

# ESTIMACIÓN DE UN INDICE DE NECESIDAD SANITARIA REGIONAL EN ESPAÑA MEDIANTE MODELOS DE REGRESIÓN DE RECuento CON FILTRO.

Montero Granados, R.  
Jiménez Aguilera, JD  
Martín Martín, JJ.

*Universidad de Granada*

**Granada, 23 de septiembre de 2005**

## **Resumen:**

*El objetivo de este trabajo es obtener una medida de necesidad sanitaria a nivel regional, a partir de la información suministrada por el modulo de salud de la Encuesta sobre Discapacidades, Deficiencias y Estado de Salud, 1999 (EDDES99). Se desarrolla una metodología en tres fases. En primer lugar se realiza una cuidada selección de las variables independientes del modelo. En segundo lugar se estiman tres modelos de regresión alternativos: Poisson, Binomial-negativo (NB) y Binomial-Negativo inflado de ceros (ZINB), y se contrasta el estimador mas idóneo mediante un test de sobredispersión y otro de existencia de filtro. Una vez seleccionado el ZINB y a partir de su estimación, se propone un índice de necesidad sanitaria a nivel regional que incorpora la bondad del ajuste.*

*Los principales resultados y conclusiones apuntan a que, conforme se amplía el marco de análisis, añadiendo distintos servicios sanitarios y se amplía el tamaño poblacional de la región, la necesidad sanitaria relativa converge al porcentaje de población de cada región.*

## **1. INTRODUCCIÓN**

Las complejas relaciones entre necesidad sanitaria, demanda, utilización y oferta han generado una amplia literatura que varía según la perspectiva u objeto de análisis adoptado (Wright, 1998). La mayor parte de los estudios asumen una identidad entre necesidad, demanda y uso. En este contexto, el marco conceptual frecuentemente utilizado es el de Grosman (1972, 2000) que exhibe un modelo de demanda de salud y de servicios sanitarios que ha sido desarrollado posteriormente por diversos autores, mediante algunas generalizaciones o adaptaciones particulares (Phelps y Newhouse,

1973; Contoyannis, 2001; Van Doorslaer, 2000; y Jiménez, 2001 y 2002, entre otros). En estos modelos se considera que la demanda de servicios sanitarios, derivada de la demanda de salud, es función de una serie de características individuales.

La medición de la necesidad sanitaria por áreas geográficas es especialmente interesante en los países en los que un Sistema Nacional de Salud (SNS) garantiza la cobertura universal de un conjunto de prestaciones. Dicha medición no puede ser realizada directamente en función de variables de frecuentación, que son las que se recogen por lo general en las encuestas de salud, porque pueden estar viciadas por *factores ilegítimos*<sup>1</sup>, es decir no estrictamente sanitarios (Rice y Smith, 1999).

En esta perspectiva, se han realizado diversos análisis para estimar las variables que condicionan la demanda en contextos institucionales de descentralización del servicio público, como Gran Bretaña (Carr-Hill, 1994; Smith, 1994) o Canadá (Birch, 1993; Bedart, 1999), así como en la Unión Europea y Estados Unidos (Van Doorslaer 2000; Jiménez, 2001 y 2002). Para el caso español, cabe reseñar la investigación de Alvarez (2001), Calonge (1988) y Vera-Hernández (1999), Estos estudios tratan de observar los patrones de comportamiento que condicionan la demanda de servicios sanitarios entre los individuos, controlada por una serie de variables comunes (salud percibida, edad, variables socio-económicas, etc.).

Este trabajo tiene como objetivo desarrollar una metodología para cuantificar la necesidad sanitaria en distintas áreas geográficas en el caso de que todos los individuos utilizaran los servicios sanitarios de forma homogénea en todas las regiones. Esto quiere decir que se estimará cual sería la demanda que debería haber hecho cada individuo si las condiciones sanitarias existentes en cada Comunidad Autónoma (CCAA) fuesen las mismas. Para ello se utiliza un modelo de regresión que permite predecir cual sería el comportamiento de cada individuo si residiese en una región escogida como referencia.

## 2. METODOLÓGIA

El desarrollo de un modelo de estimación de la necesidad sanitaria a nivel regional se organiza en tres fases. En primer lugar se seleccionan las variables, en segundo lugar se estiman tres modelos de regresión alternativos: Poisson, Binomial-negativo (NB) y Binomial-Negativo inflado de ceros (ZINB), y se contrasta el más idóneo, finalmente a partir de la estimación del más idóneo se propone un índice de necesidad sanitaria a nivel regional que incorpora la bondad del ajuste.

La base de datos utilizada ha sido el módulo de salud de la EDDES99<sup>2</sup>. El ámbito territorial es el conjunto del territorio español 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.

---

<sup>1</sup> La legitimidad o ilegitimidad de la necesidad sanitaria se refiere al hecho de que la demanda sanitaria puede verse incrementada por factores no estrictamente sanitarios: incremento de oferta, disparidades metodológicas de las encuestas de frecuentación o distinta eficiencia de los factores locales que no debieran considerarse como necesidad real.

<sup>2</sup> Elaborada por el INE (Instituto Nacional de Estadística), en colaboración con el IMSERSO (Instituto de Migraciones y Servicios Sociales) y la Fundación de la ONCE (Organización Nacional de Ciegos Españoles).

Para la selección de las variables independientes se ha procedido a un doble filtro: 1) un estudio de multicolinealidad mediante índice de condición; y 2) la inclusión de variables significativas mediante el método “Wald forward”. Dicha selección ha reducido la muestra a 17 variables sanitarias respecto de aproximadamente 60.000 individuos<sup>3</sup>, que se recogen en el cuadro 1.

