

DESIGUALDADES SOCIOECONÓMICAS EN LA UTILIZACIÓN DE SERVICIOS SANITARIOS.

Antonio Clavero Barranquero y M^a Luz González Álvarez
Universidad de Málaga.
Facultad de Ciencias Económicas y Empresariales.
Departamento de Economía Aplicada (Estadística y Econometría)
Plaza El Ejido s/n. 29071 Málaga
Tfnos.: 952.13.12.06, 952.13.20.29.
Fax: 952.13.72.62
E-mail: clavero@uma.es, luz@uma.es.

1. Introducción

La equidad es un objetivo fundamental para la mayoría de los Servicios Nacionales de Salud. La Ley General de Sanidad (LGS) española de 1986 hace referencia a dicho principio en los artículos 3 y 12 relativos al acceso, prestaciones sanitarias y políticas de gasto. Actualmente, el Sistema Nacional de Salud español está constituido por diecisiete Servicios Regionales de Salud y el logro de la equidad entre regiones y dentro de las regiones es una prioridad de las autoridades sanitarias nacionales y regionales, tal como se recoge en los artículos 1 y 2 de la Ley de Cohesión y Calidad del Sistema Nacional de Salud (LCC) de 2003.

Aunque la LGS y la LCC mencionan explícitamente el principio de igual acceso para igual necesidad como indicador de equidad horizontal¹, muchos trabajos empíricos se han basado en el principio de igual uso para igual necesidad, es decir, las personas con igual necesidad de asistencia deben ser tratadas de la misma forma, independientemente de su renta.

Los estudios acerca de la equidad en la distribución de asistencia sanitaria se han planteado bajo dos enfoques: 1) índices de inequidad (LeGrand, 1978; Wagstaff, Van Doorslaer y Paci, 1989; Wagstaff y Van Doorslaer, 2000) y 2) modelos de regresión que permitan explicar el uso de la asistencia sanitaria (Salkever, 1975; Puffer, 1986; Gertdham, 1997; Abásolo, Manning y Jones, 2001). Este último enfoque tan solo permite concluir si existe inequidad o no, pero es incapaz de cuantificar el grado de la misma.

El “*European BIOMED Research Programme*”, conocido como “*ECuity project*” ha desarrollado una serie de medidas de desigualdad e inequidad basadas en índices de concentración. Recientemente, dicho proyecto

¹ Véase Mooney (1983) con el fin de conocer otras definiciones de equidad horizontal en salud, asistencia sanitaria o financiación; así como González y Urbanos (2000) para una revisión acerca de estas cuestiones, así como para consultar resultados empíricos obtenidos en España.

se ha establecido como objetivo determinar los factores explicativos de las desigualdades en salud y asistencia sanitaria relacionadas con la renta, así como las diferencias existentes tanto dentro como entre una serie de países europeos. Uno de los mayores atractivos del índice de concentración, como medida de la desigualdad en relación con la renta, consiste en la posibilidad de especificar un modelo econométrico que explique las variaciones en la salud o la asistencia sanitaria. A partir de la estimación de dicho modelo es posible proceder a la descomposición de la desigualdad según la contribución de cada uno de los regresores (Wagstaff, Van Doorslaer y Watanabe, 2003).

El objetivo de esta investigación se concreta en el análisis de la equidad en la utilización de la asistencia sanitaria en España, haciendo referencia a las visitas al médico general y al especialista. La metodología aplicada con el fin de cuantificar el grado de desigualdad y proceder a la descomposición de la misma es la desarrollada por los autores mencionados y por Van Doorslaer, Koolman y Jones (2004). Sin embargo, este estudio se diferencia de éstos y de otras investigaciones previas en varios aspectos. En primer lugar, sólo se han considerado aquellos individuos que no disponen de un seguro privado de salud o asistencia sanitaria, ya que la idea es verificar si todos los individuos cubiertos por el Servicio Nacional de Salud son igualmente tratados. En segundo lugar, las estimaciones se han realizado empleando un panel de datos con objeto de reducir el sesgo causado por la heterogeneidad individual inobservable, que suele afectar a la decisión de usar determinados servicios médicos, al igual que Van Ourti (2004), Jones y López-Nicolás (2004) y Contoyannis, Jones y Rice (2004). La aportación en este sentido consiste en especificar modelos que incluyen un indicador acerca de la utilización de asistencia sanitaria en el período anterior, con objeto de observar si determinados hábitos de comportamiento tienen algún efecto sobre las medidas de inequidad.

La fuente de información seleccionada para llevar a cabo dichas estimaciones es el Panel de Hogares de la Unión Europea (PHOGUE). Las ventajas de esta encuesta sobre otras fuentes de información empleadas en estudios de este tipo, como la Encuesta Nacional de Salud (ENS) o la Encuesta de Presupuestos Familiares (EPF), están referidas a que el PHOGUE contiene información tanto del estado de salud y utilización de asistencia sanitaria como de características demográficas y variables económicas, tales como renta, nivel educativo, ocupación, etc. En cambio, la ENS no dispone de datos de renta y la EPF no contempla cuestiones relacionadas con la salud.

La estructura del trabajo se expone a continuación. En primer lugar se lleva a cabo una revisión de las medidas de desigualdad y de inequidad, con especial referencia a los estudios desarrollados en España. En la sección tercera se describe la metodología aplicada para la medición y descomposición de la desigualdad en la utilización de asistencia sanitaria en relación con la renta. La siguiente sección se divide en tres bloques: el primero está dedicado a la descripción del PHOGUE y de las variables seleccionadas para la estimación; el segundo, a comentar los métodos econométricos de estimación más apropiados y los resultados empíricos obtenidos; y en el tercero, se procede a la descomposición de la desigualdad tanto para las visitas al médico general como al especialista. Finalmente, se exponen las conclusiones obtenidas tras el análisis.

2. Una revisión de las medidas de desigualdad e inequidad

Una aproximación de la desigualdad puede obtenerse de las curvas de concentración, las cuales representan la proporción acumulada de la muestra, ordenada según la renta, frente a la proporción acumulada de utilización. En ocasiones es difícil concluir nada acerca de la desigualdad a partir de dichas curvas, por lo que es preferible obtener una medida analítica de la desigualdad como, por ejemplo, el índice de concentración (CI). Dicho índice se ha convertido en una herramienta habitual para la medición de la desigualdad en salud y en asistencia sanitaria relacionada con la renta.

2.1. Definición

El índice de concentración (CI) se define como dos veces el área comprendida entre la curva de concentración $L(s)$ y la línea de equidad perfecta. Si todos los individuos hicieran el mismo uso de los servicios sanitarios, la curva coincidiría con la línea de 45 grados (diagonal o línea de equidistribución) y por tanto, el índice sería nulo. Si, por el contrario, la curva se sitúa por debajo (encima) de la diagonal, el índice tomará valores positivos (negativos) indicando que las desigualdades existen y favorecen a los individuos de mayor (menor) renta.

$$CI = 1 - 2 \int_0^1 L(s) ds. \quad [1]$$

Esta comparación presupone que todas las desigualdades socioeconómicas en utilización son evitables. Sin embargo, dicha suposición no es nada realista, puesto que existen características, tales como la necesidad, la edad o el sexo, que afectan al consumo de servicios sanitarios, que están correlacionadas con la renta,

pero que son inalterables en un porcentaje bastante elevado. El grado de desigualdad nos dirá algo acerca del grado de inequidad únicamente cuando la necesidad de asistencia sanitaria no varíe con la renta. Si éste no fuese el caso, sería razonable calcular la distribución de la utilización estandarizada según necesidad y obtener un nuevo índice de concentración:

$$CI^* = 1 - 2 \int_0^1 L^*(s) ds . \quad [2]$$

Existen dos métodos de estandarización: directo e indirecto. El primero requiere usar datos agrupados con el fin de calcular la utilización estandarizada para cada grupo de renta². Las cifras indicarán qué cantidad de asistencia habrían recibido los individuos en cada grupo de renta si ellos tuviesen el mismo grado de necesidad. Wagstaff, Van Doorslaer y Paci (1991) definen este nuevo índice ($HI_{WVP} = CI^*$) como una medida del grado de inequidad o de desigualdades evitables en el uso de servicios sanitarios.

