

PATRONES DE NECESIDAD SANITARIA POR ÁREAS GEOGRÁFICAS: APROXIMACIÓN PARA EL CASO ESPAÑOL

Autores: Montero Granados, Roberto; Jiménez Aguilera, Juan de Dios; Martín Martín, José Jesús.

1. INTRODUCCIÓN

La investigación de la necesidad de servicios sanitarios por áreas geográficas mediante análisis de regresión dispone de una abundante literatura a nivel internacional, sobre todo en países que disponen de una tradicional descentralización del servicio público (Gran Bretaña, Canadá) y también en la Unión Europea y Estados Unidos (van Doorslaer y Wagstaff: 1997 y 2000 o Jiménez: 2001 y 2002). Estos tratan de percibir distintos patrones de demanda de servicios sanitarios entre los individuos de distintas áreas geográficas, controladas por una serie de variables comunes, como por ejemplo, edad o educación. El análisis de las diferencias entre regiones pueden permitir identificar necesidades distintas o sencillamente conductas sociológicas o psicológicas distintas.

En España, sin embargo, han sido pocos los investigadores que se han preocupado de analizar la necesidad sanitaria, no ya por regiones sino ni tan siquiera de forma homogénea para todo el país. Así, salvo algunos trabajos específicos para el caso catalán (Calonge, 1988; Vera-Hernández, 1999), solo se registra la aportación de Alvarez (2001)¹.

La investigación de la necesidad sanitaria por áreas geográficas cobra un especial interés en el caso español, donde aunque la gestión de los servicios sanitarios es competencia de las Comunidades Autónomas (CCAA), esta debe combinarse con el papel del gobierno central en asuntos como los equilibrios interterritoriales, la cohesión general y la difusión de información.

Este documento forma parte de un estudio más general donde el objetivo es examinar en profundidad los patrones de influencia de la necesidad sanitaria. En este fragmento, más modesto y concreto, se hace un especial énfasis en la localización geográfica. Así se plantea la duda sobre si, en España, se hace un uso homogéneo de los servicios sanitarios o si, por el contrario, no se respeta el principio de igualdad de prestación por igual necesidad (LEGSA arts. 3.3 y 12). Metodológicamente se utiliza un modelo econométrico de regresión logístico. El documento se ha estructurado en tres partes: en la primera se presenta el modelo y la metodología general y en la segunda de muestran los resultados relativos a la diversidad de uso en función de la CA de residencia. La última parte trata de indagar en las probables causas de esta desigualdad mediante un estudio de correlación.

¹ Otras excepciones podrían considerarse los trabajos de Borrell (1999) o Benach (1999), aunque ambos están referidos a índices de mortalidad y el primero sólo trabaja con muestras de Madrid y Barcelona.

2. ASPECTOS METODOLOGICOS

2.1. MARCO TEÓRICO Y ESPECIFICACIÓN DEL MODELO

La aportación seminal de Grosman (1972) presenta un modelo de demanda de salud que se ajusta a los cánones clásicos del pensamiento económico y que, quizá por ello, ha sido ampliamente utilizado para modelizar la demanda sanitaria tanto en orientaciones dinámicas como estáticas. Grossman en un principio sólo introdujo, como variables explicativas de la demanda, la edad, la educación y el nivel salarial. Este ha sido utilizado por otros muchos autores, en su dimensión original, pero sobre todo mediante algunas generalizaciones o adaptaciones particulares así Phelps y Newhouse (1973) Wagstaff (1986), Van Doorslaer (2000,561), Jiménez; (2001; 2002) o Contoyannis (2001), etc. En general las adaptaciones suelen introducir nuevas variables que también pueden influir en la demanda sanitaria, así, se pueden considerar aspectos generales de la familia, como número de hijos, estado civil, etc. o aspectos amplios sobre el aseguramiento, público o privado, o sobre el lugar de residencia, ámbito rural o urbano, o las costumbres y estilos de vida, etc.

El modelo formaliza una estructura que puede ser resuelta mediante análisis de regresión del siguiente tenor:

$$Y_{ij} = f_j (X_i, Z_i, G_i, \varepsilon_i)$$

Donde Y_{ij} es la demanda del servicio sanitario j por parte del individuo i , X_i recoge su estado de salud; Z_i son las características personales, sociales, económicas, etc. que condicionan la salud; G_i es, alternativamente la provincia o la CA de residencia de cada individuo; y finalmente ε_{i1} recoge el resto de perturbaciones aleatorias incorrelacionadas con los regresores. El interés será comprobar si se produce alguna influencia de la variable provincia o CCAA de residencia en la demanda de un servicio sanitario j . Posteriormente se buscaran justificaciones a dicho comportamiento desigual mediante un estudio que correlacione el desigual consumo con distintas variables provinciales o autonómicas como el nivel de producción, esperanza de vida, etc.

Debe observarse que el modelo teórico identifica en primer lugar necesidad con cantidad demanda y, a continuación, cantidad demandada con uso, de forma que, finalmente, se equipara necesidad con uso. Estas hipótesis, muy restrictivas, no siempre se corresponden con la realidad. En este sentido ni siquiera está consensuada una definición de necesidad y por supuesto hasta que punto es dicha necesidad o la oferta la que condiciona el volumen de demanda, Por otra parte, la existencia de listas de espera, las dificultades de acceso o las limitaciones de acceso a determinados colectivos hace que los conceptos de demanda (potencial) y el uso (real) tampoco sean una misma cosa.

Otras dos limitaciones del modelo econométrico son: por una parte que se necesita contar con episodios completos de necesidad para poder hacer un recuento exacto de la utilización del servicio y, por otra que la relación causa efecto, desde la necesidad a la utilización debe ser en esa dirección y no que la utilización visitas se deban a una necesidad previa no contemplada por el modelo y que la necesidad que recoja sea otra posterior o incluso que no se recoja ninguna necesidad. La limitación del ámbito temporal de la mayoría de las bases de datos y concretamente de la ES99 impide

reconocer ambos extremos, por lo que, en ocasiones podemos estar agregando episodios distintos, contemplando episodios incompletos y correlacionando una demanda previa con una necesidad posterior.

