

Análisis del efecto de la condición de “doble insularidad” sobre la equidad en la utilización de servicios sanitarios públicos: el caso de las Islas Canarias*

Ignacio Abásolo Alessón^{ab}, Lidia García Pérez^{bcd}, Raquel Aguiar Ibáñez^{be}
y Asier Amador Robayna^b

RESUMEN: El objetivo de esta investigación consiste en analizar si la condición de “doble insularidad”, es decir, de residir en una de las cinco islas pequeñas no capitalinas de Canarias, afecta a la equidad en la utilización de los distintos servicios sanitarios públicos. Con base en los datos individuales de la Encuesta de Salud de Canarias 2004 con 4.320 participantes, se estimó un modelo binomial negativo inflado de ceros (ZINB) para cada uno de los cuatro servicios estudiados (servicios de medicina general, de especialista, de urgencias y hospitalizaciones), controlando por el área de residencia y también por la necesidad sanitaria y por características demográficas y socioeconómicas medidas a nivel individual. Los resultados evidencian que, en general, la condición de “doble insularidad” representa una limitación en la utilización de servicios sanitarios públicos, perjudicando a los registrados en las islas no capitalinas.

* Este estudio se ha realizado con el apoyo financiero de la Fundación Canaria de Investigación y Salud (n.º expediente 78/03) y del Ministerio de Educación y Ciencia y FEDER (proyecto SEJ2004-08073/ECON). Queremos agradecer la revisión y sugerencias de dos evaluadores anónimos. Asimismo, queremos agradecer los comentarios de Jaime Pinilla y Víctor Cano. Cualquier error es de nuestra responsabilidad.

^a Departamento de Economía de las Instituciones, Estadística Económica y Econometría, Facultad de Ciencias Económicas y Empresariales. Universidad de La Laguna, Canarias, España. Autor para correspondencia. Dirección: Departamento de Economía de las Instituciones, Estadística Económica y Econometría. Facultad de Ciencias Económicas y Empresariales, Universidad de La Laguna. Campus de Guajara. 38071 Santa Cruz de Tenerife. E-mail: iabasolo@ull.es.

^b Instituto Universitario de Desarrollo Regional, Universidad de La Laguna, Canarias, España.

^c Fundación Canaria de Investigación y Salud (FUNCIS), Canarias, España.

^d CIBER Epidemiología y Salud Pública (CIBERESP).

^e Health Services Research Unit, Department of Public Health and Policy, London School of Hygiene & Tropical Medicine, Londres, Reino Unido.

Recibido: 21 de abril de 2008 / Aceptado: 2 de julio de 2008.

Clasificación JEL: C01, D39, I19, R53.

Palabras clave: Equidad, utilización sanitaria, islas pequeñas, Canarias.

Analysis of the effect of the “double insularity” condition on the equity in the utilisation of public health care services: the case of the Canary Islands

ABSTRACT: The aim of this paper is to test whether the condition of “double insularity”, -i.e. being resident in one of the five small islands of the seven Canary Islands- has any effect on equity in the utilisation of public health care services. Data on 4.320 participants from the 2004 Canary Health Survey were considered for this analysis. A zero inflated negative binomial (ZINB) model was estimated for each of the four health services analysed (general practice services, specialist services, emergency services and hospitalisations), controlling for area of residence, for health care need and for socioeconomic and demographic characteristics, measured at the individual level. The results show evidence that, in general, the “double insularity” condition represents a limitation in the utilisation of public health care services, therefore to the detriment of the residents in the small islands.

JEL classification: C01, D39, I19, R53.

Key words: Equity, health care utilisation, small islands, Canary Islands.

1. Introducción

La Ley General de Sanidad de 1986 y la Ley de Cohesión y Calidad del Sistema Nacional de Salud de 2003 establecen que el sistema sanitario debe garantizar el acceso a las prestaciones sanitarias en condiciones de igualdad efectiva en todo el territorio español. Este principio de equidad adquiere una especial relevancia en la Comunidad Autónoma de Canarias principalmente por dos razones. En primer lugar, por su *insularidad*: las prestaciones sanitarias de los residentes en Canarias se cubren en un territorio fragmentado en siete islas (cada una de las cuales se corresponde con un área de salud) que tienen la condición de ultraperiferia por su alejamiento del territorio continental. Y, en segundo lugar, por la condición de *dobles insularidad* en la que se encuentran las cinco islas más pequeñas o no capitalinas (La Gomera, El Hierro, La Palma, Fuerteventura y Lanzarote) con respecto a las islas mayores o capitalinas (Tenerife y Gran Canaria). La población de las islas no capitalinas representa el 17% del total de la población canaria, que asciende a 2.025.951 habitantes (ISTAC, 2007). El menor tamaño de mercado de dichas islas menores hace que, en general, los costes se acentúen: el transporte se encarece ya que los fletes de la Península llegan a las islas capitalinas antes de partir a las islas menores; para evitar desabastecimientos las empresas acumulan stocks incrementándose los costes financieros y de almacenamiento; además, el mercado de trabajo es más reducido lo que crea más rigideces de oferta y escasez de algunas cualificaciones (Centro de Estudios de la Fundación Tomillo, 2001a). Respecto a los servicios públicos, en general, y los sanitarios, en particular,

sucede algo parecido. Por un lado, las islas no capitalinas poseen menos infraestructuras y dotaciones sanitarias que las islas capitalinas; de hecho, buena parte de la atención especializada de los residentes en las islas no capitalinas es provista en los “hospitales de referencia” de las islas mayores. Y, por otro, la fragmentación del territorio y la proliferación de instalaciones múltiples hace que no se aprovechen las economías de escala de la provisión sanitaria, incrementándose los costes medios, especialmente en las islas no capitalinas (Centro de Estudios de la Fundación Tomillo, 2001b). Hay, por tanto, razones objetivas que nos llevan a plantearnos si este diferencial de las islas no capitalinas en cuanto a tamaño de mercado, instalaciones y costes, también se mantiene en cuanto a la accesibilidad a los servicios sanitarios públicos. En otras palabras, si la *doble insularidad* constituye de *facto* un problema de equidad en el sistema sanitario canario.