Rodríguez, Calonge y Reñé (1993), con la información proporcionada por la ENS 1987, cuantifican la inequidad en la distribución del gasto sanitario, público y privado, en España mediante este índice. Los resultados confirman que la inequidad favorece a los grupos de rentas más altas, aunque no es demasiado importante. Abásolo (1998) analiza la equidad horizontal en la provisión de servicios sanitarios públicos entre grupos socioeconómicos clasificados según la ocupación, ya que la ENS 1993 no proporciona datos de renta. Aplicando el índice HI_{WVP} y la estandarización directa, el objetivo de su trabajo es comparar la situación de la región de Canarias con la de España. A pesar de que los grupos socioeconómicos más desfavorecidos presentan una necesidad relativa mayor, también reciben una proporción de gasto sanitario público mayor que la que les correspondería según su grado de necesidad relativa. Con respecto a Canarias, el grado de inequidad es notablemente mayor que en el resto del país.

El método de estandarización directo presenta el inconveniente de que el valor del índice de concentración depende del número de grupos, además de resultar más complejo desde el punto de vista de su cálculo. Una alternativa es emplear el método de estandarización indirecto, ya que también puede ser aplicada a datos individuales. Los valores generados por este método indican la cantidad de asistencia sanitaria que un individuo tendría que recibir si él hubiese sido tratado como lo han sido otros con las mismas características de necesidad.

Wagstaff y Van Doorslaer (2000) proponen una medida alternativa de inequidad al índice HI_{WVP} , definida

como dos veces el área comprendida entre las curvas de concentración de la utilización de asistencia sanitaria real y la esperada según necesidad, o lo que es lo mismo la diferencia entre los índices de concentración real y ajustado por necesidad.

$$HI_{wv} = 2 \int_0^1 [L^*(s) - L(s)] ds = CI - CI^* . \quad [3]$$

Un valor positivo (negativo) del índice HI_{wv} indicará inequidad horizontal en la utilización de servicios sanitarios favoreciendo a los individuos con mejor (peor) posición socioeconómica. Cuando el valor del índice sea cero puede decirse que la necesidad y la utilización están proporcionalmente distribuidas entre los grupos de renta.

2.2. Fórmulas de cálculo

El índice de concentración puede obtenerse de diversas formas, mediante la fórmula de la covarianza o mediante una regresión “conveniente”, empleando datos individuales o agrupados, ponderados, etc. Puesto que la base de datos elegida contiene información personalizada, en este apartado sólo se expondrán los métodos susceptibles de aplicación a esta clase de datos.

Formula de la covarianza:

$$CI = \frac{2}{m} Cov(y_i, R_i) = \frac{2}{N \cdot m} \sum_{i=1}^N y_i R_i - 1 . \quad [4]$$

Donde y_i representa la utilización del individuo i -ésimo; m - Media de y ; N representa el número de individuos y, R_i el ranking relativo ocupado por el individuo i -ésimo en la distribución de la renta.

Los índices estandarizados por necesidad se obtienen reemplazando la utilización del individuo i -ésimo por la utilización media de los individuos con el mismo status de necesidad, edad y sexo que aquél. Dicha utilización media (y_i^*) es calculada mediante el valor predicho por un modelo de regresión de la utilización con respecto a indicadores de necesidad, edad y sexo (Kakwani, Wagstaff y Van Doorslaer, 1997). De esta forma, la expresión sería:

$$CI^* = \frac{2}{N \cdot m^*} \sum_{i=1}^N y_i^* R_i - 1 . \quad [5]$$

Regresión “conveniente”:

Una forma alternativa de obtener ambos índices de concentración es aplicar mínimos cuadrados a las

² Sin embargo, Gravelle (2003) demuestra que es posible aplicar la estandarización directa con datos individuales.

siguientes ecuaciones:

$$2s_R^2 \left[\frac{y_i}{m} \right] = a + b \cdot R_i + u_i \quad 2s_R^2 \left[\frac{y_i^*}{m^*} \right] = a^* + b^* \cdot R_i + u_i^* . \quad [6]$$

Donde s_R^2 es la varianza del rango.

Las estimaciones de b y b^* son iguales a CI y CI*, respectivamente. El error estándar de ambos coeficientes nos permitiría contrastar si son significativos individualmente, pero no sería posible verificar la significación estadística del grado de inequidad. Una posibilidad consiste en estimar el siguiente modelo:

$$2s_R^2 \left[\frac{y_i}{m} - \frac{y_i^*}{m^*} \right] = a^{**} + b^{**} \cdot R_i + u_i^{**} . \quad [7]$$

interpretando la estimación MCO de b^{**} como el índice de inequidad HI_{wv} .

Urbanos (2000) es la primera autora en España que aplica el mencionado índice, calculado mediante el procedimiento de la regresión “conveniente”. Además, su trabajo aporta otras novedades con respecto a otros anteriores. En primer lugar, el análisis se realiza para tres años (1987, 1993 y 1995) con objeto de analizar la evolución de la inequidad a lo largo de dicho período. Y, en segundo lugar, la estimación de la utilización de asistencia sanitaria estandarizada según necesidad se realiza con modelos *count data* y *two-part*. El principal problema de este estudio radica en la selección del indicador de renta, dado que la ENS no ofrece información sobre la misma. La solución adoptada por la autora de estimar la renta con información de la EPF provoca errores de medida y probablemente sesgos en los resultados obtenidos. Éstos sugieren la existencia de inequidad en las visitas al médico general y al especialista, aunque de signo contrario en 1987, sin embargo, la inequidad no resultó significativa en 1993 y 1995. La posible razón sea que las cuestiones sobre visitas al médico están referidas a un corto período de tiempo, concretamente, las dos últimas semanas. Por tanto, un elevado número de individuos no habrá efectuado ninguna consulta en dicho período.

2.3. Limitaciones

La estimación minimocuadrática de la regresión “conveniente” plantea algunos problemas, ya que no tiene en cuenta la correlación serial entre las observaciones, ni la heteroscedasticidad, ni la posibilidad de que los datos procedan de una fuente de información, tal como el PHOGUE, que aplica un diseño muestral

complejo³.

En este último caso, las fórmulas de cálculo del índice de inequidad se transforman en:

$$HI_{wv} = CI - CI^* = \frac{2}{N \cdot \mathbf{m}_w} \sum_{i=1}^N w_i y_i R_{wi} - \frac{2}{N \cdot \mathbf{m}_w^*} \sum_{i=1}^N w_i y_i^* R_{wi} \quad [8]$$

O bien:

$$2s_{wR}^2 \left[\frac{y_i}{\mathbf{m}_w} - \frac{y_i^*}{\mathbf{m}_w^*} \right] \sqrt{w_i} = \mathbf{a}^{**} \sqrt{w_i} + \mathbf{b}^{**} \sqrt{w_i} \cdot R_i + u_i^{**} \quad [9]$$

Donde \mathbf{m}_w y \mathbf{m}_w^* son la media ponderada de y_i e y_i^* , respectivamente; w_i corresponde a la ponderación muestral del individuo i -ésimo; R_{wi} representa el ranking relativo del individuo en la distribución de la renta, teniendo en cuenta el peso relativo de cada persona en la muestra y, s_{wR}^2 es la varianza ponderada del rango.

Los problemas de heteroscedasticidad que podría presentar la estimación minimocuadrática ponderada de la ecuación [9] son resueltos por Van Doorslaer y Jones (2003), al proponer el estimador de Huber-White como estimador robusto de la matriz de varianzas y covarianzas de los coeficientes.

3. Descomposición del grado de desigualdad

Medir la desigualdad es útil e importante, pero resulta más interesante desde el punto de vista de política sanitaria identificar y cuantificar la contribución de algunos determinantes de la utilización de asistencia sanitaria para aproximar correctamente la desigualdad. Según Wagstaff, Van Doorslaer y Watanabe (2003) existen varias formas de explicarlo.

Un método indirecto de valorar en qué cuantía el grado de inequidad se debe a la distribución de otros factores diferentes a la necesidad que pueden tener un impacto sobre la demanda de asistencia es incluir tales determinantes en el proceso de estandarización por necesidad. Éste es el método propuesto por Van Doorslaer, Koolman y Puffer (2002) a la hora de explicar la inequidad en catorce países de la OCDE, siendo los factores considerados en el procedimiento de estandarización la contratación de un seguro privado, y variables regionales, además de la necesidad.