La regresión logística es una variante del modelo lineal general (GLM) de especial utilidad cuando la variable dependiente puede adoptar sólo dos valores y el modelo de probabilidad lineal puede ser insuficiente. En el caso de la necesidad sanitaria los valores de uso sólo pueden ser no uso ($y=0$) o uso ($y=1$). El GLM puede expresarse de la siguiente manera:

$$f(E(y))=X\beta \quad y \sim D$$

Donde $f(\cdot)$ se denomina función de enlace y D es la distribución de probabilidad que sigue la variable independiente. En el caso de la regresión logística la función de enlace es la transformación logit y la distribución de probabilidad es la Binomial de Bernuilli

La regresión logística parte del concepto de *odds* que es la relación entre la probabilidad de presentar una característica y no presentarla. Su transformación logarítmica (familiarmente logit) puede ser estimada en la forma lineal

$$\ln \frac{p}{1-p} = \text{logit}(p) = \beta_0 + \beta_1 X_1 + \beta_2 X_2 + \dots + \beta_m X_m$$

Donde X_i son los valores de las variables seleccionadas para un individuo dado y β_i son los parámetros desconocidos a estimar. Para calcular la probabilidad de ocurrencia de un suceso, y tras algunas operaciones algebraicas queda $p(y)$ despejada, por lo que el modelo también se suele escribir en la notación

$$P(Y | X_i) = \frac{1}{1 + \exp(-\beta_0 - \beta_1 X_1 - \beta_2 X_2 - \dots - \beta_m X_m)}$$

Una de sus ventajas reside en que el resultado de elevar la constante e a los parámetros estimados [$\exp(\beta_0); \exp(\beta_1); \dots; \exp(\beta_m)$] puede interpretarse como la razón de las ventajas (odds ratio-OR) entre estar expuesto o no a una característica, para incrementar o disminuir la probabilidad de ocurrencia del fenómeno estudiado. Así, por ejemplo, para el caso particular en que dos individuos (x_1 y x_0) sólo se diferencien en una variable i en una unidad,

$$\exp(\beta_i) = \text{OR} = \frac{\text{Odds}(x_1)}{\text{Odds}(x_0)}$$

La estimación del modelo se realiza por el método de máxima verosimilitud, es decir mediante iteraciones. La bondad del ajuste puede medirse por la razón de verosimilitudes entre nuestro modelo y el saturado². Esta razón se suele denominar *lejanía* y tiene la expresión (Sánchez-Cantalejo, 2000, 36):

² Que tiene tantas variables como observaciones y que, por tanto, explica completamente la relación.

$$\text{lejanía} = 2 \sum_{i=1}^k \left[y_i \ln \frac{y_i}{\hat{y}_i} + (n_i - y_i) \ln \frac{n_i - y_i}{n_i - \hat{y}_i} \right]$$

Donde y_i es la variable dependiente \hat{y}_i los valores esperados, n el número de individuos en cada grupo; k es el número de grupos de la predictora. Como puede observarse la lejanía depende de la escala de la variable dependiente y del número de observaciones, por lo que sólo son directamente comparables modelos con la misma configuración.

La relación entre probabilidad y Odds³ es

$$\text{Odds}_i = \exp(\beta_i) \exp(\text{cte}) = e^a \cdot e^{b_i} = e^{a+b_i}$$

Ecuación 1

$$\text{Pr}_i (Y | X_i) = \text{Odds}_i / 1 + \text{Odds}_i$$

En el modelo de regresión logístico los OR estimados para las variables categóricas, son una medida relativa respecto a la categoría de referencia, de forma que la distinta elección de esta implica diferentes estimaciones en el modelo. Los Odds_i de las categoría de referencia se recogen en la constante del modelo.

2.2. FUENTES DE DATOS

Se ha realizado una explotación del módulo de salud de la *Encuesta sobre Discapacidades, Deficiencias y Estado de Salud, 1999*, (ES99), elaborada por el Instituto Nacional de Estadística (INE), en colaboración con el Instituto de Migraciones y Servicios Sociales (IMSERSO) y la Fundación ONCE. El ámbito territorial es España y el procedimiento es mediante entrevista personal en el domicilio del entrevistado. El fichero de microdatos contiene información de más de 70.000 individuos y más de 230 variables de interés sanitario. Tras la selección han quedado diecinueve variables de análisis para estimar la necesidad sanitaria en cinco dimensiones de la salud de aproximadamente 60.600 individuos, representativos de 32 millones de personas, mayores de 16 años, residentes en España.

2.3. SELECCIÓN DEL MODELO

En este apartado se citan algunas de las operaciones que han debido realizarse de forma previa a la explotación del modelo y que pueden resumirse en las siguientes:

- a) Configuración de la muestra. Con la exclusión de las ciudades autónomas del Norte de África y de los individuos menores de 16 años.
- b) Operaciones con las variables⁴ y construcción de variables *dummies* de las categóricas.
- c) Construcción del factor de ponderación. Mediante el factor de elevación de los valores de la muestra a los valores poblacionales⁵.

³ La diferencia entre OR y probabilidad relativa, siendo dos medidas equivalentes que se obtienen de la regresión, consiste en que los Odds van de 0 a infinito y la probabilidad va de 0 a 1.

⁴ Operaciones de agregación o construcción de formas cuadráticas, etc.

- d) Selección de las variables independientes significativas. Mediante índice de condición y test de Wald.
- e) Selección de las variables dependientes.
- f) Corrección de la heterocedasticidad Huber/White⁶. Previo un análisis gráfico de heterocedasticidad.

2.4. VARIABLES SELECCIONADAS

Respecto a las variables dependientes, la encuesta ofrece información de hasta diecisiete tipos de uso sanitario, que abarcan desde el consumo de medicamentos hasta los servicios de podología o teleasistencia. Además desglosa dicho consumo en función de que haya implicado un desembolso total por parte del sujeto, parcial o completamente gratuito con cargo a la Seguridad Social. Aunque atractivo, limitaciones de espacio no permiten realizar un completo análisis de todos los tipos de consumo sanitario. Por interés práctico de reducción de la información se ha procedido a la selección de cinco dimensiones representativas que han sido: *Consumo de medicamentos* (medicam_ss); *uso de servicios médicos y de enfermería* (médicos_ss); *asistencia a pruebas diagnósticas* (analisis_ss); *cuidados por personal hospitalario* (hospital_ss); e *intervenciones quirúrgicas* (cirugia_ss). Todas ellas referidas a la porción del consumo financiado total o parcialmente por el SNS.