La literatura sobre la equidad en un sistema sanitario público ha abordado la cuestión de distintas formas (no necesariamente excluyentes) en función del *distribuum*, es decir, en función de lo que se considere que *debe* distribuirse de forma equitativa: los servicios sanitarios (i.e. utilización sanitaria), el acceso, la salud o los recursos sanitarios. En esta investigación nos centraremos en la distribución de servicios sanitarios públicos. De acuerdo con este criterio, habrá equidad en el sistema sanitario público si los individuos utilizan el sistema de acuerdo con la necesidad sanitaria e independientemente de otras características individuales no relacionadas con la necesidad; es decir, que habrá equidad si se cumplen la premisas de que, a igual necesidad sanitaria, igual utilización de servicios sanitarios (equidad horizontal) y a mayor necesidad sanitaria, mayor utilización de servicios sanitarios (equidad vertical).

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 en la utilización, como son 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 (Hanratty *et al.*, 2007). Algunos de estos estudios se refieren al contexto español, bien como único ámbito de estudio (Rodríguez *et al.*, 1993; Fernández de la Hoz, 1996; Regidor *et al.*, 1996; Rajmil *et al.*, 2000; Urbanos, 2000; Abásolo *et al.*, 2001; Borrel *et al.*, 2001) o como parte de comparaciones internacionales (Van Doorslaer *et al.*, 2004, 2006). En general, los resultados de estos estudios muestran que, una vez ajustado por necesidad, existen desigualdades (inequidad) que 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 (inequidad) benefician a los grupos socioeconómicos menos favorecidos, hechos que se observan también para el caso particular español.

La característica que es objeto de análisis en esta investigación es el área de residencia y más concretamente la isla de residencia. Dentro del contexto español, la comunidad autónoma de residencia parece 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 España las disparidades regionales en ingresos entre comunidades autónomas parecen contribuir de forma más intensa a la existen-

cia de inequidad en el uso de especialistas en comparación con 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 en salud entre la población de las distintas comunidades autónomas (López-Casasnovas *et al.*, 2004; Van Doorslaer and Koolman, 2004), sino también con el hecho de que la oferta de servicios sanitarios varía entre comunidades autónomas por distintos factores, entre los que cabe destacar el desigual proceso de traspaso de poder en materia sanitaria a las comunidades autónomas, 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).

Por tanto, el objetivo de esta investigación consiste en estudiar si hay un efecto de la condición de doble insularidad (i.e., residir en una isla no capitalina) sobre la utilización de servicios sanitarios públicos (una vez ajustado por necesidad sanitaria y otras características individuales), reflejando por tanto una inequidad horizontal en la utilización sanitaria por razón de residencia. Concretamente nos centraremos en los servicios de medicina general, de especialista, de urgencias y de hospitalización. En otras palabras, se trata de analizar si residir en una isla no capitalina está asociado con una utilización diferente de dichos servicios sanitarios públicos (con respecto a residir en una isla capitalina).

2. Material y método

Material

La base de datos utilizada es la Encuesta de Salud de Canarias de 2004 —ESC en adelante— (ISTAC y Servicio Canario de la Salud, 2004), una encuesta representativa de la población canaria por islas y realizada a un total de 4.320 individuos de 16 o más años. El ámbito poblacional de la ESC es la población no institucionalizada que reside en viviendas familiares principales utilizadas en todo o la mayor parte del año como residencia habitual. El tipo de muestreo utilizado es el aleatorio multietápico.

Variables analizadas

Como variables de utilización se consideraron sólo los servicios sanitarios financiados públicamente; concretamente, el número de visitas al médico general, al médico especialista, a servicios de urgencias y también el número de hospitalizaciones, que tuvieron lugar en los últimos doce meses. El cuestionario de la ESC recogía esta información a través de las siguientes preguntas sobre utilización sanitaria con financiación pública: en los últimos doce meses, ¿cuántas consultas médicas ha realizado? (distinguiendo entre medicina general y especialista); en los últimos doce meses, ¿cuántas veces ha acudido a los servicios de urgencias por un problema de salud suyo?; ¿cuántas veces ha estado hospitalizado en los últimos doce meses?

Con respecto a las variables explicativas, en primer lugar, se consideraron seis áreas de residencia: por un lado, el área *islas capitalinas* o mayores (área compuesta

por las islas de Gran Canaria y Tenerife) y, por otro, cinco áreas que se corresponden con cada una de las cinco islas no capitalinas o menores (La Palma, La Gomera, El Hierro, Lanzarote y Fuerteventura). En segundo lugar, se consideraron variables de necesidad sanitaria, nivel socioeconómico y variables demográficas recogidas en la ESC en distintas preguntas. La necesidad sanitaria se ha aproximado a través de la autovaloración del estado de salud: en los últimos doce meses, ¿su salud ha sido: muy buena, buena, regular, mala o muy mala? (agrupándose las categorías mala y muy mala). El nivel socioeconómico se ha aproximado a través del nivel de estudios: ¿cuál es el nivel más alto de enseñanza reglada que ha completado?, clasificándose en cuatro categorías (estudios primarios sin completar, estudios primarios completos hasta graduado escolar, estudios secundarios y estudios universitarios). Las variables demográficas consideradas fueron el sexo y la edad, esta última clasificada en cinco grupos: de 16 a 34, de 35 a 44, de 45 a 54, de 55 a 64 y de 65 o más años¹.