Otros autores también han cuestionado los procedimientos de estandarización debido a la dificultad de

³ Ver <http://www.ine.es/daco/daco42/panelhog/metpaho.pdf>

determinar qué variaciones sistemáticas en la utilización de servicios sanitarios son necesarias y cuáles no. Y, por otro lado, la omisión de variables relevantes, correlacionadas con la renta, del modelo de regresión explicativo de la decisión de demandar asistencia plantea serios problemas de sesgo. Schokkaert y Van de Voorde (2004) proponen la inclusión de esas variables en la ecuación de estandarización, pero para reducir su impacto dichas variables se sustituyen por sus medias en la citada ecuación. El único requisito de este método es que el modelo a estimar sea lineal.

Wagstaff, Van Doorslaer y Watanabe (2003) afirman que las desigualdades en salud o en utilización de servicios sanitarios son consecuencia de las desigualdades existentes en los factores determinantes de las mismas. Por dicha razón presentan y aplican un método de descomposición con objeto de identificar las causas de la desigualdad en un momento determinado de tiempo. Este procedimiento y el de Schokkaert y Van de Voorde (2004) proporcionan la misma medida de inequidad cuando el modelo es lineal.

Supongamos un modelo de regresión lineal que explique la utilización de asistencia sanitaria en función de k determinantes exógenos:

$$y_i = a + \sum_k b_k x_{ki} + e_i . \quad [10]$$

La ecuación estimada por este método se interpreta como una ecuación de demanda en forma reducida, en lugar de una función de producción. Aplicando el teorema de Rao para la desigualdad de renta, el índice de concentración se puede descomponer en factores:

$$CI = \sum_k \left(\frac{b_k m_k}{m} \right) CI_k + \frac{GC_e}{m} . \quad [11]$$

donde m_k es la media de la variable k , CI_k es su correspondiente índice de concentración y el último término es un índice de concentración generalizado de los residuos.

Estas ecuaciones muestran que CI puede ser interpretado como la suma de dos componentes. El primer término es el componente determinista, definido mediante la suma ponderada de los índices de concentración de los k regresores, y en la que las ponderaciones son las elasticidades medias de y_i con respecto a cada variable x_k . El segundo término es un componente residual que refleja la desigualdad que no puede ser explicada mediante variaciones sistemáticas. En resumen, el método de la descomposición muestra cómo la contribución de cada factor determinante para explicar las desigualdades relacionadas con la renta depende de su elasticidad con respecto a la utilización y de su desigualdad con respecto a la

renta.

El principal inconveniente del método de la descomposición es requerir un modelo de regresión lineal y confiar en que la variable dependiente sea aditiva en sus componentes. Sin embargo, es un hecho aceptado que la demanda de asistencia sanitaria no está correctamente modelizada mediante técnicas lineales, sino mediante modelos no lineales como los de elección discreta, *count data* y *two-part models*. Por dicho motivo Van Doorslaer, Koolman y Jones (2004) proponen una aproximación basada en los efectos marginales de cada una de las variables relevantes.

Supongamos una forma funcional general G de un modelo no lineal:

$$y_i = G\left(\sum_k \mathbf{b}_k x_{ki}\right). \quad [12]$$

La aproximación para modelos no lineales está basada en la siguiente función:

$$y_i = \sum_k \mathbf{b}_k^m x_{ki} + u_i. \quad [13]$$

Donde \mathbf{b}_k^m son los efectos parciales de cada variable x_k y u_i es el término de error que incluye errores de aproximación. Esta función permite aplicar el procedimiento de la descomposición reemplazando los coeficientes \mathbf{b}_k por los parámetros \mathbf{b}_k^m , de tal forma que:

$$\hat{CI} = \sum_k \left(\frac{\mathbf{b}_k^m \mathbf{m}_k}{\mathbf{m}} \right) CI_k + \frac{GC_e}{\mathbf{m}}. \quad [14]$$

Una vez que la desigualdad total ha sido dividida en sus componentes, el índice de inequidad se puede calcular mediante la diferencia entre el índice de concentración real de la utilización de asistencia sanitaria y la contribución estimada de ciertas variables a la desigualdad relacionada con la renta, tales como el estado de salud, edad, sexo o cualquier otra que se considere inevitable.

$$HI_{wvw} = CI - \sum_n \hat{CI}_{Necesidad}. \quad [15]$$

Entre esas otras variables, este estudio incluye la utilización efectuada en períodos anteriores, suponiendo que ésta refleja los hábitos de comportamiento de los individuos en cuanto a la demanda de servicios sanitarios, por tanto, las desigualdades causadas por este factor son inevitables en un porcentaje bastante elevado.

4. Estimación del grado de inequidad en la utilización de servicios sanitarios en España

En este epígrafe lo que se intenta es cuantificar y descomponer la inequidad en dos de los servicios sanitarios ofertados por el Sistema Nacional de Salud español. Para ello resulta fundamental especificar correctamente un modelo explicativo de la utilización de servicios sanitarios y, por otro, obtener estimaciones precisas de la influencia parcial de cada uno de los regresores considerados. En cuanto a la especificación, la aportación del trabajo consiste en incluir como variable relevante la utilización de asistencia sanitaria en el pasado. Por lo que respecta a la estimación, e influenciado por lo anterior, la novedad estriba en aplicar métodos de estimación con datos de panel, ya que el problema de heterogeneidad inobservable que afecta a la decisión de utilización y los sesgos provocados por errores de especificación se reducen con dicho método.

La estructura de este epígrafe responde a la descripción de la base de datos empleada, la exposición de los modelos econométricos más apropiados para el fenómeno objeto de estudio y a la posterior descomposición de la desigualdad.

4.1 Fuente de información

Tal y como se ha mencionado en otros apartados del trabajo, la fuente de información empleada ha sido el PHOGUE, elaborado por el Instituto Nacional de Estadística (INE), concretamente, las olas de 1995 a 1998. Dicha encuesta proporciona información sobre el estado de salud del individuo, la utilización de diversos servicios sanitarios, características demográficas y variables económicas, como la renta, educación y ocupación.

La muestra seleccionada para este estudio incluye a todos los individuos mayores de 16 años que únicamente están asegurados por el Sistema Nacional de Salud, es decir, se han eliminado a todos aquéllos que contratan un seguro privado de salud o asistencia médica a pesar de estar cubiertos por el sistema. La idea es reducir la heterogeneidad que presentan las decisiones de individuos que disponen de doble cobertura sanitaria a la hora de elegir el médico que les atiende, si uno público o privado. Los resultados obtenidos con esta muestra permitirán extraer conclusiones acerca de si están cumpliendo los objetivos de equidad del Sistema Nacional de Salud, si bien no es posible discriminar si los asegurados públicos demandan en algún momento la asistencia de un médico privado.

Las variables elegidas para representar la utilización de asistencia sanitaria han sido las visitas anuales efectuadas al médico general y al médico especialista durante el último año. Con el propósito de comparar variables referidas al mismo momento de tiempo, todas las variables explicativas, excepto la renta, se han obtenido de la ola anterior.

Los factores explicativos son los habituales en este tipo de análisis, además de la utilización de asistencia sanitaria en períodos anteriores, ya que en este contexto, parece probable que los individuos que precisaron de una consulta médica tengan una mayor probabilidad de necesitar otras consultas en el futuro:

- Estado de salud – Éste se ha aproximado mediante tres indicadores: la propia valoración del individuo, la declaración de tener alguna enfermedad o incapacidad crónica y haber tenido que limitar su actividad diaria en las últimas dos semanas por alguna enfermedad, lesión, problema emocional o de salud mental. Los tres indicadores se han cuantificado mediante variables ficticias. Por lo que respecta al estado de salud autovalorado, Muy Buena Salud, Buena Salud y Mala o Muy Mala Salud, omitiendo como categoría de referencia a los individuos que declaran un estado de salud aceptable. En cuanto a padecer alguna enfermedad, las variables se denominan Crónico y Agudo en el caso de individuos que han sufrido alguna de ellas en el período considerado.
- Características demográficas – La distribución de edad y sexo se ha aproximado mediante Edad y Edad² y una variable ficticia para el Sexo (1 – hombres).
- Factores socioeconómicos – Se dispone de información sobre tres características muy relacionadas, educación, actividad y renta. El nivel educativo se ha representado mediante 4 variables ficticias: Sin Estudios, Estudios medios, Diplomados y Licenciados/Doctores, omitiendo a los individuos con estudios primarios completados. La situación del individuo con respecto a la actividad se ha identificado con dos variables, Ocupados y Parados, siendo los inactivos la categoría de referencia. En cuanto a la renta, se ha optado por la Renta disponible del hogar por adulto equivalente, usando la escala modificada de equivalencia de la OCDE.
- Región de residencia – Las 17 C.C.A.A. están agregadas en siete unidades territoriales Noroeste, Noreste, Madrid, Centro, Este, Sur e Islas Canarias, por lo que lamentablemente no es posible obtener conclusiones sobre la inequidad entre los 17 Servicios Regionales de Salud. La categoría

de referencia es Madrid.

