



Equidad en la utilización de servicios sanitarios públicos por Comunidades Autónomas en España: un análisis multinivel*

IGNACIO ABÁSULO

Universidad de La Laguna

JAIME PINILLA

Universidad de Las Palmas de Gran Canaria

MIGUEL NEGRÍN

Universidad de Las Palmas de Gran Canaria

Recibido: Mayo, 2008

Aceptado: Noviembre, 2008

Resumen

El objetivo de esta investigación consiste en analizar si existe equidad horizontal en la utilización de servicios sanitarios públicos por comunidad autónoma de residencia en España. A partir de la Encuesta Nacional de Salud de 2006, se ha realizado un análisis multinivel, utilizando una función de ajuste logístico binaria para cada uno de los servicios sanitarios públicos estudiados (visitas al médico general, visitas al médico especialista y hospitalizaciones). A nivel individual se ha controlado por necesidad sanitaria y otras características demográficas y socioeconómicas. Se puede concluir que, aunque no hay evidencia de inequidad territorial en la hospitalización, sí que existe inequidad territorial en el caso de las visitas al médico general y al médico especialista, que no puede explicarse por una diferente dotación regional de recursos en ambos niveles de atención sanitaria.

Palabras clave: equidad, utilización de servicios sanitarios públicos, análisis multinivel, Comunidad Autónoma.

JEL Codes: C01, D39, I19, R53.

1. Introducción

La Ley General de Sanidad española (Ley 14/1986) tiene como uno de sus más importantes principios la equidad: “el acceso y las prestaciones sanitarias se realizarán en condiciones de

* Esta investigación ha contado con la ayuda financiera del Ministerio de Educación y Ciencia y FEDER (proyecto SEJ2004-08073/ECON). Una versión de este trabajo ha sido publicada previamente como papel de trabajo nº 418 de la Colección de Documentos de Trabajo de la Fundación de las Cajas de Ahorros (FUNCAS). Agradecemos las sugerencias y comentarios de dos evaluadores anónimos. Asimismo queremos agradecer la colaboración y sugerencias de Raquel Aguiar y de Lidia García. Cualquier error es de nuestra responsabilidad.

igualdad efectiva”...“la política de salud estará orientada a la superación de los desequilibrios territoriales y sociales”. Más concretamente la Ley dice que “los poderes públicos orientarán sus políticas de gasto sanitario en orden a corregir desigualdades sanitarias y garantizar la igualdad de acceso a los Servicios Sanitarios Públicos en todo el territorio español”. La reciente Ley de Cohesión y Calidad del Sistema Nacional de Salud (Ley 16/2003) viene a ratificar estos principios y además añade como uno de los principios de esta ley “la coordinación y la cooperación de las Administraciones públicas sanitarias para la superación de las desigualdades en salud”.

Los estudios previos sobre equidad en la provisión de servicios sanitarios públicos, han abordado la cuestión de distintas formas según el *distribuendum* considerado, es decir, según lo que se considere que *debe* distribuirse de forma equitativa: la utilización sanitaria, el acceso, la salud o los recursos sanitarios. Como acabamos de ver, las leyes sanitarias españolas hacen una clara alusión al acceso al sistema sanitario. Desde este punto de vista, la equidad se conseguiría igualando el acceso entre aquellos con igual necesidad sanitaria (equidad horizontal) y facilitando un mayor acceso a aquellos con mayor necesidad sanitaria (equidad vertical). La primera cuestión clave es pues decidir qué es lo que se entiende por acceso. Para Le Grand (1982) o Mooney (1983) el acceso viene definido como el coste en tiempo (de espera y de desplazamiento) y en dinero para acceder a los servicios sanitarios. Sin embargo, esta no es la única interpretación. Existen otros conceptos de acceso como el de máximo nivel de consumo alcanzable (Olsen y Rogers 1991) pero aplicados en menor medida en estudios empíricos. En la práctica es habitual encontrar investigaciones sobre “equidad en el acceso” que realmente estudian la equidad en la utilización, entendiendo utilización como acceso realizado (Birch *et al.*, 1993). Esta es la interpretación que haremos en esta investigación donde, por tanto, el *distribuendum* a considerar es la utilización de servicios sanitarios financiados públicamente.

La siguiente cuestión que es preciso determinar es la perspectiva del análisis, es decir, las características individuales que son relevantes a la hora de estudiar la equidad horizontal en la utilización sanitaria, como podrían ser el nivel socioeconómico, la edad, el sexo o el área de residencia. Buena parte de los estudios sobre la equidad en la utilización y acceso a los servicios sanitarios se han centrado en investigar inequidades entre distintos grupos socioeconómicos tras ajustar por factores de necesidad (véase Hanratty *et al.*, 2007). Algunos de estos estudios se refieren al contexto español¹, mientras que otros se refieren al contexto internacional². En general, los resultados de estos estudios muestran que en los países desarrollados analizados las desigualdades benefician a los grupos socioeconómicos más favorecidos en el acceso y utilización de servicios especialistas y hospitalarios, mientras que en el acceso y uso de servicios primarios las desigualdades benefician a los grupos socioeconómicos menos favorecidos, hechos que se observan también para el caso particular español.

Sin embargo, la característica que es objeto de análisis en esta investigación es el área de residencia, y más concretamente la comunidad autónoma (CA en adelante) de residencia. Este es un aspecto especialmente importante después de completarse el proceso de descentralización de las competencias sanitarias en 2002. De hecho, la CA de residencia podría jugar un

papel importante en los niveles de acceso y utilización de servicios sanitarios, una vez se ajusta por factores socioeconómicos y de necesidad. Por ejemplo, en algunos países –entre los que se encuentra España–, habría un efecto región que contribuiría de forma más intensa a la existencia de una inequidad pro-ricos en la utilización de especialistas que otro tipo de factores individuales, como puede ser el ingreso personal (Van Doorslaer *et al.*, 2004). Estas disparidades regionales pueden estar relacionadas no sólo con la existencia de desigualdades territoriales en salud (López-Casasnovas *et al.*, 2005), sino también con el hecho de que la oferta de servicios sanitarios varía entre comunidades autónomas (CC.AA. en adelante) por distintos factores, entre los que cabe destacar el desigual proceso de traspaso de poder en materia sanitaria a las CA, la distinta provisión de programas sanitarios a nivel regional, y la desigual distribución de camas hospitalarias y de altas tecnologías sanitarias entre regiones (González *et al.*, 2004).

El análisis de la equidad en sanidad desde la perspectiva territorial se ha abordado de dos formas distintas. En primer lugar, estarían los estudios que se centran en el análisis descriptivo de la distribución de la salud y los recursos y en la elección del modelo de reparto del gasto público sanitario (Bond y Conniffe, 2002; Diderichsen *et al.*, 1997; López Casasnovas, 1992; Nieto *et al.*, 1993; O'Donnell y Propper, 1991; Sutton y Lock 2000). Se trataría de estudios de la equidad en la distribución del gasto per cápita o estudios del reparto de recursos según la necesidad sanitaria de la población. Estos conceptos son muy sencillos pero, a la vez, de gran utilidad a la hora de realizar una primera aproximación a la equidad en el acceso y utilización por CA. Sin embargo, la evaluación de estas variables debe tener en cuenta el tipo de modelo de reparto de recursos y gasto del sistema sanitario público en cuestión, el concepto de equidad recogido en el marco legal y las propias características del espacio geográfico considerado, como pueden ser el tamaño de la población, su dispersión, la estructura demográfica y/o sus características epidemiológicas.

