

## SOBRE EL REPARTO DE LA FINANCIACIÓN SANITARIA

ÁNGEL DE LA FUENTE

*Instituto de Análisis Económico, CSIC*

MARÍA GUNDÍN

*Universidad Pompeu Fabra*

*En este trabajo se presenta una metodología que permite estimar la función de costes implícita en la fórmula de reparto de la financiación sanitaria utilizando datos de gasto autonómico. Los resultados permiten extraer algunas conclusiones sobre la dirección en la que habría que modificar la actual fórmula de necesidades de gasto para dotar a todas las regiones de los recursos necesarios para ofrecer un nivel similar de servicios sanitarios. Encontramos, en particular, que sería deseable aumentar la ponderación del envejecimiento e introducir como criterios adicionales de reparto la superficie y la renta relativa regional así como un indicador de escala.*

*Keywords: Financiación sanitaria, financiación regional.*

(JEL H77, H75, I19)

### 1. Introducción

El sistema de financiación de las comunidades autónomas de régimen común actualmente vigente busca igualar la capacidad de prestación de servicios de los distintos gobiernos regionales. Con este fin, los recursos disponibles se dividen en una serie de tramos correspondientes a los principales grupos de competencias autonómicas. Cada uno de estos tramos se reparte entre las regiones de acuerdo con una fórmula de *necesidades de gasto* en la que se incluyen una serie de variables que intentan recoger los principales determinantes de la demanda de cada servicio y de sus costes unitarios de provisión.

Este trabajo forma parte de un proyecto de investigación cofinanciado por el Fondo Europeo de Desarrollo Regional y la Fundación Caixa Galicia. Agradecemos también la financiación del Ministerio de Ciencia e Innovación a través del proyecto ECO2008-04837/ECON así como los comentarios y sugerencias de Ángela Blanco, Pedro Mira y dos evaluadores de esta revista.

Implícitas en las fórmulas de reparto del sistema de financiación regional español hay una serie de funciones de coste que describen los recursos que serían necesarios en cada región para ofrecer cada servicio público a un nivel estándar de calidad en función de algunas características demográficas y geográficas de la misma. Para que el objetivo de nivelación que inspira el diseño del sistema se alcance, resulta necesario que la función de costes subyacente esté correctamente especificada y que los coeficientes de la fórmula de reparto coincidan con los parámetros de la función de costes.

En la práctica, por supuesto, no hay ninguna garantía de que esta condición se cumpla porque los coeficientes de la fórmula de necesidades de gasto son fruto de la negociación política entre todas las administraciones implicadas y no de un análisis sistemático de los determinantes de los costes de provisión de los servicios públicos. Aunque no es ni mucho menos descartable que de la confrontación de los intereses contrapuestos de estas administraciones surja un compromiso que refleje de forma aproximada la estructura de costes de los servicios públicos que éstas gestionan, el resultado del proceso puede verse también distorsionado por factores políticos que afectan al poder de negociación de las partes y sufre en cualquier caso de un fuerte sesgo hacia el *status quo* que hace que el sistema tienda a mantener una situación de partida posiblemente poco equitativa. En estas condiciones, sería interesante disponer de información objetiva sobre los determinantes de los costes de los principales servicios públicos que pueda servir de referencia en la negociación sobre el reparto regional de los recursos disponibles y ayude a valorar las reclamaciones de distintos gobiernos regionales sobre la introducción de determinadas variables en las fórmulas de reparto o sobre la ponderación de las mismas.

El presente trabajo es un primer intento en esta dirección para el caso de la sanidad<sup>1</sup>. En él se presenta una metodología que, en principio,

<sup>1</sup>La literatura que ha abordado este tema en nuestro país es bastante reducida. Existen numerosos trabajos sobre el diseño y desempeño del sistema sanitario español, así como sobre su financiación y su proceso de descentralización (véanse entre otros López Casanovas y Rico, 2001 y Ruiz Huerta y Granada, 2003). Sin embargo, sólo hemos encontrado un puñado de estudios en los que se intenta estimar las necesidades de gasto utilizando técnicas estadísticas. Bosch y Escribano (1988), Cantarero (2002) y Sánchez-Maldonado *et al* (2008) utilizan técnicas de componentes principales para construir indicadores sintéticos de necesidades relativas de gasto sanitario a partir de una serie más amplia de variables que en principio deberían incidir sobre la demanda o los costes de este servicio. Sin embargo, sólo Cantarero intenta relacionar estos indicadores con el gasto observado en una segunda etapa utilizando

permite estimar una función de costes consistente con la estructura de la fórmula de reparto del sistema de financiación a partir del gasto autonómico observado, para lo que resulta necesario controlar de una forma específica por la financiación total de cada región. Esta metodología se aplica utilizando datos de gasto sanitario regional agregado y desagregado en cinco grandes programas de gasto. Como cabría esperar dado el reducido número de observaciones disponible, los resultados no son excesivamente precisos, pero sí permiten extraer algunas conclusiones claras sobre qué variables inciden sobre los costes sanitarios y sobre la importancia relativa de las mismas y, por consiguiente, sobre cómo habría que modificar la actual fórmula de necesidades de gasto para alcanzar un reparto de la financiación sanitaria que permita a todas las comunidades autónomas, si así lo deciden, ofrecer una atención sanitaria de calidad similar con el mismo esfuerzo fiscal y presupuestario.

El principal problema metodológico al que nos enfrentamos es el de cómo extraer los parámetros de una función de costes de datos de gasto que no tienen por qué reflejar la provisión de un nivel uniforme de servicios en todas las regiones. La forma en la que se aborda el problema se esboza en la Sección 2 del trabajo y se discute en detalle en el Apéndice A2. En las Secciones 3 y 4 y en el Apéndice A1 se describen los datos utilizados, el modelo empírico a estimar y los resultados del análisis estadístico. Para ilustrar las implicaciones de los resultados, en la Sección 5 se construyen indicadores tentativos de necesidades de gasto sanitario regional tanto a salarios homogéneos como a salarios de igual poder adquisitivo y se comparan con los que resultarían de la aplicación del modelo vigente tras actualizar hasta 2004 los valores de las variables de reparto. La Sección 6 concluye el trabajo.

técnicas de regresión. El trabajo más cercano al presente que conocemos es el de Castells y Solé (2000). Estos autores desarrollan e implementan una cuidadosa y detallada metodología para la elaboración de índices de necesidades de gasto para las distintas competencias autonómicas. Para cada grupo de competencias, se estiman regresiones del gasto observado en cada región sobre una serie de potenciales determinantes del mismo controlando por el nivel de financiación. En el caso de la sanidad, sin embargo, el reducido número de observaciones disponibles (en un momento en el que la mayoría de las comunidades no había asumido todavía esta competencia) les lleva a prescindir del gasto como variable dependiente y a trabajar con indicadores físicos de la utilización de servicios sanitarios (consultas y estancias hospitalarias). Para calcular las necesidades de gasto, los autores suponen que éstas son proporcionales al valor estimado de los indicadores de utilización.

## 2. El marco de análisis

Las fórmulas de necesidades de gasto que se utilizan en el sistema de financiación regional español reparten un volumen dado de financiación  $F$  entre una serie de regiones  $r = 1, \dots, R$  en función del número de usuarios de cada servicio público<sup>2</sup> ( $N_r$ ) y de una serie de variables adicionales de reparto ( $X_r^k$  con  $k = 1 \dots K$ ). Los recursos totales disponibles para financiar un determinado grupo de competencias se dividen en  $K + 2$  tramos con pesos  $\omega_o, \omega_N$  y  $\omega_k$ , con  $k = 1 \dots K$  que han de sumar a la unidad. El primero de estos tramos se reparte a partes iguales entre las regiones y los demás se distribuyen en proporción al peso de cada una de ellas en el total nacional en términos de población usuaria y de cada una de las demás variables de reparto –ésto es, en proporción a  $N_r/N$  y a  $X_r^k/X^k$  donde

$$N = \sum_r N_r \quad \text{y} \quad X^k = \sum_r X_r^k$$

son los valores agregados de las variables de reparto.

Esta fórmula es consistente con la hipótesis de que el coste de gestionar cada competencia, manteniendo un nivel determinado de calidad o servicio ( $s$ ), es una función lineal de las variables de reparto (incluyendo una constante que recogería los costes fijos ligados a la provisión del servicio). Suponiendo por conveniencia que los costes son proporcionales al nivel de servicio ( $s$ ), la función de costes implícita en la fórmula de financiación adoptaría la forma siguiente

$$C_r(s) = \left[ b_o + b_N N_r + \sum_k b_k X_r^k \right] s = C_r(1) s \quad [1]$$

donde  $C_r(s)$  es el coste total de proveer el nivel  $s$  de servicio en la región  $r$  y  $C_r(1)$  el coste total por unidad de servicio en la misma. Sumando sobre regiones, el coste total del servicio a nivel nacional

<sup>2</sup>El número de usuarios puede coincidir o no con la población total de la región. En el caso de la sanidad no lo hace porque una parte de la población (la integrada en ciertas mutuas de funcionarios) no está cubierta por el sistema sanitario público sino por entidades privadas.

sería una función lineal de los valores agregados de las variables de reparto

$$C(s) = \sum_r C_r(s) = \left[ Rb_o + b_N \sum_r N_r + \sum_k b_k \sum_r X_r^k \right] s = \left[ Rb_o + b_N N + \sum_k b_k X^k \right] s = C(1)s \tag{2}$$

Las participaciones de cada una de las variables de reparto en el coste total del servicio a nivel nacional vendrían dadas por

$$w_o = \frac{Rb_o}{C(1)}, \quad w_N = \frac{b_N N}{C(1)}, \quad w_k = \frac{b_k X^k}{C(1)} \tag{3}$$

y sumarían a la unidad. Utilizando [3] para expresar los coeficientes de la función de costes ( $b_k$ ) en función de las participaciones en costes totales ( $w_k$ ) y dividiendo  $C_r()$  por el número de usuarios en la región, es fácil comprobar que el coste por usuario de una unidad de servicio en la región  $r$  se puede escribir de la forma siguiente

$$c_r(1) = (1 + a_r) c(1) \quad \text{donde} \quad a_r = \left[ w_o \left( \frac{1}{R^* shN_r} - 1 \right) + \sum_k w_k \tilde{x}_r^k \right] \tag{4}$$

donde  $c(1) = C(1)/N$  es el coste medio por usuario de una unidad de servicio a nivel nacional,  $R$  el número de regiones,

$$shN_r = \frac{N_r}{\sum_r N_r} = \frac{N_r}{N} \tag{5}$$

el peso de la región  $r$  en la población usuaria nacional y

$$\tilde{x}_r^k = \frac{X_r^k / N_r}{X^k / N} - 1 = \frac{x_r^k}{x^k} - 1 = \frac{x_r^k - x^k}{x^k} \tag{6}$$

la diferencia porcentual entre la región  $r$  y el promedio nacional en términos del valor por usuario ( $x^k$ ) de la  $k$ -ésima variable de reparto,  $X^k$ .

La ecuación [4] nos dice que el coste por usuario de una unidad de servicio en la región  $r$  es el producto del coste medio por usuario de una unidad de servicio a nivel nacional,  $c(1)$ , y un coeficiente corrector,

$1 + a_r$ , que refleja las diferencias existentes entre la región  $r$  y el promedio nacional en términos de los factores que determinan los costes de provisión del servicio. También podemos interpretar  $1 + a_r$  como un factor de ponderación para la población usuaria de la región: a efectos de coste, cada usuario residente en la región  $r$  sería equivalente a  $1 + a_r$  usuarios promedio.

Si el objetivo del sistema de financiación es el de igualar la capacidad de prestación de servicios de todas las administraciones<sup>3</sup>, la fórmula de reparto debería incorporar todas las variables que entran en la función de costes correspondiente y hacerlo además con las ponderaciones que éstas tienen en la misma. La estimación de la función de costes sería, por tanto, la forma más coherente con el objetivo de nivelación de fijar los pesos de la fórmula de reparto.

### 2.1 *Estimación de la función de costes a partir del gasto observado*

La principal dificultad que presenta la estimación de la función de costes que acabamos de derivar es que el gasto por usuario ( $g_r$ ), que es la variable que podemos observar en la práctica, no refleja necesariamente los costes de provisión de un nivel uniforme de servicios en todo el territorio nacional. Aún suponiendo que nuestra hipótesis sobre la forma de la función de costes sea correcta, el nivel de servicio puede variar de una región a otra por dos razones. La primera es que los gobiernos regionales (y últimamente sus ciudadanos) pueden tener preferencias diferentes sobre la composición de la cesta de bienes y servicios públicos autonómicos. La segunda es que pueden existir diferencias de financiación *efectiva* entre regiones si los parámetros de la fórmula de necesidades de gasto no coinciden con los de la función de costes o como resultado de los muchos elementos del sistema de financiación que permiten que los recursos finalmente asignados a cada región difieran de los que le corresponderían de acuerdo con la fórmula.

Para recuperar la función de costes a partir de los datos observados de gasto público necesitamos hacer algún supuesto adicional. En este trabajo supondremos que las comunidades autónomas tienen preferencias uniformes sobre los principales servicios públicos de competencia

<sup>3</sup> Obsérvese que hablamos de nivelar la capacidad de prestación de servicios y no el propio nivel de servicios. El objetivo del ejercicio es el de determinar qué volumen de recursos correspondería a cada administración regional en base a un cálculo de lo que le costaría prestar el *paquete medio* de servicios públicos, pero sin restringir su capacidad para asignar después estos recursos de la forma que considere más oportuna.

regional, de forma que las diferencias de gasto que observamos entre ellas reflejarán únicamente factores de coste y diferencias en niveles de *financiación efectiva*. Bajo este supuesto las comunidades que tengan niveles similares de financiación en relación con sus costes elegirán niveles similares de cada servicio, y aquellas que dispongan de mejor financiación tendrán mejores servicios y por consiguiente más gasto.

Esto nos lleva de forma natural a aproximar el gasto por usuario observado en cada región mediante una expresión de la forma

$$g_r = c_r(\bar{s}) \left(1 + \gamma \tilde{f}'_r\right) \tag{7}$$

donde  $\bar{s}$  es el nivel de servicio que sería sostenible de forma uniforme en el conjunto del país con el volumen total de gasto sanitario observado y  $\tilde{f}'_r$  es un indicador de *financiación efectiva* por usuario en relación con el promedio nacional.

El problema consiste en concretar cómo deberíamos medir la financiación efectiva. Dado que los costes de provisión difieren entre regiones, la financiación efectiva no puede ser la financiación total por habitante o por usuario. Trabajando en el marco de un modelo explícito de determinación óptima de la composición del gasto regional en el que los gobiernos regionales tienen preferencias uniformes, en la Sección 3 del Apéndice A2 se muestra que la aproximación dada en [7] se cumple de forma exacta o casi exacta bajo ciertos supuestos siempre y cuando definamos la financiación efectiva como la financiación por usuario equivalente, esto es cuando

$$\tilde{f}'_r = \frac{f'_r}{f'} - 1 = \frac{f_r / (1 + a_r)}{f / 1} - 1 = \frac{1}{1 + a_r} \frac{f_r}{f} - 1 \tag{8}$$

donde  $f_r$  es la financiación total por usuario en  $r$  (esto es, el resultado de dividir la financiación total de la región a competencias homogéneas por el número de usuarios del servicio que estamos analizando) y  $f$  el promedio nacional de la misma variable.