Cuadro 1. Variables independientes seleccionadas		
Grupo	Descripción	Nota
Condicionantes de salud objetivos	días de limitación o baja laboral al año	número
	enfermedades diagnosticadas	categorizada
Condicionantes de salud subjetivos	estado de salud subjetiva	categorizada
	limitación personal	dicotomizada
Otros condicionantes de la salud	edad del sujeto menos la media muestral	número
	Género	dicotomizada
	disposición de un certificado de minusvalía	dicotomizada
	estado civil	categorizada
	número de personas que conviven	número
	tamaño del municipio de residencia	categorizada
	consumo de tabaco	categorizada
	número de cigarrillos (si fuma diariamente)	número
	consumo de bebidas alcohólicas	categorizada
	realización de ejercicio físico	categorizada
	Origen principal de recursos económicos.	categorizada
	nivel de estudios concluidos	categorizada
	disposición de seguro médico público	categorizada.
	Residencia	provincia de residencia

**Fuente. Elaboración propia.**

Por su parte también se han seleccionado cinco variables dependientes representativas de todo el uso sanitario público: 1) *Consumo de medicamentos* (medicamentos\_ss); 2) *Uso de servicios médicos y de enfermería* (médicos\_ss); 3) *Asistencia a pruebas diagnósticas* (análisis\_ss); 4) *Cuidados por personal hospitalario* (hospital\_ss); y 5) *Intervenciones quirúrgicas* (cirugía\_ss). Dado que cada una de ellas hace referencia a un aspecto de la *necesidad sanitaria*, en distintas partes de este trabajo se alude a las mismas como *dimensiones de necesidad sanitaria*. Para su elección, se han tenido en cuenta tanto el hecho de que el tamaño muestral sea suficiente para la significación robusta de los parámetros a estimar, como de que estas dimensiones sean representativas de la mayor parte del gasto del SNS español. Respecto del ámbito temporal, el uso de las tres primeras dimensiones se extiende a los 14 días inmediatamente anteriores a la encuesta, mientras que las dos últimas están referidas al año natural.

La base de datos de que se dispone cuenta con datos individuales sobre variables de uso sanitario que fundamentalmente adoptan dos formas: a) binaria, caso de la demanda de consumo de medicamentos y b) de recuento, con información de número de frecuentaciones, caso del resto de dimensiones de demanda sanitaria.

<sup>3</sup> Representativos de 32 millones de personas, mayores de 16 años y residentes en España

Respecto de las primeras (variables binarias), debido a que la variable dependiente se nos presenta dicotomizada, un modelo de regresión apropiado es el logístico<sup>4</sup> cuya función de probabilidad es:

$$\Pr(y | x) = \frac{1}{1 + \exp(-X\beta)} \quad (1)$$

Donde  $y$  es la variable dependiente (medicamentos\_ss); y  $X\beta$  es la matriz que contiene la especificación aditiva de la constante y las variables independientes por los parámetros a estimar.

En cuanto a las segundas, las variables de recuento no se distribuyen de forma normal. En este caso, cuando la probabilidad es baja, como en el caso de las variables de frecuentación sanitaria<sup>5</sup>, el modelo lineal tampoco es adecuado. La solución consiste en utilizar una distribución de probabilidad basada en el modelo lineal general. Para el conjunto de las dimensiones analizadas (médicos\_ss; análisis\_ss; hospital\_ss; y cirugía\_ss), se han estimado y contrastado el ajuste de tres modelos de regresión distintos:

a) *Poisson*. Con una función de probabilidad:

$$\Pr(y | x) = \frac{\exp(-e^{X\beta}) e^{X\beta y}}{y!}, \quad (2)$$

En la que, al igual que en el caso anterior  $X\beta$  es la matriz de las variables dependientes por los valores de  $\beta$  a estimar.

b) *Binomial-Negativo (NB)*. Cuya función es similar a la del modelo Poisson en el que se introduce el parámetro  $v$ , en la forma:

$$\Pr(y | x, v) = \frac{\exp(-ve^{X\beta}) ve^{X\beta y}}{\Gamma(y + 1)} \quad (3)$$

Donde  $v$  es un nuevo parámetro a estimar que recoge la sobredispersión y que converge a 1 cuando la sobredispersión tiende a cero, lo que provoca que las estimaciones sean similares a las del modelo Poisson.

c) *Binomial Negativo inflado de ceros (ZINB)*. Existen diversas especificaciones del modelo ZIBN, que ajusta distribuciones en los que, como el caso del consumo sanitario se genera un número excesivo de respuestas nulas (o “exceso de ceros”). Una de ellas es la siguiente (Yin, 2002):

---

<sup>4</sup> Contoyannis (2001) utiliza también un modelo dicotómico, en su caso probit, para estudiar la evolución de la salud en los hogares británicos.

<sup>5</sup> Por ejemplo, en los casos de pruebas quirúrgicas y asistencia a pruebas diagnósticas más del 90 por ciento de la población no ha usado el servicio. Del resto, la gran mayoría lo ha utilizado sólo una vez.

$$\Pr(y | x, \omega, \nu) = \begin{cases} g(\omega\gamma) + (1 - g(\omega\gamma)) \exp(-e^{X\beta}) & \text{para } y = 0 \\ (1 - g(\omega\gamma)) \frac{\exp(-\nu e^{X\beta}) \nu e^{X\beta y}}{\Gamma(y+1)} & \text{para } y \geq 1 \end{cases}, \quad (4)$$

Donde  $g(\omega\gamma)$  es la probabilidad de un cero extraordinario (por no pasar el filtro). El filtro  $g(\omega\gamma)$  puede modelizarse como una función logit o probit, ambos con resultados similares. En este trabajo se ha optado por la primera. La función logit.  $\omega\gamma$  es la matriz de variables de filtro por los estimadores  $\gamma$ . Por su parte,  $\nu$  y  $X\beta$  tienen la misma interpretación que en los modelos anteriores.

Con el fin de evaluar cual de los tres modelos de regresión es el más apropiado, además de la bondad del ajuste, se ha procedido a la realización de dos test: el de sobredispersión y el de existencia de filtro.

El test de sobredispersión permite comparar el modelo de Poisson (que exige igualdad entre media y varianza) y el modelo NB. Existe sobredispersión cuando  $\text{Var}(y|x) > E(y|x)$ . Debe sospecharse la presencia de sobredispersión si la varianza incondicionada supera en dos veces la media incondicionada.

**Cuadro 2. Media y varianza de las dimensiones de uso sanitario**

	media (1)	varianza (2)	(2)/(1)
médicos_ss	0,221	0,583	2,6
análisis_ss	0,103	0,191	1,9
hospital_ss	0,719	28,837	40,1
cirugía_ss	0,055	0,187	3,4

Fuente: EDDDES99. Elaboración propia

Salvo el caso de una de las dimensiones (análisis\_ss), se observa que en el resto la varianza supera el doble de la media (Cuadro 2), sobretodo en los dos últimos casos (hospital\_ss y cirugía\_ss). Se ha practicado un doble test. En primer lugar, basándonos en la significación del parámetro  $\nu$ ; si  $\nu$  es significativo implica la presencia de sobredispersión y viceversa. En segundo lugar, también puede testarse en función de la bondad del ajuste y la función de verosimilitud. Esta será mayor cuanto mejor sea el ajuste de la función que representa. Si existe sobredispersión, la función de verosimilitud NB ajustará mejor que la de Poisson. Un test que compara ambas es:

$$LR = -2 \times (\ln L_{\text{Poisson}} - \ln L_{\text{Bin-Neg}}) \sim \chi_1^2,$$

Donde LR (likelihood-ratio o razón de verosimilitudes) es menos dos veces la diferencia entre el logaritmo de la verosimilitud de la regresión de Poisson ( $\ln L_{\text{Poisson}}$ ) y el logaritmo de la verosimilitud de la regresión NB ( $\ln L_{\text{Bin-neg}}$ ). LR se distribuye como una  $\chi^2$  con un grado de libertad.

