, S_g^+ coincide con la cuota relativa de población correspondiente a g . Esto es, cuando:

$$S_g^+ = \frac{n_g}{\sum_g n_g} \quad \forall g \quad (13)$$

Con el fin de evitar los sesgos debidos a la distinta composición intergrupos de sexo y edad, y considerando las variables de morbilidad como proxies de la necesidad, (10) puede expresarse como:

$$m_g^+ = \sum_i \sum_j \sum_k f^{ijk} m_{ijk}^g, \quad (14)$$

donde i corresponde a la variable de morbilidad, j a la de edad y k a la de sexo.

No obstante, los valores estandarizados del gasto también pueden calcularse utilizando un enfoque econométrico, más operativo y preciso. En realidad, la práctica totalidad de los trabajos empíricos que emplean el índice de Wagstaff et al. optan por estandarizar mediante ecuaciones de regresión.

Para ilustrar este método de estandarización, imaginemos el caso más sencillo, en el que sólo existen dos categorías de necesidad. De este modo, la necesidad total puede resumirse en una única variable x , con valor 0 si el individuo j pertenece a la categoría de necesidad 1, y valor 1 si pertenece a la categoría 2.

Para cada uno de los g grupos, puede estimarse el gasto m_j tal que:

$$m_j = \alpha_g + \beta_g \cdot x_j + u_j, \quad j \in g, \quad (15)$$

donde u_j corresponde al término de error.

La estandarización por regresión consiste en calcular la esperanza de la expresión anterior, de tal manera que el se obtenga aplicando los coeficientes de regresión a la media muestral de las variables independientes. Esto es:

$$E[m_j | j \in g, x] = \alpha_g + \beta_g \cdot x = m_g^+, \quad (16)$$

donde x es la media muestral de x_j .

Es fácilmente demostrable que (16) equivale a (10). En nuestro ejemplo de las dos categorías de necesidad, (10) puede expresarse como:

$$m_g^+ = f^1 \cdot m_g^1 + f^2 \cdot m_g^2 \quad (17)$$

Si tenemos en cuenta que los m_g^i se pueden calcular a partir de (15) como:

$$m_g^1 = E[m_j | j \in g, x_j = 0] = \alpha_g \quad (18)$$

$$m_g^2 = E[m_j | j \in g, x_j = 1] = \alpha_g + \beta_g, \quad (19)$$

y que podemos sustituir sus valores en (17), obtenemos:

$$m_g^+ = f^1 \cdot \alpha_g + f^2 \cdot (\alpha_g + \beta_g) = (f^1 + f^2) \cdot \alpha_g + f^2 \cdot \beta_g = \alpha_g + x \cdot \beta_g \quad (20)$$

Es fácil generalizar el modelo a tantas variables de control como se quiera. En el caso más general, en el que se

considerase un vector x de variables -demográficas, de morbilidad, etc.- (16) podría expresarse como: $m_g^+ = \beta_g' \cdot \bar{x}$,

donde \bar{x} corresponde al vector de medias muestrales de las x_j .

Para llevar a cabo la estandarización mediante el análisis de regresión, es importante decidir qué tipo de modelo econométrico puede ajustarse mejor a las características del consumo sanitario. En este sentido, es bastante habitual encontrar en la literatura referencias sobre la modelización del consumo a partir de la descomposición de (16) en dos partes, tal que:

$$m_g^+ = E[m_j | j \in g, \bar{x}] = \Pr[m_j > 0 | j \in g, \bar{x}] * E[m_j | j \in g, m_j > 0, \bar{x}] \quad (21)$$

[A] [B]

La parte [A] de (21) refleja la probabilidad de acceder al servicio en cuestión, mientras que [B] modeliza el nivel de gasto imputado, condicionado a que exista un consumo positivo; esto es, una vez ha tenido lugar el primer contacto con el sistema sanitario.

Una vez se resuelve la ecuación (21), la magnitud de la inequidad puede calcularse empleando el enfoque de las curvas de concentración. A partir de los m_g^+ es posible dibujar una curva de concentración de gasto estandarizado (L_{M^+} (R)). El índice de concentración correspondiente (C_{M^+}) es precisamente el índice de inequidad HI_{WVP} .

$$HI_{WVP} = C_{M^+} = 1 - 2 \int_0^1 L_{M^+}(R) dR \quad (22)$$

C_{M^+} indica el grado de inequidad existente, y su signo a qué grupos favorece la inequidad. En concreto, cuando $C_{M^+} > 0$ - L_{M^+} (R) situada por debajo de la diagonal- la inequidad favorecerá a los grupos de mayor capacidad económica. Lo contrario ocurrirá para valores negativos del índice. Si $HI_{WVP} = 0$, la provisión de servicios será perfectamente equitativa.