Las variables independientes que han superado los filtros de selección han sido:

1) Respecto al estado de salud de los individuos se han utilizado las variables de *días de baja* y el *diagnóstico de enfermedades* (enf_cron; sum_enf). Entre las que miden el estado de salud de forma subjetiva, es decir que sólo dependen de la opinión del encuestado, se han considerado *autovaloración del estado de salud* (estasalud) y *limitación en tareas cotidianas* (no_limit)

2) El resto de variables condicionantes de la necesidad y demanda⁷ seleccionadas han sido : *minusvalías* (cert_min), sin distinción entre el tipo de minusvalía; *genero* (sexo); *edad* (edad) esta última también en su forma cuadrática (edad2); *Sufrimiento de accidentes o agresiones* (accident) durante los últimos 12 meses; *fumar* (fumaono) y, para aquella persona que asegura fumar diariamente,

⁵ En nuestros modelos se ha aplicado el factor de elevación de la muestra ponderado por el tamaño muestral. Ello implica ponderar la base de datos mediante una variable factor de ponderación. Si FP es el factor de ponderación, FE el factor de elevación y n_i cada observación muestral

$$FP_i = \left(FE_i \sum_{i=1}^n n_i \right) / \sum_{i=1}^n FE_i \quad i=1,2,\dots,n$$

De esta forma se consigue ponderar cada observación, en función de su peso en el total poblacional, sin incrementar artificialmente el número de observaciones y sin alterar la significación de las estimaciones de los parámetros

⁶ Una vez que se ha aplicado este método para la estimación de los errores estándar se suele decir que las estimaciones son “robustas”. Este consiste fundamentalmente en ponderar la estimación de la varianza en función del peso de cada observación en la reducción de la verosimilitud. Es decir,

$$\hat{V} = \hat{v} \left(\sum_{j=1}^N u_j' u_j \right) \hat{v}$$

⁷ Aunque la lista puede llegar a ser infinita, y su influencia muy heterogénea, lo cual añade un problema de especificación. Los criterios de selección han sido, la multicolinealidad, el principio de parsimonia y la disponibilidad de información

número de cigarrillos que fuma (num_ciga); beber (bebeono) ; Realización de ejercicio físico (ejerfis) también categorizada en función del número de días a la semana que se realiza; Afiliación a un servicio sanitario privado (afil_pri); Nivel de estudios (estudios); Fuente de ingresos del sustentador principal (cd_fuen); Estado civil (ecivil); Tamaño del municipio (tmuni); y el tamaño del hogar (thogar) en número de personas.

3) En tercer lugar, como variable geográfica de control se ha introducido la relativa a la *CA de residencia* (CCAA). Esta variable ha sido categorizada en diecisiete dummies (0,1) escogiéndose arbitrariamente a la CA de Madrid como CA de referencia.

3. RESULTADOS

A continuación se muestra un resumen de los resultados obtenidos. Los datos que se presentan son el parámetro estimado (B) y su error típico, el coeficiente de Wald, y el p-valor. Finalmente figuran los Odds Ratio ($OR = \exp(\beta_i)$) y la probabilidad de uso del sujeto de referencia⁸ en cada región. Las variables de uso que se presentan son las correspondientes al SNS, es decir se excluye el consumo privado⁹.

Respecto al consumo de medicamentos prescritos por el SNS (Cuadro 1), se aprecia que los ciudadanos que muestran una tendencia significativa a consumir menos medicamentos que los residentes en la CA de Madrid son los de Cantabria, Baleares, Galicia y Castilla-León. Más consumo muestran los habitantes de Aragón, La Rioja, Extremadura y Andalucía.

Cuadro 1. Demanda de medicamentos con cargo total o parcial al SNS. (resultados por CCAA)

	Robust			P > z	OR=EXP(B)	PROB
	Coef.	Std. Err.	z			
Aragón *	0.250	0.089	2.790	0.005	1.284	0.144
Rioja (La)	0.206	0.130	1.590	0.112	1.228	0.139
Extremadura	0.192	0.100	1.920	0.054	1.212	0.137
Andalucía *	0.179	0.070	2.550	0.011	1.197	0.136
C. Valenciana	0.122	0.077	1.580	0.115	1.129	0.129
Castilla-L M	0.082	0.087	0.930	0.350	1.085	0.125
Navarra	0.057	0.108	0.530	0.596	1.059	0.122
Madrid (Ref) *	-	-	-	-	1.000	0.116
Murcia	-0.009	0.102	-0.090	0.927	0.991	0.115
Cataluña	-0.034	0.072	-0.460	0.644	0.967	0.113

⁸ El individuo de referencia, en nuestro caso, es una mujer, residente en una población de Madrid de más de 500.000 habitantes, soltera, de 44.8 años, sin enfermedades, limitaciones o minusvalías conocidas, que se siente muy bien de salud, nunca ha fumado pero no hace ejercicio y consume alcohol al menos dos veces a la semana, vive sola, trabaja por cuenta ajena, no tiene estudios y cotiza al régimen de seguridad social.

⁹ En la presentación de los resultados y por motivos puramente estéticos, sólo se presentan las variables de cada territorio, excluyéndose al resto de factores que, sin embargo, si se han incluido en los modelos. Hay que tener en cuenta, por tanto, que los coeficientes estimados lo son controlados por el resto de factores. Es decir si la probabilidad de consumo en una provincia es superior a otra significa que el mismo individuo, con las mismas características, tiene una mayor probabilidad de consumir en una provincia que en otra y no significa, por ejemplo que en una provincia se consuma más porque la media de la población está más envejecida o más enferma.

Asturias	-0.129	0.101	-1.270	0.205	0.879	0.104
Canarias *	-0.190	0.093	-2.050	0.041	0.827	0.098
País Vasco *	-0.232	0.088	-2.640	0.008	0.793	0.094
Cantabria *	-0.246	0.110	-2.230	0.026	0.782	0.093
Baleares *	-0.254	0.107	-2.370	0.018	0.775	0.093
Galicia *	-0.278	0.080	-3.460	0.001	0.757	0.091
Castilla y León *	-0.285	0.078	-3.650	0.000	0.752	0.090
const	-2.028	0.115	-17.720	0.000	0.132	-

Fuente: ES99

Elaboración propia

En las CA de Aragón, Andalucía, Extremadura y La Rioja se consumen más medicamentos que en el resto. Por la parte baja de la tabla repiten Cantabria, Baleares y Galicia (con diferencias significativas). Es decir en estas CA existe una tendencia a que a igualdad del resto de condiciones los individuos consuman menos medicamentos. La Ilustración 1 muestra gráficamente los datos del cuadro anterior.