Análisis estadístico

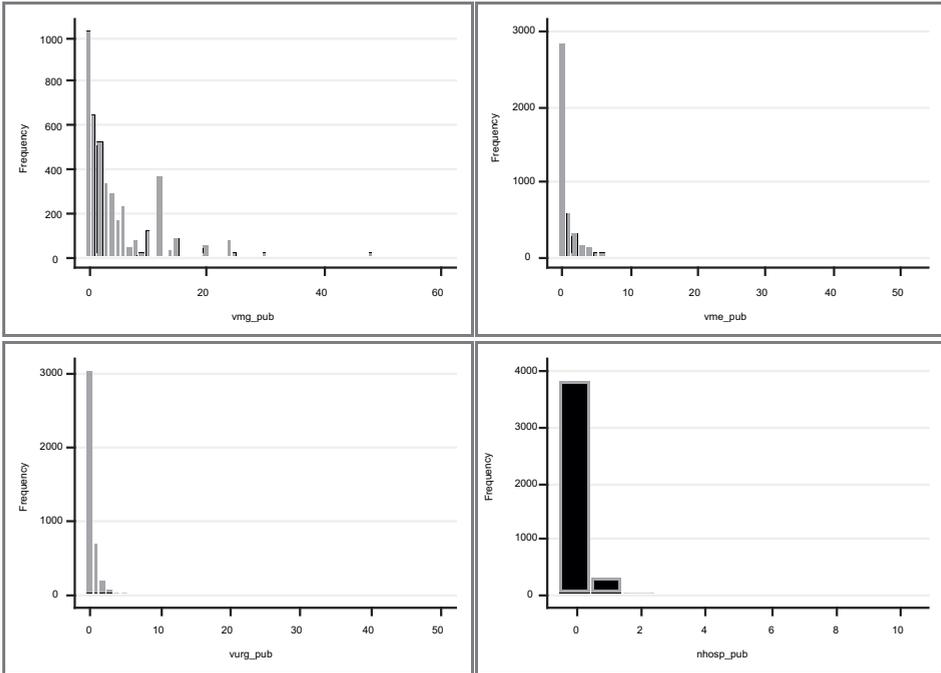
Tras la selección de las variables de interés se eliminaron todos los casos para los que no había información completa (un 3%), y aquellos casos considerados valores extremos (u observaciones anómalas): concretamente, se excluyeron los individuos que declararon haber tenido, en media, más de 5 visitas al médico al mes (siendo 7 casos en las visitas al médico general y un caso en las visitas al especialista). La omisión de estos casos no cambió ninguna de las conclusiones finales del estudio. La muestra final estuvo formada por un total de 4.192 casos válidos.

Respecto al análisis de la equidad en la utilización sanitaria, en un primer paso se estimó el número medio de contactos para cada uno de los servicios públicos analizados (visitas a médico general, especialista, urgencias y hospitalizaciones) y también las frecuencias o percentiles —según el caso— para cada una de las seis áreas consideradas. Con el fin de detectar posibles diferencias en la utilización entre cada una de las islas no capitalinas y las capitalinas se usó la prueba no paramétrica U de Mann-Whitney.

A continuación se realizó un análisis multivariante para estudiar el efecto de residir en cada una de las islas no capitalinas (respecto a residir en una isla capitalina) sobre la utilización de servicios sanitarios públicos. En dicho análisis se controló por otros factores que anticipamos podrían estar asociados a la utilización de servicios sanitarios: necesidad sanitaria, características socioeconómicas y demográficas. La estimación de la utilización de los servicios sanitarios públicos estudiados se hizo a través de un modelo binomial negativo inflado de ceros (*Zero Inflated Negative Binomial*, ZINB). La elección del modelo ha estado condicionada por el comportamiento de la variable dependiente (ver figura 1):

¹ Se han configurado grupos con intervalos de 10 años, salvo los dos grupos de edad extremos que son más amplios, ya que así la interpretación de los resultados era más sencilla (y no se apreció variabilidad en la utilización dentro de cada uno de esos grupos).

Figura 1. Frecuencias de utilización de los servicios sanitarios públicos en un año en Canarias



Nota: Se refieren a los siguientes servicios sanitarios financiados públicamente: vmg_pub (visitas al médico general); vme_pub (visitas al médico especialista); vurg_pub (visitas a urgencias); nhosp_pub (hospitalizaciones).

En primer lugar, la variable toma valores discretos no negativos, lo que exige que sea un modelo de datos de recuento; en segundo lugar, dada la sobredispersión de las variables analizadas (i.e., la varianza es mayor que la media), se ha rechazado el modelo de Poisson a favor del modelo Binomial Negativo (*NB*). Además, dado el exceso de ceros en las distintas variables de utilización, se ha comparado el modelo *NB* tradicional frente al modelo *ZINB*, a través del contraste de Vuong (1989). El test de Vuong permite seleccionar entre ambos modelos y sigue una distribución normal bajo la hipótesis nula, rechazándose el *NB* en favor del *ZINB*, al 0,05, si el estadístico $z > 1,96$. Como se comprobará más adelante, finalmente ha resultado mejor el modelo *ZINB* para todos los servicios sanitarios analizados.

El modelo inflado de ceros combinaría un proceso binario, para la probabilidad de no contactar con el servicio sanitario (o no ocurrencia), y una distribución para los recuentos cero y positivos, en el caso de la frecuencia de los contactos de los potenciales usuarios. Este modelo supone que los ceros —i.e., aquellos que no contactan con el sistema sanitario— pueden deberse a dos causas distintas: por un lado estarían los individuos que “no utilizan nunca el sistema sanitario público” y, por otro, los individuos que utilizan pero no lo hicieron en el período de estudio (Cameron, A.C. y Trivedi, P., 1998).

Formalmente, siguiendo la notación empleada por Winkelmann, R. (2000), se define c_i como una variable binaria que indica los resultados cero y no cero. Entonces, la variable de utilización sanitaria y_i tomará los siguientes valores:

$$y_i = \begin{cases} 0, & \text{si } c_i = 1 \\ y_i^*, & \text{si } c_i = 0 \end{cases} \quad [1]$$

Si la probabilidad de que $c_i = 1$ es representada por ω_i , la función de probabilidad de forma compacta de y_i es:

$$f(y_i) = \omega_i(1 - d_i) + (1 - \omega_i)g(y_i) \quad y_i = 0, 1, 2, \dots \quad [2]$$

donde $d_i = 1 - c_i = \min \{y_i, 1\}$ y $g(y_i)$ es, en nuestro caso, la función de probabilidad para el binomial negativo². Para la distribución de probabilidad del modelo binario, hemos utilizado un modelo logit. De esta forma, en el modelo de datos de recuento con ceros inflados se obtienen dos tipos de ceros: parte de ellos –la mayoría– provienen de $c_i = 1$ y el resto, cuando se dan las condiciones $c_i = 0$ e $y_i^* = 0$.

Se analizaron la significación estadística y los signos de los distintos coeficientes del modelo *ZINB*, así como los efectos marginales más relevantes. En todos los casos se consideró estadísticamente significativo un *p-value* inferior a 0,05. Los análisis se realizaron con el programa STATA 10.0 (Texas, Estados Unidos).