Una forma alternativa de cálculo de C_M^+ viene dada por la expresión siguiente:

$$C_M^+ = \frac{2}{m^+} \sum_g f_g \cdot m_g^+ \cdot R_g - 1, \quad (23)$$

donde m^+ es la media muestral de m_g^+ , y R_g representa la proporción acumulada de población hasta el punto medio de cada intervalo definido por g.

El índice anterior constituye una medida de la desigualdad y satisface, además, las propiedades básicas exigidas a índices de esta naturaleza (van Doorslaer, Wagstaff et al. (1995)): refleja la dimensión económica de las desigualdades, tiene en cuenta a la totalidad de la población y es sensible a los cambios en la distribución de la población entre grupos socioeconómicos. Por otro lado, el índice HI_{WVP} puede calcularse tanto para cada tipo de servicio consumido, como para el gasto sanitario total. De esta forma, además de ofrecer cuantificada la inequidad total, permite detectar en qué niveles de asistencia se concentran las desigualdades.

La metodología de Wagstaff, van Doorslaer y Paci, mayoritariamente empleada en los trabajos empíricos sobre la equidad horizontal en la prestación sanitaria, adolece, sin embargo, de un inconveniente básico. El índice de concentración C_M^+ está calculado a partir del consumo de cada grupo social g. En consecuencia, su magnitud dependerá del número de grupos considerado, dado que dicho número afecta a R_g (Wagstaff y van Doorslaer (1996) y Kakwani et al. (1997)). Por este motivo, Wagstaff y van Doorslaer (1996) han elaborado recientemente un índice alternativo que permite superar este inconveniente.

4. El índice de inequidad ajustado por necesidad a partir del método de estandarización indirecta (HI_{WV}).

El índice propuesto por Wagstaff y van Doorslaer (HI_{WV}), basado nuevamente en el empleo de curvas de concentración, calcula la inequidad como la diferencia entre la necesidad de atención médica y el consumo sanitario real. Este método puede utilizarse tanto con datos individuales como con datos agrupados por niveles de renta o categoría socioeconómica. La diferencia fundamental de este índice con respecto al anterior reside en la fórmula de cálculo del gasto estandarizado. En este caso se emplea lo que Wagstaff et al. (1996) denominan método de estandarización indirecta.

Supongamos que la población se encuentra ordenada en g grupos, y que podemos reducir la necesidad sanitaria a i categorías. La necesidad para cada uno de los grupos considerados viene aproximada por la expresión (24):

$$m_g^* = \sum_i f_g^i \cdot m^i, \quad (24)$$

donde m^i es el gasto medio muestral en la categoría de necesidad i, y f_g^i la proporción de individuos pertenecientes al grupo g y clasificados en i. En la parte izquierda de la ecuación, m_g^* indica el consumo que habría correspondido al grupo g si sus componentes hubieran sido tratados de la misma forma que el resto de la población con las mismas características de necesidad. O, expresado en otros términos, el consumo "ideal" o de referencia que debió recibir cada uno de los grupos definidos.

En el caso de disponer de datos individuales, la necesidad del individuo j quedaría expresada como:

$$m_j^* = \sum_i f^i \cdot m^i, \quad (25)$$

donde f^i es el número total de personas que responden a las i características.

Del mismo modo que en la metodología propuesta por Wagstaff, Van Doorslaer y Paci, el gasto estandarizado puede calcularse empleando el análisis de regresión. Suponiendo de nuevo que la necesidad se reduce a dos categorías, el

gasto m_j puede expresarse de la siguiente forma:

$$m_j = \alpha + \beta x_j + u_j, \quad (26)$$

donde la variable x_j sería la dummy de necesidad definida en el apartado anterior.

Según la siguiente expresión, análoga a (16):

$$m_j^* = E[m_j | x_j] = \alpha + \beta x_j, \quad (27)$$

De nuevo, cuando se emplea un vector de variables indicativas de la necesidad, tendremos:

$$m_j^* = \beta \cdot x_j. \quad (28)$$

Análogamente a lo que sucedía en el caso del índice C_M^+ , la estandarización de la necesidad puede llevarse a cabo utilizando un modelo en dos partes que modelice, tanto la probabilidad de consumir servicios sanitarios, como la cantidad de consumo una vez el acceso se ha hecho efectivo. De este modo, la ecuación (25) quedaría representada por:

$$m_j^* = E[m_j | \bar{x}_j] = \Pr[m_j > 0 | \bar{x}_j] * E[m_j | m_j > 0, \bar{x}_j] \quad (29)$$

A partir de los m_j^* o m_g^* , es posible construir una curva de concentración de necesidad ($L_N(R)$), una vez se ha ordenado a los individuos en función de la medida de capacidad económica correspondiente. Asimismo, a partir del

consumo real de cada uno de los individuos (m_j) o grupos ($m_g = \sum_i m_g^i$) se obtiene la curva de concentración de gasto total $L_M(R)$.