Obsérvese que  $a_r$  es precisamente lo que queremos estimar y por tanto no es una magnitud observable. Sin embargo, substituyendo [8] en [7] y operando, es posible llegar a una expresión que relaciona el gasto sanitario con características observables de las regiones y con su ni-

vel relativo de financiación por usuario, que también es directamente observable. La ecuación es de la forma<sup>4</sup>

$$\tilde{g}_r = (1 - \gamma) a_r + \gamma \tilde{f}_r = (1 - \gamma) w_o \left( \frac{1}{R^* sh N_r} - 1 \right) + \sum_k (1 - \gamma) w_k \tilde{x}_r^k + \gamma \tilde{f}_r \quad [9]$$

y básicamente nos dice de qué forma tenemos que controlar por el nivel de financiación para recuperar la función de costes a servicios homogéneos a partir de los datos de gasto.

Obsérvese que la ecuación relaciona entre sí los valores relativos por usuario de las variables de gasto, coste y financiación. Todas ellas entran en la ecuación medidas en desviaciones porcentuales sobre el correspondiente promedio nacional. Los coeficientes de las variables de costes en la ecuación [9] son el producto de sus respectivas participaciones en el coste total ( $w_k$ ) y  $(1 - \gamma)$ , donde  $\gamma$  es el parámetro que mide el impacto marginal de la financiación sobre el gasto sanitario. Para recuperar la participación de cada una de estas variables en el coste total, por tanto, tendremos que dividir su coeficiente estimado por  $1 - \gamma$ .

Una limitación importante del modelo del que partimos a la hora de confrontarlo con los datos es que éste supone que los gobiernos regionales pueden ajustar su gasto sanitario a los recursos disponibles en cada período sin restricción alguna. En la práctica, sin embargo, cabe esperar que una mejora de la financiación se traducirá en un incremento del gasto sanitario corriente sólo con un retardo considerable que además es de duración incierta y seguramente variable entre regiones. La razón es que entre una cosa y otra es necesario licitar y ejecutar proyectos para construir nuevos hospitales y centros de salud y convocar y resolver oposiciones para personal sanitario, en lo que se puede tardar más o menos dependiendo de la comunidad autónoma de la que se trate. En principio, por tanto, sería preferible trabajar con un modelo explícitamente dinámico o al menos introducir un mecanismo de ajuste gradual en la especificación empírica del modelo. Sin embargo, dadas las limitaciones de disponibilidad de datos a las que nos enfrentamos (sobre las que volveremos más adelante), la única opción realista para intentar capturar este efecto consiste en introducir un retardo entre el indicador de financiación y el resto de las variables que aparecen en la ecuación [9] —ésto es, suponer que el gasto sanitario observado hoy no

<sup>4</sup>Véase la Sección 2 del Apéndice A2 para más detalles.



depende de la financiación actual sino de la disponible hace algunos años.

### 3. El gasto sanitario y sus posibles determinantes

Nuestro objetivo es estimar la ecuación [9] utilizando como variables explicativas de los costes sanitarios regionales los indicadores incluidos en la versión actual de la fórmula de reparto de la financiación sanitaria y otras variables que podrían ser buenas candidatas para su inclusión en la misma. En esta sección se describen los datos que utilizaremos y el modelo empírico a estimar. El Cuadro 1 recoge las definiciones y las fuentes de las variables. Los indicadores señalados con un doble asterisco son los que se incluyen en la fórmula actual de necesidades

CUADRO 1  
Definición y fuentes de las variables utilizadas

*Variables de gasto sanitario homogeneizado*

- *GTOT* = gasto sanitario total homogeneizado.
- *GHOSP* = gasto homogeneizado en atención hospitalaria y especializada.
- *GPRIM* = gasto homogeneizado en atención primaria y servicios de salud pública.
- *GFARM* = gasto homogeneizado en farmacia, prótesis y aparatos terapéuticos.
- *GTRANS* = gasto homogeneizado en transporte.
- *GADM* = gasto homogeneizado en servicios colectivos de salud (administración general, investigación y formación).

Fuente: Los datos de gasto no homogeneizado provienen de GTS (2007). El procedimiento de homogeneización se resume en el apartado 3.1 y se describe en detalle en el Apéndice A1.

*Posibles determinantes del gasto sanitario*

- *POBPR\*\** = población protegida por el Sistema Nacional de Salud. Fuente: GTS (2007).
  - *POB65\*\** = población mayor de 65 años de acuerdo con el padrón municipal a 1 de enero.
- Fuente: INE (2008a).
- *POBPREQ* = población protegida equivalente, calculada ponderando siete tramos de edad por sus costes sanitarios relativos. Fuente: GTS (2007).
  - *SUP\** = superficie en kilómetros cuadrados. Fuente: INE (2008b).
  - *PINS\*\** = población protegida insular. Para Canarias y Baleares es la población protegida y para las demás comunidades es cero.
  - *ENTP\** = número de entidades singulares de población habitadas en 2001. Fuente: INE (2008c).
  - *FIN* = financiación territorial total en 1997 calculada a competencias homogéneas (esto es, descontando la financiación destinada a financiar competencias atípicas que han sido asumidas sólo por algunas comunidades autónomas y añadiendo a la financiación regional el gasto del Estado en aquellas competencias en proceso de traspaso que todavía no han sido asumidas por todas las comunidades).

Fuente: De la Fuente y Vives (2003).

- *invshPOBPR\** =  $1/(\text{peso regional en la población protegida total española})$ . Fuente: INE (2008a).

- *YDISPR* = renta disponible bruta corregida por diferencias en poder adquisitivo.

Fuente: construida a partir de datos de renta disponible y precios regionales tomados de INE (2008d y e) y Lorente (1992).

- Nota: Si no se indica lo contrario, las variables corresponden a los años 2003 y 2004.

(\*\*) = variables que se utilizan en la fórmula actual de financiación sanitaria

(\*) = variables que se utilizan en la fórmula actual de reparto de la financiación destinada a otras competencias (pero no en la fórmula de financiación sanitaria).

de gasto sanitario. Un único asterisco identifica a las variables que se incluyen en la fórmula de reparto de la financiación para competencias comunes pero no en la de financiación sanitaria. En el apartado 3.1 se describe la construcción de los indicadores de gasto sanitario y en el 3.2 se presentan sus posibles determinantes. Finalmente, en el apartado 3.3 el modelo general desarrollado en la sección anterior se particulariza para el caso que nos ocupa.

Los datos de gasto sanitario, población protegida y población protegida equivalente que hemos utilizado provienen del segundo informe del Grupo de Trabajo sobre el análisis de gasto sanitario creado por la Conferencia de Presidentes (GTS, 2007). Esta fuente ofrece información sobre el gasto sanitario desglosado por comunidades autónomas para el período 1999-2005. Sin embargo, la mayor parte de esta serie no es utilizable para nuestros propósitos. Por un lado, el traspaso de las competencias de sanidad a las comunidades de *vía lenta* se produjo como ya hemos visto en 2002, lo que invalida los primeros años de la serie. Por otro lado, la información necesaria para homogeneizar los datos de gasto (y en particular para construir los índices de costes salariales que se utilizan más adelante) no está disponible para 2005. Esto nos deja con sólo dos observaciones por región, las correspondientes a los años 2003 y 2004, que son las que utilizaremos para estimar el modelo desarrollado en la sección anterior.

### 3.1 *Indicadores de gasto sanitario homogeneizado*

Los datos de gasto sanitario que proporciona el GTS (2007) se refieren al gasto consolidado de las comunidades autónomas calculado de acuerdo con el criterio de devengo. Se trata por tanto de datos de gasto *real* que incluyen no sólo el gasto liquidado durante el año sino también el *desplazado* a otros ejercicios. Por otra parte, se excluyen del cómputo los gastos financieros y las amortizaciones debido a la heterogeneidad de las prácticas contables de los gobiernos regionales en relación con estas partidas.

El Grupo de Trabajo ofrece dos desgloses alternativos del gasto sanitario autonómico. El primero se basa en una clasificación económica en gastos de personal, consumos intermedios, transferencias corrientes (fundamentalmente recetas), conciertos con centros privados y gastos de capital (inversiones). El segundo desglose se basa en una clasificación funcional del gasto en programas que permite la descomposición en las cinco grandes partidas que hemos utilizado en el Cuadro 2.

En ambos casos se excluye del análisis el consumo de capital fijo (las amortizaciones). Por otra parte, el grueso del gasto en conciertos de la comunidad autónoma de Cataluña se distribuye entre las restantes partidas de gasto de acuerdo con su naturaleza con el fin de permitir comparaciones más homogéneas con el resto de las regiones.<sup>5</sup>

Partiendo del desglose funcional del gasto y excluyendo la partida de gastos de capital, hemos realizado una serie de ajustes con el fin de intentar construir agregados de gasto que se acerquen lo más posible a los recursos corrientes destinados a financiar la provisión de una cesta homogénea de prestaciones sanitarias (las recogidas en el catálogo del Servicio Nacional de Salud) a los residentes de cada región, calculados a costes salariales uniformes en todo el territorio nacional. En particular, hemos utilizado datos proporcionados por el propio GTS para excluir el gasto en prestaciones no recogidas en el catálogo del Servicio Nacional de Salud y para estimar los costes de personal que se habrían observado con sueldos homogéneos para todas las comunidades autónomas.<sup>6</sup> También hemos intentado imputar los costes de la atención a pacientes desplazados a sus comunidades de residencia, lo que sólo ha sido posible en el caso de los servicios hospitalarios. El procedimiento utilizado se describe en detalle en el Apéndice A1.

<sup>5</sup> Cataluña canaliza a través de conciertos con entidades privadas una fracción de su gasto sanitario (un 36%) muy superior a la del resto de las regiones. Utilizando información proporcionada por esta comunidad, el Grupo de Trabajo ha reasignado la mayor parte del gasto en conciertos a otros conceptos, dejando como gasto ajustado en conciertos únicamente el relativo a los conciertos de atención especializada de diagnóstico y transporte sanitario.

<sup>6</sup> Los sueldos medios del personal sanitario varían de forma significativa de una comunidad a otra. A efectos de la estimación de una función de costes que intenta aislar una relación *técnica* entre las características del territorio y su población y los recursos necesarios para ofrecer un nivel uniforme de atención sanitaria, resulta conveniente eliminar, en la medida de lo posible, el impacto de las diferencias salariales entre regiones. Debe reconocerse, sin embargo, que tales diferencias responden, al menos en parte, a diferencias en el coste de la vida entre comunidades autónomas que hacen que el coste del factor trabajo difiera entre territorios. De hecho, las diferencias en niveles de precios al consumo entre regiones explican un 61% de la variación observada en los sueldos medios del personal sanitario en 2004. Por consiguiente, éste es también en parte un factor real de costes que ha de tenerse en cuenta a la hora de calcular las necesidades de gasto regionales. En la Sección 5 exploraremos los efectos de introducir una corrección por diferencias en niveles de precios en la fórmula de reparto de la financiación sanitaria, pero esto se hará más adelante, como corrección final al reparto implicado por la función de costes estimada a salarios homogéneos.

Los Cuadros 2 y 3 contienen índices de gasto homogeneizado por persona protegida y por persona protegida equivalente para el año 2004. La primera de estas variables se calcula en primer lugar en euros per cápita, dividiendo el gasto homogeneizado de cada comunidad por la población protegida por el Sistema Nacional de Salud. Esta última magnitud proviene también de GTS (2007) y se obtiene restando de la población empadronada el colectivo de funcionarios cubierto por entidades de seguro sanitario privado. El cuadro muestra el resultado de normalizar el gasto por persona protegida por su valor medio en el conjunto de España (excluyendo a Ceuta y Melilla). La construcción de la población protegida equivalente se describe más adelante.

CUADRO 2  
Gasto sanitario homogeneizado por persona protegida, 2004

	<i>GHOSP</i> <i>atención</i> <i>hospitalaria y</i> <i>especializada</i>	<i>GPRIM</i> <i>atención</i> <i>primaria y</i> <i>salud pública</i>	<i>GFARM</i> <i>farmacia,</i> <i>prótesis y</i> <i>aparatos</i>	<i>GADM</i> <i>servicios</i> <i>colectivos</i> <i>de salud</i>	<i>GTRANS</i> <i>traslado</i> <i>de</i> <i>enfermos</i>	<i>GTOT</i>  <i>Total</i>
<i>Aragón</i>	120.5	119.4	109.4	156.4	115.1	118.3
<i>Cantabria</i>	116.7	147.7	91.0	134.7	87.1	115.3
<i>Asturias</i>	118.3	104.2	110.2	136.0	78.8	113.9
<i>Extremadura</i>	105.5	139.3	110.6	98.4	191.6	113.1
<i>Navarra</i>	117.4	122.4	95.3	133.3	93.6	112.8
<i>Castilla y León</i>	101.2	130.5	106.0	146.8	152.4	108.6
<i>Rioja</i>	108.9	116.9	98.7	120.7	155.8	108.5
<i>Galicia</i>	111.3	88.9	119.0	85.6	59.8	108.4
<i>Canarias</i>	110.1	92.5	92.6	121.9	176.3	104.1
<i>País Vasco</i>	105.9	99.2	96.7	153.9	114.0	103.7
<i>Murcia</i>	98.8	93.6	106.1	107.7	106.4	100.0
<i>Andalucía</i>	98.0	107.9	98.6	72.7	102.9	99.2
<i>Valencia</i>	91.9	92.8	116.5	75.7	82.0	97.6
<i>Cataluña</i>	88.6	97.6	100.3	104.1	78.8	93.1
<i>Madrid</i>	105.5	77.8	76.0	84.2	52.9	92.7
<i>Cast. - Mancha</i>	82.6	98.6	106.6	104.0	150.6	92.3
<i>Baleares</i>	95.3	83.6	76.9	73.8	184.5	89.6
<i>España</i>	<i>100.0</i>	<i>100.0</i>	<i>100.0</i>	<i>100.0</i>	<i>100.0</i>	<i>100.0</i>
<i>en euros per cap</i>	<i>548.2</i>	<i>155.5</i>	<i>239.0</i>	<i>20.1</i>	<i>12.6</i>	<i>975.5</i>

Los resultados para el año 2003 son muy similares a los recogidos en los cuadros anteriores. En términos del índice de gasto homogeneizado total por persona protegida, el único cambio llamativo es el experimentado por Castilla la Mancha, que pierde algo más de seis puntos entre 2003 y 2004 (pasando de 98.5 a 92.3). Puesto que el bajón se corrige en 2005 (al menos en términos de gasto no homogeneizado), podría tratarse de un error o del fruto de alguna anomalía contable. En cualquier caso, la correlación entre los índices de gasto correspon-

dientes a los dos años es muy elevada: 0.957 incluyendo a Castilla la Mancha y 0.972 excluyendo a esta región.