3. Resultados

El cuadro 1 recoge el porcentaje de residentes que no utilizaron los distintos servicios sanitarios para cada una de las áreas analizadas (cada una de las islas menores y el área de islas capitalinas). Además, para las visitas al médico general y especialista también se recoge el número medio de contactos y los percentiles 50, 75 y 90. En el cuadro 2 se presentan los resultados de la prueba U de Mann-Whitney para probar la significación estadística de las diferencias en utilización entre cada isla no capitalina y el área de islas capitalinas. Los residentes en Fuerteventura y Lanzarote van menos al médico general, mientras que los residentes en La Palma y La Gomera lo hacen más veces, en comparación con los residentes en las islas capitalinas ($p < 0,05$). En relación con las visitas al médico especialista, los residentes en todas las islas no capitalinas (salvo La Palma) visitan al médico especialista menos veces que los residentes en las capitalinas: por ejemplo, los residentes en estas islas van a lo sumo 1 ó 2 veces al año, mientras que en las islas capitalinas el 10% lo hace 3 ó más veces. Por otra parte, no se encuentran diferencias estadísticamente significativas en la utilización de los servicios de urgencias entre cada isla no capitalina y las islas capitalinas, con una media del 27,5% de residentes visitando dichos servicios en toda Canarias. Respecto a las hospitalizaciones, Lanzarote y Fuerteventura son las únicas islas que

² Para la formulación de esta distribución de probabilidad, véase Cameron, A.C. y Trivedi, P. (1998).

muestran una menor frecuencia de hospitalizaciones en comparación con las islas capitalinas ($p < 0,05$).

Cuadro 1. Estadísticos descriptivos de las variables de utilización de servicios sanitarios en el último año financiados públicamente (N = 4.192)

	<i>Visitas al médico general</i>					<i>Visitas al médico especialista</i>					<i>Visitas a Ingresos urgencias en hospital</i>	
	<i>% no uso</i>	<i>Media</i>	<i>P₅₀</i>	<i>P₇₅</i>	<i>P₉₀</i>	<i>% no uso</i>	<i>Media</i>	<i>P₅₀</i>	<i>P₇₅</i>	<i>P₉₀</i>	<i>% no uso</i>	<i>% no uso</i>
La Palma (N = 331)	13,6	6,1	3	10	15	62,8	1,5	0	2	5	68,6	89,7
La Gomera (N = 249)	18,5	5,6	3	10	12	75,9	0,6	0	0	2	69,1	89,6
El Hierro (N = 228)	19,7	4,9	2	6	12	75,0	0,7	0	1	2	72,8	92,1
Fuerteventura (N = 288)	33,0	3,7	2	5	10	86,1	0,3	0	0	1	75,0	96,2
Lanzarote (N = 333)	39,0	3,6	1	4	8	75,7	0,9	0	0	2	75,7	94,9
Islas capitalinas (N = 2.763)	24,0	5,3	2	6	12	64,4	1,0	0	1	3	72,6	90,7
Canarias (N = 4.192)	24,5	5,1	2	6	12	67,9	1,0	0	1	3	72,5	91,3

Cuadro 2. Significación estadística (p values) de las diferencias de utilización de servicios sanitarios en el último año financiados públicamente (Prueba U de Mann-Whitney)

		<i>Visitas al médico general</i>	<i>Visitas al médico especialista</i>	<i>Visitas a urgencias</i>	<i>Hospitalizaciones</i>
Islas capitalinas (N = 2.763) frente a	La Palma (N = 331)	0,0023	0,0838	0,0686	0,5293
	La Gomera (N = 249)	0,0303	0,0009	0,3309	0,6068
	El Hierro (N = 228)	0,8928	0,0039	0,9249	0,4860
	Fuerteventura (N = 288)	0,0000	0,0000	0,3184	0,0020
	Lanzarote (N = 333)	0,0000	0,0000	0,1975	0,0109

Con respecto al análisis multivariante, en el cuadro 3 se presenta la definición de las variables y los principales estadísticos. El cuadro 4 recoge las estimaciones del modelo *ZINB* para cada uno de los cuatro servicios considerados: en la parte inferior, el logit y en la superior, el binomial negativo con las estimaciones del número de contactos de los potenciales usuarios.

Cuadro 3. Definición de las variables

<i>Variable</i>	<i>Definición</i>	<i>Tipo de variable</i>	<i>Media</i>	<i>DE</i>	<i>Mín</i>	<i>Máx</i>
Variables de utilización de los servicios sanitarios financiados públicamente (N = 4.192)						
vmg_pub	Número de visitas al médico general en el último año, financiadas públicamente	Recuento	5,08	7,39	0	60
vme_pub	Número de visitas al médico especialista en el último año, financiadas públicamente	Recuento	0,96	2,69	0	52
vurg_pub	Número de visitas a urgencias en el último año, financiadas públicamente	Recuento	0,59	1,91	0	50
nhosp_pub	Número de hospitalizaciones en el último año, financiadas públicamente	Recuento	0,11	0,45	0	10
Variables de área geográfica de residencia (N = 4.192)						
capit	Islas capitalinas (Tenerife y Gran Canaria)	Ficticia	0,66	0,47	0	1
lp	La Palma	Ficticia	0,08	0,27	0	1
go	La Gomera	Ficticia	0,06	0,24	0	1
hi	El Hierro	Ficticia	0,05	0,23	0	1
fv	Fuerteventura	Ficticia	0,07	0,25	0	1
lz	Lanzarote	Ficticia	0,08	0,27	0	1
Otras variables sociodemográficas (N = 4.192)						
edad_16_34	Edad de 16 a 34 años	Ficticia	0,30	0,46	0	1
edad_35_44	Edad de 35 a 44 años	Ficticia	0,20	0,40	0	1
edad_45_54	Edad de 45 a 54 años	Ficticia	0,15	0,35	0	1
edad_55_64	Edad de 55 a 64 años	Ficticia	0,12	0,33	0	1
edad_65	Edad ≥ 65 años	Ficticia	0,23	0,42	0	1
mujer	Mujer	Ficticia	0,58	0,49	0	1
hombre	Hombre	Ficticia	0,42	0,49	0	1
salud_muybuena	Salud autopercebida muy buena	Ficticia	0,09	0,28	0	1
salud_buena	Salud autopercebida buena	Ficticia	0,54	0,50	0	1
salud_regular	Salud autopercebida regular	Ficticia	0,28	0,45	0	1
salud_mala	Salud autopercebida mala o muy mala	Ficticia	0,09	0,28	0	1
euniv	Estudios universitarios o superiores	Ficticia	0,12	0,32	0	1
esecun	Estudios secundarios	Ficticia	0,23	0,42	0	1
eprim	Estudios primarios	Ficticia	0,25	0,43	0	1
sinest	Sin estudios	Ficticia	0,40	0,49	0	1