El índice de inequidad HI_{WV} representa el doble del área entre la curva de concentración de necesidad y la de gasto:

$$HI_{WV} = 2 \int_0^1 [L_N(R) - L_M(R)] dR = C_M - C_N, \quad (30)$$

donde C_M es el índice de concentración del gasto real, y C_N el índice de concentración de la necesidad. Cuando $HI_{WV} > 0$, la inequidad horizontal favorece a los individuos o grupos mejor situados, mientras que lo contrario ocurre cuando

el índice toma valores negativos. En el caso de que $HI_{WV} = 0$, se concluye que no existe inequidad horizontal asociada a la capacidad económica.

De esta forma HI_{WV} ofrece la magnitud de la inequidad. También en este caso es posible calcular índices separados para cada tipo de consumo, con el fin de identificar en qué servicios la inequidad es mayor, y a qué grupos o individuos favorece. Por otro lado, al emplearse el gasto medio de la muestra en el procedimiento de estandarización de la necesidad -ecuaciones (24) y siguientes-, el problema asociado al índice anterior (HI_{WVP}) desaparece.

Alternativamente, el índice HI_{WV} puede calcularse a partir de la siguiente regresión (Kakwani et al. (1997):

$$2 \sigma_R^2 \cdot [(m_j / m) - (m_j^* / m^*)] = \gamma + \eta \cdot R_j + u_j, \quad (31)$$

donde σ_R^2 es la varianza de R_j , y el estimador mínimo-cuadrático de η corresponde al índice HI_{WV} . Entre los

resultados de esta regresión aparece el error estándar de η , a partir del cual observamos si la inequidad resulta o no significativa. Sin embargo, este error no es del todo preciso, dado que las estimaciones de C_M y C_N no se distribuyen de manera independiente. Kakwani et al. (1997) proponen el cálculo de un nuevo error estándar del índice HI_{WV} , que tenga en cuenta la correlación serial en la estructura de los residuos. Para ello, se parte de la expresión de la varianza de HI_{WV} tal y como la derivan los autores. La expresión final de esa varianza es:

$$\text{var}(HI_{WV}) = \frac{1}{N} \left\{ \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \left[\frac{m_i}{m} (2R_i - 1 - C_M) + 2 \cdot \frac{\sum_{j=1}^i m_j}{N \cdot m} - \frac{\sum_{j=1}^{i-1} m_j}{N \cdot m} - \frac{m_i^*}{m^*} (2R_i - 1 - C_M) - 2 + \frac{\sum_{j=1}^i m_j^*}{N \cdot m^*} + \frac{\sum_{j=1}^{i-1} m_j^*}{N \cdot m^*} \right]^2 - HI_{WV}^2 \right\} \quad (32)$$

Este método se presenta, por el momento, como el más operativo y preciso para la medición, a partir del enfoque "igual utilización a igual necesidad", de la equidad horizontal interpersonal en la provisión de servicios sanitarios.

5. Principales resultados de los estudios españoles.

Los trabajos que se han aplicado hasta el momento al caso español son escasos, emplean distintas metodologías y se refieren a ámbitos diferentes. El primero de ellos (Rodríguez et al. 1993) examina la inequidad horizontal del gasto sanitario español como suma de público y privado, utilizando datos procedentes de la Encuesta Nacional de Salud de 1987. Como indicador de la utilización de servicios sanitarios se incluye el gasto asociado a las consultas al médico general, visitas al médico especialista e ingresos hospitalarios. Por su parte, los indicadores de la necesidad responden a un modelo con tres componentes (Wagstaff et al. 1992), tradicionalmente utilizado en los estudios aplicados. Estos componentes son:

-en primer lugar, un componente médico, que vendría aproximado por alguna variable que expresara la presencia de ciertas patologías;

-en segundo lugar, un componente funcional que pretende recoger la incapacidad de los individuos para llevar a cabo las funciones normales de su vida diaria y,

-por último, un componente subjetivo de necesidad que mediría el estado de salud a través de la propia percepción individual.