En segundo lugar, están los estudios que han analizado la utilización sanitaria por regiones en España. Entre ellos podemos citar al de Abásolo *et al.* (2001), que con base en la Encuesta Nacional de Salud de 1993, estimaron la probabilidad de visitar al médico general; aunque no fue el objeto principal del estudio, concluyeron que había diferencias significativas en la accesibilidad al médico general por CA. Regidor *et al.* (2006), con base en la Encuesta Nacional de Salud de 2001 analiza la asociación entre la renta provincial con la utilización sanitaria, concluyendo que la riqueza del área (a ese nivel de agregación) no se relaciona con la utilización y la accesibilidad de los servicios sanitarios. Montero y Jiménez (2008), haciendo uso de las distintas ediciones de la Encuesta Nacional de Salud hasta 2003, miden la probabilidad de acceso estandarizada de un individuo a los servicios sanitarios públicos en cada CA. Los resultados muestran que, a igual necesidad, la utilización de servicios sanitarios difiere según la CA de residencia.

El objetivo de nuestra investigación consiste en estudiar si la CA de residencia es un factor que afecta a la utilización de servicios sanitarios públicos en España, una vez ajustado –a nivel individual– por necesidad sanitaria y otras características demográficas y socioeconómicas que anticipamos que influyen sobre la utilización sanitaria. En otras palabras, consis-

te en analizar si existe inequidad horizontal en la utilización sanitaria en el Sistema Nacional de Salud español por razón de CA de residencia.

2. Material y método

2.1. Material

Los datos empleados en este trabajo proceden de la Encuesta Nacional de Salud (ENS) de 2006. La ENS recoge información sobre el estado de salud general, la utilización de los servicios sanitarios, los hábitos de vida y otras conductas relacionadas con la salud. La ENS cubre el conjunto de personas que residen en viviendas familiares principales y se realiza en todo el territorio nacional, resultando representativa a nivel CA. La encuesta se completa en el período junio 2006-junio 2007. La muestra de adultos de 16 o más años contiene un total de 29.478 observaciones, 28.954 una vez excluidos del análisis los entrevistados en Ceuta y Melilla por homogeneidad en la muestra de CC.AA.

En nuestro estudio consideramos como variables de interés, las consultas al médico en las últimas cuatro semanas, diferenciando entre médico general y médico especialista, así como la hospitalización en los últimos doce meses. Nos limitamos solamente al análisis de las visitas y hospitalizaciones relacionadas con recursos de financiación pública. Se considera financiación pública cuando el entrevistado declara que el recurso utilizado pertenece a la seguridad social, o cuando los gastos, en el caso de la hospitalización, corren a cargo de la seguridad social o de una mutualidad pública. A modo de variables de control se incluyen: la edad, el sexo, el estado de salud, nivel educativo, actividad laboral, la renta y la doble cobertura sanitaria, pública y privada, del entrevistado.

Como medida del estado de salud del individuo se consideran cuatro indicadores: el estado de salud autodeclarado, el padecimiento de al menos una enfermedad crónica de entre las definidas en la encuesta, el índice de masa corporal, y la existencia, en las últimas dos semanas, de limitaciones en las actividades habituales. En lo que respecta a la educación, a partir de las diez escalas iniciales que incluye la ENS se definen cuatro variables dicotómicas que reflejan el nivel más alto de estudios terminados por el entrevistado: sin estudios, estudios primarios, secundarios y universitarios. Las variables ocupado y parado recogen, respectivamente, a los individuos que pertenecen aunque en distinta situación a la población laboral activa. La variable renta corresponde a la renta equivalente del hogar. Para convertir los ingresos del hogar en renta equivalente hemos aplicado la escala de equivalencia de la OCDE modificada³.

La ENS 2006 ofrece un tratamiento de los datos faltantes para la mayoría de sus variables. Aún así, los ingresos mensuales del hogar presentan una elevada tasa de no respuesta, alrededor del 10%. Para evitar sesgos relacionados con la presencia de estos valores *missing* en la variable renta, imputamos los mismos mediante regresión por intervalos, considerando como variables explicativas la clase social basada en la ocupación del sustentador principal así como otras características del mismo.

En nuestro análisis de la variabilidad en la utilización de servicios sanitarios, controlamos tanto por el efecto de las características propias de cada individuo, como por el contexto o grupo al que pertenece, comportamiento, éste último, delimitado por la CA de residencia, relacionado, por ejemplo, con el simple hecho de tener acceso a una política de salud o a una dotación de recursos diferente. La tabla 1 recoge los principales estadísticos de las variables del estudio. Las variables explicativas se organizan en tres grandes grupos: variables demográficas, variables de estado de salud y variables socioeconómicas. Salvo dos, el índice de masa corporal, como proxy del estado de salud, y el logaritmo de la renta equivalente, el resto de variables explicativas son de respuesta binaria (Sí=1; No=0). Con la discretización de la variable edad en intervalos buscamos capturar el diferente efecto, a lo largo de las distintas etapas etarias del individuo (juventud, edad adulta, edad de jubilación, senectud), que ejerce esta variable en el uso de servicios sanitarios.

Tabla 1
DEFINICIÓN Y PRINCIPALES ESTADÍSTICOS DE LAS VARIABLES (N=28954)

Variable	Definición	Media	D.S.
Variables de utilización sanitaria			
Visita médico general	Si el individuo visitó al médico general público en las últimas 4 semanas (Sí=1; No=0)	0,32	
Visita médico especialista	Si el individuo visitó al médico especialista público en las últimas 4 semanas (Sí=1; No=0)	0,13	
Hospitalización	Si fue ingresado en un hospital con financiación pública en el último año (Sí=1; No=0)	0,09	
Variables demográficas			
Sexo	Mujer (Sí=1; No=0)	0,60	
Edad16_34 (*)	Edad entre 16 y 34 años (Sí=1; No=0)	0,22	
Edad35_44	Edad entre 35 y 44 años (Sí=1; No=0)	0,20	
Edad45_54	Edad entre 45 y 54 años (Sí=1; No=0)	0,17	
Edad55_64	Edad entre 55 y 64 años (Sí=1; No=0)	0,14	
Edad65_mas	Edad mayor de 64 años (Sí=1; No=0)	0,27	
Variables de estado de salud			
Muy buena (*)	Estado salud muy bueno en el último año (Sí=1;No=0)	0,14	
Buena	Estado salud bueno en el último año (Sí=1;No=0)	0,48	
Regular	Estado salud regular en el último año (Sí=1;No=0)	0,28	
Mala	Estado salud malo/muy malo último año (Sí=1;No=0)	0,10	
Crónico	Padece una o más enfermedades crónicas (Sí=1;No=0)	0,76	
Limitaciones	Limitada actividad normal ult. 2seman. (Sí=1;No=0)	0,16	
IMC	Índice de masa corporal (Peso kg/ (altura m) ²)	25,82	4,4
Variables socioeconómicas			
Sin estudios	Individuo sin estudios (Sí=1; No=0)	0,14	
E.primarios	Individuo con estudios primarios (Sí=1; No=0)	0,35	
E.secundarios	Individuo con estudios secundarios o del FP (Sí=1; No=0)	0,36	
E.universitarios(*)	Individuo con estudios universitarios (Sí=1; No=0)	0,15	
Log_renta	Logaritmo de la renta equivalente del hogar	6,69	0,3
Ocupado	Individuo en el mercado laboral ocupado (Sí=1; No=0)	0,45	
Parado	Individuo en el mercado laboral parado (Sí=1; No=0)	0,06	
Doble seguro	Individuo con doble cobertura sanitaria (Sí=1; No=0)	0,113	

(*) Categoría de referencia omitida en las estimaciones de los modelos multinivel.