Ilustración 1. Demanda de medicamentos (resultados por CCAA)



Madrid =1

Elaboración propia

La siguiente tabla muestra los resultados para el uso de los servicios médicos y de enfermería no hospitalarios. En las CA donde más consultas se realizan es en Baleares, Extremadura, Aragón y Canarias. Por el contrario, Donde existe una tendencia a prestar menos servicios es en La Rioja, País Vasco y Cataluña.

Cuadro 2. Demanda de servicios sanitarios personales (no hospitalarios). (resultados por CCAA)

	Coef.	Robust Std. Err.	z	P > z 	OR=EXP(B)	PROB
Baleares *	0.303	0.107	2.820	0.005	1.353	0.081
Extremadura *	0.274	0.102	2.680	0.007	1.315	0.079
Aragón *	0.266	0.093	2.850	0.004	1.304	0.078
Canarias *	0.165	0.098	1.680	0.093	1.180	0.071
Navarra	0.131	0.120	1.090	0.276	1.140	0.069
C.Valenciana	0.120	0.084	1.430	0.153	1.127	0.069
Madrid	-	-	-	-	1.000	0.061
Andalucía	-0.022	0.078	-0.290	0.774	0.978	0.060
Castilla-LM	-0.062	0.095	-0.650	0.514	0.940	0.058

Galicia *	-0.150	0.091	-1.660	0.096	0.860	0.053
Asturias *	-0.209	0.113	-1.850	0.064	0.812	0.050
Castilla-León *	-0.224	0.088	-2.560	0.011	0.799	0.050
Cantabria *	-0.272	0.124	-2.200	0.028	0.762	0.047
Murcia *	-0.311	0.114	-2.730	0.006	0.733	0.046
Cataluña *	-0.314	0.084	-3.760	0.000	0.730	0.045
País Vasco *	-0.407	0.101	-4.020	0.000	0.666	0.042
Rioja (La) *	-0.983	0.197	-5.000	0.000	0.374	0.024
const	-2.730	0.129	-21.170	0.000	0.065	-

Fuente: ES99

Elaboración propia

Se perciben dos circunstancias relevantes: Por un lado el cambio de papel de Baleares y La Rioja. Ambos ocupaban los lugares contrarios en el caso del consumo de medicamentos. Así que, por ejemplo, en el caso de Baleares se produce un menor consumo de medicamentos y sin embargo una superior demanda de consultas médicas.

En segundo lugar puede hacerse énfasis en la gran desigualdad de acceso entre CCAA en esta dimensión de necesidad. Así, si la probabilidad del individuo de referencia de acudir a la consulta en La Rioja es de un 2.4%, en Baleares, el mismo individuo tiene una probabilidad de un 8.1%. Es decir casi se cuadruplica la demanda entre la CA con menor y mayor demanda.

Respecto a la realización de pruebas diagnósticas (Cuadro 3), las CCAA en las que se tiende a un mayor consumo son Navarra, Madrid y La Rioja, en tanto que los residentes en las CCAA de Baleares, Castilla-León, Asturias y Murcia son los que menos pruebas se realizan

Cuadro 3. Demanda de realización de pruebas diagnósticas. (resultados por CCAA)

	Robust		z	P > z	OR=EXP(B)	PROB
	Coef.	Std. Err.				
Navarra	0.022	0.143	0.150	0.877	1.022	0.041
Madrid	-	-	-	-	1.000	0.040
Rioja (La)	-0.129	0.179	-0.720	0.472	0.879	0.035
C.Valenciana *	-0.180	0.099	-1.830	0.068	0.835	0.034
Castilla-LM *	-0.226	0.115	-1.960	0.050	0.798	0.032
País Vasco *	-0.266	0.114	-2.340	0.019	0.766	0.031
Cataluña *	-0.276	0.092	-2.980	0.003	0.759	0.031
Galicia *	-0.323	0.104	-3.090	0.002	0.724	0.029
Canarias *	-0.386	0.126	-3.070	0.002	0.679	0.028
Aragón *	-0.404	0.122	-3.320	0.001	0.668	0.027
Extremadura *	-0.433	0.136	-3.170	0.002	0.649	0.026
Andalucía *	-0.507	0.089	-5.690	0.000	0.602	0.025
Cantabria *	-0.548	0.160	-3.430	0.001	0.578	0.024
Murcia *	-0.602	0.139	-4.330	0.000	0.548	0.022
Asturias *	-0.604	0.142	-4.270	0.000	0.546	0.022
Castilla y León *	-0.627	0.103	-6.110	0.000	0.534	0.022
Baleares *	-0.635	0.162	-3.920	0.000	0.530	0.022
const	-3.174	0.169	-18.750	0.000	0.042	-

Fuente: ES99

Elaboración propia

En similares condiciones también se ha analizado la necesidad de servicios sanitarios prestados por personal hospitalario y la necesidad de servicios de cirugía y transplantes. Con resultados similares a los anteriores.

Cuadro 4. Demanda de Servicios sanitarios prestados por personal hospitalario (resultados por CCAA)

	Robust			P > z	OR=EXP(B)	PROB
	Coef.	Std. Err.	z			
Castilla-LM *	0.552	0.104	5.330	0.000	1.736	0.061
Extremadura *	0.529	0.115	4.600	0.000	1.697	0.060
Aragón *	0.383	0.112	3.430	0.001	1.467	0.052
Murcia *	0.242	0.119	2.030	0.042	1.274	0.046
Castilla y León	0.125	0.098	1.280	0.201	1.134	0.041
Cantabria	0.069	0.134	0.520	0.605	1.072	0.039
Galicia	0.069	0.102	0.680	0.499	1.072	0.039
Madrid	-	-	-	-	1.000	0.036
País Vasco	-0.013	0.111	-0.120	0.904	0.987	0.036
Andalucía	-0.017	0.089	-0.190	0.852	0.984	0.036
C.Valenciana	-0.030	0.098	-0.310	0.760	0.971	0.035
Cataluña	-0.066	0.093	-0.700	0.482	0.937	0.034
Baleares	-0.082	0.135	-0.610	0.542	0.921	0.033
Asturias	-0.173	0.130	-1.330	0.184	0.841	0.031
Navarra *	-0.361	0.159	-2.270	0.023	0.697	0.026
Rioja (La) *	-0.465	0.180	-2.590	0.010	0.628	0.023
Canarias *	-0.589	0.131	-4.500	0.000	0.555	0.020
const	-3.282	0.146	-22.480	0.000	0.038	-

Fuente: ES99

Elaboración propia

Los individuos residentes en las CCAA de Castilla-LM, Extremadura, Aragón y Murcia tienen una mayor probabilidad de demandar servicios hospitalarios, en tanto que en Canarias, La Rioja y Navarra usan menos estos servicios.