- Utilización de asistencia sanitaria durante el año anterior a la entrevista – Esta decisión se ha formalizado mediante una variable ficticia para cada servicio analizado (UMG(-1), UME(-1)) igual a la unidad si el sujeto efectuó alguna consulta el año anterior.

4.2. Métodos de estimación apropiados para explicar la utilización de servicios sanitarios

Pohlmeier y Ulrich (1995) interpretan la toma de decisiones con respecto a la utilización de asistencia sanitaria como un proceso en dos etapas. En la primera, es el paciente quien decide si va o no a visitar al médico. Con el fin de describir la demanda de ese contacto inicial, habitualmente se opta por el modelo de Grossman (1972). Una vez que el paciente ha contactado con el médico, éste actuará como su agente y valorará la cantidad de servicios sanitarios adecuados a su situación clínica. Para esta segunda etapa, los modelos principal-agente, como el modelo de Zweifel (1981), son considerados los más apropiados.

Tal y como se mencionó en el tercer epígrafe, la ecuación base de la descomposición de la desigualdad [10] ó [13] no se interpreta como una función de producción, sino como la forma reducida del modelo de utilización, pero los dos modelos teóricos reseñados facilitan la exposición de los modelos econométricos usados frecuentemente para el análisis empírico de la utilización de servicios sanitarios⁴.

El modelo *count data* es adecuado puesto que el número de consultas médicas suele estar caracterizado por un elevado número de ceros y una pequeña proporción de usuarios declaran un uso frecuente. Además, dicho modelo está especialmente indicado para representar el modelo de Grossman (1972), ya que no establece ninguna distinción entre la primera y las siguientes visitas. Entre los modelos *count data*, el binomial negativo suele ser el más correcto, ya que la varianza no suele coincidir con la media (Poisson).

El PHOGUE no permite distinguir entre unas visitas u otras, pero admite modelizar dos tipos de decisiones mediante *two-part models*. Por un lado, la probabilidad de efectuar una visita y, por otro, el número de visitas condicionado a haber realizado alguna visita. La primera decisión se podría estimar mediante modelos de elección discreta, como un *logit*, y la segunda, mediante un modelo *count data* truncado en cero, concretamente, un binomial negativo truncado.

Los estudios sobre desigualdad se han realizado habitualmente con datos de corte transversal, sin

⁴ Una exposición detallada de los mismos puede consultarse en González (2003).

embargo, la disponibilidad de varias olas del PHOGUE permitiría mostrar si la medida de necesidad de asistencia sanitaria está afectada por heterogeneidad inobservable. El problema es que los modelos de panel *count data* truncados en cero son bastante complicados y los programas econométricos habituales no los incorporan todavía. Una opción es la elegida por Clavero y González (2005), consistente en estimar un modelo binomial negativo de efectos aleatorios para el número total de consultas. Otra es la aplicada por Van Ourti (2004), un modelo *logit* de efectos aleatorios para la probabilidad de una visita y un modelo log-lineal truncado de efectos aleatorios para el número condicionado de visitas.

Esta distinción parece ser la más recomendable dadas las características de la organización asistencial del Sistema Nacional de Salud español. El primer contacto del paciente con el sistema se produce a nivel de atención primaria solicitando una consulta de medicina general, en cambio, los pacientes no tienen un acceso directo a las consultas de atención especializada, ya que necesitan la prescripción del médico de atención primaria. Por tanto, la probabilidad de visitar al médico especialista no es una decisión personal, sino consecuencia de la decisión del médico general y, por otro lado, el número de visitas al especialista está condicionado por la decisión de éste.

Otra ventaja de los datos de panel es poder incluir valores retardados de la variable dependiente para captar la llamada “dependencia de los estados”. Aunque la literatura sobre modelos no lineales de panel dinámicos es escasa aún, esta metodología ha comenzado a aplicarse en estudios sobre desigualdades en salud, por ejemplo, Jones y López-Nicolás (2004), Contoyannis, Jones y Rice (2004) y Jones y Rice (2004). En este trabajo, en lugar de un modelo dinámico en sentido estricto, se ha incluido una variable ficticia con objeto de ver las diferencias en la utilización actual entre los no-usuarios y los usuarios del sistema en el período anterior.

Las estimaciones del modelo binomial negativo, *logit* y log-lineal truncado se han efectuado teniendo en cuenta el complejo diseño muestral del PHOGUE, ya que ignorar tal diseño provocará una infraestimación de los errores estándar de los coeficientes que dependerá del tamaño del *cluster* y del grado de correlación *intra-cluster*. Además, se han aplicado los factores transversales de ponderación y los errores estándar se corresponden con el estimador robusto de White-Huber-*sandwich* que corrige la heteroscedasticidad.

Las Tablas 1-2 muestran los efectos marginales de cada una de las variables explicativas consideradas

sobre las visitas al médico general y al especialista. Por lo que respecta a las primeras, los efectos de mayor importancia corresponden a los indicadores de muy buena y buena salud, crónicos o enfermedades que limitan la actividad diaria; además de tener estudios universitarios, el sexo o estar ocupado.

Los signos de los factores explicativos son los esperados. Si el individuo declara un mal estado de salud, es lógico que la probabilidad y el número de visitas aumente. Por otro lado, los hombres, aquellos individuos con estudios universitarios o empleados visitan al médico con mayor frecuencia. La renta es significativa en los modelos binomial negativo y log-lineal truncado. Con respecto a las variables regionales, únicamente dos o tres son significativas.

Tabla 1. Efectos marginales sobre visitas al médico general.

	Visitas Totales		Probabilidad de visita		Número Condicional	
	Binomial Negativo		Logit		Log-lineal	
Muy Buena Salud	-1,1928**	-0,9646**	-0,1178**	-0,0979**	-0,3268**	-0,2883**
Buena Salud	-0,8936**	-0,7604**	-0,0755**	-0,0663**	-0,2798*	-0,2562**
Mala/Muy Mala Salud	0,2765**	0,2969**	0,0311*	0,0227	0,1762**	0,1747**
Crónico	0,5719**	0,5226**	0,0794*	0,0691**	0,1837**	0,1753**
Agudo	0,5889**	0,4895**	0,0747**	0,0581**	0,1696**	0,1529**
Edad	0,0239**	0,0238**	-0,0013	-0,0019*	0,0066**	0,0058**
Edad ²	0,0002*	0,0001	0,0001**	0,0001**	0,0000	0,0000
Hombre	-0,6301**	-0,4936*	-0,0760**	-0,0564**	-0,1421**	-0,1306**
Sin Estudios	0,0431	0,0792	-0,0072	-0,0043	0,0698**	0,0762**
Estudios Medios	-0,3542**	-0,3036**	-0,0371**	-0,0268**	-0,0975**	-0,0987**
Diplomados	-0,6143**	-0,5178**	-0,0775**	-0,0514*	-0,1461**	-0,1429**
Licenciados	-0,8782**	-0,6695**	-0,1182**	-0,0781**	-0,1552**	-0,1414**
Ocupados	-0,5163**	-0,4467**	-0,0287**	-0,0136	-0,1697**	-0,1638**
Parados	-0,2298**	-0,2280**	-0,0127	-0,0070	-0,0745**	-0,0818**
log (Renta)	-0,0691*	-0,0569*	-0,0013	-0,0033	-0,0294**	-0,0282**
Noroeste	-0,2861**	-0,2138**	-0,0659*	-0,0538**	0,0339	0,0385
Noreste	0,0838	-0,0463	0,0250	0,0128	-0,0585*	-0,0734**
Centro	-0,0095	-0,0310	-0,0097	-0,0182	0,0639**	0,0527*
Este	0,0446	0,0698	-0,0068	-0,0024	0,0351	0,0338
Sur	0,2181*	0,1904*	0,0208	0,0125	0,0874**	0,0831**
Canarias	-0,2243	-0,2688*	-0,0209	-0,0263	0,0093	0,0018
Utilización MG(-1)	—	1,6298**	—	0,2294**	—	0,2572**
Ratio verosimilitud Panel vs. Pool	3059,18**	2086,14**				
σ_e^2					0,5217**	0,5179**
σ_v^2			1,8106	0,1580	0,1581**	0,1481**
ρ			0,3550	0,0458	0,2326	0,2224
Ratio verosimilitud $\rho=0$			1526,99**	9,2700**		
Ratio verosimilitud $\sigma_v^2=0$					863,98**	804,17**

** Significativo al 1%; * Significativo al 5%.

Categoría de referencia: Mujer de salud aceptable, no declara enfermedad, con estudios primarios, inactiva, residente en Madrid y no efectuó visita al médico general el año anterior.