2.2. Método

A diferencia de algunos estudios que han analizado esta misma cuestión en el ámbito autonómico con anterioridad (eg. Abásulo *et al.*, 2001; Montero y Jiménez, 2008), hemos partido de un modelo de regresión multinivel, por ser el más indicado en situaciones en las que, como en nuestro caso, se conoce la existencia de una estructura jerárquica de los datos por niveles, con una sola variable dependiente medida en el nivel más bajo y un conjunto de variables explicativas para cada uno de los niveles existentes. Combinando información individual con información agregada evitamos problemas de falacia atomista y falacia ecológica, respectivamente. La virtud de estos modelos reside en poder definir y explorar las variaciones en cada nivel de la jerarquía, después de condicionarlas al conjunto de variables explicativas de interés. La aplicación de los modelos multinivel en economía de la salud está resultando una práctica muy extendida en los últimos años (Clavero y González, 2005). Podemos encontrar aplicaciones recientes en nuestro país como la de Fusté y Rué (2001) a las consultas de atención primaria, la de González *et al.* (2002) a la prescripción de medicamentos, Vázquez *et al.* (2005) a la evaluación del coste de la esquizofrenia y, finalmente, la de Regidor *et al.* (2006) a la accesibilidad y utilización de servicios sanitarios.

En nuestro caso disponemos de datos de $n=28954$ individuos provenientes de la ENS 2006 que se encuentran agrupados en 17 CC.AA. en cada una de las cuales hay n_j personas ($j=1, \dots, 17$). Las variables a estudiar son haber realizado o no consultas al médico en las últimas cuatro semanas, diferenciando entre médico general y médico especialista, así como haber sido hospitalizado en los últimos doce meses. En nuestro caso, la variable a explicar (Y_{ij}) se trata de una variable dicotómica que toma valor 1 si se ha realizado una visita a un determinado servicio o 0 en caso contrario. Para su modelización consideramos una función de ajuste logística binaria con una probabilidad p cuando toma valores 1 y $1-p$ para valores iguales a 0, $Y_{ij} \sim \text{Bernoulli}(p_{ij})$. El modelo logit convencional quedaría:

$$\text{Logit}[p_{ij}] = \log[p_{ij}/(1-p_{ij})] = \beta_0 + X'_{ij}\beta_1 \quad (1)$$

donde el vector X'_{ij} se refiere al vector de variables explicativas del modelo, que en nuestro caso serían edad, sexo, estado de salud, nivel de estudios, situación laboral y nivel de ingresos, etc. El coeficiente β_0 es la constante del modelo y el vector $\beta_1 = (\beta_{11}, \beta_{12}, \dots, \beta_{1k})'$, incluiría los k coeficientes correspondientes a las variables explicativas.

En este trabajo hemos propuesto el uso de los modelos multinivel. Los modelos multinivel permiten analizar el efecto del grupo (Comunidad Autónoma) sobre la variable de interés. Para ello consideramos que la constante del modelo (β_0) es distinta para cada grupo. De esta forma podremos estimar las diferencias en la utilización de servicios sanitarios públicos entre CC.AA. para individuos de similares características. El modelo logit multinivel quedaría definido como:

$$\begin{aligned} \text{Logit}[p_{ij}] &= \log[p_{ij}/(1-p_{ij})] = \beta_{0j} + X'_{ij}\beta_1 \\ \beta_{0j} &= \beta_0 + u_j \end{aligned} \quad (2)$$

donde β_0 se interpreta como la media de la constante para el total de la población y u_j es un efecto aleatorio, distribuido normalmente con media 0 y varianza σ_u^2 , que recoge las diferencias debidas a la CA. El modelo anterior puede extenderse considerando el efecto aleatorio CA en el resto de coeficientes del modelo (β_{1j}).

Para la estimación de los modelos multinivel utilizamos el procedimiento macro GLLAMM (Generalised Linear Latent and Mixed Models), para modelos lineales generalizados con variables latentes, del paquete estadístico STATA versión 10.0. En los modelos de variable latente multinivel GLLAMM aplica la cuadratura adaptativa para evaluar las verosimilitudes (el manual y las referencias sobre la utilización de la macro GLLAMM está disponible en www.gllamm.org).

3. Resultados

Los resultados de la regresión logística multinivel se presentan en la tabla 2. Se han estimado tres modelos separadamente para cada uno de los servicios sanitarios públicos analizados: visita al médico general, visita al médico especialista, y hospitalización. Las variables explicativas a nivel individual se han mantenido en los tres modelos, salvo la variable “limitaciones”, eliminada del tercer modelo por referirse a las limitaciones en las dos últimas semanas, cuando la hospitalización se refiere a un período temporal más amplio (a los últimos doce meses).

Tabla 2
REGRESIÓN LOGÍSTICA MULTINIVEL SOBRE LA UTILIZACIÓN
DE SERVICIOS SANITARIOS PÚBLICOS

Variables	Visita al médico general público últimas 4 semanas (sí=1, no=0)	Visita al médico especialista público últimas 4 semanas (sí=1, no=0)	Ha sido ingresado en hospital público en los últimos 12 meses (sí=1, no=0)
Sexo	1,158** [1,087; 1,233]	1,128** [1,038; 1,226]	0,940 [0,852; 1,037]
Edad 35_44	0,957 [0,867; 1,056]	1,031 [0,904; 1,175]	0,741** [0,636; 0,862]
Edad 45_54	1,01 [0,908; 1,118]	1,009 [0,880; 1,157]	0,512** [0,431; 0,608]
Edad 55_64	1,333** [1,192; 1,492]	1,040 [0,897; 1,207]	0,461** [0,383; 0,555]
Edad 65_más	1,671** [1,481; 1,885]	0,881 [0,752; 1,033]	0,630** [0,525; 0,755]
Salud buena	1,468** [1,314; 1,639]	1,585** [1,337; 1,878]	1,391** [1,139; 1,699]
Salud regular	2,546** [2,262; 2,866]	3,070** [2,571; 3,664]	3,42,3** [2,778; 4,216]
Salud mala, muy mala	3,096** [2,686; 3,569]	5,493** [4,523; 6,671]	9,136** [7,336; 11,38]

Tabla 2 (continuación)
REGRESIÓN LOGÍSTICA MULTINIVEL SOBRE LA UTILIZACIÓN
DE SERVICIOS SANITARIOS PÚBLICOS

Variables	Visita al médico general público últimas 4 semanas (sí=1, no=0)	Visita al médico especialista público últimas 4 semanas (sí=1, no=0)	Ha sido ingresado en hospital público en los últimos 12 meses (sí=1, no=0)
Crónico	2,172** [1,980; 2,384]	1,990** [1,739; 2,278]	1,229** [1,058; 1,428]
Limitaciones	2,574** [2,375; 2,789]	2,083** [1,898; 2,285]	
IMC	1,019** [1,012; 1,026]	0,997 [0,988; 1,006]	1,009* [0,998; 1,019]
Sin estudios	1,464** [1,269; 1,689]	0,819** [0,678; 0,989]	0,846 [0,676; 1,059]
E. primarios	1,371** [1,222; 1,537]	0,993 [0,854; 1,154]	0,964 [0,802; 1,159]
E. secundarios	1,333** [1,199; 1,481]	1,108 [0,966; 1,272]	1,012 [0,855; 1,198]
Log_renta	0,733** [0,638; 0,841]	0,850 [0,711; 1,017]	0,824* [0,664; 1,023]
Ocupado	0,786** [0,725; 0,852]	0,733** [0,660; 0,815]	0,556** [0,488; 0,633]
Parado	0,966 [0,847; 1,102]	0,856 [0,721; 1,015]	0,887 [0,730; 1,079]
Doble seguro	0,554** [0,496; 0,620]	0,534** [0,458; 623]	0,609** [0,503; 0,737]
Constante	0,377** [0,140; 1,011]	0,119** [0,033; 0,430]	0,192** [0,041; 0,890]
Varianza de los efectos aleatorios (CA)	0,062** (0,018)	0,057** (0,019)	0,013 (0,008)
Nº observaciones	25.079	24.935	25.224
Nº de grupos	17	17	17
Log-likelihood	-13.227,71	-8.649,56	-6.526,55

Los coeficientes de las variables explicativas están expresados como odds ratio;
 [] intervalos de confianza al 95% entre corchetes.