El Cuadro 5 expone un resumen de los resultados para el caso de las intervenciones quirúrgicas. En relación a esta dimensión, se aprecia una falta general de significación, lo que implica que no existe diferencia estadística con la CA de referencia. Sólo los casos de Cantabria y Extremadura, donde se hacen menos intervenciones, aparecen como significativas.

Cuadro 5. Demanda de operaciones quirúrgicas (resultados por CCAA)

	Robust			P > z	OR=EXP(B)	PROB
	Coef.	Std. Err.	z			
País Vasco	0.198	0.175	1.130	0.257	1.219	0.015
Aragón	0.157	0.180	0.870	0.384	1.170	0.014
Castilla-LM	0.049	0.171	0.290	0.774	1.050	0.013
Baleares	0.022	0.213	0.100	0.919	1.022	0.012
Madrid	-	-	-	-	1.000	0.012
Castilla y León	-0.009	0.163	-0.060	0.955	0.991	0.012
C.Valenciana	-0.015	0.162	-0.100	0.924	0.985	0.012
Murcia	-0.019	0.205	-0.090	0.927	0.981	0.012
Navarra	-0.067	0.228	-0.290	0.770	0.935	0.011
Rioja (La)	-0.073	0.274	-0.270	0.790	0.929	0.011

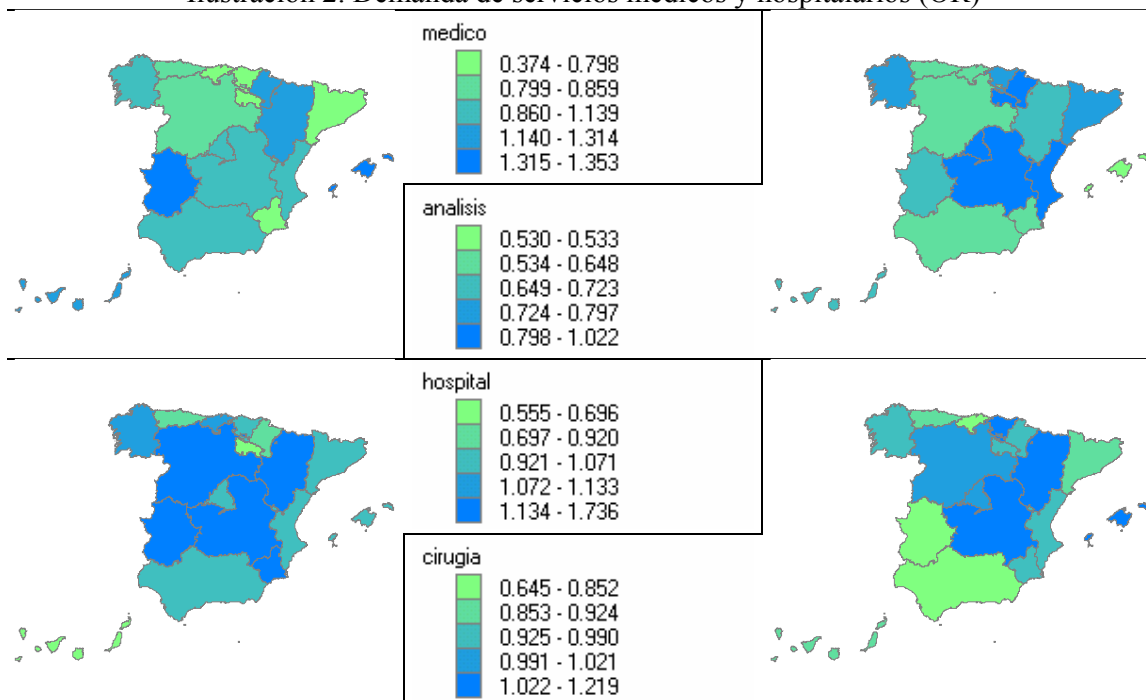
Galicia	-0.078	0.173	-0.450	0.653	0.925	0.011
Asturias	-0.104	0.212	-0.490	0.625	0.901	0.011
Cataluña	-0.106	0.151	-0.700	0.481	0.899	0.011
Canarias	-0.159	0.211	-0.760	0.450	0.853	0.010
Andalucía	-0.160	0.144	-1.110	0.267	0.852	0.010
Cantabria *	-0.412	0.241	-1.710	0.088	0.662	0.008
Extremadura *	-0.438	0.238	-1.840	0.066	0.645	0.008
const	-4.395	0.243	-18.080	0.000	0.012	-

Fuente: ES99

Elaboración propia

En resumen, el número y las CCAA que muestran un comportamiento significativamente distinto del de los residentes en Madrid es heterogéneo, por ejemplo en ningún caso, ninguna CCAA ocupa un lugar definido en relación todos los indicadores de necesidad. La Ilustración 2 muestra gráficamente los OR estimados de consumo de servicios médicos, de pruebas diagnósticas, de servicios por personal hospitalario y de cirugía.

Ilustración 2. Demanda de servicios médicos y hospitalarios (OR)



3.1. ESTUDIO DE CORRELACION

En el anterior apartado se ha constatado la existencia de una muy distinta probabilidad de, a igualdad de circunstancias, recibir un servicio sanitario en función de

la provincia de residencia¹⁰. En varias ocasiones la relación de probabilidad entre dos CCAA superaba, para el individuo de referencia, el ratio de 3 a 1¹¹.

En este apartado pretendemos proseguir en el estudio e interpretación de dichas diferencias. Para contrastar la posibilidad de que exista alguna correlación entre el uso y alguna otra variable no incluida en el modelo, fundamentalmente aquellas que pueden mostrar su influencia a nivel agregado, se ha realizado un análisis de correlación¹². Los OR provinciales de cada dimensión de uso se han correlacionado con:

-población total, población relativa, edad media poblacional, Índice de dependencia, Densidad de Población, Municipios urbanos, Municipios semiurbanos, Municipios Rurales, % Población residente en Municipios urbanos, % Población residente en Municipios semiurbanos, % Población residente en Municipios Rurales, Índice de concentración de la población. Índices de vejez, Tasas de escolaridad por niveles educativos, N° médicos colegiados (en términos absolutos y relativos) N° centros hospitalarios, Camas disponibles, Índice sintético de bienestar social, Índice sintético de renta, Índice sintético de salud, Índice de servicios sanitarios, Índice de nivel educativo, Índice de oferta cultural, Índice de empleo, Índice de condiciones de trabajo, Índice de viviendas y equipamientos, Índice de accesibilidad económica, Índice de convivencia, Índice de seguridad ciudadana, Índice de entorno natural y clima, altas hospitalarias, altas hospitalarias relativas, estancias hospitalarias y estancias relativas, estancias medias, población activa (abs. y rel.), población ocupada (abs. y rel.), población parada (abs. y rel.), parados en busca del 1er. empleo (abs. y rel.), población inactiva (abs. y rel.), nacimientos, fallecimientos e índice de crecimiento vegetativo, esperanza de vida al nacer e índice de mortalidad infantil¹³.