En el trabajo citado, el primer componente de necesidad está aproximado por la variable "presencia de enfermedades crónicas". Para recoger el segundo componente se utilizan las variables "presencia de dolencia crónica que limite la actividad principal", y "días de restricción de actividad". Por último, el componente subjetivo viene definido a través de la "autovaloración del estado de salud". Para cuantificar el grado de inequidad horizontal se emplean tanto el índice de LeGrand como el propuesto por Wagstaff, van Doorslaer y Paci. En el primer caso, se calcula un índice para cada uno de los indicadores de necesidad descritos. Todos ellos indican la presencia de inequidad a favor de la población de mayores recursos, especialmente acentuada cuando se utiliza la salud autovalorada como medida de la necesidad. En el segundo caso, la inequidad aparece suavizada por el efecto de la estandarización por sexo, edad y enfermedad, si bien cuando se calcula el índice de Wagstaff, van Doorslaer y Paci considerando simultáneamente los cuatro indicadores de necesidad, los resultados vuelven a señalar la existencia de una inequidad significativa a favor de los individuos de mayor capacidad económica.

Por su parte, Abásolo (1997) evalúa la equidad horizontal en la prestación de servicios públicos con datos procedentes de la Encuesta Nacional de Salud de 1993, en un ejercicio de comparación entre la distribución del gasto sanitario en la Comunidad Autónoma Canaria y en el conjunto español. Del mismo modo que en el trabajo anterior, se consideran, entre los consumos, las visitas al médico general, las visitas al médico especialista y las estancias hospitalarias. En cuanto a la necesidad, se incluyen indicadores que señalan la presencia de enfermedades crónicas y agudas, así como la salud autovalorada de la población. De nuevo la inequidad se calcula a partir del método propuesto por Wagstaff, van Doorslaer y Paci, si bien en este caso los resultados apuntan hacia una cierta inequidad a favor de los individuos de menor capacidad económica, más acentuada en la Comunidad Canaria que en el conjunto español. Este hecho se encuentra sin duda influido por el ámbito de aplicación del índice, restringido exclusivamente al gasto público.

Finalmente, el trabajo más reciente referido al ámbito español también se ocupa únicamente del gasto sanitario público (Urbanos (1999)). En él se examina la evolución de la equidad entre 1987 y 1995, a partir de las tres Encuestas de Salud disponibles hasta ese momento, e incluye un análisis desagregado por servicios asistenciales, entre los que se incluyen las visitas al médico general, visitas al médico especialista, visitas a los servicios de urgencia y estancias hospitalarias.

Las variables de necesidad empleadas se encuadran en el modelo de Wagstaff et al. (1992) citado, si bien son más numerosas que en los estudios anteriores. La metodología de cálculo de la inequidad corresponde al índice propuesto por Wagstaff y van Doorslaer, y sus resultados indican que la desigualdad tiende a favorecer a los individuos de menos recursos en los servicios de medicina general, mientras lo contrario ocurre en el caso de la atención especializada. No obstante, también se registra una evolución favorable entre el inicio y el final del período estudiado. Si bien en 1987 se producía una desigualdad significativa a favor de la población mejor situada en términos socioeconómicos, en 1995 no se registra una inequidad apreciable.

La continuación de las investigaciones en el ámbito de la equidad en la prestación sanitaria será posible en la medida en que nuevas fuentes de datos estén disponibles. La recién publicada Encuesta de Salud de 1997 permite actualizar los resultados de los trabajos anteriores. Por su parte, las Encuestas referidas a algunas Comunidades Autónomas, como el País Vasco o Cataluña, abren la puerta al estudio de los sistemas de salud regionales. En cualquier caso, parece necesario mantener los esfuerzos de investigación en esta línea como forma, no sólo de evaluar los logros del Sector Público en el terreno de la equidad, sino de orientar su actividad hacia políticas concretas que tengan en consideración las metas distributivas del gasto.

Referencias:

Abásolo, I. (1997): *La Economía del Gasto Sanitario en la Comunidad Autónoma Canaria (1989-1993)*, cap. 5. Tesis doctoral presentada en el Departamento de Economía Aplicada de la Universidad de La Laguna.

Alderson, M. (1970): "Social class and the health service", *Medical Officer*, 124, pp.51-59, (citado en LeGrand, J. (1993): "Equity in the distribution of health care: the British debate", *Equity in the finance and delivery of health care: an international perspective* (ed. Rutten F. et. al.), pp. 348-355).