En la varianza de los efectos aleatorios, () desviación estándar entre paréntesis.

Significación: **p-value < 0,05; * p-value < 0,1.

3.1. Servicios de medicina general

Diversas variables explicativas resultan claramente significativas. En lo que respecta a las variables relacionadas con el estado de salud, a medida que los individuos declaran tener peor estado de salud mayor es la probabilidad de utilizar este servicio en las cuatro últimas semanas, con un claro gradiente a medida que empeora el estado de salud (con odds ratio

(OR) cada vez de mayor magnitud y estadísticamente significativas). Mayor es también la probabilidad de acudir al médico general en aquellos individuos que padecen alguna enfermedad crónica o han tenido, en las últimas dos semanas, una dolencia que les ha limitado su actividad normal: los individuos con una enfermedad crónica tienen el doble de riesgo relativo ($OR=2,17$) de visitar al médico general público que los que no padecen de dicha condición, mientras que los que han visto limitada su actividad normal en las últimas dos semanas, tienen un riesgo 2,6 veces mayor de ir al médico general que aquellos que no han sufrido dicha dolencia. Como cuarta variable relacionada con el estado de salud, el índice de masa corporal (IMC) resulta también significativo, con una OR de 1.019. En las variables demográficas, ser mujer aumenta la probabilidad de visitar al médico general. Respecto a la edad, los grupos de edad de 55 a 64 ($OR=1,33$) y de más de 65 años ($OR=1,68$) muestran diferencias estadísticamente significativas con respecto al grupo de referencia (entre 16 y 34 años). El nivel socioeconómico también tiene un efecto sobre la utilización de servicios de atención primaria. Por un lado, los individuos con menor nivel de estudios tienen mayor probabilidad de visitar al médico general respecto al grupo de referencia (con estudios universitarios). Los individuos con mayor renta tienen también una menor probabilidad de visitar al médico general público ($OR=0,733$). Por otra parte, el riesgo relativo de visitar el médico general público se reduce casi en un 22% si el individuo declara estar ocupado en el mercado laboral. La doble cobertura ejerce un efecto negativo y significativo sobre la probabilidad de visita al médico general público: aquellos con doble cobertura tienen la mitad de riesgo de utilizar los servicios del médico general público que los que no la tienen.

Finalmente, la varianza de los efectos aleatorios a nivel grupo, CA de residencia, resulta significativa, lo que indica diferencias en la probabilidad de visita relacionada con residir en una u otra CA. En la figura 1 representamos la transformación exponencial del término

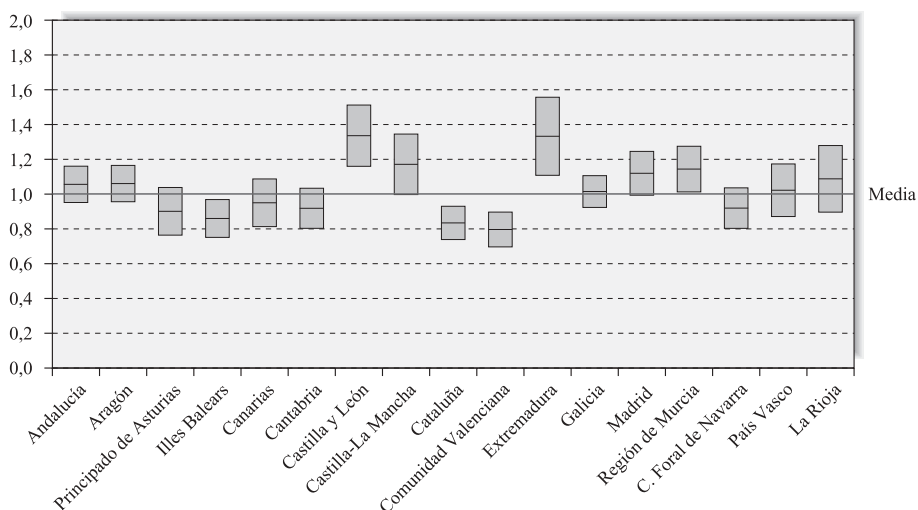


Gráfico 1. Efecto CA. Visitas al médico general público (Intervalos de confianza al 95%)

aleatorio para cada CA acompañada de sus respectivos intervalos de confianza al 95%. En el modelo logit dicha transformación exponencial se interpreta como la odd ratio debida a la CA. Se puede observar como, de entre las 17 CC.AA., se diferencian por encima de la media: Castilla León, con un riesgo relativo de visita al médico general público un 32% superior a la media, Extremadura, un 31%, y Murcia, un 13%, mientras que por debajo encontramos a: Baleares, con un riesgo relativo de un 15% inferior a la media, Cataluña, un 17%, y la Comunidad Valenciana, un 21%.

3.2. Servicios de medicina especializada

En la explicación de la visita en las cuatro últimas semanas al médico especialista, algunas variables mantienen su efecto en relación con el servicio de medicina general, mientras que otras cambian de signo o pierden significación estadística. En el primer lugar encontramos el estado de salud autodeclarado, concretamente el peor estado de salud está asociado con una mayor probabilidad de acudir al médico especialista, con unas OR de mayor magnitud y estadísticamente significativas a medida que empeora el estado de salud; padecer alguna enfermedad crónica y haber sufrido limitaciones en la actividad diaria, también ejercen un efecto positivo sobre la probabilidad de visita al médico especialista. Ser mujer también sigue estando asociado con un mayor riesgo de visitar al médico especialista (13%). Las variables edad e IMC no muestran un efecto significativo sobre la probabilidad de acudir al especialista. Respecto a las variables socioeconómicas, el nivel de estudios tiene ahora un efecto contrario sobre la utilización sanitaria –respecto al efecto que tenía sobre las visitas al médico general–: a menor nivel de estudios, menor es el riesgo relativo de visitar al especialista, aunque la OR de menor magnitud y estadísticamente significativa sólo se observa en