CUADRO 3  
Gasto sanitario homogeneizado por persona equivalente, 2004

	<i>GHOSP</i> atención hospitalaria y especializada	<i>GPRIM</i> atención primaria y salud pública	<i>GFARM</i> farmacia, prótesis y aparatos	<i>GADM</i> servicios colectivos de salud	<i>GTRANS</i> traslado de enfermos	<i>GTOT</i> Total
<i>Canarias</i>	123.1	103.4	103.6	136.3	197.1	116.4
<i>Navarra</i>	114.6	119.5	93.1	130.2	91.4	110.2
<i>Cantabria</i>	111.2	140.8	86.7	128.4	83.0	109.9
<i>Extremadura</i>	101.7	134.2	106.6	94.8	184.7	109.0
<i>Aragón</i>	110.7	109.7	100.6	143.7	105.8	108.7
<i>Murcia</i>	106.3	100.6	114.0	115.8	114.4	107.6
<i>Andalucía</i>	103.2	113.7	103.9	76.6	108.4	104.6
<i>Rioja</i>	103.8	111.4	94.1	115.0	148.5	103.5
<i>Asturias</i>	106.1	93.5	98.9	122.0	70.7	102.2
<i>País Vasco</i>	101.9	95.5	93.1	148.1	109.7	99.8
<i>Galicia</i>	101.6	81.2	108.7	78.2	54.6	99.0
<i>Valencia</i>	92.9	93.8	117.8	76.5	82.9	98.7
<i>Madrid</i>	111.6	82.2	80.4	89.1	56.0	98.1
<i>Castilla y León</i>	90.0	116.0	94.2	130.6	135.5	96.6
<i>Baleares</i>	101.7	89.1	82.0	78.7	196.8	95.6
<i>Cataluña</i>	88.0	97.0	99.7	103.5	78.3	92.5
<i>C. la Mancha</i>	79.3	94.7	102.4	99.9	144.6	88.7
<i>España</i>	<i>100.0</i>	<i>100.0</i>	<i>100.0</i>	<i>100.0</i>	<i>100.0</i>	<i>100.0</i>

### 3.2 Posibles determinantes del gasto sanitario

Nuestra hipótesis de partida es que el gasto sanitario de una región es una función de su nivel de financiación y de los costes de provisión de los servicios sanitarios a un nivel homogéneo de calidad. Los costes de provisión, a su vez, son una función de la población protegida, su grado de envejecimiento y las características del territorio. También contemplaremos la posibilidad de que los costes dependan del nivel de renta disponible por habitante y del nivel de precios regionales.

El indicador de financiación autonómica que hemos utilizado se construye partiendo de la estimación de la financiación total de cada comunidad a competencias homogéneas que elaboran de la Fuente y Vives (2003). Hemos tomado el dato correspondiente al último año disponible de esta serie (1997) por no disponer de la información necesaria para realizar comparaciones homogéneas entre comunidades forales y

no forales en años más recientes.<sup>7</sup> Aunque el desfase entre este indicador y el resto de las variables del modelo es algo mayor de lo que nos hubiese gustado, no creemos que esto suponga un problema importante dada la fuerte inercia que presenta la financiación regional (véase de la Fuente y Vives, 2003). Obsérvese que, puesto que el indicador de financiación que entra en la ecuación a estimar se mide en términos relativos (como la diferencia porcentual entre la financiación por usuario en cada región y el promedio nacional), el incremento del volumen total de financiación entre 1997 y 2004 no introduce ninguna distorsión a la hora de estimar el modelo.

El grado de envejecimiento de la población se incorporará al análisis de dos formas alternativas. La primera consiste en incluir entre los determinantes del coste sanitario la población mayor de 64 años (*POB65*), que es el indicador de envejecimiento que se utiliza en la actual fórmula de reparto de la financiación sanitaria. La segunda consiste en utilizar como indicador combinado de población y envejecimiento la población protegida equivalente a efectos de gasto sanitario (*POBPREQ*) que calcula el GTS ponderando la población protegida en cada uno de siete tramos de edad por su nivel relativo de gasto sanitario *per cápita*.

Las características territoriales que consideraremos son las incluidas en las fórmulas de necesidades de gasto que se utilizan actualmente para repartir la financiación sanitaria y la destinada a otras competenci-

<sup>7</sup>Obsérvese que el indicador de financiación corresponde a un año anterior a 2002, que es cuando se completa el traspaso de las competencias de sanidad a todas las comunidades autónomas. Para aquellas regiones que no habían asumido esta competencia en 1997, el agregado de financiación incluye el gasto realizado por el INSALUD, que luego heredan con pequeñas correcciones las regiones en el momento del traspaso. También se corrigen de forma análoga los efectos de otras diferencias competenciales entre regiones, incluyendo las peculiaridades de los territorios forales en materia de gestión tributaria, financiación local y prestaciones no contributivas entre otras cosas. Por lo tanto, la variable de financiación es plenamente comparable entre regiones y es consistente con el nivel competencial observado en la mayoría de las regiones en 2003-2004. En nuestra opinión, por tanto, la utilización de un indicador de financiación anterior a 2002 no supone un problema significativo. El problema que sí plantea la reciente transferencia de la sanidad es que aquellas regiones que asumieron esta competencia en 2002 podrían no haber tenido tiempo suficiente para adecuar su nivel de gasto a sus propias preferencias, si éstas fuesen distintas de las del Gobierno central. Puesto que el último año para el que disponemos de toda la información necesaria es 2004, poco se puede hacer para corregir este posible problema. Por otra parte, no existen razones obvias para pensar que esto pueda generar un sesgo sistemático en nuestras estimaciones, aunque sí podría reducir su precisión al introducir una fuente adicional de ruido en la variable dependiente.

as. Se trata de la extensión territorial de cada comunidad (*SUP*), la dispersión de su población medida por el número de entidades singulares de población (*ENTP*) y la insularidad. En los dos últimos casos, nos desviaremos ligeramente de la práctica habitual. Así, utilizaremos el número de entidades singulares *habitadas* y la población *protegida* insular (*PINS*) sin ponderarla por la distancia a la Península.

El Cuadro 4 muestra los valores estandarizados de las variables indicadas hasta el momento en el año 2004. En el caso de la población insular, lo que se muestra en el cuadro es el peso de cada región en la población protegida insular española (*shPINS*). El resto de las variables se dividen por la población protegida y se normalizan por el valor correspondiente a España en su conjunto (excluyendo Ceuta y Melilla), lo que se indica mediante el sufijo *pcpr* (*per cápita protegida*). Por ejemplo, *ENTPpcpr* es el número de entidades singulares de población por persona protegida en la región *r*, normalizado por el valor medio de la misma variable en el conjunto de España.

CUADRO 4  
Potenciales determinantes del gasto sanitario, 2004

	<i>FIN</i> <i>pcpr</i>	<i>POB65</i> <i>pcpr</i>	<i>POBEQ</i> <i>pcpr</i>	<i>SUP</i> <i>pcpr</i>	<i>ENTP</i> <i>pcpr</i>	<i>shPIN</i>	<i>invsh</i> <i>POBPR</i>	<i>YDISPR</i> <i>pc</i>
<i>Andalucía</i>	95.4	88.3	96.0	98.4	26.1	0	5.7	84.4
<i>Aragón</i>	106.9	125.3	109.7	329.4	124.5	0	34.8	114.7
<i>Asturias</i>	97.4	128.4	109.4	82.7	422.3	0	39.4	97.7
<i>Baleares</i>	87.0	81.0	93.1	44.1	23.6	0.335	44.6	108.5
<i>Canarias</i>	117.3	71.1	89.2	33.1	40.9	0.665	22.4	95.6
<i>Cantabria</i>	101.0	111.1	103.7	80.0	121.3	0	76.8	106.3
<i>Castilla y León</i>	107.0	137.4	114.1	327.2	174.9	0	17.6	105.5
<i>C. la Mancha</i>	98.6	114.9	103.7	366.6	65.2	0	23.3	92.1
<i>Cataluña</i>	92.8	97.4	98.1	39.2	38.8	0	6.2	105.1
<i>Valencia</i>	88.0	95.4	97.9	43.2	17.4	0	9.4	94.1
<i>Extremadura</i>	109.5	115.7	105.0	335.8	42.0	0	40.7	85.0
<i>Galicia</i>	102.9	126.5	109.7	92.1	763.7	0	15.7	90.9
<i>Madrid</i>	94.4	87.6	97.6	12.1	7.8	0	7.6	120.8
<i>Murcia</i>	96.0	84.4	94.3	75.6	51.4	0	33.7	83.5
<i>Navarra</i>	142.6	101.9	99.9	139.5	107.8	0	71.8	115.2
<i>País Vasco</i>	137.4	104.8	101.1	27.8	43.1	0	19.8	119.9
<i>Rioja</i>	99.3	111.6	104.0	145.5	61.3	0	146.1	108.4
<i>España</i>	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	1	1	100.0

- Nota: variables estandarizadas como se indica en el texto.

El Cuadro 4 muestra también los valores estandarizados de otras dos variables. La primera (*invshPOBPR*) es el inverso del peso de cada región en la población protegida nacional. Este indicador inverso de tamaño permite recoger las posibles economías de escala en la pro-

visión de servicios sanitarios o, de forma equivalente, los costes fijos ligados a la provisión de estos servicios. La última variable es la renta disponible real por habitante ( $YDISPRpc$ ). Esta variable se incluye entre los determinantes potenciales de los costes de provisión porque resulta plausible que el nivel de renta determine el número efectivo de usuarios de los servicios sanitarios públicos dado que los hogares con ingresos más elevados tienen una mayor propensión a contratar seguros sanitarios privados.

El indicador de renta disponible real se construye combinando los datos de renta disponible nominal que ofrece la Contabilidad Regional de España (INE, 2008d) con un índice de precios relativos con el fin de corregir posibles diferencias en poder adquisitivo. Un índice de estas características existe para 1989 gracias a una encuesta regional de precios realizada por el INE por encargo de la Unión Europea (cuyos resultados aparecen recogidos en Lorente, 1992). Este índice se proyecta hasta 2003 y 2004 utilizando el incremento de los IPCs regionales entre junio de 1989 y 2003/4 que ofrece el INE en su página web (INE, 2008e). Finalmente, la renta disponible *a precios corrientes* de cada región se divide por el índice de precios relativos para obtener la renta disponible *en términos reales*.

### 3.3 *El modelo a estimar*

En la Sección 2 hemos derivado una ecuación que relaciona el gasto observado por usuario con el nivel relativo de financiación y con una serie de determinantes de los costes de provisión. Esta ecuación se puede extender fácilmente para incorporar la posibilidad de que el nivel de renta disponible tenga un efecto sobre los costes a través del grado de utilización de los servicios sanitarios públicos. Supongamos que los costes por unidad de servicio en cada región dependen de la forma habitual del número efectivo de usuarios dado por

$$N_r^* = N_r (1 - \eta \tilde{y}_r) \quad [10]$$

donde  $N_r$  es el número potencial de usuarios del servicio público (la población protegida en el caso de la sanidad, o la población en edad escolar en el de la educación) y

$$\tilde{y}_r = \frac{y_r - \bar{y}}{\bar{y}} = \frac{y_r}{\bar{y}} - 1 \quad [11]$$



es un indicador del diferencial de renta disponible por habitante en relación con una media ponderada regional.<sup>8</sup> Bajo estos supuestos, los pesos de las variables no redistributivas en el coste total siguen sumando a la unidad y el término de renta relativa entra de forma aditiva en la ecuación de gasto, que pasa a tener la forma siguiente:

$$\tilde{g}_r = (1 - \gamma) w_o \left( \frac{1}{R^* sh N_r} - 1 \right) + \sum_k (1 - \gamma) w_k \tilde{x}_r^k - (1 - \gamma) w_N \eta \tilde{y}_r + \gamma \tilde{f}_r \quad [12]$$

Para concretar la ecuación a estimar, identificaremos a la población protegida (*POBPR*) con el número potencial de usuarios (*N*) y a las variables geográficas y de envejecimiento incluidas en el Cuadro 1 con las *X*'s que aparecen en el modelo general (utilizando por el momento a la población mayor de 65 años como indicador de envejecimiento). Bajo estos supuestos y llamando  $b_k$  a los coeficientes a estimar, la ecuación de gasto adopta la forma

$$\begin{aligned} \widetilde{gtot}_r &= b_o^* \left( \frac{1}{17} invshPOBPR_r - 1 \right) + b_{65} * \widetilde{pob65}_r \quad [13] \\ &+ b_{sup} * \widetilde{sup}_r + b_{ent} * \widetilde{entp}_r + b_{ins} * \widetilde{pins}_r + b_y * \tilde{y}_r + \gamma * \tilde{f}_r \end{aligned}$$

donde  $\tilde{y}_r$  es el indicador de renta relativa definido en [11] y los nombres de las demás variables coinciden con los definidos en el Cuadro 1. Obsérvese que la mayor parte de las variables aparecen normalizadas por la población protegida – esto es, dada una variable *Z*, la transformación de la misma que en la mayor parte de los casos aparece en la ecuación,  $\tilde{z}$ , viene dada por

$$\tilde{z}_r = \frac{Z_r / POBPR_r}{Z / POBPR} - 1 = \frac{z_r}{z} - 1 = \frac{z_r - z}{z} \quad [14]$$

y representa, por tanto, la diferencia porcentual entre el valor de *Z* por persona protegida en la región *r* y en el conjunto del país.

Una vez estimados los coeficientes  $b_k$  y  $\gamma$ , los pesos de las variables no redistributivas en los costes totales ( $w_k$ ) y el coeficiente original del indicador de renta relativa ( $w_N \eta$ ) se pueden recuperar dividiendo

<sup>8</sup> Resulta conveniente calcular esta media utilizando como ponderaciones los pesos regionales en el número total de usuarios potenciales y no necesariamente en la población total. Este procedimiento asegura que los efectos renta regionales se cancelan a nivel agregado, lo que hace más sencilla la inclusión de esta variable en la fórmula de reparto. Véase la Sección 4 del Apéndice A2 para más detalles.

los coeficientes estimados por el resultado de restar de la unidad el coeficiente del indicador de financiación relativa

$$w_o = \frac{b_o}{1-\gamma}, w_{65} = \frac{b_{65}}{1-\gamma}, w_{ent} = \frac{b_{ent}}{1-\gamma}, w_{sup} = \frac{b_{sup}}{1-\gamma}, w_{insu} = \frac{b_{insu}}{1-\gamma} \text{ y } w_N \eta = \frac{b_y}{1-\gamma} \quad [15]$$

y el peso de la población protegida se obtiene restando de la unidad la suma de los pesos de las demás variables de coste (exceptuando el indicador de renta relativa)

$$w_{pr} = 1 - w_o - w_{65} - w_{ent} - w_{sup} - w_{insu} \quad [16]$$

En la versión original del trabajo (de la Fuente y Gundín, 2008), la ecuación [13] se estimaba con un único corte transversal correspondiente a 2004 (excepto por la variable de financiación que, como hemos visto, entra en la ecuación con un retardo de varios años). A sugerencia de los evaluadores de esta Revista, hemos ampliado la muestra en la medida de lo posible, incorporando la única otra observación disponible (la de 2003). Por tanto, la ecuación finalmente estimada es de la forma

$$\widetilde{gtot}_{rt} = b_o^* \left( \frac{1}{17} invshPOBPR_{rt} - 1 \right) + b_{65} * \widetilde{pob65}_{rt} \quad [13'] \\ + b_{sup} * \widetilde{sup}_{rt} + b_{ent} * \widetilde{entp}_{rt} + b_{ins} * \widetilde{pins}_{rt} + b_y * \widetilde{y}_r + \gamma * \widetilde{f}_{r97}$$

donde  $t = 2003, 2004$ . Obsérvese que el indicador de financiación retardada no tiene variación temporal. Puesto que no estamos en absoluto seguros de que el retardo óptimo sea de 7 años (y sospechamos que es algo más corto), hemos preferido controlar por la última observación disponible de la variable de financiación tanto en 2003 como en 2004.