Andersen, R. Kravitz, J. y Anderson, O.(eds) (1975): *Equity in health services: empirical analysis in social policy*. Ballinger, Cambridge Mass.

- Blaxter, M. (1984): "Equity and consultation rates in general practice", *British Medical Journal*, vol. 288, pp. 1963-1967.
- Collins, E. y Klein, R. (1980): "Equity and the NHS: self-reported morbidity, access and primary care", *British Medical Journal*, vol. 281, pp.1111-1115.
- Culyer, A.J., van Doorslaer, E. y Wagstaff, A. (1992a): "Comment: Utilisation as a measure of equity by Mooney, Hall, Donaldson and Gerard", *Journal of Health Economics*, 11, pp.93-98.
- Culyer, A.J., van Doorslaer, E. y Wagstaff, A. (1992b): "Access, utilisation and equity: A further comment", *Journal of Health Economics*, 11, pp.207-210.
- Forster, D.P. (1976): "Social class differences in sickness and G.P. consultations", *Health Trends*, 8, pp. 29-32.
- Gallo, P., Serra-Prat, M. y Granados A. (1999): "Equidad en la provisión de servicios sanitarios en Catalunya", incluido en: Asociación de Economía de la Salud (ed.), *Necesidad sanitaria, demanda y utilización*, Actas de las XIX Jornadas de Economía de la Salud.
- Gerdtham, U.G. (1997): "Equity in health care utilization: further tests based on hurdle models and swedish micro data", *Health Economics*, vol. 6, pp.303-319.
- Kakwani, N., Wagstaff, A. y van Doorslaer, E. (1997): "Socioeconomic inequalities in health: Measurement, computation and statistical inference", *Journal of Econometrics*, 77, pp. 87-103.
- LeGrand, J. (1978): "The distribution of public expenditure: the case of health care", *Economica*, nº45, pp. 125-142.
- LeGrand, J. (1991): "Editorial: The distribution of health care revisited: a commentary on Wagstaff, van Doorslaer & Paci, and O'Donnell & Propper", *Journal of Health Economics*, 10, pp. 239-245.
- Ley 14/1986, de 25 de abril, General de Sanidad.
- Mooney, G., Hall, J., Donaldson, C. y Gerard, K. (1991): "Note: Utilisation as a measure of equity: Weighing Heat?", *Journal of Health Economics*, 10, pp.475-480.
- Mooney, G., Hall, J., Donaldson, C. y Gerard, K. (1992): "Reweighing heat: Response to Culyer, van Doorslaer and Wagstaff", *Journal of Health Economics*, 11, pp.199-205.
- Mooney, G. (1994): *Key Issues in Health Economics*, Harvester, Wheatsheaf.
- Puffer, J. (1986): "Access to Primary Health Care: A Comparison of the US and the UK", *Journal of Social Policy*, 15, 3, pp. 293-313.
- Rodríguez, M., Calonge, S. y Reñé, J. (1993): "Equity in the finance and delivery of health care in Spain", en *Equity in the finance and delivery of health care. An international Perspective*, Oxford University Press.
- Rutten, F., van Doorslaer, E. y Wagstaff, A. (eds) (1993): *Equity in the finance and delivery of health care:an international perspective*. Oxford University Press.
- Salkever, D.S. (1975): "Economic class and differential access to care: comparisons among health care systems", *International Journal of Health Services*, 5, pp. 373-395.
- Salkever, D.S. (1976): "Accessibility and the demand for preventive care", *Social Science and Medicine*, 10, pp. 469-476.

Urbanos, R. (1999): *Análisis y evaluación de la equidad horizontal interpersonal en la prestación pública de servicios sanitarios. Un estudio del caso español para el período 1987-1995*. Tesis doctoral presentada en el Departamento de Economía Aplicada VI de la Universidad Complutense de Madrid.

van Doorslaer, E., Wagstaff, A. et al. (1995): "Socioeconomic inequalities in health: some international comparisons", (mimeo).

Wagstaff, A., van Doorslaer, E. y Paci, P. (1989): "Equity in the finance and delivery of health care: some tentative cross-country comparisons". *Oxford Review of Economic Policy*, vol.5, nº 1, pp. 89-112.

Wagstaff, A., van Doorslaer, E. y Paci, P. (1991): "On the measurement of horizontal inequity in the delivery of health care", *Journal of Health Economics*, 10, pp. 169-205.

Wagstaff, A. y van Doorslaer, E. (1996): "Measuring and Testing for Inequity in the Delivery of Health Care", School of Social Sciences, University of Sussex (mimeo).