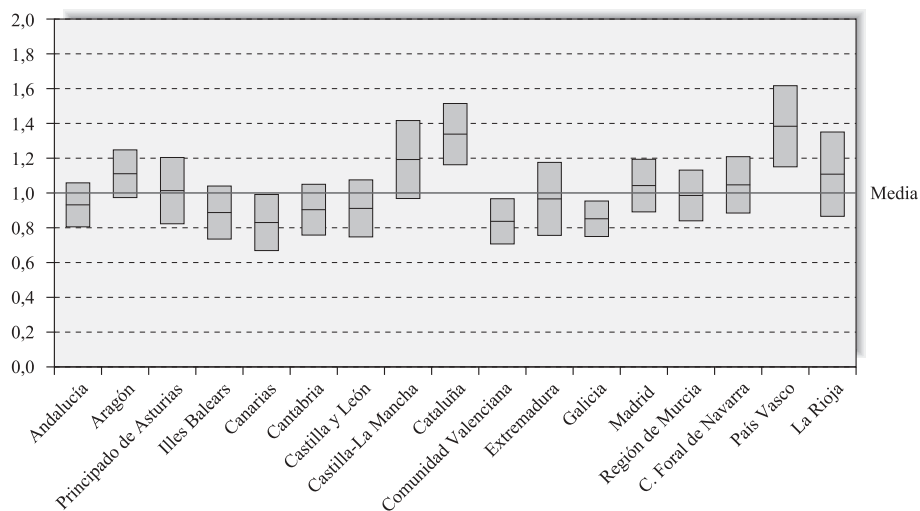


Gráfico 2. Efecto CA. Visitas al médico especialista público (Intervalos de confianza al 95%)

el grupo “sin estudios”. La renta no está asociada con la probabilidad de acudir al especialista. De entre las variables socioeconómicas, sólo estar ocupado mantiene el signo y la significación: el riesgo relativo de visitar el médico especialista público se reduce casi en un 27% si el individuo declara estar ocupado (respecto a la población inactiva). Tener doble cobertura reduce en un 47% el riesgo relativo de acudir al médico especialista público.

En lo que respecta a la varianza de los efectos aleatorios a nivel CA, ésta resulta estadísticamente significativa. La figura 2 recoge la transformación exponencial del término aleatorio para cada CA. Las CC.AA. con mayor probabilidad de acudir al médico especialista público son el País Vasco con una OR de 1,37, y Cataluña con una OR de 1,33. Por otro lado, destacan por su baja probabilidad de visita al médico especialista público Canarias, Galicia y Comunidad Valenciana con OR de 0,81, 0,84 y 0,83 respectivamente.

3.3. Hospitalización

Los efectos de las variables que recogen el estado de salud se mantienen en la explicación de haber sido hospitalizado en alguna ocasión en los últimos doce meses. En particular, los individuos que declaran peor salud o que padecen alguna enfermedad crónica tienen mayor probabilidad de haber sido ingresados en un hospital público en el último año, con OR estadísticamente significativas. Respecto a las variables demográficas, ser mujer no tiene un efecto estadísticamente significativo sobre la probabilidad de ser ingresado en el hospital. Sin embargo la edad sí resulta ser un factor significativo a la hora de explicar los ingresos hospitalarios, pero en sentido negativo: a mayor edad, hay una menor probabilidad de ser hospitalizado, con unas OR de menor magnitud y estadísticamente sig-

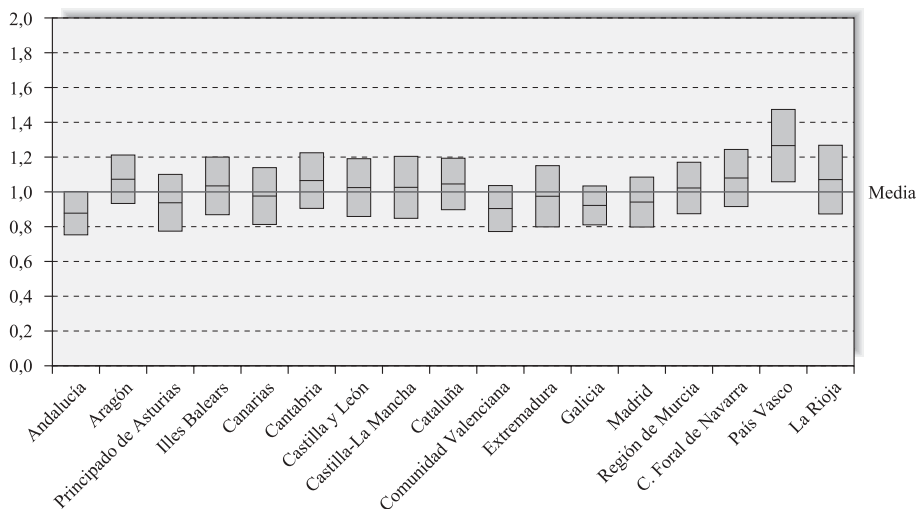


Gráfico 3. Efecto CA. Hospitalización pública (Intervalos de confianza al 95%)

nificativas para los cuatro grupos de edad considerados (respecto al grupo más joven de referencia). De las variables socioeconómicas, sólo estar ocupado tiene un efecto negativo sobre la probabilidad de hospitalización: el riesgo relativo de ser ingresado en un hospital se reduce en un 45% si el individuo está ocupado (frente a los que se encuentran inactivos). La renta también tiene un efecto negativo sobre la probabilidad de ser ingresado en un hospital público, aunque significativo al 90%. Por último, tener doble cobertura también tiene un efecto sobre la utilización hospitalaria: el riesgo relativo de ser ingresado en un hospital público se reduce casi en un 40% cuando el individuo tiene doble cobertura sanitaria.

La varianza de los efectos aleatorios a nivel CA en el modelo de hospitalización no resulta estadísticamente significativa. La figura 3 recoge la transformación exponencial del término aleatorio para cada CA, pudiendo observarse cómo los intervalos de casi todas las CC.AA. –salvo el País Vasco– se solapan también con el valor medio en 1.

3.4. Modelo con variables explicativas a nivel de grupo

La presencia de significación en la varianza de los efectos aleatorios a nivel CA tanto en el modelo de visita al médico general público como en el modelo de visita al especialista público nos ha llevado a introducir variables explicativas de grupo que puedan capturar la razón de estas diferencias entre CC.AA.. La tabla 3 presenta la estimación de ambos modelos con la inclusión –respectivamente– de las variables “número de médicos de familia” y “número de médicos especialistas” por cien mil habitantes. Se probó con otras variables de oferta como el número de centros de salud per-cápita, así como el gasto en atención primaria y especializada, o el PIB per-cápita como proxy de la riqueza de la CA, pero su escasa significación aconsejaba no mantenerlas en el modelo.

En el modelo de visitas al médico general la inclusión de la variable de grupo “número de médicos de familia”, con coeficiente positivo y significativo, reduce la varianza de los efectos aleatorios un 63% (de 0,062 a 0,023). No obstante la todavía significación de esta varianza, sugiere un efecto CA no explicado por la dotación de recursos humanos. Cataluña y Valencia resultan con menor probabilidad de utilización respecto a la media de las CC.AA., frente a la mayor probabilidad de los residentes en Extremadura. Castilla y León y Murcia, que antes presentaban una mayor probabilidad de utilización, ahora no se diferencian de la media nacional. Baleares, que inicialmente mostraba una menor utilización, después de ajustar por la dotación de médicos generales, se sitúa también en la media nacional.

En el modelo de visitas al médico especialista, la variable de dotación de recursos humanos “número de médicos especialistas” no resulta significativa, disminuyendo levemente la varianza de los efectos aleatorios. Debido a este hecho, las diferencias en la probabilidad de utilización por CA son las mismas que las presentadas en la figura 2.