Cuadro 4. Estimación de los modelos de regresión (binomial negativo inflado de ceros) para cada servicio sanitarios público

BINOMIAL NEGATIVO								
Variable	Visitas al médico general		Visitas al médico especialista		Visitas a urgencias		Hospitalizaciones	
	β	<i>p</i>	β	<i>p</i>	β	<i>p</i>	β	<i>p</i>
lp	-0,0047	0,948	0,4334	0,001	0,7363	0,000	0,1368	0,607
go	-0,1922	0,017	-0,4232	0,020	-0,2349	0,111	-0,5043	0,054
hi	-0,2954	0,001	-0,3818	0,036	-0,1232	0,511	-0,4401	0,187
fv	-0,1467	0,081	-0,5627	0,018	-0,2735	0,084	1,2825	0,032
lz	-0,0981	0,265	0,0363	0,828	-0,3862	0,007	0,1264	0,744
edad_35_44	0,1225	0,041	0,2374	0,072	-0,3048	0,003	0,7138	0,006
edad_45_54	0,3586	0,000	0,3080	0,028	-0,2640	0,056	0,0691	0,801
edad_55_64	0,4975	0,000	0,1707	0,224	-0,4135	0,012	0,0259	0,921
edad_65	0,5092	0,000	0,2068	0,114	-0,5917	0,000	0,6785	0,009
hombre	-0,2005	0,000	-0,0346	0,678	-0,2452	0,002	-0,0180	0,910
salud_buena	0,4262	0,000	0,3228	0,118	0,2794	0,119	0,0496	0,929
salud_regular	0,9101	0,000	0,8413	0,000	1,0129	0,000	0,9780	0,074
salud_mala	1,5403	0,000	1,1662	0,000	1,8184	0,000	1,8882	0,001
esecun	0,1068	0,167	-0,1043	0,518	0,2450	0,070	0,3477	0,238
eprim	0,2295	0,003	-0,0116	0,940	0,4119	0,003	0,5768	0,065
sinest	0,3069	0,000	-0,1912	0,199	0,3380	0,022	0,0112	0,966
_cons	0,5440	0,000	-0,3885	0,101	-1,1403	0,000	-3,1220	0,000
LOGIT								
Variable	Visitas al médico general		Visitas al médico especialista		Visitas a urgencias		Hospitalizaciones	
	β	<i>p</i>	β	<i>p</i>	β	<i>p</i>	β	<i>p</i>
lp	0,0762	0,911	-0,9065	0,010	-2,6108	0,001	-0,5265	0,534
go	0,8850	0,550	-1,6020	0,001	10,0945	0,949	3,2871	0,680
hi	0,5495	0,713	-1,0603	0,040	0,1447	0,916	0,5261	0,792
fv	-1,0157	0,018	-1,3565	0,002	-0,8498	0,378	-4,5899	0,000
lz	-1,3977	0,000	-1,0784	0,001	1,4810	0,632	-2,2237	0,015
edad_35_44	-0,8277	0,043	-0,0174	0,949	-1,3680	0,251	-3,1614	0,073
edad_45_54	-1,2552	0,003	0,1869	0,547	-3,7254	0,003	-2,0198	0,200
edad_55_64	0,0230	0,977	0,9658	0,019	-4,7604	0,000	-1,4536	0,401
edad_65	1,2770	0,341	2,4125	0,003	-2,0162	0,075	-3,2011	0,118
hombre	-0,8548	0,014	-1,3414	0,000	0,5958	0,347	-0,1694	0,781
salud_buena	0,9652	0,007	0,6254	0,082	2,5686	0,004	1,8579	0,136
salud_regular	4,1145	0,150	0,9479	0,023	2,9791	0,001	1,6307	0,182
salud_mala	5,2227	0,706	24,5195	1,000	31,6748	1,000	2,2502	0,095
esecun	0,3949	0,381	0,1791	0,596	-2,6468	0,201	-2,2217	0,105
eprim	0,3209	0,464	0,0024	0,994	-3,3619	0,109	-2,9421	0,020
sinest	-0,0247	0,958	0,4846	0,184	-3,1406	0,165	-0,2288	0,869
_cons	2,3551	0,000	0,5877	0,213	5,5195	0,017	3,8121	0,173
Nº observaciones	4.192		4.192		4.192		4.192	
Nº observaciones no negativas	3.167		1.344		1.152		363	
Nº observaciones con valor cero	1.025		2.848		3.040		3.829	
Log likelihood	-10.663,75		-4.872,387		-3.862,567		-1.369,174	
LR chi ² (16)	808,08		126,35		250,40		73,26	
Prob > chi ²	0,0000		0,0000		0,0000		0,0000	
Test de Vuong	z=3,81 Pr > z = 0,0001		z=4,74 Pr > z = 0,0000		z=2,78 Pr > z = 0,0027		z=2,65 Pr > z = 0,0041	

Originalmente, en la parte logit del modelo *ZINB* se estima la probabilidad de no contactar con el servicio; sin embargo, con el fin de comparar más fácilmente los resultados con los del modelo regresión binomial negativo, se han cambiado los signos de los coeficientes, de manera que el modelo logit recoge ahora la probabilidad de contactar con el servicio sanitario público. Con respecto al nivel de atención primaria, residir en Fuerteventura y Lanzarote está asociado con una menor probabilidad de visitar al médico general (parte *logit*); la *odds ratio* (OR) de residir en Fuerteventura respecto a residir en las islas capitalinas, fue de 0,36 [=exp (-1,0157)] y de 0,24 para Lanzarote ($p < 0,05$). Cuando se estima el número de visitas al médico general en los últimos 12 meses de los potenciales usuarios (parte *NB*) se aprecia que los residentes en La Gomera y El Hierro realizan un número de visitas significativamente menor que los residentes en las islas capitalinas ($p < 0,05$); para los residentes en La Gomera el número de visitas esperadas decrece por un factor de 0,83 [=exp (-1,1922)] y para los residentes en El Hierro, por un factor de 0,74. El resto de islas no capitalinas no presentan diferencias significativas en comparación con las capitalinas.