Los resultados obtenidos más relevantes han sido los siguientes (Cuadro 6 y Cuadro 7):

1) demanda de medicamentos:

El consumo de medicamentos es menor en función de la densidad de población de la provincia. También se produce una correlación positiva entre consumo de medicamentos y tasa de desempleo. Finalmente, en provincias más envejecidas el consumo también es menor.

Las correlaciones negativas por un lado con el índice de educación e índice relativo de nivel de estudios y por otro con el índice de renta indican que a un mayor nivel de estudios la probabilidad de consumir medicamentos es menor. Dado que la

¹⁰ Una primera aproximación mediante análisis factorial parece sugerir que es la oferta sanitaria la que condiciona el volumen de demanda, dado que se recogen dos dimensiones de oferta instalada independientes una la que se refiere a oferta de productos de farmacia y servicios médicos y de enfermería no hospitalarios y otra que se refiere a los servicios hospitalarios (diagnósticos, asistencia sanitaria hospitalaria e intervenciones quirúrgicas). No obstante, dada la escasa número de elementos de la muestra el estudio no puede ser concluyente.

¹¹ En el caso de atención sanitaria no hospitalaria entre La Rioja y Baleares (3.37) y en el caso de la atención hospitalaria entre Canarias y Castilla-La Mancha (3.28).

¹² Pearson Bilateral

¹³ Dichas variables, a nivel provincial, han sido obtenidas del informe social de "La Caixa" para el ejercicio 2003 (datos referidos a 1 de enero de 2002), de la encuesta de morbilidad hospitalaria para 1999 y de la base de datos del INE (INEBASE) para 1999.

edad, y el nivel educativo, individualmente, ya ha sido incluida en el análisis de regresión estos datos refleja exclusivamente la influencia de la edad y educación de forma agregada. Así aunque una persona mayor tiende a consumir más medicamentos, cuando esta se sitúa en un ambiente generalmente más envejecido esta tiende a retraer su actitud. Por su parte aunque, en general, una persona con mayor educación consume menos medicamentos, su consumo será aun menor cuanto mayor sea el nivel educativo del su entorno.

2) demanda de asistencia médica no hospitalaria

Este tipo de asistencia se encuentra muy correlacionada con el tamaño de la población. En provincias más pobladas, donde la densidad es mayor, donde hay más ocupados, más desocupados, y más inactivos, la probabilidad de consumo es menor (hay que tener en cuenta que estas últimas variables de ocupación se encuentran en valores absolutos, no como tasa, y por tanto están muy correlacionadas con el tamaño poblacional).

Otra curiosa relación, que en principio puede resultar contradictoria es la que correlaciona negativamente el número de médicos colegiados en cada provincia con la probabilidad de obtener asistencia sanitaria. Aún con varias limitaciones¹⁴, puede inferirse que el incremento del personal sanitario encargado de las tareas de atención primaria y especializada es inferior al incremento de la población, lo que conlleva que, en realidad el número relativo de médicos por paciente sea menor en las provincias más pobladas y, por tanto, también sea menor la probabilidad de consultar a la población¹⁵.

Finalmente se repite una correlación negativa respecto al índice de educación, de forma que, en provincias con un nivel educativo superior el consumo también es menor.

Cuadro 6. Cuadro de correlaciones con variables de contraste (1)

	medicamentos ss	medicos ss	analisis ss
población		-0.2823	
población >16 años		-0.2871	
densidad de población	-0.3427	-0.2977	
indioc. envejecimiento	-0.2961		
esc. infantil	-0.3239		
esc. secundaria	-0.3919*		
esc. universitaria		-0.3099	
indic. renta	-0.32		
indic. educación	-0.3271	-0.3044	
médicos colegiados (abs)	-0.2960*	-0.3021*	
médicos colegiados (rel)	-0.3684*		
indic. empleo			0.3353

¹⁴ Como, por ejemplo, en algunas provincias, particularmente la más pobladas es más probable que existan médicos colegiados que no ejerzan o que no se dispone de datos sobre si estos médicos colegiados actúan en el servicio privado o público o que no se dispone de información sobre si estos médicos colegiados actúan en servicios de atención primaria, en especializada, en servicios de urgencia en hospitales, etc.

¹⁵ En un análisis precipitado podría descartarse esta segunda opción debido a que también la probabilidad de recibir atención médica disminuye en proporción al número relativo de médicos colegiados, sin embargo esta interpretación no tiene en cuenta las limitaciones mencionadas, en el sentido que no conocemos la función última de dichos médicos

indic. relativo estudios	-0.3055		
pobl. activas		-0.2824	
pobl. ocupada		-0.2881	
pobl. ocupada. relativa			0.2953
pobl. parada. relativa	0.2921		
pobl. busca 1 ^{er} empleo			-0.2977
Pobl. inactiva		-0.2925	
Elaboración propia			

3) demanda de servicios de diagnóstico.

Las correlaciones encontradas, aunque muy suaves, relacionan la demanda de servicios de diagnóstico con el nivel de actividad económica. Es decir, donde la tasa de empleo y actividad es superior se demanda mas servicio sanitario, donde la tasa de desempleo es mayor el uso es menor.

El Cuadro 7 muestra el mismo cuadro de correlaciones respecto a los servicios hospitalarios, estos tienen dos dimensiones d) servicios sanitarios prestados por personal hospitalario y e) servicios de cirugía.

4) Servicios sanitarios hospitalarios

Los servicios hospitalarios está positivamente correlacionados con la ruralidad (porcentaje de personas que viven en ámbitos rurales), con la vejez y con un índice de dependencia. Sin embargo están negativamente relacionados con un amplio abanico de variables poblacionales como: población, densidad de población, activos, desempleado, buscadores de primer empleo, inactivo, número de nacimientos etc. todas ellas *proxies* de la población.