Como cabría esperar, la introducción de la segunda observación produce unos resultados muy similares a los obtenidos en la primera versión del trabajo pero algo más precisos. En nuestra opinión, la ganancia de significatividad así obtenida es un tanto ilusoria debido a la elevadísima correlación que existe entre ambas observaciones pero, en cualquier caso, todas nuestras conclusiones se mantienen cuando se trabaja sólo con datos de 2004.<sup>9</sup>

<sup>9</sup>Otra recomendación de los evaluadores, a la que nos hemos resistido, consistía en reestimar el modelo introduciendo efectos fijos regionales. Aún si contásemos con más observaciones, creemos que ésta no sería una buena idea por dos motivos. El

#### 4. ¿Es razonable la actual fórmula de necesidades de gasto sanitario?

El Cuadro 5 muestra algunos resultados preliminares obtenidos a partir de varias especificaciones alternativas de la ecuación [13']. Cada columna muestra los resultados de una regresión del gasto sanitario total por persona protegida sobre distintas combinaciones de sus determinantes potenciales, controlando siempre por el nivel de financiación retardado. En la ecuación (1) se incluye sólo el indicador de envejecimiento (*env*), en la (2) las variables de carácter geográfico (*geo*), en la (3) se incluyen ambos factores de forma simultánea (*env + geo*) y en el resto se añaden los costes fijos (*cfijo*) y la renta disponible (*renta*) en distintas combinaciones con las variables anteriores.

CUADRO 5  
Resultados preliminares

	<i>env</i>	<i>geo</i>	<i>env+geo</i>	<i>cfijo+renta</i>		<i>cfijo+renta</i>	<i>todos</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)	+ <i>env</i>	+ <i>geo</i>	(7)
<i>costes fijos</i>				0.019 (3.54)	0.014 (3.26)	0.017 (3.35)	0.014 (3.03)
<i>población 65+</i>	0.299 (5.10)		0.341 (2.44)		0.246 (4.73)		0.466 (3.18)
<i>pob. insular</i>		-0.0013 (0.50)	0.0027 (0.92)			-0.0024 (1.04)	0.0027 (1.06)
<i>ent. de pobl.</i>		0.017 (2.57)	0.000 (0.00)			0.015 (2.54)	-0.011 (1.12)
<i>superficie</i>		0.028 (2.73)	-0.001 (0.08)			0.016 (1.61)	-0.030 (1.75)
<i>renta disponible</i>				-0.212 (2.49)	-0.163 (2.46)	-0.105 (1.21)	-0.265 (2.93)
<i>financiación</i>	0.249 (3.52)	0.263 (3.33)	0.243 (3.30)	0.313 (3.69)	0.267 (4.04)	0.254 (3.24)	0.308 (4.39)
<i>R<sup>2</sup></i>	0.5861	0.5168	0.5992	0.5083	0.7185	0.6556	0.7496

- Nota: Estadísticos *t* entre paréntesis debajo de cada coeficiente.

primero es que la introducción de efectos fijos haría imposible estimar los coeficientes de algunas de las variables de interés (superficie, insularidad y dispersión de los núcleos de población) dado que éstas no presentan variación temporal. La segunda es que recurrir a técnicas de panel supone tirar las medias regionales e identificar los parámetros del modelo en base a la variación temporal de los datos, lo que sería muy peligroso en frecuencias cortas dada la inercia del gasto sanitario. Intuitivamente, parece razonable pensar que las comunidades mejor financiadas o con mayores costes de provisión presentarán un mayor gasto en sanidad otras cosas iguales, pero parece muy arriesgado suponer que la misma relación se mantendrá entre los incrementos anuales de las variables relevantes.

El cuadro ilustra los problemas con los que nos enfrentamos a la hora de intentar estimar la función de costes con los datos disponibles. Comencemos por la ecuación (7), donde se incluyen simultáneamente todos los factores explicativos. El  $R^2$  de la ecuación (0.75) indica que su poder explicativo es elevado: las variables que estamos considerando explican conjuntamente tres cuartas partes de la variación observada del gasto por usuario. Sin embargo, los coeficientes de algunas de estas variables se estiman de forma poco precisa. Si, siguiendo la práctica habitual, exigimos un nivel de significatividad del 5%, ninguna de las variables geográficas supera la prueba.

Buena parte del problema se debe a la limitada información con la que contamos. Trabajando con dos observaciones por comunidad autónoma (que además son muy parecidas entre sí) resultaría sorprendente que pudiésemos obtener estimaciones precisas de los siete coeficientes que aparecen en el modelo. Un segundo problema es la presencia de multicolinealidad. Algunas de las variables explicativas varían de forma muy similar entre regiones y esto hace muy difícil separar sus efectos. Este problema afecta de forma especial al envejecimiento y a las variables de carácter geográfico. Como se aprecia en el Cuadro 4, las regiones más envejecidas son también las menos densamente pobladas y las que presentan un patrón de población más disperso, mientras que las comunidades insulares son las que cuentan con las poblaciones más jóvenes. Como resultado, las variables geográficas *explican* más de un 80% de la variación observada en el nivel de envejecimiento. Las consecuencias de este hecho se aprecian en las ecuaciones (1)-(3) del Cuadro 5. Cuando el nivel de envejecimiento se incluye sólo en la ecuación (1) esta variable resulta altamente significativa (con un  $t$  ratio de 5.1) Sin embargo, cuando controlamos también por los indicadores geográficos la significatividad del envejecimiento se reduce apreciablemente (el estadístico  $t$  se reduce a menos de la mitad). Algo similar sucede con la superficie y el número de entidades de población, que son significativas sólo cuando no se controla por el envejecimiento. Finalmente, en el caso de la insularidad, el coeficiente estimado cambia de signo dependiendo de si se controla o no por el envejecimiento, lo que también es frecuente cuando existen problemas de multicolinealidad.

Todo esto sugiere que *estimar* la función de costes sanitarios es un objetivo demasiado ambicioso con los datos de los que disponemos. Lo que sí podemos hacer es utilizar el modelo y los datos para formular algunas conjeturas informadas sobre el grado en el que la actual

fórmula de reparto de la financiación sanitaria refleja adecuadamente los costes de provisión de este servicio y sobre posibles cambios en la misma que ayudarían a mejorar su capacidad de reflejar tales costes, contribuyendo así al cumplimiento efectivo del objetivo de nivelación que ha inspirado el diseño del sistema.

Con este fin, adoptaremos una estrategia en dos etapas. Puesto que parece razonablemente claro que el principal determinante del coste sanitario por persona protegida es el nivel de envejecimiento de la población, nos centraremos en primer lugar en este factor, excluyendo a todos los demás. Nos preguntaremos, en particular, i) si la fórmula actual recoge de manera adecuada los costes del envejecimiento y ii) si sería deseable reemplazar el actual indicador de envejecimiento (la población mayor de 64 años) por el indicador de población protegida equivalente que ha construido el GTS ponderando la población de cada uno de siete tramos de edad por sus costes sanitarios relativos. Una vez respondidas estas preguntas, fijaremos el peso del envejecimiento en relación con la población a su nivel *óptimo* y nos preguntaremos si, tomando como dado ese peso, la fórmula debería incluir también otros factores y, en su caso, con qué ponderaciones.

#### 4.1 *El coste del envejecimiento*

Supongamos por el momento que el grado de envejecimiento de la población es el único determinante relevante de los costes sanitarios (además de la población protegida) y consideremos dos posibles formas de incorporarlo a la fórmula de financiación: a través de la población mayor de 64 años (*POB65*), como se hace actualmente, y mediante la población protegida equivalente (*POBPREQ*) que calcula el GTS.

El Cuadro 6 muestra los resultados obtenidos al estimar la ecuación [13'] utilizando cada una de las variables citadas como indicadores alternativos del grado de envejecimiento y controlando únicamente por el nivel de financiación. Junto a los coeficientes estimados (*b*) se muestran los valores implícitos de los pesos de los factores en el coste total (*w*) y, en el caso de la primera ecuación, los pesos ( $\omega$ ) que la actual fórmula de reparto asigna a cada variable. Debajo de los pesos estimados se muestran sus respectivos errores estándar. Utilizamos este estadístico en vez del *t*-ratio porque lo que está en cuestión aquí no es el signo correcto de los pesos sino si su valor difiere significativamente del que se les asigna en la fórmula actual. El nivel de confianza con el

que podemos concluir que éste es el caso se puede calcular a partir del error estándar y se indica más abajo.

CUADRO 6  
Resultados con indicadores alternativos de envejecimiento

	ecuación (1)		ecuación (2)		
	coef. b)	peso (w)	pesos sist. actual (ω)	coef. (b)	peso (w)
población 65+ (t)/IseI	0.2991 (5.10)	39.8%  0.0811	24.50%		
pob. equivalente (t)/IseI				0.8145 (4.93)	106%  0.215
financiación (t)	0.2490 (3.52)			0.2283 (3.14)	
pob. protegida $R^2$		60.2%	75%	0.5732	-6%

- Nota: Debajo de cada coeficiente se muestra su estadístico  $t$  (entre paréntesis) o su error estándar (entre corchetes).

Los resultados de la primera ecuación sugieren que, tomando como dada la estructura de la actual fórmula de reparto, el peso asignado en la misma a la población mayor de 64 años es probablemente demasiado bajo. Dado el error estándar del estimador de  $w_{65}$ , podemos concluir que el valor real de este parámetro es superior al implícito en la fórmula actual (0.245) con un nivel de confianza del 97%.<sup>10</sup> Los datos, por tanto, sugieren con claridad que el peso del envejecimiento en los costes de la atención sanitaria es superior al que implícitamente supone la fórmula de reparto actual.

Comparando las ecuaciones [1] y [2] vemos que en principio ambos indicadores de envejecimiento son prácticamente equivalentes en términos de su capacidad de explicar los costes observados. El  $R^2$  es muy similar en ambas ecuaciones y también varían muy poco los niveles de significatividad de los coeficientes de las variables explicativas.

Aún así, los resultados sugieren que seguramente no sería mala idea repartir la financiación sanitaria en proporción a la población equivalente. Esta variable recogería en un único indicador los efectos del tamaño de la población y de su nivel de envejecimiento y reemplazaría por consiguiente tanto a  $POBPR$  como a  $POB65$  en la fórmula de reparto. Para justificar esta conclusión fijémonos en que el peso estimado de  $POBPREQ$  en la ecuación que aparece en la parte derecha

<sup>10</sup> Este resultado se obtiene utilizando un contraste de una sola cola. Esto es, formalmente estamos contrastando la hipótesis nula de que  $w_{65} = 0.245$  frente a la alternativa de que  $w_{65} > 0.245$ . Dado el error estándar del estimador, podemos rechazar la hipótesis nula frente a la alternativa con un nivel de confianza del 96.6%.

del cuadro está muy cerca de uno. De hecho, sólo podríamos rechazar la hipótesis de que el valor correcto de su peso es uno con un nivel de confianza del 10%. Si aceptamos esta hipótesis, y dado que los pesos de las distintas variables explicativas han de sumar uno, el peso de la población protegida sería cero y esta variable tendría que salir de la fórmula dejando a la población equivalente como único criterio de reparto. La fórmula de financiación resultante sería aproximadamente igual de buena (en términos de su ajuste a los costes) que la actual, siempre y cuando en esta última se aumentase el peso de POB65 hasta un 40% – y por lo tanto mejor que la actual con el peso que realmente se asigna en la misma a la variable de envejecimiento. Desde nuestra perspectiva, además, esta hipotética regla tiene una ventaja importante: al combinar la población y el envejecimiento en un único indicador, tenemos un coeficiente menos que estimar y menos problemas de multicolinealidad.

#### 4.2 ¿Deberían incluirse otros factores en la fórmula de reparto?

Los resultados que acabamos de presentar sugieren que la población protegida equivalente podría ser un criterio razonable para el reparto de la financiación sanitaria. En este apartado nos preguntamos si convendría complementar este criterio básico con correcciones por otros posibles determinantes de los costes sanitarios.

Con este fin, reestimaremos el modelo dado en la ecuación [13'] excluyendo la población mayor de 64 años y normalizando el resto de las variables por la población protegida equivalente en vez de por la población protegida. La ecuación a estimar se convierte en

$$\begin{aligned} \tilde{g}_{rt} = & b_o * \left( \frac{1}{17} invshPOBPREQ_{rt} - 1 \right) + \\ & + b_{sup} * \widetilde{sup}_{rt} + b_{ent} * \widetilde{entp}_{rt} + b_{ins} * \widetilde{pins}_{rt} + b_y \tilde{y}_{rt} + \gamma^* \tilde{f}_{r97} \end{aligned} \quad [17]$$

En esta expresión *PINS* representa la población protegida equivalente insular,  $\tilde{y}_r$  se recalcula ponderando las rentas disponibles regionales por su población protegida equivalente y para el resto de las variables,  $Z$ , la transformación  $\tilde{z}$  viene ahora dada por

$$\tilde{z}_r = \frac{Z_r / POBPREQ_r}{Z / POBPREQ} - 1 = \frac{Z_r}{Z} - 1 = \frac{Z_r - Z}{Z} \quad [18]$$

Obsérvese que con esta transformación el indicador de envejecimiento desaparece del lado derecho de la ecuación a estimar porque ya está implícito en la población equivalente que se utiliza como denominador y el peso de esta variable (esto es, el peso conjunto de la población y el envejecimiento en los costes totales) viene dado por

$$W_{pobreq} = 1 - W_o - W_{sup} - W_{entp} - W_{ins} \quad [19]$$

de forma que las ponderaciones de todas las variables no redistributivas de coste siguen sumando a la unidad.

Estimaremos la ecuación [17] en dos formas alternativas. Por un lado, el modelo se estimará directamente con datos de gasto sanitario total, tal como hemos hecho hasta el momento (esto es, con  $g = gtot$ ). Por otro lado, desagregaremos el gasto sanitario en los cinco grandes programas indicados en el Cuadro 2 y estimaremos una ecuación diferente para cada uno de ellos. Los pesos de cada variable explicativa en el coste agregado se pueden recuperar a partir de este sistema de ecuaciones como una media ponderada de sus participaciones en el gasto de cada programa, utilizando como ponderaciones los pesos de los distintos programas en el gasto total (véase la Sección 5 del Apéndice A2).

Esta forma de proceder tiene dos ventajas. La primera es que trabajando a este nivel de desagregación resulta posible excluir a priori de ciertas ecuaciones algunas variables que en principio no deberían afectar a determinadas partidas de coste. Esto reduce el número de parámetros a estimar y permite aumentar la precisión con que se estiman los demás (siempre que la exclusión esté justificada). En segundo lugar, parece razonable pensar que algunos factores (p. ej. la superficie o la insularidad) deberían tener un efecto importante sobre los costes de transporte o de administración. Pero puesto que se trata de partidas pequeñas en relación con el gasto total, el efecto podría no ser detectable cuando se trabaja directamente con este agregado porque quedaría *tapado* por el ruido que pueda haber en partidas más grandes. La desagregación, por tanto, podría permitir estimar estos efectos que, aunque en promedio son seguramente pequeños, podrían ser importantes para algunas comunidades.

El Cuadro 7 resume los resultados de una primera estimación de la ecuación [17] por ambos procedimientos. En la ecuación de gastos totales y en las correspondientes a la atención primaria y hospitalaria se incluyen todas las variables del modelo. En las demás, sin embargo,



hemos excluido a priori algunas variables. Así, hemos supuesto que el gasto en transporte y en administración no depende de la renta disponible y que el gasto en farmacia no presenta economías de escala ni depende de variables geográficas. Para cada variable explicativa, la columna (6) muestra el promedio ponderado de sus coeficientes en las ecuaciones por programas. Este promedio es directamente comparable con el coeficiente correspondiente de la ecuación de gasto agregado.