En general, la inclusión de la utilización del médico general en el período anterior reduce los efectos de las restantes variables. Por otro lado, es la variable que mayor incidencia provoca tanto el número total de

visitas como en la probabilidad de efectuar visita. En el caso del modelo log-lineal truncado, la influencia de una muy buena o buena salud es muy similar.

Respecto a la idoneidad de las estimaciones con datos de panel, el ratio de verosimilitud concluye que el estimador de panel binomial negativo es significativamente diferente del estimador *pooled*. En cuanto al modelo de probabilidad, el *software* econométrico calcula la varianza σ_v^2 , indicativa de heterogeneidad individual inobservable y un coeficiente de correlación ρ . Jones y Rice (2004) proponen emplear este coeficiente, definido como la proporción de la varianza total atribuida al componente de heterogeneidad inobservable, como una medida de persistencia. Si ρ es grande, sería indicativo de que la utilización de servicios sanitarios estaría fuertemente condicionada por la adopción de hábitos de comportamiento. En este estudio el contraste basado en la razón de verosimilitudes rechaza la hipótesis nula de ρ igual a cero. Eso significa que la componente de varianza en nivel es importante y que el estimador de panel *logit* es diferente del estimador *pooled*.

Otra medida de persistencia está basada en el valor del coeficiente estimado de la utilización en períodos anteriores. Un valor próximo a cero proporciona evidencias de una elevada variabilidad. Contrariamente, si la estimación es mayor y positiva, los individuos estarían caracterizados por una elevada dependencia en la utilización de servicios sanitarios. Dado que el modelo *logit* es el único modelo dinámico en sentido estricto, el coeficiente de la variable dependiente retardada (0,2294) también confirma que los individuos experimentan una gran persistencia debido a su comportamiento en el pasado. Otra conclusión interesante puede extraerse de la reducción en la proporción de varianza debido a la varianza en niveles, desde un 35 a un 4,58 por ciento, cuando la utilización previa es incluida en el modelo. Por tanto, una elevada proporción de la persistencia es debida a la dependencia de los estados.

El ratio de verosimilitud de la estimación del modelo log-lineal truncado rechaza la hipótesis nula de que la componente de varianza en niveles sea nula. Eso significa que la heterogeneidad individual inobservable afecta a la utilización de asistencia sanitaria. En este caso, la inclusión del indicador de utilización previa tiene pocos efectos sobre los parámetros σ_e^2 , σ_v^2 y ρ . Este resultado no debe entenderse como que la persistencia es debida a la influencia de la heterogeneidad individual inobservable y no a la dependencia de los estados, dado que el modelo no es dinámico puesto que el indicador de utilización previa no es la variable dependiente retardada.

La Tabla 2 muestra los efectos marginales de los factores explicativos sobre la utilización de visitas a especialistas. En general, los efectos de mayor importancia corresponden a los indicadores de salud, sexo y estudios universitarios.

La diferencia respecto a las visitas al médico general corresponde al signo de los coeficientes de la renta y nivel educativo. Concretamente, los individuos de rentas más altas, con estudios medios o universitarios visitan al especialista con mayor probabilidad. El número de variables significativas es menor en el modelo log-lineal truncado. Las variables socioeconómicas y la edad no son relevantes para explicar las variaciones de la variable dependiente. La influencia de la salud autovalorada es mayor que la de la utilización previa y la de padecer una enfermedad crónica o que limite la actividad diaria. Se trata de una conclusión positiva, ya que el número condicionado de visitas al especialista sólo está determinado por la necesidad.

Tabla 2. Efectos marginales sobre visitas al médico especialista.

	Visitas Totales		Probabilidad de visita		Número Condicional	
	Binomial	Negativo	Logit	Logit	Log-lineal	Log-lineal
Muy buena salud	-0,6392**	-0,4563**	-0,1324**	-0,1012**	-0,3137**	-0,2852**
Buena salud	-0,4948**	-0,3416**	-0,0997**	-0,0732**	-0,2018**	-0,1823**
Mala/Muy mala salud	0,3547**	0,2983**	0,1029**	0,0720**	0,1840**	0,1795**
Crónico	0,5652**	0,3811**	0,1539**	0,1055**	0,1511**	0,1256**
Agudo	0,2478**	0,1784**	0,1074**	0,0681**	0,1071*	0,0879**
Edad	0,0573**	0,0366**	0,0157**	0,0095**	-0,0014	-0,0034
Edad ²	-0,0005**	-0,0003**	-0,0001*	-0,0000**	0,0000	0,0000
Hombre	-0,5021**	-0,3112**	-0,1488**	-0,0905**	-0,0598**	-0,0462**
Sin estudios	-0,1217**	-0,0697*	-0,0342*	-0,0237**	0,0196	0,0285
Estudios medios	0,1273**	0,0809*	0,0324**	0,0148	0,0181	0,0036
Diplomados	0,2948**	0,1900**	0,1117**	0,0718**	0,0549	0,0370
Licenciados	0,4453**	0,3009**	0,0993**	0,0693**	-0,0022	-0,0057
Ocupados	-0,3639**	-0,2486**	-0,1021**	-0,0680**	-0,0203	-0,0120
Parados	-0,2365**	-0,1492**	-0,0775**	-0,0496**	0,0450	0,0492
log (Renta)	0,1856**	0,1425**	0,0475*	0,0402**	-0,0014	-0,0043
Noroeste	-0,4616**	-0,3302**	-0,1571**	-0,1113**	-0,0832**	-0,0735*
Noreste	-0,1099*	-0,1029*	-0,0550**	-0,0376**	-0,0518	-0,0491
Centro	-0,3975**	-0,2775**	-0,1325*	-0,0925**	-0,0259	-0,0175
Este	0,0891	0,0320	-0,0021	-0,0130	0,0876**	0,0801**
Sur	-0,1935**	-0,1711**	-0,0863**	-0,0630**	-0,0415	-0,0378
Canarias	-0,1354	-0,1212*	-0,0495*	-0,0382*	-0,0355	-0,0262
Utilización ME(-1)	—	0,9973**	—	0,2833**	—	0,1739**
Ratio verosimilitud Panel vs. Pool	2122,08**	1032,09**				
σ_e^2					0,5233**	0,5224**
σ_v^2			1,7054	8,31e-07	0,1417**	0,1348**
ρ			0,3414	2,53e-07	0,2130	0,2051
Ratio verosimilitud $\rho=0$			1510,65**	0,00		
Ratio verosimilitud $\sigma_v^2=0$					409,10**	381,49**

** Significativo al 1%; * Significativo al 5%.

Categoría de referencia: Mujer de salud aceptable, no declara enfermedad, con estudios primarios, inactiva, residente en Madrid y no efectuó visita al médico especialista el año anterior.

En relación con la estimación con datos de panel, las conclusiones son similares a las obtenidas para las visitas al médico general, excepto la estimación *logit*. La consideración del modelo *logit* dinámico supone que el componente de varianza en niveles no es importante y que el estimador de panel *logit* no es diferente del estimador *pooled*. Sin embargo, se requiere la estimación panel para poder incluir la variable dependiente retardada.