Cuadro 7. Cuadro de correlaciones con variables de contraste (y 2)

	hospitales_ss	cirugia_ss
población	-0.2904	-0.3285
ind. dependencia	0.3739*	
dens_po	-0.3487	
% pobl. urbana	-0.3411	
% pobl. rural	0.3463	
ind. vejez	0.303	
hosp_pub	-0.2801	-0.3171
cama	-0.281	-0.2935
cama_pub	-0.2949	-0.3903*
médicos colegiados (datos abs.)	-0.2960*	-0.3021*
ind. educación	-0.3305	
i. convivencia	0.2969	
ind. seguridad		-0.3880*
ind calidad entorno	-0.3175	
activos	-0.2847	-0.3202
ocupados	-0.2816	-0.3085
tasa de desempleo		-0.3565

desemp busca 1^{er} em	-0.2825	-0.3871*
inactivos	-0.2848	-0.3246
nac	-0.2948	-0.3361
fallec		-0.2817
c. vegeta	-0.3125	-0.3642*
Elaboración propia		

Una mayor atención requiere la correlación negativa con la oferta sanitaria de camas y hospitales. Si observamos la relación parece que una mayor oferta de hospitales y dotación de camas se equipara con una menor probabilidad de ser atendido por personal hospitalario. Sin embargo esta relación es consecuencia de que, en las provincias más pobladas existen una mayor dotación, tanto de camas como de hospitales, pero el incremento de la dotación es proporcionalmente inferior al incremento de la población de forma que en las provincias más pobladas existe una oferta relativa inferior. El resultado es que, donde hay, en términos brutos una mayor oferta hospitalaria existe una menor oferta relativa y por consiguiente una menor probabilidad de ser atendido.

El Cuadro 8 muestra que se produce una importante correlación inversa entre la dotación de servicios públicos y la población provincial. Por otro lado también se observa una correlación positiva entre dotación privada y población, pero que no puede compensar la infradotación pública.

Cuadro 8. Correlación entre Población y oferta hospitalaria

	población
Hospital por habitante	-0.2319
Hospital público por habitante	-0.4521 **
Hospital privado por habitante	0.1445
Camas por habitante	-0.006
Camas públicas por habitante	-0.3566 **
Camas privadas por habitante	0.2637*

Fuentes:

Población: Censo 2001.

Dotación hospitalaria: Anuario Social La Caixa 2003.

Elaboración propia.

Dicha infradotación relativa de servicios sanitarios públicos hospitalarios en las provincias más pobladas es la que provoca que sus habitantes tengan una menor probabilidad de atención hospitalaria. Si se correlaciona la oferta relativa (número de camas/población o número de hospitales/población) con el uso, la correlación es positiva. Así, la correlación entre OR de uso hospitalario y oferta relativa de hospitales públicos es del 0.2822 y la correlación entre OR de uso hospitalario y la oferta relativa de camas hospitalarias públicas es de 0.3013. Ambos índices son significativos al 95%.

5) servicios de cirugía.

En consonancia con los anteriores, estos servicios también se encuentran muy correlacionados, inversamente, con el tamaño poblacional y con la dotación bruta hospitalaria. Así las variables población, población activa, población ocupada, desempleados en busca del primer empleo, inactivos, número de nacimientos y

defunciones etc. pueden interpretarse como distintas dimensiones e una misma variable que es el tamaño poblacional.

Por su parte también se aprecia la correlación inversa con la dotación hospitalaria y que se convierte en positiva cuando se correlacionan con la dotación relativa. En este caso sin embargo, la menor incidencia del fenómeno quirúrgico le hace perder significatividad.

En el Cuadro 9 se recoge un resumen de las correlaciones más relevantes.

Cuadro 9. Resumen de correlaciones

dimensión de necesidad	correlacionada con (signo)
medicamentos_ss	población (-) educación (-)
medicos	población (-)
análisis	tasa de actividad (+)
hospital	ruralidad (+) población (-)
cirugía	población (-)
Elaboración propia	

Todos los servicios sanitarios, a excepción de los análisis clínicos, tienen una mayor probabilidad de ser prestados en aquellas provincias menos pobladas y viceversa. En el caso de la demanda de medicamentos y servicios médicos se requiere una investigación más profunda, ya que los datos disponibles no son suficientes para conocer la oferta de personal médico por habitante, por provincias y en cada una de las dimensiones de necesidad analizadas. En el caso de la demanda de servicios hospitalarios se han encontrado indicios de que este fenómeno puede estar relacionado con una menor oferta relativa. Es decir en las provincias más pobladas existe una mayor oferta de instalaciones hospitalarias, pero esta mayor oferta no alcanza a cubrir, en similares condiciones, a esta mayor población. El resultado final es que en las provincias más pobladas, que también pueden ser las que más renta relativa y un mayor nivel de educación disfruten, la probabilidad de disponer un servicio médico es menor.

En el mismo sentido, pero en dirección contraria, una población más rural tiene una mayor probabilidad de ser atendida, al menos en lo que a los servicios hospitalarios se refiere.

4. CONCLUSIONES Y DISCUSIÓN

El análisis regresional muestra una gran heterogeneidad en el uso sanitario por parte de los individuos residentes en cada CA. Se han estudiado cinco tipos de uso sanitario como representativos del resto y en todos ellas se producen, en mayor o menor medida, diferencias significativas. Las mayores diferencias se producen en relación a la asistencia sanitaria no hospitalaria y la asistencia sanitaria por personal hospitalario. En estas dimensiones un individuo en las mismas circunstancias, puede triplicar la probabilidad de ser atendido en unas CCAA respecto de otras. Donde menos diferencias se producen es en el consumo de medicamentos, ya sean abonados directamente por los interesados o a cargo del SNS mediante pago total o co-pago. En este caso las diferencias máximas apenas si superan el 50%

El posterior análisis de correlación permite indagar en las causas de dicha heterogeneidad, los resultados se pueden clasificar en tres grupos:

a) por lo que indica:

La demanda sanitaria está inversamente correlacionada con variables como la edad, y el nivel educativo general de la población¹⁶. También se encuentra una correlación general inversa, entre el tamaño poblacional y la probabilidad de ser atendido por el SNS. Es decir cuanto más poblada está una provincia menor es la probabilidad de usar los servicios sanitarios. Respecto a la atención hospitalaria y quirúrgica se han encontrado indicios de que el motivo de esta desatención puede estar motivado por una inferior oferta sanitaria pública relativa en las provincias más pobladas.

b) por como lo indica:

El estudio de correlación no es, en general, concluyente, el distinto origen de distintas variables, distintos métodos de agregación, distintos años de referencia, etc hacen que los resultados sólo constituyan una aproximación. Ni las correlaciones ni su significación son en general muy fuertes, lo que no elimina la inseguridad sobre que los resultados no estén dependiendo de la base de datos utilizada.