Por su parte, un test para poder comparar y elegir entre adoptar un modelo con filtro contra la alternativa de un modelo tradicional fue propuesto por Vuong (1989). Básicamente consiste en comparar la bondad del ajuste de un modelo binomial negativo respecto a un modelo ZINB<sup>6</sup>. Además, dado que el modelo permite caracterizar el

<sup>6</sup> O un modelo de Poisson respecto a un modelo de Poisson inflado de ceros

proceso de filtro, el test de Vuong también sirve para comparar si una caracterización es superior a otra<sup>7</sup>. El test calcula, para cada observación, el logaritmo de la relación entre el valor previsto en un modelo inflado de ceros y el valor previsto en un modelo tradicional. A esta nueva variable, que denomina  $m$  se le calcula el estadístico,

$$V = \frac{\sqrt{n}(\bar{m})}{S_m} \sim Z_\alpha, \quad (5)$$

Donde  $n$  es el número de observaciones,  $\bar{m}$  es la media y  $S_m$  la desviación típica. Dicho estadístico se distribuye como una normal estandarizada  $Z = N(0,1)$ . Valores positivos altos (superiores al valor de la distribución para un nivel  $\alpha$  de significación) son un argumento en favor del modelo inflado de ceros mientras que valores negativos altos son un argumento en favor de los modelos tradicionales. Para un nivel de significación del 95 por ciento, un valor de  $V$  superior a 1.96 favorece el modelo inflado de ceros.

### 3. RESULTADOS

Los resultados se presentan agrupados en tres epígrafes. En primer lugar, se identifica el modelo de regresión que mejor se ajusta a las variables de demanda sanitaria seleccionadas. En segundo lugar, para calcular la necesidad homogénea definida como, la necesidad que tiene cada individuo independientemente de la Comunidad Autónoma de residencia, se ha procedido a la obtención de los valores previstos para cada individuo en función del modelo de regresión elegido, de forma que el grado de utilización de cada dimensión de necesidad por parte de cada individuo no venga determinado por las condiciones de residencia, sino que sean los que le corresponden en función del consumo medio muestral. De esta forma, se ha obtenido un consumo previsto para cada individuo y para cada dimensión de necesidad. Por tanto, para llegar a un único índice de necesidad regional se han debido realizar dos agregaciones: la de todos los individuos residentes en cada región y la de cada dimensión de necesidad en una sola. Finalmente, en tercer lugar, se compara la distribución de recursos financieros que el sistema de financiación otorgó a cada región española en 1999 con la resultante de este trabajo.

#### 3.1 Selección del modelo

En el cuadro 3 se recoge los resultados de modelo de regresión logístico aplicado a la única dimensión dicotómica analizada (`medicamentos_ss`). La significación general ( $\text{prob } \chi^2$ ) y el coeficiente de determinación (Nagelkerke) muestran que el ajuste, en general es aceptable.

<b>Cuadro 3. Resultados generales del modelo de regresión logístico</b>	
	<b>medicamentos_ss</b>
Log pseudo-verosimilitud	-25125.9
Test Wald $\chi^2$	9016.9

<sup>7</sup> La bondad en el ajuste provocada por una u otra caracterización del filtro también puede medirse a través del incremento en la log-verosimilitud, pero esta no sigue una distribución conocida, mientras que el test de Vuong, que también computa dicho mejor ajuste, sigue una  $N(0,1)$ , luego se le pueden aplicar contrastes clásicos.

Prob. $\chi^2$	0.000
Pseudo R <sup>2</sup> (Nagelkerke)	0.48
Punto de corte	0.4
% global correcto*	80.0
N = 55958	
(*) Para un 5% de las observaciones no incluidas en la estimación.	

Respecto a las restantes dimensiones de necesidad (médicos\_ss; análisis\_ss; hospital\_ss y cirugía\_ss) el cuadro 4 recoge los resultados generales de cada uno de los tres modelos de regresión aplicados. Para cada dimensión se presentan tres columnas: la primera correspondiente al modelo de Poisson, la segunda para el modelo NB y la tercera para el ZINB. Se ha estructurado la información en tres apartados.

En primer lugar, se muestran los estadísticos relativos a la bondad del ajuste de cada modelo. En todas las dimensiones analizadas, el modelo ZINB es el que más verosimilitud (y menos residuos) obtiene. También se muestra la bondad del ajuste de la regresión de Poisson (Prob  $\chi^2$ ), en el que para todas las dimensiones, a excepción de hospital\_ss, el ajuste de Poisson es bueno, lo cual no excluye la existencia de otro mejor. En el caso de hospital\_ss cabe recordar que dicha dimensión es la que más sobredispersión presenta (hasta 15 veces superior a la equidispersión) por lo que también la reducción de la verosimilitud NB y ZINB es superior en esta dimensión respecto a la de Poisson que en el resto. En general, la regresión ZINB es la que parece lograr un mejor ajuste en todas las dimensiones.

El siguiente bloque de filas muestra los estadísticos de los tests de sobredispersión. Por un lado, el valor de la  $\nu$ , su bajo error estándar implica una significación de dicho parámetro. Dicho test suele arrojar valores inferiores (menor dispersión y mayor desviación típica) en el caso de la ZINB ya que parte de la desviación (que está constituida por ceros) es ahora modelizada por el filtro. Por otro lado, se presenta un segundo test basado en la deviance (variación en el ajuste) en función de la inclusión o no en el modelo del parámetro alfa. El resultado muestra la significación de la sobredispersión para cualquier nivel de confianza. Si se considera el modelo ZINB, la mayor sobredispersión se presenta en la dimensión hospital\_ss con un valor de  $\nu$  de 15.16 y la menor en el caso de médicos\_ss con un valor de 1.72.