En relación con las visitas al médico especialista, el menor uso de estos servicios se generaliza: residir en cualquier isla no capitalina está asociado con una menor probabilidad de visitar al médico especialista comparado con residir en una isla capitalina ($p < 0,05$); las OR van desde 0,40 de La Palma hasta 0,20 de La Gomera. Además, respecto a las islas capitalinas, el número esperado de visitas al especialista decrece por un factor de 0,68 en El Hierro, 0,65 en La Gomera y 0,57 en Fuerteventura ($p < 0,05$ en los tres casos). Sin embargo, los residentes en La Palma fueron significativamente más veces al médico especialista que los residentes en las islas capitalinas, a razón de un factor de 1,54.

Respecto a la utilización de los servicios de urgencias, sólo los residentes en La Palma tienen una menor probabilidad de utilizar dichos servicios ($p < 0,05$), con una OR de 0,07. Sin embargo, se observa que el número de visitas de los potenciales usuarios del servicio de urgencias es significativamente mayor para los residentes en La Palma (respecto a los residentes en las islas capitalinas), con un factor de 2,09, mientras que los residentes en Lanzarote van un número de veces significativamente menor (factor de 0,68).

Por último, respecto a la hospitalización en centros públicos se observa que residir en Lanzarote o Fuerteventura está asociado a una menor propensión a ser hospitalizado ($p < 0,05$), con unas OR de 0,11 y 0,01 respectivamente; aunque es preciso matizar que el efecto de residir en Fuerteventura sobre el número de hospitalizaciones es positivo respecto a la categoría de referencia (por un factor de 3,60). En el resto de islas no capitalinas no se observa ningún patrón diferencial respecto a las capitalinas.

En relación con el resto de variables de control y comenzando con la necesidad sanitaria, la probabilidad de contactar con los servicios sanitarios es mayor cuanto peor es el estado de salud autopercibido (en comparación con la categoría de referencia “estado de salud muy bueno”) aunque sólo estadísticamente significativa en algunas categorías para todos los servicios salvo los de hospitalización. Además, en todos los servicios sanitarios estudiados la necesidad sanitaria tiene un efecto significativo sobre el número de contactos con el sistema sanitario ($p < 0,05$): a peor estado de sa-

lud autopercebido mayor es el número de contactos con los servicios de medicina general, especialista y urgencias de los potenciales usuarios. Estos resultados, por tanto, son consistentes con el criterio de equidad vertical (a mayor necesidad, mayor utilización de los servicios sanitarios). La edad tiene un efecto distinto según el tipo de servicio sanitario. La probabilidad de de visitar al médico general es menor sólo para los grupos de 35 a 54 años respecto al de referencia (de 16 a 34 años). Por su parte, los usuarios de los grupos de edad mayores están asociados de forma monótona con un mayor número de visitas ($p < 0,05$). En las visitas al médico especialista, los dos grupos mayores de 55 años tienen una probabilidad significativamente mayor de ir al médico especialista; mientras que los potenciales usuarios del grupo de 45 a 54 años consultan más veces al especialista. Respecto a las urgencias, sucede lo contrario. Los grupos de edad entre 45 y 64 años tienen una menor probabilidad de ir al servicio de urgencias ($p < 0,05$) y, en general, a mayor edad, menor número de contactos con los servicios de urgencias de forma monótona. Los hombres tienen una menor probabilidad de ir al médico general o al especialista y también van menos veces al médico general y a los servicios de urgencias que las mujeres. Por último, el nivel socioeconómico aproximado por el nivel educativo no parece afectar a la probabilidad de utilizar ninguno de los tres servicios analizados. Sin embargo, los potenciales usuarios con menor nivel educativo van más veces al médico general y a urgencias ($p < 0,05$), tendencia que no se observa en el caso de las visitas al especialista. Asimismo, los individuos con estudios primarios tienen una menor probabilidad de tener un ingreso hospitalario, respecto a los que tienen estudios universitarios ($p < 0,05$).

4. Discusión

El objetivo principal de esta investigación era estudiar si la condición de doble insularidad (i.e., residir en una isla no capitalina) estaba asociada con un patrón de utilización de servicios sanitarios públicos (medicina general, especialista, urgencias y hospitalizaciones) distinto al de las islas capitalinas, afectando así a la equidad horizontal en la utilización de servicios sanitarios.

En relación con la variable dependiente considerada, “utilización de servicios sanitarios”, no debemos ignorar que la misma no incorpora otros aspectos relevantes para identificar situaciones inequitativas como pueden ser las diferencias en la calidad de la atención sanitaria. Teniendo en cuenta esta limitación —difícil de evitar dada la información disponible—, el análisis descriptivo y bivalente mostró diferencias geográficas en la utilización de servicios sanitarios, siendo menor en algunas islas no capitalinas. Tras ajustar por factores relevantes como la necesidad sanitaria y las características demográficas y socioeconómicas por medio de un modelo *ZINB* para cada uno de los servicios sanitarios públicos analizados, los resultados vinieron a confirmar que, salvo en La Palma, la condición de “doble insularidad” está asociada a un menor nivel de utilización en algunos servicios sanitarios (respecto a las islas capitalinas), diferencia que, de acuerdo con nuestro modelo, no se explicaría porque sus habitantes tengan una menor necesidad sanitaria o por tener característi-

cas demográficas o socioeconómicas diferentes. En otras palabras, los resultados sugieren que existe un efecto “isla no capitalina” sobre la utilización de servicios sanitarios, independiente del resto de factores individuales que influyen en la utilización sanitaria. Sin embargo, estos hallazgos debemos tomarlos con cierta cautela por las propias limitaciones que tiene el estudio. En primer lugar, estos resultados están condicionados a que las variables de salud autopercibida consideradas en este estudio, recojan correctamente la necesidad sanitaria a nivel individual. En segundo lugar, los resultados de este estudio pueden tener un sesgo derivado de la dificultad de los encuestados en la ESC para recordar con precisión el uso de servicios sanitarios durante el año previo (además de cualquier error que haya podido ocurrir durante la recogida de datos de la ESC). En tercer lugar, el limitado tamaño muestral de las islas no capitalinas en la ESC nos llevó a diseñar un modelo econométrico sencillo que capturase los determinantes más importantes de la utilización sanitaria de acuerdo con la literatura existente sobre este asunto; no podemos descartar que se hayan omitido variables que podrían ser relevantes. Además de contar con un mayor tamaño muestral, habría sido deseable introducir interacciones de las variables ficticias de las islas con el resto de variables independientes, con el fin de contrastar un posible efecto diferenciado por islas, de algunas de dichas variables.