4.3 Descomposición de la desigualdad

Antes de proceder a la descomposición de la desigualdad mediante las estimaciones realizadas en el apartado anterior, se ha efectuado el cálculo de los índices de concentración de la utilización de asistencia sanitaria con respecto a la distribución de la renta. Aplicando el método de la regresión “conveniente” y teniendo en cuenta el diseño de la muestra, se han obtenido los siguientes resultados.

Tabla 3. Índices de Concentración Real 1996-1998.

		1996	1997	1998
Médico General	Visitas Totales	-0,0516**	-0,0643**	-0,0479**
	Probabilidad Visita	-0,0125**	-0,0163**	-0,0114*
	Nº Condicional Visitas	-0,0344**	-0,0346**	-0,0339**
Médico Especialista	Visitas Totales	0,0341**	0,0356**	0,0449**
	Probabilidad Visita	0,0509**	0,0428**	0,0469**
	Nº Condicional Visitas	-0,0266**	-0,0139	-0,0033

** Significativo al 1%; * Significativo al 5%.

De la tabla se deduce que los individuos de peor posición socioeconómica visitan a su médico general con mayor frecuencia que los grupos de renta más alta. Los resultados obtenidos para el número total de consultas coinciden con los de Urbanos (2000), Van Doorslaer, Koolman y Puffer (2002) y Van Doorslaer y Masseria (2004), aunque los valores son más pequeños, ya que en este caso sólo se han analizado los individuos que no disponen de un seguro privado de enfermedad. Por otra parte, se observa que el grado de desigualdad es mucho menor en la probabilidad de efectuar una visita, lo que puede interpretarse como que las diferencias de renta tienen muy poca repercusión sobre el primer contacto con el sistema sanitario a través de las consultas de atención primaria.

La situación es diferente al analizar las visitas al especialista, la desigualdad es significativa para la probabilidad de visitar a dicho especialista, beneficiando a los individuos con mejor posición socioeconómica. Sin embargo, dicha discriminación no debe atribuirse al paciente, sino que puede estar

determinada por la decisión del médico general. En cuanto al número condicionado de visitas, aunque los valores son negativos no resultan significativos, es decir, no existen diferencias entre los usuarios de la atención especializada. La causa se puede atribuir a la propia organización asistencial del sistema, ya que estas visitas las determina el especialista en función de la necesidad.

Con objeto de determinar si las desigualdades son o no equitativas se ha procedido a efectuar la descomposición de la desigualdad para obtener el índice HI_{wvw} y comprobar si la consideración de variables relevantes de la utilización de servicios sanitarios afecta a la medida de inequidad.

Tal como se expuso en el epígrafe 3, la contribución de cada variable a la desigualdad viene determinada por dos factores: la elasticidad media de cada variable sobre la utilización de asistencia sanitaria y su correspondiente índice de concentración con respecto a la distribución de la renta. Por lo que respecta a las elasticidades, éstas se obtienen mediante el producto del efecto marginal de cada variable y el cociente de medias ponderadas. En cuanto a los índices de concentración, éstos se han calculado del mismo modo que los relativos a la utilización.

Las Tablas 45 muestran los citados cálculos para analizar la desigualdad en la utilización del médico general y especialista durante 1998 tomando como referencia las especificaciones que incluyen la utilización previa.

Los índices de concentración de todas las variables son significativos excepto el de la región Noroeste. Las variables que presentan menores desigualdades relacionadas con la renta son edad, sexo, renta y utilización previa. Las tres primeras favorecen a los de mayor renta y la relativa a la utilización en períodos anteriores favorece a los de peor posición socioeconómica. Sin embargo, las elasticidades de tales variables respecto a las visitas son las más altas. El comportamiento contrario puede observarse para las variables representativas del nivel educativo y la región de residencia. El resultado de los dos efectos se mide mediante la contribución de cada variable a la desigualdad. Las de mayor importancia corresponden a los individuos con estudios universitarios, empleados, la renta, la utilización previa, la edad y el sexo, si bien el signo de estas dos últimas es positivo.

Tabla 4. Contribuciones a la desigualdad en Visitas Médico General 1998.

	Elasticidades				Contribuciones		
	CI	Bin. Neg.	Logit	Log-Lineal	Bin. Neg.	Logit	Log-Lineal
Muy Buena Salud	0,0306*	-0,0467	-0,0269	-0,0427	-0,0014	-0,0008	-0,0013
Buena Salud	0,0308**	-0,1008	-0,0498	-0,1038	-0,0031	-0,0015	-0,0032
Mala/Muy Mala Salud	-0,1417**	0,0085	0,0037	0,0153	-0,0012	-0,0005	-0,0022
Crónico	-0,0519**	0,0315	0,0237	0,0323	-0,0016	-0,0012	-0,0017
Agudo	-0,0687**	0,0141	0,0095	0,0134	-0,0010	-0,0007	-0,0009
Edad	0,0083**	0,2819	-0,1309	0,2088	0,0023	-0,0011	0,0017
Edad ²	0,0111*	0,0413	0,1849	0,0473	0,0005	0,0021	0,0005
Hombre	0,0105**	-0,0630	-0,0409	-0,0510	-0,0007	-0,0004	-0,0005
Sin Estudios	-0,1804**	0,0032	-0,0010	0,0093	-0,0006	0,0002	-0,0017
Estudios Medios	0,1137**	-0,0177	-0,0089	-0,0176	-0,0020	-0,0010	-0,0020
Diplomados	0,4683**	-0,0059	-0,0033	-0,0050	-0,0028	-0,0016	-0,0023
Licenciados	0,4382**	-0,0122	-0,0081	-0,0079	-0,0054	-0,0035	-0,0035
Ocupados	0,1467**	-0,0466	-0,0081	-0,0523	-0,0068	-0,0012	-0,0077
Parados	-0,2567**	-0,0071	-0,0012	-0,0077	0,0018	0,0003	0,0020
log (Renta)	0,0279**	-0,2066	-0,0689	-0,3125	-0,0058	-0,0019	-0,0087
Noroeste	-0,0443	-0,0068	-0,0097	0,0037	0,0003	0,0004	-0,0002
Noreste	0,1918**	-0,0013	0,0020	-0,0061	-0,0002	0,0004	-0,0012
Centro	-0,1778**	-0,0011	-0,0037	0,0057	0,0002	0,0007	-0,0010
Este	0,1206**	0,0049	-0,0009	0,0073	0,0006	-0,0001	0,0009
Sur	-0,1707**	0,0098	0,0036	0,0131	-0,0017	-0,0006	-0,0022
Canarias	-0,3237**	-0,0026	-0,0015	0,0001	0,0008	0,0005	0,0000
Utilización MG(-1)	-0,0121**	0,2891	0,2309	0,1395	-0,0035	-0,0028	-0,0017

** Significativo al 1%; * Significativo al 5%.

Las conclusiones tras analizar las visitas al especialista son similares. Los factores con menor índice de concentración son aquéllos que muestran mayor influencia relativa sobre la utilización de estas visitas. Este resultado se obtiene tanto con la estimación del modelo binomial negativo como con el modelo *logit*, sin embargo, se producen algunas discrepancias en el caso log-lineal truncado. El estudio de las contribuciones de cada variable permite concluir que aquéllas están determinadas fundamentalmente por las elasticidades. Por esta razón es importante que la especificación de la ecuación de regresión seleccionada para el método de la descomposición sea representativa de la utilización del servicio médico analizado. Además, es necesario que los métodos de estimación sean los más apropiados para obtener resultados con las mejores propiedades estadísticas y econométricas. En este sentido, las estimaciones de panel son las correctas.

En el caso del modelo de probabilidad, la renta, la utilización previa, los empleados, la edad, tener estudios universitarios y residir en la región Centro son los factores más relevantes. Sus contribuciones son positivas, excepto las de los empleados y el término al cuadrado de la edad. Al analizar el número condicional de visitas, la contribución de la utilización previa y la de declarar un buen o mal estado de

salud es la misma, aunque el signo es el contrario. La renta, a diferencia del modelo *logit*, muestra signo negativo y de similar magnitud a padecer una enfermedad crónica o disponer de muy buena salud.

Tabla 5. Contribuciones a la desigualdad en Visitas Médico Especialista 1998.