Cuadro 4. Selección del modelo para las dimensiones de recuento												
	médicos_ss			análisis_ss			hospital_ss			cirugía_ss		
	P	NB	ZINB	P	NB	ZINB	P	NB	ZINB	P	NB	ZINB
<b>Bondad del ajuste</b>												
Log pseudo-verosimilitud	-36891	-33238	-33072	-20622	-19359	-19267	-136090	-38648	-38606	-14014	-10787	-10742
$\chi^2$	52063			30600			251055			23389		
Prob. $\chi^2$	1.000			1.000			0.000			1.000		
SCR	581	590	581	293	289	287	2661	2758	2626	161	165	160
<b>Tests de Sobredispersión</b>												
$\nu$		2.19	1.72		3.22	2.31		18.82	15.16		19.08	13.06
S.D. $\nu$		0.05	0.06		0.12	0.14		0.29	0.49		0.76	1.11
$\nu \chi^2$		7306.55	3166.87		2515.58	696.88		2.0E+05	6.8E+04		6453.69	1457.34

Prob. $\chi^2$		0.000	0.000		0.000	0.000		0.000	0.000		0.000	0.000
<b>Test de presencia de Filtro (Vuong)</b>												
V			7.75			5.98			4.82			4.01
Prob. V			0.000			0.000			0.000			0.000

**Fuente: Elaboración propia**

Finalmente, se presentan los indicadores de la existencia de filtro. El test de Vuong tiene un valor positivo y muy alto, siempre por encima de 4 y siempre significativo, lo que es un argumento en favor del modelo ZINB sobre el clásico.

A la vista del proceso desarrollado en este apartado, el modelo de regresión que se utilizará para medir la necesidad sanitaria respecto al consumo de medicamentos es el modelo logístico, mientras que respecto al resto de dimensiones de necesidad: (médicos\_ss, análisis\_ss; hospital\_ss; y cirugía\_ss), el modelo seleccionado será el ZINB.

### 3.2 Estimación de la necesidad sanitaria regional

Tras la selección del modelo, se han obtenido los valores sobre el uso de cada individuo en cada una de las dimensiones de necesidad, previstos por el modelo de regresión. Los valores estimados se consideran homogéneos, es decir no están influenciados por variables ilegítimas que invalidan los datos de uso observado como proxys de la necesidad. El valor estimado representa el consumo previsto de un individuo que, en función de sus características personales, hace un uso sanitario medio

Los resultados agregados por regiones se obtienen por simple suma de las necesidades individuales de los residentes en cada región. El índice de necesidad de una región en cada una de las dimensiones de necesidad estimadas, vendrá determinada por la suma de las necesidades individuales de los residentes en su territorio ponderada por la suma de la necesidad individual de todos los residentes en el país. Es decir, muestra la proporción de necesidad esperada en cada CA en relación con el total nacional. El Cuadro 5 recoge la necesidad prevista en cada dimensión. Los resultados aparecen en porcentaje de diferencias respecto a la población protegida de cada región. La población protegida de una región es la residente en dicha región que tiene derecho a cobertura sanitaria pública; es decir, se excluyen la población cubierta por mutuas y compañías de seguros privadas.

De los datos contemplados en el cuadro citado, aparecen con claridad diferencias entre CCAA. Para el conjunto de las dimensiones analizadas, en algunas (caso de Baleares, Canarias y Madrid) el porcentaje de necesidad es más bajo respecto a su población protegida, mientras que en otras (Castilla-León y Galicia) son regiones en las que la necesidad es mayor en términos de su población protegida. En el resto de las regiones y con excepciones las diferencias son menores. Por otro lado, en la dimensión hospital\_ss se encuentran las mayores diferencias, a diferencia de la dimensión análisis\_ss en donde las diferencias entre la necesidad de las regiones es más similar a su participación en la población protegida.

**Cuadro 5. Necesidad estimada por regiones (porcentaje de desviación respecto a la población protegida)**

	medicamentos_ss		médicos_ss		análisis_ss		hospital_ss		cirugía_ss	
P.P.	I.N.R.	Desviación	I.N.R.	Desviación	I.N.R.	Desviación	I.N.R.	Desviación	I.N.R.	Desviación



Andalucía	19.3	19.1	-0.9	19.7	2.3	18.9	-2.0	19.1	-1.0	18.5	-4.2
Aragón	3.2	3.3	1.5	3.2	-1.6	3.2	1.2	2.8	-11.7	3.0	-6.4
Asturias	3.0	3.3	11.1	3.0	0.9	3.1	4.7	3.2	6.2	3.1	2.7
Baleares	2.2	1.9	-13.4	1.8	-19.6	1.8	-18.7	1.8	-19.5	1.8	-17.8
Canarias	4.5	4.1	-9.8	4.0	-11.1	4.1	-9.2	3.8	-15.0	4.5	-0.7
Cantabria	1.4	1.5	5.7	1.4	-0.1	1.4	0.5	1.5	3.3	1.5	8.4
Castilla-León	6.6	7.3	10.1	7.0	6.7	7.0	5.4	7.4	12.3	7.0	6.2
Castilla-LM	4.6	4.9	5.4	4.7	3.1	4.3	-6.9	5.0	9.4	4.5	-1.5
Cataluña	17.0	16.8	-1.3	16.7	-1.6	17.2	1.1	16.8	-1.2	17.5	2.8
C.Valenciana	11.0	11.0	-0.7	11.3	2.5	11.2	1.3	11.5	4.4	12.0	9.4
Extremadura	2.8	2.9	5.1	3.0	5.2	2.6	-7.8	3.3	17.2	2.6	-6.6
Galicia	7.3	8.3	13.6	8.2	11.8	7.6	3.9	8.5	16.2	7.7	5.5
Madrid	13.5	12.1	-10.6	12.3	-8.7	14.0	3.5	11.4	-15.7	12.3	-9.1
Murcia	3.0	3.0	0.6	3.0	1.3	3.0	1.2	3.2	7.8	3.3	11.1
Rioja (La)	0.7	0.7	1.4	0.7	-7.8	0.7	-2.1	0.7	3.8	0.7	-4.4
Total	100.0	100.0		100.0		100.0		100.0		100.0	
Promedio			1.2		-1.1		-1.6		1.1		-0.3
S.D.			7.6		7.6		6.3		11.3		7.7

P.P.: Población protegida (en porcentaje respecto al total nacional)

I.N.R.: Índice de Necesidad Regional (en porcentaje respecto al total nacional)

Fuente: Elaboración propia

Una vez determinada la necesidad sanitaria para cada dimensión se ha procedido a la elaboración de un índice único y general de necesidad sanitaria para cada CCAA, que represente la necesidad sanitaria total. Este índice de necesidad se ha obtenido agregando cada una de las cinco dimensiones de necesidad en una sola y considerando las limitaciones predictivas de los modelos de regresión en función de la bondad del ajuste.