No obstante puede excluirse de tal incertidumbre la correlación entre servicio sanitario y población que ha aparecido en todas las dimensiones de demanda analizadas y además lo ha hecho de forma significativa y con un coeficiente de correlación estable y siempre por encima del 30%.

c) por lo que no indica:

Como se ha mencionado, la base de datos con la que se han cruzado los distintos OR resultantes del análisis regresional para obtener las distintas correlaciones, constaba de más de 75 variables, sin embargo, en los resultados sólo se muestran correlaciones de poco más de 30 variables. Si bien es cierto que se han omitido algunas redundantes o poco explicativas, no es menos cierto que muchas variables no han presentado relación alguna con las variables de necesidad.

Así, por ejemplo no se encuentra correlación entre, por ejemplo índices de ocio o de infraestructuras con la necesidad sanitaria, ni con el índice de bienestar social, etc.

Sin embargo, la “no correlación” que se encuentra como más relevante es la que “no” se produce entre un distinto uso de los servicios médicos y una distinta esperanza de vida, una distinta mortalidad infantil e incluso una distinta salud percibida. Esta última es especialmente interesante por cuanto también ha sido obtenida de la misma ES99. Es decir un mayor o menor uso sanitario en una provincia no es ni consecuencia ni causa de una mejor esperanza de vida al nacer, unos mejores índices de mortalidad infantil y ni siquiera de una distinta autovaloración de la salud en dicha provincia.

¹⁶ Estas correlaciones deben ser interpretadas correctamente con cautela. Dado que tanto el nivel educativo como la edad han sido introducidos previamente en el análisis a nivel de microdatos esta nueva correlación puede ser la influencia sociológica agregada de dichas variables o el reflejo de otras correlaciones, con el tamaño poblacional por ejemplo.

Dado que la salud individual ya ha sido incluida como variable explicativa en el modelo, la “no correlación” debe interpretarse como que el incremento de la probabilidad de ser atendido en una provincia, a igualdad de salud, no está correlacionada con una mejora en los índices generales de salud, es decir que un exceso de oferta, y por extensión de uso, sobre la necesidad no provoca una mejoría del estado general de salud en la provincia, aunque tampoco un empeoramiento.

No se puede interpretar esta incorrelación entre oferta sanitaria e índices de salud como que no exista ningún tipo de relación entre cuidados sanitarios y salud pública, lógicamente esta relación existe, lo único que se deduce del análisis realizado es que, en el caso de España las diferencias en oferta sanitaria o en uso sanitario no son suficientes para explicar diferencias en índices generales de salud. Eso tampoco quiere decir que no puedan empezar a surgir diferencias en salud entre áreas geográficas si las diferencias en oferta se mantienen indefinidamente. Para testar esta posibilidad se necesitará una base de datos con periodicidad temporal (Datos de panel) y un modelo econométrico que modelase la heterogeneidad que puede producir la distinta oferta sanitaria.

La incorrelación entre índices de salud objetivos como la esperanza de vida al nacer y la mortalidad infantil o subjetivos como la autovaloración del estado de salud con un mayor o menor uso sanitario, en cualquiera de las dimensiones analizadas, también puede considerarse, con todas las precaución, como un argumento en favor de las restricciones en la oferta sanitaria pública. De forma que si la alteración de la cantidad ofrecida no altera la cantidad provista del bien que en realidad se demanda, que es la salud, siempre será más eficiente ofrecer la mínima cantidad posible.

5. REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Alvarez, B. (2001) “La demanda atendida de consultas médicas y servicios urgentes en España”. *Investigaciones económicas*. vol. XXV (1). 93-138.
- Benach, J., Yasui, Y, (1999), “Geographical patterns of excess of mortality in Spain explained by two indices of deprivation”, *Journal of epidemiology and community health*, Vol. 53-7, págs. 423-431.
- Borrell, C; Regidor, E; Arias, LC; Navaro, Pedro; Puigpinós, R; Domínguez, V; Plasencia, A., (1999) “Inequalities in mortality according to educational level in two large southern european cities”. *International journal of epidemiology*. nº 1999-28. págs. 58-63. Londres.
- Calonge, Samuel, Rodríguez, Marisol, (1998), “Consecuencias distributivas y de equidad de las políticas de gasto y financiación de la sanidad”, *Papeles de Economía Española*. nº 76, Madrid, págs. 259-272.
- Contoyannis, A. Jones, M. Rice, N. (2001) *The dynamics of health in british households: Simulation-based inference in panel probit models*. Discussion papers in economics. nº 2001/15. The university of York.
- Grossman, M. (1972), On the concept of health capital and the demand for health, *Journal of Political Economy*. 80, 223-255.

- Jiménez Martín, S. Labeaga, JM. Martínez Granado, M. (2002) “Latent class versus two-part models in the demand for physician services across the European Union”. *Health economics*. num. 11, 301-321.
- Jiménez-Martín, S. Labeaga, J.M. Martínez-Granado, M. (2001) *An empirical analysis of the demand for physician services across the european union*. Instituto de Estudios Fiscales. P.T. 7/01.
- Phelps, Ch; Newhouse, J. (1973) *The Effects of Coinsurance on Demand for Physician Services*. OEO/NY, WP n° R-964. Santa Mónica. USA.
- Sánchez-Cantalejo Ramírez, E. (2000) *Regresión logística en salud pública*. Escuela Andaluza de Salud Pública. Granada.
- van Doorslaer, E. Wagstaff, A. et al. (1997) “Income-related inequalities in health: some international comparisons”, *Journal of health economics*, 16, 93-112.
- van Doorslaer, E. Wagstaff, A. et al. (2000) “Equity in the delivery of health care in Europe and the U.S.” *Journal of health economics*. núm 11, págs. 553-594.
- Vera-Hernández. A. M. (1999) “Duplicate coverage and demand for health care: the case of catalonia”. *Health Economics*, vol. 8, págs. 579-598.
- Wagstaff, A. (1986) “The demand for health: some new empirical evidence” *Journal of Health Economics*. vol. 5, 195-233.

Granada, abril de 2004