CUADRO 7  
Determinantes del gasto por persona equivalente protegida  
Resultados preliminares

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6) <i>media</i> <i>ponderada</i>	(7)
<i>var. dep =</i>	<i>GHOSP</i>	<i>GPRIM</i>	<i>GFARM</i>	<i>GTRANS</i>	<i>GADM</i>		<i>GTOT</i>
<i>costes fijos</i>	0.0212 (3.26)	0.0257 (2.90)		0.0249 (1.51)	0.0219 (1.29)	0.0168	0.0146 (3.26)
<i>ent. de pobl.</i>	0.0050 (0.61)	-0.0256 (2.30)		-0.0603 (2.80)	-0.0001 (0.00)	-0.0020	-0.0005 (0.10)
<i>superficie</i>	-0.0400 (3.02)	0.0421 (2.31)		0.2383 (7.36)	0.0263 (0.79)	-0.0122	-0.0083 (0.91)
<i>pob. insular</i>	0.0013 (0.50)	-0.0067 (1.85)		0.0580 (8.29)	0.0013 (0.19)	0.0004	0.0004 (0.23)
<i>renta disp.</i>	-0.2748 (2.81)	-0.3484 (2.51)	-0.4603 (5.63)			-0.3231	-0.2322 (3.32)
<i>financiación</i>	0.3661 (3.86)	0.3850 (3.04)	0.0589 (0.72)	0.4828 (2.03)	0.6773 (2.77)	0.3013	0.2825 (4.44)
<i>R<sup>2</sup></i>	0.4361	0.5591	0.4915	0.8084	0.2627		0.5693
<i>peso en gasto</i>	56.0%	16.0%	24.7%	1.2%	2.1%		100%

- Notas: Las ecuaciones (1)-(5) se estiman conjuntamente por el método de regresiones aparentemente no relacionadas (SUR). Estadísticos *t* entre paréntesis debajo de cada coeficiente. Los pesos de las distintas partidas en el gasto total se calculan sobre la suma de los gastos correspondientes a 2003 y 2004, sin corregir por cambios en el nivel de precios. (El resultado es prácticamente idéntico al que se obtendría promediando los pesos de ambos años).

Tanto la especificación agregada (ecuación (7)) como las ecuaciones para las distintas partidas de coste (ecuaciones (1)-(5)) sugieren que las economías de escala y el nivel de renta disponible tienen un efecto significativo sobre los costes sanitarios. Los resultados son menos claros en lo que concierne al impacto de los indicadores geográficos. Mientras que ninguno de ellos resulta significativo en la ecuación agregada, todos ellos lo son en alguna de las ecuaciones parciales aunque a veces con un signo contrario al esperado que generalmente resulta muy poco plausible. Es difícil pensar, por ejemplo, que un aumento en el tamaño del territorio manteniendo constante la población pueda reducir los costes de la atención hospitalaria, o que una mayor dispersión de la población comporte menores gastos de transporte.

En consecuencia, y recurriendo a un criterio extraestadístico de plausibilidad que exige, entre otras cosas, que nos abstengamos de proponer una fórmula de reparto que ofenda gravemente al sentido común, hemos procedido a excluir de las ecuaciones de coste las variables que presentaban signos difíciles de justificar. También hemos ido eliminando gradualmente las variables menos significativas hasta dejar en el modelo sólo aquellas que presentaban niveles de significatividad de al menos el 15%.<sup>11</sup>

CUADRO 8  
Determinantes del gasto por persona equivalente protegida  
Especificación preferida

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
						<i>media</i>	
<i>var. dep =</i>	<i>GHOSP</i>	<i>GPRIM</i>	<i>GFARM</i>	<i>GTRANS</i>	<i>GADM</i>	<i>ponderada</i>	<i>GTOT</i>
<i>costes fijos</i>	0.0153 (2.36)	0.0137 (1.51)			0.0289 (1.78)	0.0114 (2.73)	0.0135 (3.29)
<i>ent. de pobl.</i>							
<i>superficie</i>		0.0749 (4.16)		0.2437 (7.12)		0.0150 (4.95)	
<i>pob. insular</i>	0.0043 (1.57)			0.0618 (8.42)		0.0032 (2.10)	
<i>renta disp.</i>			-0.4775 (5.88)			-0.1179 (5.88)	-0.2077 (3.42)
<i>financiación</i>	0.2811 (2.90)	0.3180 (2.40)	0.0643 (0.79)	0.6317 (2.41)	0.6581 (2.79)	0.2458 (4.00)	0.2868 (4.84)
<i>R<sup>2</sup></i>	0.3917	0.4335	0.4909	0.7533	0.2495	0.5218	0.5526
<i>peso en gasto</i>	56.0%	16.0%	24.7%	1.2%	2.1%	100%	100%

- Notas: Las ecuaciones (1)-(5) se estiman conjuntamente por el método de regresiones aparentemente no relacionadas (SUR). Estadísticos t entre paréntesis debajo de cada coeficiente. El  $R^2$  que aparece en la columna (6) es la fracción de la variación total de GTOT explicada por el modelo cuando se utilizan los coeficientes que aparecen en la propia columna (6), esto es las medias ponderadas de los coeficientes estimados para las distintas partidas de gasto.

De esta forma se obtiene el *modelo preferido* recogido en el Cuadro 8. En la versión agregada de este modelo se mantienen las variables de renta y costes fijos además del nivel de financiación. En la versión desagregada, el efecto renta es significativamente menor (y parece provenir fundamentalmente del gasto en farmacia) pero también entran con coeficientes significativos aunque reducidos dos de las tres variables geográficas: la insularidad y la superficie. Como cabría esperar ambas tienden a aumentar los costes de transporte y parecen afectar también

<sup>11</sup> En algunas ocasiones, la eliminación de una variable hace que otras pierdan su significatividad. En estos casos hemos excluido también a estas últimas hasta dejar en el modelo únicamente las variables que presentan el nivel de significatividad exigido.

a otras partidas de gasto, probablemente a través de la necesidad de contar con un mayor número de centros de atención (más pequeños y por lo tanto menos eficientes) de lo que sería óptimo si la población se concentrase en zonas más reducidas o contiguas.

El Cuadro 9, finalmente, muestra los pesos estimados de las distintas variables en los costes totales en cada una de las versiones del modelo y el valor estimado del coeficiente de la variable de renta disponible en la función de costes. Con el fin de resaltar la cautela con la que es necesario utilizar estas cifras, en la columna de la derecha mostramos debajo de cada coeficiente su intervalo de confianza al 85%, esto es, el intervalo de valores en el que podemos afirmar con un 85% de confianza que se encuentra el verdadero valor del parámetro. Obsérvese que ninguno de estos intervalos incluye el cero. Por tanto, podemos estar razonablemente seguros de que todas estas variables tienen un efecto sobre los costes. Pero en la mayoría de los casos, la precisión con la que se estiman los coeficientes deja mucho que desear. Así, por ejemplo, sólo estamos razonablemente seguros de que el peso de la variable de insularidad en el coste total está entre 0.14% y 0.71% – un amplio abanico de valores cuyos extremos tendrían consecuencias muy diferentes para la financiación de las regiones insulares en caso de recogerse en la fórmula.

CUADRO 9  
Pesos estimados en costes totales y coeficiente de la variable de renta en la función de costes

	<i>estimación directa de CTOT</i>	<i>suma ponderada de componentes</i>
<i>costes fijos (<math>w_o</math>)</i>	1.89%	1.51% (0.71% a 2.30%)
<i>superficie (<math>w_{sup}</math>)</i>	0.00%	1.99% (1.35% a 2.62%)
<i>población insular (<math>w_{insu}</math>)</i>	0.00%	0.42% (0.14% a 0.71%)
<i>población protegida equiv. (<math>w_N</math>)</i>	98.11%	96.08% (95.06% a 97.10%)
<i>renta disponible (<math>w_N\eta</math>)</i>	-0.291	-0.156 (-0.200 a -0.112)

Con todo, y tal como cabría esperar, ambas versiones del modelo coinciden en que la población corregida por su grado de envejecimiento es con enorme diferencia el determinante más importante del gasto sanitario, pero indican también que hay otros factores que tienen una incidencia significativa sobre los costes de provisión de este servicio. A pesar de la considerable incertidumbre que existe sobre sus pondera-

ciones correctas, estas variables deberían tenerse en cuenta a la hora de repartir la financiación sanitaria si queremos asegurarnos de que todas las administraciones regionales estén en condiciones de ofrecer un nivel de servicios similar.

## 5. Indicadores de necesidades relativas de gasto por persona protegida

Las estimaciones de los pesos de distintos factores en los costes sanitarios totales que acabamos de presentar pueden utilizarse para construir indicadores de necesidades relativas de gasto. Estos indicadores miden los recursos por persona protegida que serían necesarios en cada región para ofrecer servicios sanitarios al mismo nivel de calidad que en el promedio del país, normalizados por el valor medio de la misma variable a nivel nacional.

Puesto que hemos trabajado con datos de coste homogeneizado que reflejan los salarios medios del personal sanitario en el conjunto del país, los indicadores que se obtienen directamente a partir del modelo estimado miden necesidades de gasto *a sueldos homogéneos*. También calcularemos las necesidades de gasto a sueldos de igual poder adquisitivo, para lo que resulta necesario introducir una corrección adicional por el nivel de precios regional. El importe de la corrección se calcula de forma que todas las administraciones puedan pagar sueldos sanitarios con el mismo poder adquisitivo con el mismo esfuerzo presupuestario, siempre y cuando el peso del componente salarial en su gasto sanitario sea igual al promedio nacional.

Nuestro indicador de necesidades de gasto por persona protegida es el coste estimado por persona protegida de una unidad de servicio sanitario, normalizado por su promedio nacional. Puesto que lo que hemos estimado es el coste por persona protegida equivalente, esta última variable ha de corregirse por un factor de envejecimiento que refleja la diferencia entre la población equivalente y la población protegida en términos relativos al promedio nacional. El resultado de este cálculo es nuestro indicador de necesidades de gasto a salarios homogéneos:

$$ng_r^H = (1 + envrel_r) * (1 + a_r - w_N\eta\tilde{y}_r) \quad [20]$$

donde  $envrel$  es un indicador de envejecimiento relativo construido de forma que

$$(1 + envrel_r) = \frac{shPOBPREQ_r}{shPOBPR_r} = 1 + \frac{shPOBPREQ_r - shPOBPR_r}{shPOBPR_r} \quad [21]$$

y

$$a_r = w_o \left( \frac{1}{R^* shPOBPREQ} - 1 \right) + \sum_k w_k \tilde{x}_r^k$$

Para calcular las necesidades de gasto con sueldos del mismo poder adquisitivo añadimos a  $ng_r^H$  una corrección por diferencias de precios entre regiones,  $cp_r$ , que se calcula como sigue. Sea  $\theta_w$  ( $= 0.476$  en 2004) el peso de los costes salariales en el gasto sanitario homogeneizado en el conjunto de España y  $p_r$  el nivel de precios en la región  $r$ . El importe de la corrección se obtiene multiplicando el componente salarial de las necesidades de gasto (calculado utilizando el peso medio nacional de los salarios en el gasto sanitario) por el diferencial de precios entre la región y una media ponderada de los precios de todas las regiones que se calcula de forma que la suma de las correcciones salariales sea cero. De esta forma tenemos

$$cp_r = \theta_w ng_r^H \left( \frac{p_r}{\bar{p}} - 1 \right) \quad [22]$$

donde  $p_r$  es el nivel de precios en la región  $r$  y  $\bar{p}$  la media ponderada de los niveles de precios ya indicada. Como se muestra en la Sección 6 del Apéndice A2, en el cálculo de este promedio los precios de cada región han de ponderarse por su participación de acuerdo con la fórmula de reparto en la financiación sanitaria total, calculada a salarios homogéneos.

Finalmente, el indicador de necesidades de gasto a salarios *equivalentes* en términos de poder adquisitivo sería

$$ng_r^E = ng_r^H + cp_r = ng_r^H + \theta_w ng_r^H \left( \frac{p_r}{\bar{p}} - 1 \right) = ng_r^H \left( 1 + \theta_w \left( \frac{p_r}{\bar{p}} - 1 \right) \right) = ng_r^H \left( 1 - \theta_w + \theta_w \left( \frac{p_r}{\bar{p}} \right) \right) \quad [23]$$

A modo de ilustración, el Cuadro 10 muestra los valores de los indicadores de necesidades de gasto en 2004 y de sus componentes que se obtienen con la versión desagregada del modelo preferido estimado en

la sección anterior. Las columnas (1) a (4) muestran las contribuciones al coste por habitante protegido equivalente de los costes fijos, la superficie, la insularidad y la renta disponible. La suma de estos cuatro factores y la unidad es el coste estimado por persona protegida equivalente ( $cpceqpr$ ), que se muestra en la columna (5). El índice de envejecimiento relativo ( $1 + env$ ) se muestra en la columna (6). Multiplicando esta variable por la anterior, se obtienen las necesidades de gasto por persona protegida a salarios homogéneos ( $ng^H$ , columna (7)) y sumando la corrección por diferencias de precios ( $cp$  en col. (8)) llegamos a las necesidades de gasto a sueldos del mismo poder adquisitivo ( $ng^E$ , columna (9)).

CUADRO 10  
Necesidades relativas de gasto, 2004

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
	costes fijos	sup	insu	renta disp	$cpceqpr$	$1+env$	$ng^H$	$cp$	$ng^E$
Rioja	0.1085	0.0077	-0.0042	-0.0174	1.0946	1.0490	1.1483	0.0197	1.1680
Asturias	0.0163	-0.0051	-0.0042	0.0041	1.0110	1.1143	1.1265	0.0046	1.1311
Cast. y León	-0.0012	0.0379	-0.0042	0.0008	1.0333	1.1245	1.1619	-0.0430	1.1190
Aragón	0.0133	0.0403	-0.0042	-0.0133	1.0361	1.0881	1.1273	-0.0235	1.1038
C.- Mancha	0.0048	0.0501	-0.0042	0.0251	1.0757	1.0410	1.1198	-0.0250	1.0947
Galicia	-0.0023	-0.0031	-0.0042	0.0184	1.0087	1.0949	1.1045	-0.0099	1.0946
Navarra	0.0472	0.0072	-0.0042	-0.0404	1.0098	1.0241	1.0341	0.0516	1.0856
Extremadura	0.0197	0.0444	-0.0042	0.0385	1.0984	1.0376	1.1396	-0.0561	1.0835
Cantabria	0.0499	-0.0047	-0.0042	-0.0042	1.0368	1.0490	1.0875	-0.0119	1.0756
Baleares	0.0271	-0.0105	0.0653	-0.0194	1.0625	0.9378	0.9964	0.0225	1.0189
País Vasco	0.0018	-0.0145	-0.0042	-0.0408	0.9422	1.0393	0.9793	0.0298	1.0091
Cataluña	-0.0097	-0.0121	-0.0042	-0.0221	0.9519	1.0063	0.9579	0.0447	1.0026
Valencia	-0.0067	-0.0112	-0.0042	0.0109	0.9888	0.9892	0.9781	-0.0002	0.9779
Murcia	0.0171	-0.0037	-0.0042	0.0280	1.0371	0.9301	0.9647	-0.0024	0.9623
Andalucía	-0.0098	0.0007	-0.0042	0.0313	1.0180	0.9490	0.9660	-0.0189	0.9471
Canarias	0.0072	-0.0125	0.0653	0.0153	1.0753	0.8942	0.9615	-0.0211	0.9404
Madrid	-0.0080	-0.0173	-0.0042	-0.0320	0.9385	0.9453	0.8872	0.0036	0.8908

En las columnas (1)-(3) del Cuadro 11 nuestro indicador de necesidades de gasto a salarios de poder adquisitivo equivalente se compara, para las regiones de régimen común, con el que resultaría de aplicar la fórmula de reparto actualmente vigente con los datos del mismo año (2004). Con la excepción de la Rioja, a la que la introducción de una partida destinada a cubrir costes fijos favorecería extraordinariamente debido a su reducido tamaño, la ordenación de las regiones en términos de necesidades de gasto por persona protegida es bastante similar con ambas fórmulas (la correlación entre ambos índices es 0.845) y está dominada por el grado de envejecimiento de la población. Sin embargo, el abanico de valores del indicador de necesidad es significativamente más

pequeño con la fórmula actual que con la estimada, y la introducción de correcciones por costes fijos, renta, precios y superficie afectaría de forma significativa la financiación asignada a algunas regiones.