Para la agregación de distintas dimensiones, dado que la finalidad última del Índice de Necesidad Sanitaria (INS) es la distribución de recursos financieros, se ha realizado una media ponderada agregando cada una de las necesidades sanitarias ponderadas por un coeficiente en función de su participación relativa en la liquidación de presupuestos sanitarios del Instituto Nacional de Salud del año 1999<sup>8</sup>(INSALUD, 2001): 23.2% medicamentos; 14.1% atención primaria; 59.1% atención especializada y un 3.6% en gastos de administración, formación y otros gastos indirectos. Para homologar dichas participaciones con las dimensiones seleccionadas de la EDDDES99 se han utilizado los datos de frecuentación a nivel nacional (Ministerio de Sanidad y Consumo, 1995) y se ha supuesto que los costes indirectos serán proporcionales a la población protegida de cada región<sup>9</sup>. A la participación definitiva de cada dimensión en el total se le ha denominado *Índice de Ponderación* (IP). El IP de cada una de las dimensiones contempladas, en porcentaje sobre el total de necesidad, es:

<sup>8</sup> El Instituto Nacional de Salud ha gestionado la sanidad pública mientras que las CCAA no han asumido las correspondientes competencias. Por tanto, bajo esta administración centralizada ha residido un 40 por ciento de la población española en un total de diez CCAA. Se ha optado por utilizar ratios de presupuestos de este organismo público dado que el resto de CCAA con competencias realizan unas clasificaciones presupuestarias, que al ser muy heterogéneas impiden su comparación directa.

<sup>9</sup> Los datos de frecuentación son: 1) atención primaria, de 5.4 consultas/año; y 2) atención especializada, de 0.7 consultas/año.

medicamentos\_ss (23.2%); médicos\_ss (15.9%)<sup>10</sup>; análisis\_ss (19.1%); hospital\_ss (19.1%); y cirugía\_ss (19.1%)<sup>11</sup>. Finalmente, la población protegida ponderará el 3.6% restante.

Se ha modulado también la participación de cada dimensión en función del ajuste del modelo de regresión utilizado. La bondad del ajuste es una medida de cuanto se ajusta un modelo de regresión a la realidad; es decir, de cuanta variabilidad explica y, por tanto, también de cuanta deja de explicar<sup>12</sup>. También se supone que la variabilidad no explicada, la que no está controlada por el modelo, se produce de forma aleatoria y será función de la población protegida de cada región. Para la estimación de la bondad del ajuste, debido a las dificultades para conocer la distribución de verosimilitud (Judge, 1985; Madden, 2001), se han elaborado, como medidas de la capacidad explicativa de cada modelo, un índice de la bondad de ajuste basado en las curvas ROC (Receiving Operating Characteristic)<sup>13</sup>. El peso final obtenido, al que se denomina *Índice de Modulación* (IM) indica que la aportación que puede hacer el modelo predictivo de consumo de medicamentos es de un 37.0% del consumo total (por lo que supondremos que de forma aleatoria en función de la población protegida se consumirá el 63.0% restante); el IM de asistencia a la consulta médica es el 21.0% (y el 79% restante en función de la población protegida); el IM de pruebas de diagnóstico el 20.1%; el IM de estancias hospitalarias el 18.1%; y, finalmente, el IM de pruebas quirúrgicas es el 16.1%.

Una vez asignadas las ponderaciones de cada dimensión y los pesos a cada modelo, el INS se ha calculado en función de la siguiente expresión:

$$INS_r = \sum_{j=1}^6 IP_j \left[ IM_j \frac{\sum_{i=1}^m \hat{e}_{ij}}{\sum_{i=1}^n \hat{e}_{ij}} + (1 - IM_j) \frac{m}{n} \right] \quad (6)$$

Donde el subíndice  $i$  representa al individuo, el subíndice  $j$  la dimensión de necesidad,  $m$  es la población de la región  $r$  y  $n$  la del total nacional. Por su parte,  $\hat{e}$  son las estimaciones del modelo de forma que  $\frac{\sum_{i=1}^m \hat{e}_{ij}}{\sum_{i=1}^n \hat{e}_{ij}}$  es la necesidad estimada en forma de porcentaje respecto al total nacional y que consta en el anexo.,  $IM$  es el índice de modulación e  $IP$  el índice de ponderación.

El cuadro 6 recoge los cálculos por regiones, partiendo de los porcentajes de necesidad del cuadro 3 y aplicando el  $IP$  e  $IM$  para cada dimensión. Del resultado

<sup>10</sup> Si se supone que el coste de las consulta especializada es el mismo de atención primaria, el coste de la dimensión médicos se ha de incrementar en 1.8 puntos porcentuales.

<sup>11</sup> Se ha supuesto que el coste entre las tres dimensiones de atención especializada es el mismo. Aunque este supuesto no sea real, el desconocimiento de este dato, en unos casos, o la ausencia de una contabilidad analítica en otros, para el conjunto de las 17 CCAA, mantener este supuesto parece adecuado, máxime si los resultados prácticamente no se ven alterados en función de los supuestos de partida.

<sup>12</sup> Así, un modelo de regresión con un coeficiente de determinación 1 sería un modelo que explica perfectamente el consumo de cada individuo y su predicción debería ser considerada perfecta y completa.

<sup>13</sup> Para lo cual se ha procedido a la estimación técnica de los cinco modelos de regresión logística previa dicotomización de las variables dependientes.

obtenido destaca la gran correlación que existe entre la necesidad sanitaria y la población protegida de cada región. Si se compara el resultado con el porcentaje de población, la región con mayor diferencia es Baleares con un 3.6% por ciento. A cierta distancia le sigue Galicia, con una diferencia, en este caso negativa, que no llega al -2.3 %. De hecho la diferencia promedio<sup>14</sup> entre la necesidad y la población protegida es de tan solo un 1.13 % ( $\sigma$  de 1.06)