	Elasticidades				Contribuciones		
	CI	Bin. Neg.	Logit	Log-Lineal	Bin. Neg.	Logit	Log-Lineal
Muy Buena Salud	0,0306*	-0,0489	-0,0413	-0,0579	-0,0015	-0,0013	-0,0018
Buena Salud	0,0308**	-0,1003	-0,0816	-0,1013	-0,0031	-0,0025	-0,0031
Mala/Muy Mala Salud	-0,1417**	0,0190	0,0174	0,0216	-0,0027	-0,0025	-0,0031
Crónico	-0,0519**	0,0510	0,0536	0,0318	-0,0026	-0,0028	-0,0017
Agudo	-0,0687**	0,0114	0,0165	0,0106	-0,0008	-0,0011	-0,0007
Edad	0,0083**	0,9601	0,9506	-0,1670	0,0080	0,0079	-0,0014
Edad ²	0,0111*	-0,4746	-0,4742	0,0790	-0,0053	-0,0053	0,0009
Hombre	0,0105**	-0,0880	-0,0973	-0,0248	-0,0009	-0,0010	-0,0003
Sin Estudios	-0,1804**	-0,0062	-0,0080	0,0048	0,0011	0,0014	-0,0009
Estudios Medios	0,1137**	0,0105	0,0073	0,0009	0,0012	0,0008	0,0001
Diplomados	0,4683**	0,0048	0,0069	0,0018	0,0023	0,0032	0,0008
Licenciados	0,4382**	0,0122	0,0106	-0,0004	0,0053	0,0047	-0,0002
Ocupados	0,1467**	-0,0575	-0,0598	-0,0053	-0,0084	-0,0088	-0,0008
Parados	-0,2567**	-0,0102	-0,0130	0,0064	0,0026	0,0033	-0,0016
log (Renta)	0,0279**	1,1451	1,2294	-0,0655	0,0320	0,0344	-0,0018
Noroeste	-0,0443	-0,0231	-0,0297	-0,0098	0,0010	0,0013	0,0004
Noreste	0,1918**	-0,0062	-0,0086	-0,0056	-0,0012	-0,0017	-0,0011
Centro	-0,1778**	-0,0219	-0,0277	-0,0026	0,0039	0,0049	0,0005
Este	0,1206**	0,0050	-0,0078	0,0238	0,0006	-0,0009	0,0029
Sur	-0,1707**	-0,0195	-0,0273	-0,0082	0,0033	0,0047	0,0014
Canarias	-0,3237**	-0,0026	-0,0031	-0,0011	0,0008	0,0010	0,0003
Utilización ME(-1)	-0,0121**	0,2516	0,2716	0,0831	0,0094	0,0102	0,0031

** Significativo al 1%; * Significativo al 5%.

Esta descomposición nos permite agregar la desigualdad en 5 categorías: $CI_{Necesidad}$ (salud, edad y sexo), CI_{Renta} , $CI_{Socioeconómicas}$ (educación y estado de actividad), $CI_{Región}$ y $CI_{Utilización(-1)}$. La tabla 6 muestra un resumen de los resultados obtenidos. Además se incluye la contribución del error (CI_{Error}) y dos medidas del grado de inequidad: $HI_{WVW} = CI - CI_{Necesidad}$ y $HI_{WVW} = CI - CI_{Necesidad} - CI_{Utilización(-1)}$.

Por lo que respecta al médico general, la evolución de las cinco categorías es constante. La contribución de las variables regionales es prácticamente nula cuando el modelo está referido al número total de consultas, positiva en el caso de analizar la probabilidad de efectuar una visita, y negativa si se trata del número condicionado de visitas. Las restantes categorías muestran una contribución a la desigualdad de signo negativo, es decir, la desigualdad favorece a los individuos con peor situación socioeconómica. Concretamente, la referida a variables socioeconómicas es la más importante junto con la de necesidad o renta, dependiendo de la estimación.

En cuanto al índice de concentración generalizado de los residuos, se trata del componente más elevado

cuando el modelo se estima mediante el modelo binomial negativo de efectos aleatorios, y del componente de menor importancia cuando la utilización de consultas al médico general se analiza mediante un modelo en dos etapas. Estos resultados permitirían concluir que ésta es la mejor estrategia para estudiar el fenómeno objeto de estudio.

Los valores negativos de los dos índices HI_{WVW} confirman que la inequidad horizontal beneficia a los grupos de menor renta en el uso de las visitas al médico general. Se trata de cifras muy pequeñas en lo relativo a la probabilidad de efectuar una visita, mientras que la evolución de la inequidad es constante para el número condicionado de visitas. Como se puede observar la consideración de la utilización en períodos anteriores reduce los valores del índice de inequidad, porque la desigualdad generada por comportamientos previos debe considerarse inevitable.

Tabla 6. Índices de inequidad.

	Visitas Médico General			Visitas Médico Especialista		
	1996	1997	1998	1996	1997	1998
CI Necesidad	-0,0054	-0,0052	-0,0062	-0,0097	-0,0088	-0,0089
CI Renta	-0,0059	-0,0050	-0,0058	0,0349	0,0316	0,0320
CI Socioeconómicas	-0,0156	-0,0138	-0,0157	0,0059	0,0043	0,0041
CI Región	0,0002	0,0000	0,0000	0,0089	0,0090	0,0085
CI Utilización (-1)	-0,0066	-0,0034	-0,0035	0,0089	0,0083	0,0094
CI Error	-0,0182	-0,0369	-0,0167	-0,0148	-0,0088	-0,0001
Inequidad	-0,0462	-0,0592	-0,0417	0,0438	0,0444	0,0539
Inequidad	-0,0396	-0,0558	-0,0382	0,0349	0,0361	0,0445

	Probabilidad Médico General			Probabilidad Médico Especialista		
	1996	1997	1998	1996	1997	1998
CI Necesidad	-0,0036	-0,0038	-0,0042	-0,0096	-0,0086	-0,0085
CI Renta	-0,0020	-0,0019	-0,0019	0,0381	0,0350	0,0344
CI Socioeconómicas	-0,0069	-0,0067	-0,0068	0,0069	0,0053	0,0047
CI Región	0,0018	0,0015	0,0012	0,0104	0,0104	0,0093
CI Utilización (-1)	-0,0052	-0,0030	-0,0028	0,0098	0,0092	0,0102
CI Error	0,0034	-0,0025	0,0032	-0,0047	-0,0085	-0,0031
Inequidad	-0,0089	-0,0126	-0,0072	0,0605	0,0514	0,0555
Inequidad	-0,0037	-0,0095	-0,0044	0,0507	0,0422	0,0453

	Nº Condicional Visitas Médico General			Nº Condicional Visitas Médico Especialista		
	1996	1997	1998	1996	1997	1998
CI Necesidad	-0,0067	-0,0068	-0,0075	-0,0104	-0,0107	-0,0111
CI Renta	-0,0087	-0,0083	-0,0087	-0,0018	-0,0018	-0,0018
CI Socioeconómicas	-0,0146	-0,0144	-0,0152	-0,0025	-0,0027	-0,0025
CI Región	-0,0043	-0,0041	-0,0037	0,0034	0,0041	0,0044
CI Utilización (-1)	-0,0031	-0,0018	-0,0017	0,0026	0,0027	0,0031
CI Error	0,0028	0,0008	0,0030	-0,0180	-0,0055	0,0046
Inequidad	-0,0278	-0,0278	-0,0263	-0,0162	-0,0031	0,0078
Inequidad	-0,0247	-0,0260	-0,0246	-0,0189	-0,0058	0,0047

En el caso de las visitas a especialistas, algunos resultados son diferentes. La contribución positiva de la renta a la desigualdad, junto con la de variables regionales, es destacable al analizar la probabilidad de solicitar una consulta. La necesidad es la única categoría con una contribución negativa, a pesar de ello el índice de inequidad es superior al índice de concentración real. El valor positivo de aquél es indicativo de un significativo grado de inequidad horizontal que favorece a los individuos de mayor renta.