CUADRO 11  
Necesidades de gasto. Comparación con el sistema actual en 2004

	coeficientes estimados		(3) ng <sup>E</sup> - actual (%)	límites inferiores intervalo	
	(1) sistema actual	(2) ng <sup>E</sup>		(4) ng <sup>E</sup>	(5) ng <sup>E</sup> - actual (%)
Cast. y León	108.7	111.9	3.0%	110.9	2.1%
Asturias	106.5	113.1	6.3%	112.5	5.7%
Galicia	106.0	109.5	3.3%	109.4	3.2%
Aragón	105.7	110.4	4.4%	108.9	3.0%
Extremadura	103.3	108.4	4.8%	105.0	1.6%
C.- Mancha	103.1	109.5	6.1%	107.1	3.8%
Rioja	102.3	116.8	14.1%	111.3	8.8%
Baleares	102.3	101.9	-0.4%	97.3	-4.9%
Cantabria	102.2	107.6	5.2%	105.4	3.1%
Canarias	99.9	94.0	-5.8%	89.8	-10.1%
Cataluña	98.9	100.3	1.4%	102.1	3.2%
Valencia	98.4	97.8	-0.6%	98.5	0.1%
Andalucía	96.6	94.7	-2.0%	94.6	-2.1%
Madrid	96.5	89.1	-7.6%	91.1	-5.5%
Murcia	95.7	96.2	0.6%	95.0	-0.7%

La tercera columna del cuadro muestra la diferencia porcentual entre el índice estimado de necesidades de gasto y el resultante de la fórmula actual. Con toda la cautela que exige la baja precisión de nuestras estimaciones, podemos interpretar esta variable como un indicador del grado en el que el sistema actual infravalora las necesidades de gasto de cada región. Además de la Rioja, las regiones en las que la actualización de la actual fórmula de financiación sin correcciones adicionales proporcionaría un menor grado de cobertura de los costes estimados serían las comunidades cantábricas y Castilla la Mancha, seguidas de Extremadura, Aragón, Galicia y Castilla y León. Se trata, por tanto, de los territorios más envejecidos y, en algunos casos, menos densamente poblados y con menores niveles de renta.

Con el fin de comprobar la robustez de nuestras conclusiones sobre los posibles sesgos que introduce en el sistema actual la omisión de algunas variables geográficas y de las economías de escala, hemos recalculado las necesidades de gasto regionales trabajando con los *límites inferiores* de los intervalos de confianza al 85% obtenidos para los distintos coeficientes (véase el Cuadro 9) en vez de con los valores estimados

de estos parámetros.<sup>12</sup> Con esta estimación más conservadora de los coeficientes del modelo, el rango del indicador de necesidades de gasto se reduce (de 27.7 a 22.8 puntos) y los valores estimados del mismo cambian apreciablemente en algunas regiones, destacando el caso de las comunidades insulares y la Rioja, que pierden más de cuatro puntos, y los de Madrid y Cataluña, que ganan en torno a dos. Pese a estos cambios, los signos de las diferencias con el sistema actual recogidas en las columnas (3) y (5) del cuadro se mantienen constantes en ambos escenarios para casi todas las regiones, lo que sugiere que los *sesgos* que hemos identificado en el sistema actual son, en algún sentido, estadísticamente significativos.<sup>13,14</sup>

## 6. Conclusiones

Utilizando datos de gasto sanitario por regiones, hemos intentado estimar una función de costes consistente con la estructura de la fórmula de reparto del fondo sanitario que se utiliza en el actual sistema de financiación autonómica. Aunque las limitaciones de los datos disponibles impiden estimar los parámetros de la función de costes con la precisión que sería deseable en un ejercicio de esta naturaleza, los resultados del análisis sí permiten establecer conjeturas razonablemente informadas sobre el probable rango de valores de tales parámetros y tienen implicaciones claras sobre la dirección en la que habría que modificar la fórmula de reparto para acercar la financiación sanitaria a las necesidades reales de gasto de las distintas comunidades autónomas.

<sup>12</sup>Más precisamente, no se toma el límite inferior del intervalo sino el más cercano a cero, que coincide con el anterior excepto en el caso de la renta disponible, cuyo coeficiente estimado es negativo.

<sup>13</sup>Obsérvese que al trabajar con la población equivalente como criterio básico de reparto, estamos fijando implícitamente el peso del envejecimiento en relación a la población, por lo que no resulta posible analizar la sensibilidad de nuestros resultados sobre el nivel de envejecimiento. Este tema, sin embargo, ya ha sido analizado en detalle en la sección 4.1, donde se concluye que el sistema actual infravalora el peso de este factor.

<sup>14</sup>Como señala uno de los evaluadores, podría ser interesante utilizar técnicas de bootstrapping para construir intervalos de confianza de necesidades de gasto para cada región. Se trataría de utilizar las distribuciones estimadas de los coeficientes de la función de costes para generar un gran número de *muestras artificiales* de necesidades de gasto regionales, de las que se extraerían los correspondientes intervalos de confianza. Dada la extensión del artículo y nuestra falta de ventaja comparativa en este campo, hemos optado por dejar el tema para trabajos futuros, conformándonos con un contraste informal y muy sencillo de la robustez de los resultados.



Una de las principales conclusiones del análisis es que la fórmula actual de financiación muy probablemente infravalora la incidencia del envejecimiento sobre los costes de la atención sanitaria. Una forma de corregir este problema sería adoptar como variable básica de reparto la población protegida equivalente que ha elaborado el Grupo de Trabajo sobre gasto sanitario ponderando la población desagregada por tramos de edad en proporción a los niveles relativos de gasto sanitario en cada tramo. Este criterio básico de reparto debería complementarse con correcciones por otros factores porque los costes de la atención sanitaria por persona protegida equivalente varían de forma sistemática con ciertas características regionales. En particular, encontramos evidencia de que la atención sanitaria presenta economías de escala que hacen que los costes unitarios sean mayores en las autonomías con menor población. También encontramos indicios claros de que los costes unitarios de provisión de este servicio, calculados a salarios homogéneos, son mayores en los territorios menos densamente poblados y con menores niveles de renta así como en las comunidades insulares.

Utilizando el modelo estimado hemos construido dos indicadores de necesidades de gasto sanitario regional en 2004. Dado que los datos de coste utilizados para estimar el modelo se corrigen por diferencias interregionales en niveles salariales, los indicadores que se obtienen directamente del modelo reflejan necesidades de gasto a salarios homogéneos. Puesto que los niveles de precios difieren de forma significativa entre regiones, la igualdad de salarios nominales entre autonomías supondría de hecho diferencias apreciables en salarios reales. Por tanto, parece razonable recalcular las necesidades de gasto a salarios de igual poder adquisitivo. Comparando este segundo indicador con el generado por la actual fórmula de financiación sanitaria, concluimos que el mantenimiento de esta fórmula podría resultar en diferencias significativas entre regiones en el grado de cobertura de sus necesidades estimadas de gasto.

### **Apéndice A1. Homogeneización del gasto sanitario**

El Grupo de Trabajo ofrece dos desgloses alternativos del gasto sanitario autonómico. El primero se basa en una clasificación económica en gastos de personal, consumos intermedios, transferencias corrientes (fundamentalmente recetas), conciertos con centros privados y gastos de capital (inversiones). El segundo desglose se basa en una clasificación funcional del gasto en los siguientes programas:

- atención hospitalaria y especializada
- atención primaria
- farmacia
- servicios de salud pública
- servicios colectivos de salud (administración general, investigación y formación)
- traslado de enfermos
- prótesis y aparatos terapéuticos
- transferencias corrientes a otros sectores
- gastos de capital

En ambos casos se excluye del análisis el consumo de capital fijo (las amortizaciones) y el grueso del gasto en conciertos de la comunidad autónoma de Cataluña se distribuye entre las restantes partidas de gasto de acuerdo con su naturaleza con el fin de permitir comparaciones más homogéneas con el resto de las regiones.

CUADRO A1.1  
Principales partidas de gasto sanitario autonómico, 2004  
Gasto bruto, en miles de euros corrientes

	<i>atención hospitalaria y especializada</i>	<i>atención primaria y salud pública</i>	<i>farmacia, prótesis y aparatos</i>	<i>servicios colectivos de salud</i>	<i>traslado de enfermos</i>	<i>Total</i>
<i>Andalucía</i>	3.771.917	1.166.701	1.701.469	98.257	93.908	6.832.252
<i>Aragón</i>	753.530	211.550	306.775	35.609	17.049	1.324.513
<i>Asturias</i>	658.386	164.283	273.455	27.470	10.333	1.133.927
<i>Baleares</i>	499.877	128.395	168.576	15.351	21.385	833.584
<i>Canarias</i>	1.060.194	249.247	403.635	42.129	40.603	1.795.808
<i>Cantabria</i>	335.917	117.104	115.659	13.195	5.851	587.726
<i>Castilla y León</i>	1.236.016	455.622	588.160	65.642	44.717	2.390.157
<i>Cast.-La Mancha</i>	744.778	261.579	447.011	35.360	33.375	1.522.103
<i>Cataluña</i>	3.471.885	1.093.365	1.596.003	156.176	66.245	6.383.674
<i>Valencia</i>	2.158.555	609.679	1.212.859	63.012	45.097	4.089.202
<i>Extremadura</i>	550.907	208.667	265.460	18.835	24.312	1.068.181
<i>Galicia</i>	1.533.969	340.478	739.411	41.339	19.626	2.674.823
<i>Madrid</i>	3.281.061	680.536	978.020	100.232	35.990	5.075.839
<i>Murcia</i>	657.959	177.091	307.310	26.382	16.292	1.185.034
<i>Navarra</i>	372.982	111.842	130.257	16.025	6.760	637.866
<i>País Vasco</i>	1.275.874	345.049	478.371	69.932	29.800	2.199.026
<i>Rioja</i>	156.291	50.030	65.990	6.654	5.508	284.473
<i>total</i>	<i>22.520.098</i>	<i>6.371.218</i>	<i>9.778.421</i>	<i>831.600</i>	<i>516.851</i>	<i>40.018.188</i>
<i>peso en total</i>	<i>56.3%</i>	<i>15.9%</i>	<i>24.4%</i>	<i>2.1%</i>	<i>1.3%</i>	<i>100.0%</i>

(\*) No incluye gastos de capital ni transferencias a otros sectores.

Nuestro punto de partida son los datos de gasto por programas recogidos en el Cuadro A1.1 para 2004. Hemos excluido los gastos de capital y las transferencias corrientes a otros sectores (que suponen respectivamente el 3.71% y el 0.57% del gasto total para centrarnos en el gasto corriente en los principales programas de atención sanitaria gestionados por las comunidades autónomas. El gasto en servicios de salud pública (un 1.1% del gasto total) se ha consolidado con el gasto en atención primaria debido a que el deslinde entre ambos conceptos resulta complicado y se realiza de forma diferente entre las distintas comunidades.<sup>15</sup> También hemos agrupado el gasto en prótesis y aparatos terapéuticos (0.35%) con el gasto en farmacia (23.1%).

CUADRO A1.2  
Variables utilizadas para homogeneizar el gasto sanitario, 2004

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	Peso prestaciones fuera de catálogo	Saldo neto por desplazados (atendidos- derivados)	Índice salarios relativos 2004	Costes de personal, total 2004 (GTS 2007)	atención hospital. y espec.	peso en salarios totales atención primaria y salud pública	servicios colectivos de salud
Andalucía	0.22%	652	95.3	3.243.964	67.2%	28.1%	4.7%
Aragón	0.00%	-5.339	96.6	661.785	68.0%	26.4%	5.6%
Asturias	0.00%	-2.916	97.1	558.091	70.7%	23.6%	5.7%
Baleares	0.00%	-5.471	109.0	447.576	70.4%	25.0%	4.7%
Canarias	0.00%	-4.362	94.2	831.147	69.6%	25.3%	5.1%
Cantabria	0.00%	6.269	94.8	306.952	62.8%	29.9%	7.3%
Cast. y León	0.00%	-22.660	96.2	1.228.482	61.3%	32.4%	6.3%
Cast. Mancha	0.00%	-32.216	96.9	804.644	66.1%	28.6%	5.3%
Cataluña	0.31%	29.000	111.6	2.999.022	48.3%	43.2%	8.5%
Valencia	0.00%	5.327	96.4	1.705.319	65.4%	29.3%	5.3%
Extremadura	0.00%	-13.069	95.2	535.400	63.2%	32.9%	3.9%
Galicia	0.00%	-1.298	94.0	1.151.556	69.4%	25.8%	4.8%
Madrid	0.00%	66.435	105.9	2.491.879	72.4%	21.2%	6.4%
Murcia	0.00%	-525	100.5	532.991	68.4%	27.8%	3.9%
Navarra	0.45%	-3.831	103.9	341.222	70.4%	24.3%	5.4%
País Vasco	0.15%	-463	110.5	1.123.520	70.3%	24.2%	5.4%
Rioja	0.00%	-8.851	98.1	148.818	67.1%	27.9%	4.9%
total CCAA	0.14%			19.112.368	66.1%	28.3%	5.6%
total España		0	100.0				
CCAA sin Cat.					67.9%	26.7%	5.3%

(\*) No incluye gastos de capital ni transferencias a otros sectores.

Partiendo de estas cifras, hemos intentado excluir el gasto en prestaciones no recogidas en el catálogo del Servicio Nacional de Salud y estimar los costes de personal que se habrían observado con sueldos

<sup>15</sup> El informe del Grupo de Trabajo (2007) indica que los programas de salud pública se realizan generalmente a través de la red de atención primaria y que los criterios utilizados para contabilizar su coste varían de una comunidad a otra.

homogéneos para todas las comunidades autónomas. También hemos intentado imputar los costes de la atención a pacientes desplazados a sus comunidades de residencia, lo que sólo ha sido posible en el caso de los servicios hospitalarios.

La información utilizada para realizar estos ajustes se recoge en el Cuadro A1.2 para el caso de 2004. Los datos sobre el coste de las prestaciones fuera de catálogo y de saldos netos por atención a desplazados están tomados respectivamente del primer y segundo informe del Grupo de Trabajo sobre gasto sanitario (GTS, 2005 y 2007). Puesto que el último año para el que se dispone del coste de las prestaciones fuera de catálogo es el 2003 y no existe ningún desglose de este gasto, hemos calculado el peso de esta partida en el gasto sanitario total de cada autonomía en el año citado, que se recoge en la columna (1) del Cuadro A1.2. Este porcentaje se utiliza para reducir el gasto observado de manera uniforme para todas las partidas tanto en 2003 como en 2004. Hay que destacar que el peso del gasto en tales prestaciones supone únicamente un 0.14% del total. El saldo neto por desplazados en atención hospitalaria (definido como la diferencia entre los costes de la atención a pacientes atendidos procedentes de otras autonomías y el coste que éstas soportan por la atención de pacientes propios derivados a las mismas) se muestra en la columna (2). Esta cantidad se resta del gasto hospitalario observado de cada autonomía (lo que supone aumentar éste cuando el saldo es negativo).