Con respecto a la información a nivel ecológico no recogida por la ECS, también debe hacerse una reflexión. El efecto “isla no capitalina” podría deberse, en parte, a las diferentes características y disponibilidad de recursos sanitarios públicos en las islas o a diferencias sociales o de hábitos de utilización de servicios sanitarios (o una combinación de dichos factores). En particular, la información sobre disponibilidad de recursos públicos que hemos podido obtener refleja que, en atención primaria, las variaciones en la disponibilidad de recursos materiales y humanos *per capita* (número de médicos de atención primaria, centros de salud y consultorios) favorecen a las islas no capitalinas —con la única excepción de Lanzarote que cuenta con menos recursos que las islas mayores—, con lo que *a priori* no parecería ser un factor determinante de esa menor utilización relativa. En las urgencias sucede algo parecido, ya que las islas no capitalinas cuentan con un mayor número de puntos de urgencias *per capita* que las capitalinas. Sin embargo, en atención especializada los indicadores de oferta (aproximados por el número de médicos especialistas y por el gasto público corriente) no son favorables a las islas no capitalinas, lo que podría ayudar a explicar la menor utilización detectada en algunos casos. Otra razón que podría explicar la inequidad en la utilización por áreas geográficas es la distancia al centro sanitario (eg., Pagano, 2007; Arcury *et al.*, 2005) que se podría justificar por la existencia de diferencias en la accesibilidad geográfica y redes de comunicación entre islas. En todo caso, todos éstos son aspectos que merecerían ser explorados en otra investigación que incluyese estas variables de acceso y oferta —no sólo de recursos públicos sino también privados— y estimar los correspondientes modelos multinivel.

El caso especial de La Palma, en que los potenciales usuarios de los servicios especializados utilizan dichos servicios más que en las islas capitalinas, podríamos barajar hipótesis explicativas como que allí los especialistas “fidelizasen” más a los pacientes o que hubiese una menor capacidad resolutive de atención primaria (con una mayor tasa de derivaciones a los servicios de especialistas), o una combinación

de ambos factores. Por su parte, el caso particular de Fuerteventura, donde la propensión a utilizar los servicios hospitalarios es menor pero el número de ingresos de los potenciales usuarios es mayor que en las islas capitalinas, este efecto también podría explicarse porque haya una menor capacidad resolutive hospitalaria con un mayor número de reingresos. En todo caso, la discusión de estas hipótesis no tiene como finalidad explicar estos resultados sino sugerir al lector posibles ideas que, en todo caso, requerirían su contrastación empírica en un estudio más exhaustivo.

Las variaciones geográficas en la utilización sanitaria han sido exploradas anteriormente en el ámbito de territorios no insulares. Algunos estudios apuntan a las diferencias regionales en ingresos como potencial causa de las inequidades en utilización a favor de las regiones más ricas (eg., Van Doorslaer *et al.*, 2004); en otros, como Regidor *et al.* (2006), no se apreció una asociación estadísticamente significativa entre utilización sanitaria pública y renta per capita de la provincia. García *et al.*, (2007) muestran para la Comunidad de Madrid que un menor nivel de renta del área de residencia (entre otros factores) está asociado a una mayor frecuentación de consultas de medicina de familia. Otros trabajos como el de Oterino *et al.* (2007) también encontraron una gran variabilidad entre áreas sanitarias de Asturias en la frecuentación de los servicios de urgencias que no podían explicarse totalmente por la morbimortalidad o aspectos socioeconómicos o demográficos. En otros países también se han encontrado variaciones regionales en el uso de determinados servicios sanitarios, como puede ser la utilización de revisiones médicas entre mujeres australianas de 79 o más años, que parece ser menor si éstas residen en áreas rurales y más remotas (Byles *et al.*, 2007). En general, los coeficientes de las variables de necesidad, características demográficas y socioeconómicas son consistentes con la evidencia encontrada en la literatura sobre esta cuestión. A menor nivel socioeconómico (i.e., nivel educativo) se da una mayor utilización de las visitas al médico general y a urgencias, cuestión que no se aprecia en el resto de servicios del nivel de atención especializada. Este mayor carácter redistributivo de los servicios de medicina general ya ha sido evidenciado por otros autores (Urbanos, 2000; Abásolo *et al.*, 2001; Morris, 2005; Regidor *et al.*, 2006; Dixon, 2007). Por su parte, Van Doorslaer *et al.* (2004, 2006) también concluyeron que las personas con menores ingresos hacen mayor uso de las visitas a atención primaria, mientras que las de mayores ingresos hacen mayor uso de los servicios especialistas (aunque estos estudios analizan conjuntamente las visitas públicas y privadas). A similares conclusiones llegaron otros estudios de nuestro país (González y Clavero, 2006, 2008). Por otra parte, las mujeres y aquéllos que declaran tener más necesidad sanitaria, en general, también utilizan más los servicios sanitarios públicos, hecho constatado también por los estudios mencionados y por otros (eg., Álvarez, 2001; Clavero y González, 2005). Finalmente, respecto a la edad, los resultados de la literatura son mucho más diversos, en algunos casos no encontrando un efecto de la edad sobre la utilización (eg., Esparza *et al.*, 2005). En nuestro caso el resultado más significativo es que a mayor edad hay una mayor utilización de los servicios del médico general, pero menor uso del servicio de urgencias. Esto puede estar reflejando la ‘cultura de inmediatez’, en nuestro caso, entre los individuos más jóvenes (grupo de referencia), que les lleva a visitar los servicios de urgencia para ser

atendidos cuanto antes, aunque se ha observado que en muchos de los casos los síntomas presentados son menores y los pacientes pueden ser derivados a otros servicios sin ser atendidos en el hospital.