Tabla 3
REGRESIÓN LOGÍSTICA MULTINIVEL SOBRE LAS VISITAS AL MÉDICO GENERAL Y ESPECIALISTA PÚBLICOS CON VARIABLES EXPLICATIVAS A NIVEL DE GRUPO

Variables	Visita al médico general público últimas 4 semanas (sí=1, no=0)	Visita al médico especialista público últimas 4 semanas (sí=1, no=0)
Sexo	1,159** [1,089; 1,234]	1,128** [1,038; 1,225]
Edad 35_44	0,956 [0,866; 1,056]	1,031 [0,904; 1,175]
Edad 45_54	1,004 [0,905; 1,114]	1,009 [0,880; 1,157]
Edad 55_64	1,326** [1,185; 1,483]	1,040 [0,896; 1,207]
Edad 65_más	1,656** [1,467; 1,868]	0,881 [0,751; 1,033]
Salud buena	1,466** [1,312; 1,637]	1,584** [1,337; 1,878]
Salud regular	2,546** [2,262; 2,866]	3,069** [2,571; 3,664]
Salud mala, muy mala	3,098** [2,688; 3,571]	5,492** [4,522; 6,670]
Crónico	2,174** [1,981; 2,385]	1,991** [1,739; 2,279]
Limitaciones	2,574** [2,376; 2,789]	2,083** [1,898; 2,286]
IMC	1,019** [1,012; 1,026]	0,997 [0,988; 1,006]
Sin estudios	1,473** [1,277; 1,699]	0,819** [0,677; 0,990]
E. primarios	1,371** [1,222; 1,537]	0,993 [0,854; 1,154]
E. secundarios	1,332** [1,198; 1,480]	1,108 [0,966; 1,272]
Log_renta	0,733** [0,639; 0,841]	0,850 [0,710; 1,018]
Ocupado	0,785** [0,724; 0,851]	0,733** [0,660; 0,815]
Parado	0,966 [0,847; 1,101]	0,856 [0,721; 1,015]
Doble seguro	0,556** [0,497; 0,621]	0,534** [0,458; 624]
Varianza de los efectos aleatorios (CA)	0,023** (0,009)	0,0515** (0,017)
Constante	0,266** [0,096; 0,737]	0,130** [0,033; 0,504]

Tabla 3 (continuación)
REGRESIÓN LOGÍSTICA MULTINIVEL SOBRE LAS VISITAS AL MÉDICO GENERAL Y ESPECIALISTA PÚBLICOS CON VARIABLES EXPLICATIVAS A NIVEL DE GRUPO

Variables	Visita al médico general público últimas 4 semanas (sí=1, no=0)	Visita al médico especialista público últimas 4 semanas (sí=1, no=0)
Médicos de familia en el sector público por 100 mil habitantes	1,006** [1,001; 1,011]	
Médicos especialistas en el sector público por 100 mil habitantes		0,999 [0,996; 1,003]
Nº observaciones	25.079	24.935
Nº de grupos	17	17
Log-likelihood	-13.221,85	-8.649,18

Los coeficientes de las variables explicativas están expresados como odds ratio: [] intervalos de confianza al 95%. En la varianza de los efectos aleatorios () desviación estándar entre paréntesis.

Significación: **p-value < 0,05; * p-value < 0,1.

4. Discusión

Los resultados muestran que efectivamente hay un “efecto comunidad autónoma” en la probabilidad de utilizar los servicios del médico general y del especialista, que no puede explicarse por diferencias en la necesidad sanitaria ni por otras características socioeconómicas o demográficas medidas a nivel individual. Además, ante la posibilidad de que estas diferencias entre CC.AA. pudiesen atribuirse a la diferente oferta de recursos sanitarios (González *et al.*, 2004), se ha realizado un ajuste a nivel de CA por el número de médicos de familia y de médicos especialistas por cien mil habitantes –respectivamente– como variables proxies de la oferta sanitaria en ambos niveles de atención sanitaria. Con respecto a los servicios de medicina general, las comunidades con mayor dotación de médicos generales tienen una mayor probabilidad de utilizar dichos servicios. Sin embargo, se mantienen diferencias significativas en la utilización por CA: los residentes en Extremadura tienen una probabilidad significativamente mayor de visitar al médico general público mientras que los residentes en la Comunidad Valenciana y Cataluña tienen una probabilidad significativamente menor. Con respecto a la atención especializada, la dotación de médicos especialistas por CA no tiene un efecto significativo sobre la probabilidad de visitar al especialista, con lo que este factor no permite explicar las diferencias existentes en la probabilidad de visitar al médico especialista público por CA: País Vasco y Cataluña con una mayor probabilidad y Canarias, Galicia y Valencia con una menor probabilidad de visitar al médico especialista público.

Una mayor (menor) propensión a utilizar servicios médicos (de medicina general o especializada) en algunas CC.AA. no necesariamente implica un uso más (menos) adecuado de recursos sanitarios; pero sí quiere decir que hay ciudadanos que, para una misma necesidad y condiciones socioeconómicas y demográficas, tienen una probabilidad distinta de visitar al

médico público, sólo por razón de la CA de residencia, lo cual indica una inequidad horizontal en la utilización de estos servicios sanitarios. También es cierto que no podemos descartar que esta variabilidad en la utilización de servicios de medicina general y especializada por CA se deba a otros factores que no hemos podido controlar como las diferencias organizativas de cada CA, la distinta provisión de programas de atención primaria o especializada, la orografía o las redes de transportes, aspectos que merecerían ser objeto de un estudio más amplio.

Finalmente, respecto a las hospitalizaciones, los resultados indican que no hay diferencias significativas por CA, siendo consistentes con la equidad territorial en la utilización de estos servicios sanitarios públicos.

Mientras en nuestro estudio sólo encontramos diferencias significativas para las consultas al médico general y especialista, Montero y Jiménez (2008) también encontraron diferencias para las hospitalizaciones (aunque en menor medida). En todo caso, debe tenerse en cuenta que en su estudio no se tuvo en cuenta la estructura jerárquica de los datos a través de un modelo multinivel -incluyendo el efecto CA a través de variables dicotómicas- lo que sobreestima la significación estadística de las variables explicativas (Carey, 2000; Urbach y Austin, 2005). Además, sólo se realizó una estandarización por estado de salud, edad y sexo, y no por otras características socioeconómicas y demográficas, tal y como se realiza en esta investigación.

A nivel individual se ha controlado por un conjunto de variables explicativas cuyas estimaciones comentamos a continuación. Con respecto a la necesidad sanitaria -tal y como la hemos aproximado-, nuestros resultados muestran que existe equidad vertical en la utilización de los tres servicios sanitarios. Los individuos que declaran tener un peor estado de salud en los últimos doce meses, padecer una enfermedad crónica o tener una limitación de la actividad normal tienen una probabilidad mayor de hacer uso de los distintos servicios sanitarios públicos, probabilidad que crece de forma monótona en las categorías de la autovaloración del estado de salud, hecho consistente con los hallazgos en estudios anteriores (eg. Abásolo *et al.*, 2001, Clavero y González, 2005; Propper *et al.*, 2005; Wallace y Gutiérrez, 2005).

El nivel socioeconómico (aproximado por el nivel de estudios) tiene un claro gradiente en el caso de las visitas al médico general: aquellos con menor nivel de estudios tienen una mayor probabilidad de visitar al médico general, en comparación con los que no tienen estudios universitarios; lo mismo sucede con la renta: a mayor renta, menor probabilidad de contactar con el médico general. Con las visitas al médico especialista se mantiene esa asociación respecto a la renta; sin embargo, con respecto al nivel educativo, de forma contraria a lo que sucede con los servicios de atención primaria, los individuos que carecen de estudios tienen una menor probabilidad de visitar al médico especialista público, lo que muestra que la falta de estudios podría ser una barrera para acceder a los servicios de atención especializada, hallazgos similares a los del resto de la literatura (eg. Van Ourti, 2004; Morris, Sutton y Gravelle, 2005; Clavero y González, 2005; Saez *et al.*, 2006). Por su parte, ni el nivel educativo ni de la renta afectan de forma estadísticamente significativa a la probabilidad de ser ingresado en un hospital público.