Los sueldos medios del personal sanitario varían de forma significativa de una comunidad a otra. A efectos de la estimación de una función de costes que aísle el impacto de factores demográficos y geográficos, nos interesa eliminar los efectos de las diferencias salariales entre comunidades. El primer paso para realizar la corrección consiste en construir un índice de salarios sanitarios relativos. El informe del GTS (2007) ofrece información sobre los salarios medios de 12 categorías profesionales en cada comunidad autónoma así como sobre el número total de efectivos en cada categoría.<sup>16</sup> Multiplicando el salario medio de cada categoría en cada comunidad por el número de efectivos corres-

<sup>16</sup>En el caso de la Rioja el dato de efectivos de 2004 corresponde a 2003 por ser éste el último año disponible. El Grupo de Trabajo advierte que la información que proporciona no es exhaustiva en el doble sentido de que no cubre todas las categorías profesionales existentes ni todos los conceptos retributivos (no se incluye, por ejemplo, la productividad variable). La remuneración total del personal cubierto por la estadística suponía en 2004 un 43% del gasto total en retribuciones del sector sanitario autonómico.

pondiente y sumando sobre categorías, se obtiene la retribución total efectivamente percibida por el personal cubierto por la estadística. Seguidamente, el cálculo se repite utilizando los efectivos observados de cada categoría en cada región y los sueldos medios de cada categoría en el conjunto de España. El índice de salarios relativos se obtiene dividiendo la retribución total observada por la retribución hipotética a salarios homogéneos y renormalizando el resultado de forma que el valor del índice es exactamente igual a 100 para España en su conjunto. El valor del índice en 2004 se muestra en la columna (3) del Cuadro A1.2.

El índice de salarios relativos se utiliza para homogeneizar el componente salarial de cada una de las partidas funcionales de gasto recogidas en el Cuadro A1.1. Puesto que el GTS no cruza los desgloses económico y funcional del gasto sanitario, hemos utilizado la información recogida en las cuentas satélite de la Estadística de Gasto Público Sanitario (EGSP en MSC, 2008) para desagregar por funciones el gasto salarial total que ofrece el GTS en su clasificación económica (columna (4) del Cuadro A1.2). Comparando ambas fuentes, comprobamos que los costes salariales totales coinciden aproximadamente en todas las regiones con la excepción de Cataluña, donde la EGSP ofrece una cifra considerablemente más baja para las retribuciones totales que el Grupo de Trabajo debido al diferente tratamiento que hacen ambas fuentes del gasto en conciertos (que se mantiene separado en su totalidad en la EGSP y se reasigna en su mayoría a otros conceptos de gasto en el informe del Grupo de Trabajo).

Las columnas (5)-(7) del Cuadro A1.2 muestran el peso de cada una de las tres funciones donde existen gastos de personal en el total de gasto por este concepto de acuerdo con la EGSP. El gasto total en personal de acuerdo con el Grupo de Trabajo (columna (3) del Cuadro A1.2) se desagrega por funciones utilizando estos pesos (tras sustraer del mismo la parte imputada a las prestaciones fuera de catálogo). La única excepción es Cataluña donde, debido a la diferencia entre fuentes ya citada en el tratamiento de los convenios, se utilizan los pesos medios para el conjunto de las comunidades autónomas (excluyendo a la propia Cataluña).

El procedimiento que acabamos de describir nos permite estimar los costes de personal por funciones correspondientes a las prestaciones incluidas en el catálogo del Sistema Nacional de Salud, evaluados a los salarios realmente observados en cada comunidad. Dividiendo esta

cifra por el índice de salarios relativos (columna (3)/100) obtenemos una estimación de los costes de personal a salarios constantes que se utiliza para homogeneizar las cifras de gasto total recogidas en el Cuadro A1.1. Llegamos así a las cifras de gasto homogeneizado que se muestran en el Cuadro A1.3. Para llegar al Cuadro A1.3 se subtrae del Cuadro A1.1 el coste estimado de las prestaciones fuera de catálogo y el saldo de desplazados, se restan las retribuciones a salarios observados y se suman las retribuciones a salarios homogéneos.

CUADRO A1.3  
Principales partidas de gasto sanitario autonómico, 2004  
Gasto homogeneizado, en miles de euros corrientes

	<i>atención hospitalaria y especializada</i>	<i>atención primaria y salud pública</i>	<i>farmacia, prótesis y aparatos</i>	<i>servicios colectivos de salud</i>	<i>traslado de enfermos</i>	<i>Total</i>
<i>Andalucía</i>	3.870.357	1.209.057	1.697.701	105.526	93.701	6.976.341
<i>Aragón</i>	774.755	217.727	306.775	36.923	17.050	1.353.231
<i>Asturias</i>	673.153	168.242	273.455	28.427	10.334	1.153.611
<i>Baleares</i>	479.423	119.187	168.576	13.635	21.386	802.207
<i>Canarias</i>	1.100.112	262.152	403.635	44.729	40.604	1.851.232
<i>Cantabria</i>	340.309	122.186	115.659	14.428	5.852	598.434
<i>Castilla y León</i>	1.288.143	471.190	588.160	68.658	44.718	2.460.869
<i>Cast.- La Mancha</i>	794.028	268.933	447.011	36.726	33.376	1.580.074
<i>Cataluña</i>	3.220.986	1.006.922	1.591.005	139.125	66.039	6.024.077
<i>Valencia</i>	2.194.542	628.178	1.212.859	66.341	45.098	4.147.017
<i>Extremadura</i>	580.953	217.496	265.460	19.884	24.313	1.108.105
<i>Galicia</i>	1.585.887	359.327	739.411	44.811	19.627	2.749.062
<i>Madrid</i>	3.113.422	650.866	978.020	91.259	35.991	4.869.559
<i>Murcia</i>	656.825	176.417	307.310	26.288	16.293	1.183.133
<i>Navarra</i>	366.229	108.265	129.671	15.273	6.731	626.169
<i>País Vasco</i>	1.199.797	318.802	477.672	64.043	29.758	2.090.071
<i>Rioja</i>	167.118	50.851	65.990	6.799	5.509	296.267
<i>total</i>	<i>22.406.037</i>	<i>6.355.799</i>	<i>9.768.369</i>	<i>822.876</i>	<i>516.379</i>	<i>39.869.460</i>
<i>peso en total</i>	<i>56.2%</i>	<i>15.9%</i>	<i>24.5%</i>	<i>2.1%</i>	<i>1.3%</i>	<i>100.0%</i>

## Apéndice A2. Marco teórico

### A2.1. La fórmula de necesidades de gasto

Como se indica en el texto, las fórmulas de necesidades de gasto que se utilizan en el sistema de financiación regional español reparten un volumen dado de financiación  $F$  entre una serie de regiones  $r = 1, \dots, R$  en función del número de usuarios de los servicios públicos ( $N$ ) y de una serie de variables adicionales de reparto ( $X^k$  con  $k = 1 \dots K$ ). En este apartado, ampliaremos esta formulación para recoger también la posibilidad de que la fórmula incorpore una variable redistributiva,  $Y$ , cuya suma sobre todas las regiones ha de ser igual a cero. Esta variable

sirve para transferir recursos de unas regiones a otras de acuerdo con algún criterio, manteniendo constante el volumen total de fondos a repartir.

Para describir la estructura de la fórmula y reescribirla en un formato más conveniente, utilizaremos minúsculas para indicar que estamos trabajando con valores por usuario y omitiremos el subíndice  $r$  para indicar totales o promedios nacionales según se trate respectivamente de los valores totales o por usuario de las distintas variables de reparto. Así

$$N = \sum_r N_r \quad \text{y} \quad F = \sum_r F_r$$

son respectivamente la población nacional y el volumen total de financiación a repartir y

$$f_r = \frac{F_r}{N_r} \quad \text{y} \quad f = \frac{F}{N} = \frac{\sum_r F_r}{N} = \sum_r \frac{N_r}{N} f_r = \sum_r sh N_r f_r$$

denotan la financiación por usuario en la región  $r$  y en el conjunto del país. El prefijo  $sh$  se utiliza para indicar el peso de una región en el total nacional en términos de cada variable, de forma que

$$sh X_r^k = \frac{X_r^k}{X^k} \quad \text{y} \quad sh N_r = \frac{N_r}{N}.$$

La fórmula de financiación específica que el volumen total de recursos ha de dividirse en  $K+2$  tramos con pesos  $\omega_o$ ,  $\omega_N$  y  $\omega_k$ , con  $k = 1 \dots K$ . El primero de estos tramos se reparte a partes iguales entre las regiones y los demás se distribuyen entre ellas en proporción a sus pesos en el total nacional en términos de población y de cada una de las demás variables de reparto. Además, cada región recibirá una partida adicional proporcional al valor en su territorio de la variable redistributiva,  $Y_r$ , donde esta variable ha de cumplir la siguiente condición

$$Y = \sum_r Y_r = 0$$

para que las correcciones que genera sumen a cero en el conjunto del país.

Con esta regla, la financiación total asignada a la región  $r$  viene dada por

$$F_r = \frac{1}{R}(\omega_o F) + \frac{N_r}{N}(\omega_N F) + \sum_k \frac{X_r^k}{X^k}(\omega_k F) + \phi Y_r = \left[ \frac{\omega_o}{R} + \omega_N shN_r + \sum_k \omega_k shX_r^k \right] F + \phi Y_r \quad [A2.1]$$

donde los pesos de las distintas variables no redistributivas de reparto han de sumar a la unidad,

$$\omega_o + \omega_N + \sum_k \omega_k = 1 \quad [A2.2]$$

Dividiendo ambos lados de [A2.1] por  $N_r$ , la financiación por usuario en la región  $r$  se puede escribir

$$\begin{aligned} f_r = \frac{F_r}{N_r} &= \left[ \frac{\omega_o}{R} + \omega_N shN_r + \sum_k \omega_k shX_r^k \right] \frac{F}{N} \frac{N}{N_r} + \phi \frac{Y_r}{N_r} = \left[ \frac{\omega_o}{R} + \omega_N shN_r + \sum_k \omega_k shX_r^k \right] f \frac{1}{shN_r} + \phi y_r \\ &= \left[ \frac{\omega_o}{R} \frac{1}{shN_r} + \omega_N + \sum_k \omega_k \frac{shX_r^k}{shN_r} + \frac{\phi}{f} y_r \right] f \end{aligned}$$

Utilizando [A2.2], tenemos

$$f_r = \left[ \frac{\omega_o}{R} \frac{1}{shN_r} + 1 - \omega_o - \sum_k \omega_k + \sum_k \omega_k \frac{shX_r^k}{shN_r} + \frac{\phi}{f} y_r \right] f$$

y, finalmente

$$f_r = \left[ 1 + \omega_o \left( \frac{1}{R^* shN_r} - 1 \right) + \sum_k \omega_k \tilde{x}_r^k + \frac{\phi}{f} y_r \right] f \equiv (1 + \alpha_r + \varphi y_r) f \quad [A2.3]$$

donde hemos definido

$$\tilde{x}_r^k = \frac{shX_r^k}{shX_r} - 1 = \frac{X_r^k / X^k}{N_r / N} - 1 = \frac{X_r^k / N_r}{X^k / N} - 1 = \frac{X_r^k}{X^k} - 1 \quad y \quad [A2.4]$$

$$\alpha_r = \omega_o \left( \frac{1}{R^* shN_r} - 1 \right) + \sum_k \omega_k \tilde{x}_r^k, \quad \varphi \equiv \frac{\phi}{f} \quad [A2.5]$$

La ecuación [A2.3] nos dice que la financiación por usuario de la región  $r$  es igual al promedio nacional,  $f$ , multiplicado por un factor de



corrección,  $1 + a_r + \varphi y_r$ , que refleja las características diferenciales de la región en términos de los criterios de reparto.

Obsérvese que podemos interpretar la corrección como un factor de ponderación para la población usuaria de la región: a efectos de financiación, cada usuario residente en la región  $r$  sería equivalente a  $1 + a_r + \varphi y_r$  usuarios promedio. Si definimos la población usuaria equivalente o ponderada de la región  $r$  como

$$N'_r = N_r(1 + \alpha_r + \varphi y_r) \tag{A2.6}$$

su financiación total vendrá dada por el producto de su población equivalente y la financiación media nacional por usuario

$$F_r = N_r f_r = N_r(1 + \alpha_r + \varphi y_r) f = N'_r f \tag{A2.7}$$

Seguidamente se demuestra que la suma de las poblaciones ponderadas regionales coincide con la población (no ponderada) nacional, esto es que

$$N' = \sum_r N'_r = \sum_r N_r(1 + \alpha_r + \varphi y_r) = \sum_r N_r = N \tag{A2.8}$$

DEMOSTRACIÓN:

Desarrollando la definición de  $N'$  dada en [A2.8] tenemos

$$N' = \sum_r N_r(1 + \alpha_r + \varphi y_r) = \sum_r N_r + \sum_r N_r \alpha_r + \varphi \sum_r N_r y_r = N + \sum_r N_r \alpha_r + \varphi \sum_r Y_r$$

Dado que  $\sum_r Y_r = 0$  por hipótesis, nos queda demostrar que

$$\sum_r N_r \alpha_r = 0$$

Utilizando la definición de  $\alpha_r$  dada en la ecuación [A2.5], tenemos:

$$\begin{aligned} \sum_r N_r \alpha_r &= \omega_o \sum_r N_r \left( \frac{1}{R^* \text{sh}n_r} - 1 \right) + \sum_r N_r \sum_k \omega_k \tilde{x}_r^k \\ &= \omega_o \left[ \frac{1}{R} \sum_r N_r \frac{1}{\text{sh}n_r} - \sum_r N_r \right] + \sum_k \omega_k \sum_r N_r \tilde{x}_r^k \\ &= \omega_o \left[ \frac{1}{R} \sum_r N_r \frac{N}{N_r} - N \right] + \sum_k \omega_k \sum_r N_r \left( \frac{X_r^k}{X^k} \frac{N}{N_r} - 1 \right) \\ &= \omega_o \left[ \frac{1}{R} NR - N \right] + \sum_k \omega_k \sum_r \left( N \frac{X_r^k}{X^k} - N_r \right) \\ &= 0 + \sum_k \omega_k \left( \frac{N}{X^k} \sum_r X_r^k - \sum_r N_r \right) = \sum_k \omega_k \left( \frac{N}{X^k} X^k - N \right) = 0 \end{aligned}$$

que es el resultado deseado.

*A2.2. Estimación de la función de costes con datos de gasto*

Como en el texto, supondremos que el gasto sanitario observado en la región  $r$  se puede aproximar por:

$$g_r = c_r(\bar{s})(1 + \gamma \tilde{f}_r) \tag{A2.9}$$

donde

$$\bar{s} = \frac{G}{N'} = \frac{G}{N} = g \tag{A2.10}$$

es el nivel de servicio que se podría ofrecer de manera uniforme en todo el territorio nacional si el volumen real de gasto observado se distribuyese en proporción a la población efectiva de cada región (esto es, a sus necesidades de gasto si éstas se calculasen utilizando la función correcta de costes) y

$$\tilde{f}_r = \frac{f_r'}{f'} - 1 = \frac{f_r / (1 + a_r)}{f / 1} - 1 = \frac{1}{1 + a_r} \frac{f_r}{f} - 1 \tag{A2.11}$$

es un índice de financiación efectiva por usuario en diferencias con el promedio nacional. En la sección siguiente se desarrolla un modelo donde bajo ciertas condiciones esta expresión se cumple exacta o casi exactamente.