**Cuadro 6. Estimación del Índice de Necesidad Sanitaria (INS).**

	Necesidad modulada						INS
	población protegida	medicamentos_ss	médicos_ss	análisis_ss	hospital_ss	cirugía_ss	
Andalucía	19.32	19.25	19.41	19.24	19.28	19.19	19.27
Aragón	3.16	3.19	3.16	3.18	3.10	3.13	3.15
Asturias	2.95	3.09	2.97	2.99	2.99	2.97	3.01
Baleares	2.21	2.10	2.12	2.13	2.13	2.15	2.13
Canarias	4.47	4.32	4.37	4.39	4.35	4.47	4.38
Cantabria	1.43	1.45	1.42	1.42	1.43	1.44	1.43
Castilla-León	6.55	6.81	6.65	6.63	6.70	6.62	6.68
Castilla-LM	4.61	4.70	4.64	4.54	4.68	4.60	4.63
Cataluña	16.99	16.91	16.93	17.03	16.95	17.06	16.97
C. Valenciana	10.98	10.96	11.04	11.01	11.07	11.15	11.04
Extremadura	2.83	2.87	2.85	2.78	2.91	2.79	2.84
Galicia	7.30	7.66	7.48	7.35	7.51	7.36	7.47
Madrid	13.53	12.98	13.27	13.62	13.14	13.32	13.26
Murcia	2.98	3.00	2.99	2.99	3.03	3.04	3.01
Rioja (La)	0.71	0.71	0.70	0.70	0.71	0.70	0.71
Total	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00

Fuente: Elaboración propia

### 3.3. Comparación entre el INS y la distribución de recursos sanitarios públicos en España.

Los resultados obtenidos pueden compararse con la distribución de recursos sanitarios que efectivamente se realiza en España (Cuadro 7). El caso español resulta especialmente paradigmático por cuanto los recursos sanitarios se distribuyen, en función de un criterio explícito de reparto que adopta una fórmula polinómica en la que la población protegida pondera un 75.0%, la población mayor de 64 años un 24.5% y una variable representativa de la insularidad un 0.5%.

Las diferencias existentes entre la estimación de necesidad obtenida (INS) y la aplicada por el actual sistema de financiación son importantes. Comunidades como Andalucía y Murcia, presentan una financiación inferior a la estimación de necesidad que hemos efectuado, superior al 3.0%. En la misma situación están la Comunidad Valenciana y Madrid, si bien en niveles ligeramente superiores al 1%. Por el contrario, algunas otras CCAA están recibiendo una financiación superior a su estimación de necesidad, caso de Baleares y Cantabria con un porcentaje superior al 7.0%, y Aragón, Castilla-León y Castilla-La Mancha con porcentajes comprendidos entre el 4-6%. La

<sup>14</sup> Calculada como la media aritmética de la raíz cuadrada del cuadrado de las diferencias.

diferencia promedio se sitúa en torno al 3.5% es decir aproximadamente 808,32 millones de euro en el año 2002.

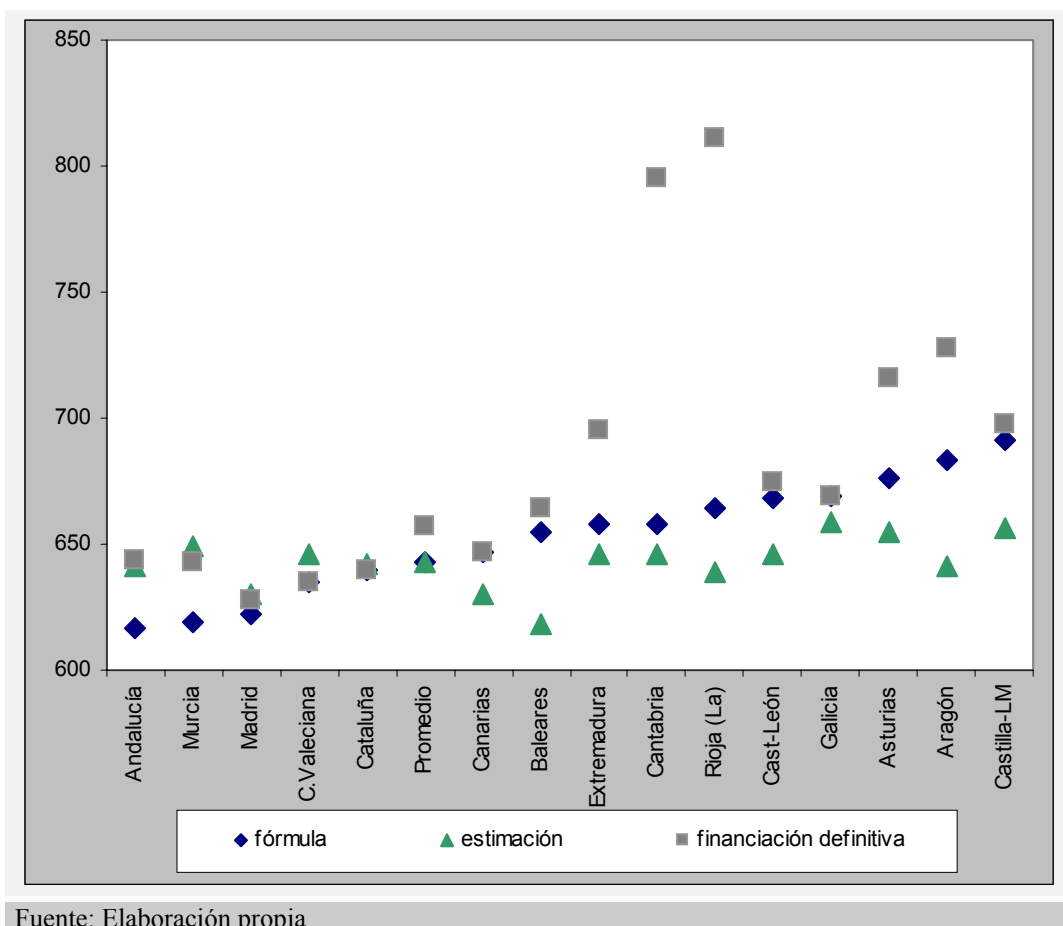
**Cuadro 7. Comparación entre la necesidad estimada y el nuevo modelo de financiación (en % sobre el total nacional)**

	Estimación INS	Sistema de financiación 2002 (Formula)	Diferencias (%)
Andalucía	19.3	18.6	-3.63
Aragón	3.2	3.4	6.25
Asturias	3.0	3.1	3.33
Baleares	2.1	2.3	9.52
Canarias	4.4	4.5	2.27
Cantabria	1.4	1.5	7.14
Castilla y León	6.7	7.0	4.48
Castilla-LM	4.6	4.8	4.35
Cataluña	17.0	16.9	-0.59
C. Valenciana	11.0	10.8	-1.82
Extremadura	2.8	2.9	3.57
Galicia	7.5	7.6	1.33
Madrid	13.3	13.1	-1.50
Murcia	3.0	2.9	-3.33
Rioja	0.7	0.7	0.00
Totales	100.0	100.0	

Fuente: Elaboración propia

Finalmente, la Ilustración 1 muestra los resultados de una comparación de la financiación per cápita correspondiente a cada región en tres escenarios distintos: 1) los que se obtendrían por cada región en función de su porcentaje de participación en los recursos totales en los términos de la fórmula modelo de financiación español ; 2) los que proceden del cálculo de la necesidad homogénea en función de las estimaciones de este trabajo de investigación (necesidad estimada); y 3) los que resultan de la financiación real, que incluyen algunas transferencias particulares pactadas ad hoc entre algunas CCAA y el Estado Central (financiación definitiva). Los datos están ordenados en función de la financiación per cápita que se deriva de la fórmula base de distribución del modelo de financiación.