Tener doble cobertura está significativamente asociado a un menor uso de todos los servicios sanitarios públicos estudiados, hecho consistente con los hallazgos de otros estudios previos (eg. Rodríguez y Stoyanova, 2004). Este hecho sugiere que el seguro privado es de facto un sustituto de los servicios sanitarios públicos.

En relación con las características demográficas, ser mujer también está asociado con una mayor probabilidad de utilizar el sistema sanitario (Clavero y González, 2005; Wallace y Gutiérrez, 2005; Redondo *et al*, 2006), aunque en esta investigación, dicha probabilidad afecta significativamente a la probabilidad de visitar al médico general y al médico especialista, pero no a la hospitalización. Con respecto a la edad, los mayores de 55 años tienen una mayor probabilidad de utilizar los servicios de medicina general (respecto a los más jóvenes, de 16 a 34 años); mientras que a mayor edad (para todos los grupos de edad) hay una menor probabilidad de ser ingresado en un hospital público. No hay evidencia de diferencias de utilización por edad en las visitas al especialista.

Para finalizar, debe decirse que el trabajo tiene algunas limitaciones metodológicas que comentamos a continuación. En primer lugar, algunas variables de la ENS 2006 están claramente sobre representadas (sexo, edad,...). La forma natural de tratar esta circunstancia es utilizar medidas ponderadas; los microdatos incluyen un factor de elevación por hogar e individuo que permite ajustar la distribución estimada a los valores poblacionales. Desgraciadamente, la macro GLLAMM que utilizamos en la estimación de los modelos multinivel no contempla esta posibilidad. Sin embargo, el objetivo principal del artículo es el de identificar diferencias en la utilización de servicios sanitarios públicos entre CC.AA., y como la sobre representación se mantiene homogénea en todas las CC.AA. entendemos que esta circunstancia no debería suponer un sesgo importante en nuestros resultados. En segundo lugar, la inclusión de variables aparentemente relacionadas (por ejemplo, estado de salud auto percibido, padecimiento de enfermedades crónicas y limitaciones de actividad en las dos últimas semanas) puede causar multicolinealidad. Sin embargo, en nuestro caso la estimación de modelos alternativos incluyendo o no estas variables no supone cambios en las estimaciones. Probablemente la baja multicolinealidad en las variables de salud es debida al diferente horizonte temporal en el que es medida cada variable (limitaciones 2 últimas semanas, estado de salud autopercibido último año, padecimiento de alguna enfermedad crónica). Finalmente, nuestro modelo multinivel podría extenderse considerando el efecto aleatorio CA en el resto de variables explicativas. Cuando realizamos esta estimación, encontramos que la inclusión de estos efectos aleatorios no varía la estimación de los coeficientes ni la significación estadística de los mismos. Además, dicho efecto aleatorio no resultaba estadísticamente significativo en ninguno de los regresores.

5. Conclusión

El objetivo de esta investigación era conocer si la CA de residencia es un factor que afecta a la utilización de servicios sanitarios públicos y, con ello, a la equidad en la utilización sanitaria dentro del Sistema Nacional de Salud. Nuestros resultados evidencian que no

hay inequidad territorial en el acceso a los servicios hospitalarios. Sin embargo –una vez controladas las características individuales, nivel uno–, sí hay evidencia de diferencias territoriales, nivel dos, tanto en las visitas al médico general como en las visitas al médico especialista. Diferencias que reflejarían una inequidad horizontal por CC.AA. en el Sistema Nacional de Salud, que no pueden explicarse por una desigual dotación territorial de recursos en atención primaria y en atención especializada. De esta forma, los ciudadanos estarían teniendo un mayor (menor) acceso a dichos servicios sanitarios en función de la CA de residencia. Estos resultados podrían tener implicaciones desde el punto de vista de la distribución geográfica de recursos y/o de la organización territorial de los servicios, al menos en lo que a ambos niveles de atención sanitaria se refiere.

Notas

1. Rodríguez *et al.*, 1993; Fernández y León, 1996; Regidor *et al.*, 1996; Abásolo 1998, Rajmil *et al.*, 2000; Urbanos, 2000; Abásolo *et al.*, 2001; Borrel *et al.*, 2001.
2. Van Doorslaer *et al.*, 1993; Windmeijer y Silva 1996; Gerdtham 1997; Peacock, Devlin y McGee 1999; Sutton 2002; Van Doorslaer y Koolman, 2004; Van Doorslaer *et al.*, 2004, Van Doorslaer *et al.*, 2006.
3. Según la escala de equivalencia de la OCDE modificada los pesos se distribuyen de la siguiente forma: 1 para el primer adulto, 0,5 para el resto de personas mayores de 14 años y 0,3 para cada niño de menos de 14 años.

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.
- Abásolo, I.; Manning R. y Jones A. (2001), “Equity in the utilisation of and access to public-sector GPs in Spain”. *Applied Economics*, 33: 349-364.
- Birch, S.; Eyles, J. y Newbold, K. B (1993), “Equitable access to health care: methodological extensions to the analysis of physician utilisation in Canada”. *Health Economics*, 2: 87-101.
- Bond, D. y Conniffe, D. (2002), “Cross-Regional Equity in Health Care Funding”. *Working Paper*, 3-Jan02. National Institute for Regional and Spatial Analysis. Ireland.
- Borrell, C.; Fernández, E.; Schiaffino, A.; Benach, J.; Rajmil, L.; Villalbi, J. R. y Segura, A. (2001), “Social class inequalities in the use of and access to health services in Catalonia. Spain: What is the influence of supplemental private health insurance?”, *International Journal for Quality in Health Care*, 13: 117-125.
- Carey, K. (2001), “A multilevel modelling approach to analysis of patient costs under manager care”. *Health Economics*, 9: 435-446.
- Clavero, A. y Gonzalez, M. L. (2005), “Una revisión de modelos econométricos aplicados al análisis de demanda y utilización de servicios sanitarios”. *Hacienda Pública Española*, 173 (2): 129-162.

- Collins, E. y Klein, K. (1980), "Equity and the NHS: self reported morbidity, access and primary care". *British Medical Journal*, 281: 1.111-1.115.
- Diderichsen, F.; Varde, E. y Whitehead, M. (1997), "Resource allocation to health authorities: the quest for an equitable formula in Britain and Sweden". *British Medical Journal*, 315: 875-878.
- Fernandez de la Hoz, K.F. y Leon, D.A. (1996): "Self-perceived health status and inequalities in use of health services in Spain", *International Journal of Epidemiology*, 25: 593-603.
- Fusté, J. y Rué, M. (2001), "Variabilidad en las actividades preventivas de los equipos de atención primaria en Cataluña. Aplicación del análisis de niveles múltiples", *Gaceta Sanitaria*, 15 (2): 118-127.
- Gerdtham, U. (1997), "Equity in health care utilization: further tests based on hurdle models and swedish micro data", *Health Economics*, 6: 303-319.
- Gonzalez, B.; Ortún, V.; Cabeza, A.; López, A.; Díaz, J. A. y Álamo, F. (2002), "Evaluación del uso inapropiado de medicamentos en atención primaria ¿Cómo se puede mejorar?", *Atención Primaria*, 30 (7): 467-471.
- González, B.; Urbanos, R. M. y Ortega, P. (2004), "Oferta pública y privada de servicios sanitarios por comunidades autónomas", *Gaceta Sanitaria*, 18, Supl 1: 82-89.
- Hanratty, B.; Zhang, T. y Whitehead, M. (2007), "How close have universal health systems come to achieving equity in use of curative services? A systematic review", *International Journal of Health Services*, 37 (1): 89-109.
- Le Grand, J. (1982), *The Strategy of Equality: Redistribution and the Social Services*. Allen & Unwin, London, Boston.
- Ley 14/1986, de 25 de abril, General de Sanidad. B.O.E. nº 102 de 29 de abril de 1986.
- Ley 16/2003, de 28 de mayo, de Cohesión y Calidad del Sistema Nacional de Salud. B.O.E. nº 128 de 29 de mayo de 2003.
- López-Casasnovas, G. (1992), "Reflexiones acerca de los problemas de equidad y suficiencia en la distribución de los recursos sanitarios: algunas consideraciones para la reforma de la financiación autonómica de la sanidad", *Hacienda Pública Española*, 123 (4): 97-106.
- López-Casasnovas, G.; Costa-Font, J. y Planas, I. (2005), "Diversity and regional inequalities in the Spanish 'system of health care services'", *Health Economics*, 14, Supl 1: S221-235.
- Ministerio de sanidad y consumo (2008), "Encuesta Nacional de Salud 2006". Madrid.
- Montero, R. y Jiménez, J. (2008), "Evolución de la equidad interterritorial en el acceso a los servicios sanitarios entre las CC.AA. españolas (1987-2003) y su relación con la evolución del gasto sanitario público", *Cuadernos Económicos del ICE*: 167-190.
- Mooney, G. (1983), "Equity in health care: confronting the confusion", *Effective Health Care*, 1: 179-185.
- Morris, S.; Sutton, M. y Gravelle, H. (2005), "Inequity and inequality in the use of health care in England: an empirical investigation", *Social Science and Medicine*, 60 (6): 1.251-66.