5. Conclusión

Se puede concluir que la condición de “doble insularidad” que afecta a las islas no capitalinas, además de condicionar la oferta de trabajo y encarecer los costes de provisión y abastecimiento de productos, representa también una limitación en la utilización de servicios sanitarios públicos perjudicando a los residentes en las islas no capitalinas. En líneas generales, salvo en La Palma, los residentes en el resto de islas no capitalinas utilizan menos el médico general y especialista que los residentes en las islas capitalinas; además, en Lanzarote se utilizan menos los servicios hospitalarios y de urgencias. De acuerdo con nuestro modelo –y sin olvidar las limitaciones puestas de manifiesto en la sección anterior-, esas diferencias no se explicarían por características relacionadas con la necesidad sanitaria ni con factores demográficos o socio-económicos (medidos a nivel individual). Los hallazgos aquí encontrados merecerían un análisis que cuente con más información, para confirmar o refutar estas conclusiones. Concretamente, sería deseable contar con una encuesta de salud con un tamaño muestral mayor y con más información relativa a variables de acceso (como los tiempos de espera y desplazamiento en la utilización de los servicios sanitarios públicos analizados), además de información más detallada sobre oferta de servicios sanitarios públicos a nivel insular.

6. Bibliografía

- 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.
- Álvarez, B. (2001): “La demanda atendida de consultas médicas y servicios urgentes en España”, *Investigaciones Económicas*, 25(1):93-138.
- Arcury, T.A., Gesler, W.M., Preisser, J.S., Sherman, J., Spencer, J. y Perin, J. (2005): “The effects of geography and spatial behavior on health care utilization among the residents of a rural region”, *Health Service Research*, 40(1):135-155.
- Borrell, C., Fernandez, 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.
- Byles, J.E., Young, A.F. y Whewey, V.L. (2007): “Annual health assessments for older Australian women: Uptake and equity”, *Australian and New Zealand Journal of Public Health*, 31(2): 170-173.
- Cameron, A.C. y Trivedi, P.K. (1998): *Regression Analysis of Count Data*. Cambridge University Press.
- Centro de Estudios de la Fundación Tomillo (2001a): *Los costes de ultraperiferia de la economía canaria*. Consejería de Economía, Hacienda y Comercio. Tenerife.
- Centro de Estudios de la Fundación Tomillo (2001b): *Los costes de ultraperiferia en el sector público canario*. Consejería de Economía, Hacienda y Comercio. Tenerife.
- Clavero, A. y González, M. (2005): “La demanda de asistencia sanitaria en España desde la perspectiva de la decisión del paciente”, *Estadística Española*, 47(158):55-87.

- Dixon, A., Le Grand, J., Henderson, J., Murray, R. y Poteliakhoff, E. (2007): "Is the British National Health Service equitable? The evidence on socioeconomic differences in utilization", *Journal of health services research & policy*, 12(2):104-109.
- Esparza, E.T., Cano, V.J. y Pinilla, J. (2006): "Análisis del número de visitas médicas en Canarias, con especial referencia a la edad, mediante modelos para datos de recuento", comunicación presentada en XX Reunión ASEPELT, La Laguna, 2006.
- 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.
- García, M.A., Martín, V., Ramírez, D., González, Y., Hidalgo, I., Escribano, E. y Gómez, A. (2007): "Factores socioeconómicos y frecuentación en las consultas de medicina de familia de la red sanitaria pública madrileña", *Gaceta Sanitaria*, 21:219-226.
- González, M. L. y Clavero, A. (2006): "La contribución de variables socioeconómicas a la desigualdad en utilización de servicios sanitarios". *Estadística Española*, 48 (162):359-396.
- González, M. L. y Clavero, A. (2008): "Análisis de las desigualdades socioeconómicas en la utilización de asistencia sanitaria mediante modelos dinámicos". *Hacienda Pública*, 186 (3): forthcoming.
- 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.
- ISTAC y Servicio Canario de la Salud (2004): Encuesta de Salud de Canarias 2004 (Metodología). [En línea]. Disponible en <http://www.gobiernodecanarias.org/istac> [con acceso el 9 de abril de 2008].
- ISTAC (2007): Padrón Municipal de Canarias. Enero 2007.
- Ley de Cohesión y Calidad del Sistema Nacional de Salud. L. N.º 16/2003 (29 mayo 2003).
- Ley General de Sanidad. L. N.º 14/1986 (29 abril 1986).
- Lopez-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):221-235.
- Morris, S., Sutton, M. y Gravelle, H. (2005): "Inequity and inequality in the use of health care in England: an empirical investigation", *Social Science & Medicine*, 60(6):1251-1266.
- Oterino, D., Baños, J., Fernández, V., Rodríguez, A. y Peiró, S. (2007): "Urgencias hospitalarias y de atención primaria en Asturias: variaciones entre áreas sanitarias y evolución desde 1994 hasta 2001", *Gaceta Sanitaria*, 21:316-320.
- Pagano, E., Di Cuonzo, D., Bona, C., Baldi, I., Gabriele, P., Ricardi, U., Rotta, P., Bertetto, O., Appiano, S., Merletti, F., Signan, N. y Ciccone, G. (2007): "Accessibility as a major determinant of radiotherapy underutilization: a population based study", *Health Policy*, 80(3):483-491.
- 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.
- 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*, 5:352-359.
- 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 (ed.), *Equity in the finance and delivery of health care: an international perspective*, Oxford University Press. Oxford.
- 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. and the OECD Health Equity Research Group Members (2004): Income-related inequality in the use of medical care in 21 OECD countries. *OECD Health Working Paper*, n.º 14.
- 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):177-183.
- Vuong, Q. (1989): “Likelihood ratio tests for model selection and non-nested hypotheses”, *Econometrica*, 57:307-334.
- Winkelmann, R. (2000): *Econometric Analysis of Count Data*. Springer.