**Ilustración 1. Comparación entre la necesidad estimada, necesidad oficial (fórmula) y distribución real de recursos financieros entre las regiones españolas. (euros per cápita)**



La comparación permite señalar algunas cuestiones de interés. En primer lugar, se observa que Andalucía es la región con menor financiación per cápita del sistema de financiación, seguida de Murcia y Madrid; sin embargo, en estas tres CCAA la financiación final obtenida es superior y muy similar a la necesidad estimada. En segundo lugar, un caso singular es el de la Comunidad Valenciana, en el que la financiación por habitante del modelo y la definitiva son prácticamente iguales mientras que, por el contrario, la financiación necesaria estimada es ligeramente superior. En tercer lugar, en el caso de Cataluña es la CA en que tanto la financiación estimada como la financiación del modelo y la financiación definitiva por habitante son prácticamente iguales. En cuarto lugar, en Canarias y Baleares la necesidad estimada por habitante es inferior a la en el modelo de financiación o a la definitiva<sup>15</sup>. En quinto lugar, la situación de Cantabria y La Rioja tiene en común la desproporcionada diferencia entre la financiación necesaria o la que se desprende del modelo de financiación con la que finalmente disfrutaron<sup>16</sup>. En sexto lugar, Extremadura dispone de una financiación por habitante bastante superior tanto a la necesidad estimada como la del modelo de financiación, situación en la que se encuentran también Asturias y Aragón. Finalmente, en las tres regiones restantes (Castilla-LM, Castilla-León y Galicia) se produce una situación similar consistente en que la necesidad es similar a la que se desprende del modelo de financiación, aunque inferior su financiación final definitiva.

<sup>15</sup> La justificación de dichas diferencias puede encontrarse tanto en la inclusión de la variable insularidad como en la negociación de las condiciones del traspaso.

<sup>16</sup> Estas dos regiones plantearon en su día especiales dificultades en las negociaciones políticas de financiación y cesión de competencias sanitarias.

Por otra parte, aunque el escaso número de CCAA (15 en total) no permite obtener significación, parece percibirse que, debido a la presencia de economías de escala en la provisión de algunos servicios sanitarios, la financiación per cápita definitiva puede estar correlacionada inversamente con la población protegida de forma que, en las regiones con mayor población (Andalucía, Madrid, Cataluña, Valencia,...) la heterogeneidad es menor.

#### 4. CONCLUSIONES

El diseño de formulas de financiación sanitaria a nivel territorial puede beneficiarse con la incorporación a las mismas, de los resultados de análisis que tengan en cuenta el uso sanitario como variable proxy de necesidad. La selección de una adecuada especificación econométrica resulta en este sentido importante. Nuestro trabajo señala que con la base de datos utilizada, de entre los modelos econométricos testados, el que mejor ajuste presenta es el binomial-negativo con exceso de ceros.

Según la aproximación efectuada en este trabajo, un primer resultado a destacar señala que la necesidad estimada en cada región, para cada una de las cinco dimensiones de necesidad analizadas, está bastante correlacionada con la población protegida. En pocas ocasiones el porcentaje de necesidad estimada supera el 10% de la población protegida.

Este resultado queda reforzado al calcular el índice general de necesidad, que engloba las cinco dimensiones analizadas. Según este la necesidad estimada de cada CA está aún más correlacionada con la población protegida. La diferencia promedio entre el porcentaje de población protegida y el porcentaje de necesidad estimada no sobrepasan, para el conjunto de CCAA analizadas, el 1.1%.

La principal conclusión del estudio por tanto, es que la obtención de un índice general de necesidad basado en el uso homogéneo de servicios sanitarios, converge a nivel de grandes áreas geográficas, como son las Comunidades Autónomas con la población protegida en cada una de ellas. La implicación fundamental a nivel de política sanitaria territorial, es la enorme cautela que debería seguirse a la hora de realizar ajustes ad hoc en el criterio poblacional para repartir recursos sanitarios. En el ámbito específicamente español señalaría la inadecuación de la actual formula de definición de necesidad sanitaria, particularmente la incorporación de la población mayor de 65 años con mayor valor de ponderación.

Los resultados obtenidos también sugieren algunas líneas de investigación futuras, tanto en el sentido de mejorar la metodología utilizada (utilización de otros modelos de regresión alternativos, bases de datos de panel para recoger heterogeneidad, bases de datos internacionales, etc.) como también profundizar en otros aspectos de la necesidad que han surgido de la explotación de la base de datos (diferencia entre uso y necesidad debido a un posible acceso inequitativo a los servicios sanitarios por parte de algunos colectivos: mayores de edad, bajo nivel educativo, inmigrantes<sup>17</sup>, etc.) en el sentido de que el uso heterogéneo de estos u otros grupos sociales puede estar distorsionando la medición correcta de la necesidad en cada area geográfica<sup>18</sup>.

---

<sup>17</sup> No se dispone de datos para este colectivo en la EDD99.

<sup>18</sup> Por la metodología utilizada se ha supuesto que dichos grupos hacen un uso homogéneo de los servicios sanitarios, sin plantear que conseguir el acceso de algunos colectivos puede implicar un mayor esfuerzo, y por tanto una necesidad mayor, para algunas áreas geográficas.