- Nieto, J.; Cabasés, J. y Carmona G. (1993), "Equidad y eficiencia en la distribución territorial de recursos financieros para la sanidad en España. Análisis teórico y empírico", *Hacienda Pública Española*, I/1993, Número monográfico sobre economía de la salud: sistema sanitario español: 109-125.
- O'Donnell, O. y Propper, C. (1991), "Equity and the distribution of UK National Health Service resources", *Journal of Health Economics*, 10: 1-20.
- Olsen, E. y Rogers, D. (1991), "The Welfare Economics of Equal Access", *Journal of Public Economics*, 45: 91-105.
- Peacock, D.; Devlin, N. y McGee, R. (1999), "The horizontal equity of health care in New Zealand", *Australian and New Zealand Journal of Public Health*, 23 (2): 126-130.
- Propper, C.; Eachus, J.; Chan, P.; Pearson, N. y Smith, G. D. (2005), "Access to health care resources in the UK: the case of care for arthritis", *Health Economics*, 14(4): 391-406.
- Puffer, F. (1986), "Access to primary care: a comparison of the US and the UK", *Journal of Social Policy*, 15: 293-313.
- Rajmil, L.; Borrell, C.; Starfield, B.; Fernandez, E.; Serra, V.; Schiaffino, A. y Segura, A. (2000), "The quality of care and influence of double health care coverage in Catalonia (Spain)", *Archives of Disease in Childhood*, 83: 211-214.
- Redondo-Sendino, A.; Guallar-Castillón, P.; Banegas, J. R. y Rodríguez-Artalejo, F. (2006), "Gender differences in the utilization of health-care services among the older adult population of Spain", *BMC Public Health*, 6:155.
- Regidor, E.; De Mateo, S.; Gutiérrez-Fisac, J. L., Fernández de la Hoz, K. y Rodríguez, C. (1996), "Diferencias socioeconómicas en la utilización y accesibilidad de los servicios sanitarios en España", *Medicina Clínica (Barcelona)*, 107: 285-288.
- Regidor, E.; Martínez, D.; Astasio, P.; Ortega, P.; Calle, M. y Domínguez, V. (2006), "Asociación de los ingresos económicos con la utilización y la accesibilidad de los servicios sanitarios en España al inicio del siglo XXI", *Gaceta Sanitaria*; 20 (5): 352-59.
- Rodríguez, M.; Calonge, S. y Reñé, J. (1993), "Equity in the finance and delivery of health care in Spain" en Van Doorslaer E. *et al.* (1993) *Equity in the finance and delivery of health care: an international perspective* Oxford University Press. Oxford.
- Rodríguez, M. y Stoyanova, A. (2004), "The effect of private insurance access on the choice of GP/specialist and public/private provider in Spain", *Health Economics*, 13 (7): 689-703.
- Saez, M.; Saurina, C.; Coenders, G. y González-Raya, S. (2006), "Use of primary health care services according to the different degrees of obesity in the Girona Health Region, Spain", *Health Economics*, 15(2): 173-93.
- Sutton, M. (2002), "Vertical and horizontal aspects of socio-economic inequity in general practitioner contacts in Scotland", *Health Economics*, 11 (6): 537-549.
- Sutton, M. y Lock, P. (2000), "Regional differences in health care delivery: implications for a national resource allocation formula", *Health Economics*, 9: 547-559.

- Urbach, D. R. y Austin, P. C. (2005), "Conventional models overestimate the statistical significance of volume-outcome associations, compared with multilevel models", *Journal of Clinical Epidemiology*, 58 (4): 391-400.
- Urbanos, R. (2000), "La prestación de los servicios sanitarios públicos en España: cálculo y análisis de la equidad horizontal interpersonal para el período 1987-1995", *Hacienda Pública Española*, 153: 139-160.
- Van Doorslaer, E. y Koolman, X. (2004), "Explaining the differences in income-related health inequalities across European countries", *Health Economics*, 13: 609-628.
- Van Doorslaer, E.; Koolman, X. y Jones, A. M. (2004): "Explaining income-related inequalities in doctor utilisation in Europe", *Health Economics*, 13: 629-647.
- Van Doorslaer E.; Masseria C. y Koolman X. (2006), "Inequalities in access to medical care by income in developed countries". *Canadian Medical Association Journal*, 174 (2):177-83.
- Van Doorslaer, E.; Wagstaff, A. y Rutten, F. (1993), *Equity in the finance and delivery of health care: an international perspective*. Oxford University Press. Oxford.
- Van Ourti, T. (2004), "Measuring horizontal inequity in Belgian health care using a Gaussian random effects two part count data model", *Health Economics*, 13 (7): 705-24.
- Vázquez, F.J.; Negrín, M. A.; Cabasés, J.; Sánchez, E.; Haro, J. M. y Salvador-Carulla, L. (2005), "An analysis of the costs of treating schizophrenia in Spain: a hierarchical Bayesian approach", *Journal of Mental Health Policy and Economics*, 8 (3): 153-165.
- Wallace, S. P. y Gutiérrez, V. F. (2005), "Equity of access to health care for older adults in four major Latin American cities", *Revista Panamericana de Salud Pública*, 17 (5-6): 394-409.
- Windmeijer, F. A. G. y Silva, S. (1996), *Estimation of Count Data Models with Endogenous Regressors: An Application to Demand for Health Care*, Technische Universitat Monchen, Discussion Paper 20.

Abstract

The aim of this paper is to analyse if there is horizontal equity in the utilisation of public health care services by region (comunidad autónoma) of residence in Spain. Data from the 2006 National Health Survey were considered to undertake a multilevel analysis, using a binary logistic function for each of the public health care services analysed (general practitioner –GP– visits, specialist visits and hospitalisations). Health care need and other socioeconomic and demographic characteristics were controlled at individual level. It can be concluded that, although there is no evidence of territorial inequity in hospitalisations, there is territorial inequity in the case of GP and also of specialist visits, which can not be explained by regional differences in the availability of resources at both health care levels.

Key words: Equity, public health care utilisation, multilevel analysis, region.

Clasificación JEL: C01, D39, I19, R53.