Al analizar los resultados obtenidos con el modelo log-lineal truncado, se comprueba que la necesidad explica la mayoría de la desigualdad, además de mostrar una evolución constante. Las contribuciones atribuibles a la renta y a factores socioeconómicos son las más pequeñas y negativas. Por lo que respecta a los índices de inequidad, han resultado negativos en los dos primeros años considerados, y positivo en 1998, aunque los valores son prácticamente nulos. Estos resultados se explican en función de la organización asistencial del Sistema Nacional de Salud español, puesto que la primera visita al especialista tiene lugar porque el médico general la autoriza, mientras que las siguientes consultas se producen porque el especialista reconoce su necesidad.

Conclusiones

Aunque la medida y verificación de inequidad en la utilización de asistencia sanitaria ha sido el objetivo de muchos trabajos empíricos, resulta más útil comprender las causas de dicha inequidad. El método de la descomposición muestra cómo la contribución de cada factor para explicar la desigualdad relacionada con la renta se descompone en la elasticidad de la utilización de servicios sanitarios con respecto a cada uno de dichos factores y la desigualdad de éstos con respecto a la renta.

El análisis de la utilización de las consultas a médicos generales y a especialistas en España ha confirmado que las mencionadas contribuciones están determinadas principalmente por la elasticidad. Por dicha razón, es necesario realizar una especificación apropiada del modelo de regresión y, por otro lado, aplicar métodos de estimación adecuados.

En cuanto a la especificación, se debe asumir un proceso de toma de decisiones en dos etapas por varias razones. Una de ellas se justifica por la propia organización del Sistema Nacional de Salud. La otra se basa en los resultados empíricos. En el caso de las visitas al médico general, el error atribuido a los modelos *logit* y log-lineal truncado es mucho menor que el de modelo binomial negativo que se corresponde con una

única decisión. Cuando se analizan las visitas al especialista, ciertos factores contribuyen de forma contraria a la desigualdad en la probabilidad de la visita y en el número condicionado de visitas.

Con respecto a los métodos de estimación, las estimaciones de panel confirman la existencia de heterogeneidad inobservable, es decir, diferencias individuales inherentes en la utilización de servicios sanitarios que permanecen constantes a lo largo de las 4 olas del PHOGUE y, por otro lado, dependencia de los estados, es decir, la experiencia previa de los individuos influye en su comportamiento actual.

Finalmente, la inclusión de la utilización de períodos anteriores en las ecuaciones de regresión reduce el efecto de otras variables explicativas sobre la demanda actual. Esto tendrá consecuencias sobre la elasticidad, la contribución a la desigualdad y, por consiguiente, sobre el índice de inequidad. En los dos casos analizados, al considerar como inevitable la desigualdad atribuida a la utilización efectuada en períodos anteriores, los valores de los índices de inequidad son menores en valor absoluto. En cierta forma, al añadir la variable en cuestión se resuelve una de las críticas recurrentes que se le hacen a los estudios sobre utilización de asistencia sanitaria, se trata de la referida a la cuantificación poco precisa de la necesidad.

Referencias

- Abásolo I. (1998). "Equidad horizontal en la distribución del gasto público en sanidad por grupos socioeconómicos en Canarias. Un estudio comparado con el conjunto español". *Hacienda Pública Española*, 147 (4): 3-28.
- Abásolo I, Manning R, Jones A. (2001). "Equity in utilization of and access to public sector GPs in Spain". *Applied Economics*, 33: 349-364.
- Clavero A, González ML. (2005). "La demanda de asistencia sanitaria en España desde la perspectiva de la decisión del paciente". *Estadística Española*, 58 (1): (forthcoming).
- Contoyannis P, Jones A, Rice N. (2004). "The dynamics of health in the British Household Panel Survey". *Journal of Applied Econometrics*, 19 (4): 473-503.
- Gerdtham UG. (1997). "Equity in health care utilization: further tests based on hurdle models and Swedish micro data". *Health Economics*, 6: 303-319.
- González ML. (2003). "La utilización de asistencia sanitaria en Andalucía. Un análisis econométrico

- basado en datos de panel”. Madrid, Ed. Civitas.
- González B, Urbanos R. (2000). “Veinte años de estudios sobre equidad y salud en España”. En Antoñanzas F, Fuster J, Castaño E. “Avances en la gestión sanitaria: implicaciones para la política, las organizaciones sanitarias y la práctica clínica”. Barcelona: Asociación de Economía de la Salud. p 91-115.
- Gravelle H. (2003). “Measuring income related inequality in health: standardisation and the partial concentration index”. *Health Economics*, 12: 803-819.
- Grossman M. (1972). “The demand for health: a theoretical and empirical investigation”. New York: National Bureau of Economic Research, Columbia University Press.
- Jones A, López-Nicolás A. (2004). “Measurement and explanation of socioeconomic inequality in health with longitudinal data”. *Health Economics*, 13 (10): 1015-1030.
- Jones A, Rice N. (2004). “Using longitudinal data to investigate socioeconomic inequality in health”. Working Paper ECuity Project III nº 10.
- Kakwani N, Wagstaff A, Van Doorslaer E. (1997). “Socio-economic inequalities in health: measurement, computation and statistical inference”. *Journal of Econometrics*, 77: 87-103.
- LeGrand J. (1978). “The distribution of public expenditure: the case of health care”. *Economica*, 45: 125-142.
- Mooney G. (1983). “Equity in health care: confronting the confusion”. *Effective Health Care*, 1 (4): 179-186.
- Pohlmeier W, Ulrich V. (1995). “An econometric model of the two-part decision-making process in the demand for health care”. *The Journal of Human Resources*, 30 (2): 339-361.
- Puffer J. (1986). “Access to Primary Health Care: a comparison of the US and the UK”. *Journal of Social Policy*, 15 (3): 293-313.
- Rodríguez M, Calonge S, Reñé J. (1993). “Equity in the finance delivery of health care in Spain”. En Van Doorslaer E, Wagstaff A, Rutten F. “Equity in the finance and delivery of health care. An international perspective”. Oxford: Oxford University Press. p 201-18.
- Salkever DS. (1975). “Economic class and differential access to care: comparisons among health care systems”. *International Journal of Health Services*, 5: 373-395.
- Schokkaert E, Van de Voorde C. (2004). “Risk selection and the specification of the risk adjustment

- formula". *Journal of Health Economics*, 23 (6): 1237-1259.
- Urbanos R. (2000). "La prestación de los servicios sanitarios públicos en España: cálculo y análisis de la equidad horizontal interpersonal para el periodo 1987-1995". *Hacienda Pública Española*, 153: 139-160.
- Van Doorslaer E, Jones A. (2003). "Inequalities in self-reported health: validation of a new approach to measurement". *Journal of Health Economics*, 22: 61-87.
- Van Doorslaer E, Koolman X. (2004). "Explaining the differences in income-related health inequalities across European countries". *Health Economics*, 13: 609-628.
- Van Doorslaer E, Masseria C. (2004). "Income-related inequality in use of medical care in 21 OECD countries". OECD Health Working Papers nº 14.
- Van Doorslaer E, Koolman X, Jones A. (2004). "Explaining income-related inequalities in doctor utilisation in Europe". *Health Economics*, 13: 602-647.
- Van Doorslaer E, Koolman X, Puffer F. (2002). "Equity in the use of physician visits in OECD countries: has equal treatment for equal need been achieved?" En OECD. "Measuring up: improving the performance of health system in OECD countries". Paris: OECD. p 225-48.
- Van Ourti T. (2004). "Measuring horizontal inequity in health care using Belgian panel data". *Health Economics*, 13: 705-724
- Wagstaff A, Van Doorslaer E. (2000). "Measuring and testing for inequity in the delivery of health care". *Journal of Human Resources*, XXXV (4): 716-733.
- Wagstaff A, Van Doorslaer E, Paci P. (1989). "Equity in the finance and delivery of health care: some tentative cross-country comparisons". *Oxford Review of Economic Policy*, 5 (1): 89-112.
- Wagstaff A, Van Doorslaer E, Paci P. (1991). "On the measurement of horizontal inequity in the delivery of health care". *Journal of Health Economics*, 10: 169-205.
- Wagstaff A, Van Doorslaer E, Watanabe N. (2003). "On decomposition the causes of health sector inequalities with an application to malnutrition inequalities in Vietnam". *Journal of Econometrics*, 112: 207-223.
- Zweifel P. (1981). "Supplier-induced demand in a model of physician behaviour". En Van der Gaag J and Perlman M. "Health, Economics, and Health Economics". Amsterdam: North Holland. p 245-67.