## BIBLIOGRAFÍA:

- Alvarez, B. (2001): “La demanda atendida de consultas médicas y servicios urgentes en España”. *Investigaciones económicas*. vol. XXV (1). 93-138.
- Bedard, K. Dorland, J. Gregory, A.W. Roberts, J. (2000): “Needs based Health care funding: implications for resource distribution in Ontario”. *Canadian Journal of Economics*, nº 33-4, 981-1008. (Working Papers. 99-03. University of Toronto)
- Birch, S. Chambers, S. (1993): “To each according to need. a community-based approach to allocatin health care resources”, *Canada medical asociación journal*, 149 (5), Canadá, págs. 607-612.
- 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.
- Carr-Hill, R. Sheldom, T.A. Smith, P. Martín, S. Peacock, S. Hardman, G. (1994): “Allocating resources to health authorities: development of method for small area analysis of use of impatient services”, *British medical journal*, vol 309, 1046-1049.
- Contoyannis, A. Jones, M. Rice, N. (2001): *The dinamics of health in british households: Simulation-based inference in panel probit models*. Discusión papers in económicos. ° 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.
- Grossman, M. (2000), “The human capital model of the demand for health”, en J.P. Newhouse, A.J.Culyer (ed.), *Handbook of Health Economics*, Amsterdam, Ed: North-Holland.
- INSALUD. (2001): Memoria INSALUD 1999, INSALUD. Madrid.
- Jiménez Martín, S. Labeaga, JM. Martínez Granado, M. (2002): “Latent class versus two-part models in the demand for phisician servicies across the European Union”. *Health economics*. num. 11, 301-321.
- Jiménez Martín, S., Labeaga, JM., Martínez Granado, M., (2002): “Latent class versus two-part models in the demand for phisician servicies 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 pysician services across the european union*. Instituto de Estudios Fiscales. P.T. 7/01.
- Judge, GG., Gruffiths, WE., Hill, RC., Lütkepolhl, H., Lee, TC. (1985): *The theory and practice of econometrics*. John Wiley & Sons.
- Madden, CW., Mackay, BP., Skillman, SM. (2001): *Measuring health status for risk adjusting capitation payments*, Center fo health care strategies, Inc., wp IP207-701
- Ministerio de Sanidad y Consumo. (1995): *Sistema Nacional de Salud: Datos y Cifras*. Ministerio de Sanidad y Consumo. Secretaría General Técnica. Centro de Publicaciones.
-

- Phelps, Ch., Newhouse, J. (1973): *The Effects of Coinsurance on Demand for Physician Services*. OEO/NY, WP n° R-964. Santa Mónica. USA.
- Rice, N., Smith, P. (1999): *Approaches to capitation and risk adjustment in health care: an international survey*. Centre for health economics. University of York.
- Smith, P, Sheldon, TA. Carr-Hill, RA. Martin, S. Peacock, S. Hardman, G. (1994): “Allocating resources to health authorities: results and policy implications of small area analysis of use of inpatient services”. *British medical journal*, vol 309, 1050-1054.
- 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, pags. 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.
- Vuong, Q. (1989): “Likelihood ratio test for model selection and not-nested hypotheses”. *Econometrica*. núm 57, págs 307-334.
- Wright, J. Willians, R. y Wilkinson, J., (1998): “The development of health needs assessment” en Wright, J. (ed) *Health Needs Assessment in practice*. BMJ Books
- Yin Bin Cheung (2002): “Zero-inflated models for regression analysis of count data: a study of growth and development”. *Statistics in medicine*, 21, 1461-1469.

## ANEXO

El cuadro siguiente muestra los resultados de las predicciones brutas de necesidad sanitaria obtenida de los distintos modelos de regresión aplicados. N es el número previsto de usos en cada dimensión.

- medicamentos\_ss es el consumo de medicamentos durante los últimos catorce días.
- médicos\_ss es el número de visitas al médico generalista, especialista o enfermero durante los últimos catorce días.
- análisis\_ss es el número de pruebas de diagnóstico también durante los últimos catorce días.
- hospital\_ss. es el número de estancias en hospitales durante un año



- cirugía\_ss es el número de operaciones quirúrgicas sufridas durante un año.

<b>Necesidad estimada por CCAA.</b>											
	<b>medicamentos_ss</b>		<b>médicos_ss</b>		<b>análisis_ss</b>		<b>hospital_ss</b>		<b>cirugía_ss</b>		<b>población*</b>
	<b>N**</b>	<b>%</b>	<b>N**</b>	<b>%</b>	<b>N**</b>	<b>%</b>	<b>N**</b>	<b>%</b>	<b>N**</b>	<b>%</b>	<b>(%)</b>
Andalucía	2.194.553	19.1	1.311.709	19.7	580.657	18.9	4.289.395	19.1	312.738	18.5	19.3
Aragón	372.622	3.3	209.205	3.2	99.377	3.2	633.859	2.8	50.659	3.0	3.2
Asturias	382.588	3.3	201.098	3.0	96.448	3.1	714.979	3.2	52.127	3.1	3.0
Baleares	218.668	1.9	117.498	1.8	54.881	1.8	397.494	1.8	30.598	1.8	2.2
Canarias	465.981	4.1	265.930	4.0	125.488	4.1	858.482	3.8	75.580	4.5	4.5
Cantabria	169.891	1.5	92.906	1.4	43.198	1.4	324.450	1.5	25.664	1.5	1.4
Castilla-León	834.143	7.3	467.937	7.0	213.546	7.0	1.663.680	7.4	118.519	7.0	6.6
Castilla-LM	556.562	4.9	315.228	4.7	131.413	4.3	1.129.704	5.0	76.683	4.5	4.6
Cataluña	1.924.746	16.8	1.111.267	16.7	527.519	17.2	3.769.626	16.8	295.621	17.5	17.0
Valenciana	1.253.911	11.0	749.472	11.3	342.246	11.2	2.576.830	11.5	203.640	12.0	11.0
Extremadura	337.662	2.9	195.685	3.0	79.259	2.6	736.711	3.3	44.230	2.6	2.8
Galicia	951.826	8.3	542.378	8.2	232.971	7.6	1.903.010	8.5	130.244	7.7	7.3
Madrid	1.384.332	12.1	819.043	12.3	428.942	14.0	2.553.871	11.4	207.689	12.3	13.5
Murcia	346.414	3.0	201.907	3.0	93.169	3.0	725.509	3.2	56.384	3.3	3.0
Rioja (La)	81.427	0.7	42.867	0.7	21.044	0.7	163.128	0.7	11.325	0.7	0.7
<b>Total</b>	<b>11.475.328</b>	<b>100.0</b>	<b>6.644.129</b>	<b>100.0</b>	<b>3.070.158</b>	<b>100.0</b>	<b>22.440.726</b>	<b>100.0</b>	<b>1.691.698</b>	<b>100.0</b>	<b>100.0</b>

\* población protegida 1999 según modelo de financiación.

\*\* N es el número previsto total de cada dimensión.

Fuente: Elaboración Propia