Obsérvese que hemos definido la financiación efectiva por habitante de la región  $r$ ,  $f_r^f$ , como el cociente entre su financiación per cápita,  $f_r$ , y el coste por usuario del servicio relevante – o, lo que es lo mismo, como el resultado de dividir su financiación total por su población equivalente a efectos del servicio de interés.

Substituyendo la ecuación [4] del texto en [A2.9] y usando [A2.10] y [A2.11] tenemos

$$\begin{aligned} \frac{g_r}{g} &= 1 + a_r + (1 + a_r)\gamma \left( \frac{1}{1 + a_r} \frac{f_r}{f} - 1 \right) = 1 + a_r + \gamma \frac{f_r}{f} - (1 + a_r)\gamma = (1 + a_r)(1 - \gamma) + \gamma \frac{f_r}{f} \\ &= 1 - \gamma + (1 - \gamma)a_r + \gamma \frac{f_r}{f} = 1 + (1 - \gamma)a_r + \gamma \left( \frac{f_r}{f} - 1 \right) \end{aligned}$$

o

$$\frac{g_r}{g} - 1 = (1 - \gamma)a_r + \gamma \left( \frac{f_r}{f} - 1 \right)$$

de donde, finalmente, obtenemos la ecuación a estimar:

$$\tilde{g}_r = (1 - \gamma)a_r + \gamma \tilde{f}_r = (1 - \gamma)w_o \left( \frac{1}{R^* shN_r} - 1 \right) + \sum_k (1 - \gamma)w_k \tilde{x}_r^k + \gamma \tilde{f}_r \tag{A2.12}$$

### A2.3. Un modelo de la determinación del gasto sanitario

El gobierno regional presta servicios sanitarios ( $s$ ) y otros servicios ( $o$ ) a sus ciudadanos. El nivel de calidad de cada servicio viene dado por el gasto por usuario equivalente,

$$s = \frac{G^s}{N(1 + a)} = \frac{g^s}{1 + a} \quad y \quad o = \frac{G^o}{N(1 + b)} = \frac{g^o}{1 + b} \tag{A2.13}$$

donde  $G^j$  es el gasto total en la competencia  $j$ ,  $g^j$  el gasto por habitante y  $1 + a$  y  $1 + b$  reflejan los costes relativos de ofrecer una unidad de servicio per cápita en la región en relación al promedio nacional en cada una de las competencias. Estos indicadores están normalizados de forma que su media nacional, ponderada por la población regional, es igual a la unidad en cada caso.

El gobierno dispone de un volumen total de financiación  $F$  determinado exógenamente y lo distribuye entre ambas competencias para maximizar la utilidad de sus ciudadanos, dada por

$$v(s, o) = \delta \ln(s - m_s) + (1 - \delta) \ln(o - m_o), \quad [\text{A2.14}]$$

sujeto a la restricción presupuestaria

$$G^s + G^o = F. \quad [\text{A2.15}]$$

Los términos  $m_j$  que aparecen en la ecuación [A2.14] denotan la mínima calidad aceptable del servicio en cada competencia.

Dividiendo ambos lados por la población (lo que indicamos utilizando letras minúsculas) y utilizando [A2.13], la restricción presupuestaria se puede escribir

$$\begin{aligned} f &= g^s + g^o = (1 + a)s + (1 + b)o \\ &= (1 + a)[m_s + (s - m_s)] + (1 + b)[m_o + (o - m_o)] \end{aligned}$$

de donde

$$(1 + a)(s - m_s) + (1 + b)(o - m_o) = f - (1 + a)m_s - (1 + b)m_o$$

o

$$(1 + a)(s - m_s) + (1 + b)(o - m_o) = f - d \quad [\text{A2.16}]$$

donde

$$d = (1 + a)m_s - (1 + b)m_o \quad [\text{A2.17}]$$

Diferenciando el Lagrangiano,

$$L = \delta \ln(s - m_s) + (1 - \delta) \ln(o - m_o) + \lambda [f - d - (1 + a)(s - m_s) + (1 + b)(o - m_o)]$$

obtenemos las condiciones de primer orden

$$\begin{aligned} \frac{\partial L}{\partial s} &= \frac{\delta}{s - m_s} - \lambda(1 + a) = 0 \Rightarrow \lambda = \frac{\delta}{(s - m_s)(1 + a)} \\ \frac{\partial L}{\partial o} &= \frac{1 - \delta}{o - m_o} - \lambda(1 + b) = 0 \Rightarrow \lambda = \frac{1 - \delta}{(o - m_o)(1 + b)} \end{aligned} \quad [\text{A2.18}]$$

de donde

$$\frac{\delta}{(s - m_s)(1 + a)} = \frac{1 - \delta}{(o - m_o)(1 + b)} \Rightarrow (o - m_o) = \frac{1 - \delta}{\delta} \frac{1 + a}{1 + b} (s - m_s) \quad [\text{A2.19}]$$

Substituyendo [A2.19] en [A2.16]

$$(1 + a)(s - m_s) + (1 + a) \frac{1 - \delta}{\delta} (s - m_s) = f - d \Rightarrow \frac{1 + a}{\delta} (s - m_s) = f - d$$

obtenemos el nivel óptimo de servicio sanitario,

$$s^* = s(f) = m_s + \frac{\delta}{1 + a} (f - d) \quad [\text{A2.20}]$$

Dado  $s^*$ , el nivel óptimo de gasto sanitario viene dado por

$$g^{s*} = g^s(f) = (1 + a)s^* = (1 + a)m_s + \delta(f - d) \quad [\text{A2.21}]$$

lo que convendrá escribir en más detalle como

$$g^{s*} = g^s(f) = (1 + a)m_s - \delta d + \delta f = e + \delta f \quad [\text{A2.22}]$$

donde

$$\begin{aligned} e &= (1 + a)m_s - \delta d = (1 + a)m_s - \delta[(1 + a)m_s - (1 + b)m_o] \\ &= (1 - \delta)(1 + a)m_s + \delta(1 + b)m_o \end{aligned} \quad [\text{A2.23}]$$

De aquí en adelante nos concentraremos en el gasto sanitario, por lo que suprimimos el superíndice  $s$  que indica sanidad pero introducimos un subíndice regional  $r$  para todas las variables que permitimos que en principio varíen de una región a otra. (En particular, supondremos que los parámetros de preferencias son idénticos, pero los de coste pueden variar). La función de gasto sanitario vendrá dada por:

$$g_r^* = g_r(f) = e_r + \delta f_r \quad [\text{A2.24}]$$

donde

$$e_r = (1 - \delta)(1 + a_r)m_s + \delta(1 + b_r)m_o \quad [\text{A2.25}]$$

Consideremos el gasto promedio en sanidad en el conjunto del país. Utilizando  $shN_r$  para indicar el peso de la región  $r$  en la población nacional, el gasto medio por habitante en sanidad vendrá dado por

$$\bar{g} = \sum_r shN_r g_r^* = \sum_r shN_r e_r + \delta \sum_r shN_r f_r = e + \delta \bar{f} \quad [A2.26]$$

donde

$$e = \sum_r shN_r e_r = (1 - \delta) m_s \sum_r shN_r (1 + a_r) + \delta m_o \sum_r shN_r (1 + b_r) = (1 - \delta) m_s + \delta m_o \quad [A2.27]$$

En el último paso hemos usado el hecho de que

$$\sum_r shN_r (1 + a_r) = \sum_r shN_r (1 + b_r) = 1$$

que se obtiene dividiendo la ecuación [A2.8] por  $N$ .

Hagamos ahora el siguiente experimento. Supongamos que el gasto sanitario efectivamente observado en el conjunto del país se distribuye en proporción a la población efectiva de cada región. El gasto por usuario equivalente (esto es, la calidad del servicio) será igual en todas las regiones a

$$\tilde{s} = \frac{\sum_r G_r^*}{\sum_r (1 + a_r) N_r} = \frac{G}{N} = \bar{g}$$

(obsérvese que esto no es necesariamente lo mismo que la calidad media observada) y el gasto observado per cápita será

$$\bar{g}_r = (1 + a_r) \tilde{s} = (1 + a_r) \bar{g} = (1 + a_r) (e + \delta \bar{f}) \quad [A2.28]$$

La diferencia entre el gasto per cápita observado y esta referencia hipotética vendrá dada por

$$\begin{aligned} g_r^* - \bar{g}_r &= e_r + \delta f_r - (1 + a_r) (e + \delta \bar{f}) \\ &= e_r - (1 + a_r) e + \delta [f_r - (1 + a_r) \bar{f}] \end{aligned}$$

donde

$$\begin{aligned} e_r - (1 + a_r) e &= (1 - \delta) (1 + a_r) m_s + \delta (1 + b_r) m_o - (1 + a_r) [(1 - \delta) m_s + \delta m_o] \\ &= \delta m_o (1 + b_r) - \delta m_o (1 + a_r) \\ &= \delta m_o (a_r - b_r) \end{aligned}$$

Tenemos por tanto

$$g_r^* - \bar{g}_r = \delta m_o (b_r - a_r) + \delta \left[ f_r - (1 + a_r) \bar{f} \right] \quad [\text{A2.29}]$$

y podemos escribir

$$\begin{aligned} g_r^* &= \bar{g}_r + (g_r^* - \bar{g}_r) = (1 + a_r) \bar{g} + \delta \left[ f_r - (1 + a_r) \bar{f} \right] + \delta m_o (b_r - a_r) \\ &= (1 + a_r) \bar{g} + \delta \bar{f} \left[ \frac{f_r}{\bar{f}} - (1 + a_r) \right] + \delta m_o (b_r - a_r) \end{aligned} \quad [\text{A2.30}]$$

Dividiendo ambos lados de esta expresión por

$$\frac{g_r^*}{\bar{g}} = (1 + a_r) + \delta \frac{\bar{f}}{\bar{g}} \left[ \frac{f_r}{\bar{f}} - (1 + a_r) \right] + \delta m_o (b_r - a_r) \frac{1}{\bar{g}}$$

o

$$\frac{g_r^*}{\bar{g}} = 1 + a_r \left[ 1 - \delta \frac{\bar{f}}{\bar{g}} \right] + \delta \frac{\bar{f}}{\bar{g}} \left[ \frac{f_r}{\bar{f}} - 1 \right] + \delta m_o (b_r - a_r) \frac{1}{\bar{g}}$$

Observamos que

$$\delta m_o (b_r - a_r) \frac{1}{\bar{g}} ; 0$$

si la diferencia entre  $a$  y  $b$  es pequeña (esto es si la estructura de costes sanitarios no es muy distinta de la del resto de los servicios públicos) o si  $m_o$  es una fracción pequeña del gasto sanitario. Por otro lado el término se convierte en una constante si la diferencia entre  $a$  y  $b$  es aproximadamente la misma en todas las comunidades, lo que tampoco parece muy descabellado.

Definiendo

$$\gamma = \delta \frac{\bar{f}}{\bar{g}}$$

tenemos

$$\frac{g_r^*}{\bar{g}} - 1 = (1 - \gamma) a_r + \gamma \left[ \frac{f_r}{\bar{f}} - 1 \right] + \varepsilon_r \quad [\text{A2.31}]$$

donde  $\varepsilon$  es una constante que probablemente tienda a zero. En la notación del texto y expresando el valor de  $a$  en función de otras variables:

$$\begin{aligned}\tilde{g}_r &= (1-\gamma)a_r + \gamma\tilde{f}_r + \varepsilon_r \\ &= (1-\gamma)w_o\left(\frac{1}{R^*shN_r} - 1\right) + \sum_k(1-\gamma)w_k\tilde{x}_r^k + \gamma\tilde{f}_r + \varepsilon_r\end{aligned}$$

que es la ecuación que estimaremos para recuperar los parámetros de la función de costes (imponiendo  $\varepsilon_r = 0$  o suponiendo que este término no está correlacionado con el resto de las variables, lo que permite subsumirlo sin problemas en la perturbación de la regresión).

#### A2.4. Introducción de un efecto renta

Queremos introducir en el modelo la posibilidad de que los costes sanitarios dependan del nivel de renta disponible debido a que los individuos de mayor renta podrían tener una mayor tendencia a contratar servicios sanitarios privados y no hacer uso de los públicos. Supondremos que los costes por unidad de servicio en cada región dependen del número efectivo de usuarios dado por

$$N_r^* = N_r(1 - \eta\tilde{y}_r) \quad [\text{A2.32}]$$

donde  $N$  es el número de usuarios potenciales del servicio público (la población protegida en el caso de la sanidad, o la población en edad escolar en el de la educación) y

$$\tilde{y}_r = \frac{y_r - \bar{y}}{\bar{y}} = \frac{y_r}{\bar{y}} - 1 \quad [\text{A2.33}]$$

es un indicador del diferencial de renta per cápita disponible en relación con un nivel de referencia que determinaremos más adelante de forma que el efecto renta sume a cero sobre todas las regiones.

Por lo demás, la función de costes es la misma que en la sección anterior de forma que el coste total por unidad de servicio en la región  $r$  viene dado por

$$C_r(\mathbf{1}) = b_o + b_N N_r^* + \sum_k b_k X_r^k = b_o + b_N N_r + \sum_k b_k X_r^k - b_N \eta N_r \tilde{y}_r \quad [\text{A2.34}]$$



Sumando sobre regiones, obtenemos el coste total por unidad de servicio

$$\begin{aligned}
 C(\mathbf{1}) &= \sum_r C_r(\mathbf{1}) = Rb_o + b_N \sum_r N_r + \sum_k b_k \sum_r X_r^k - \eta b_N \sum_r N_r \tilde{y}_r \\
 &= Rb_o + b_N N + \sum_k b_k X^k - \eta b_N \sum_r N_r \tilde{y}_r
 \end{aligned}
 \tag{A2.35}$$

Queremos que la variable de renta relativa desaparezca de esta expresión. Para ello, necesitamos que

$$\sum_r N_r \tilde{y}_r = \sum_r N_r \left( \frac{y_r}{\bar{y}} - 1 \right) = \frac{1}{\bar{y}} \sum_r N_r y_r - N = 0 \Rightarrow \sum_r N_r y_r = N \bar{y}$$

o

$$\bar{y} = \sum_r \frac{N_r}{N} y_r = \sum_r sh N_r y_r
 \tag{A2.36}$$

Esto es, el nivel de referencia de renta ha de calcularse como una media ponderada de los niveles regionales utilizando como ponderaciones los pesos regionales en el número total de usuarios potenciales – y no necesariamente en la población total. (De hecho, si conociéramos la renta de los usuarios potenciales en vez de la renta de la población lo natural sería calcular de esta forma la renta media).

Bajo este supuesto, tenemos como antes

$$C(\mathbf{1}) = Rb_o + b_N N + \sum_k b_k X^k$$

y las participaciones en los costes totales de las variables no redistributivas vienen dadas por

$$w_o = \frac{Rb_o}{C(\mathbf{1})}, \quad w_N = \frac{b_N N}{C(\mathbf{1})}, \quad w_k = \frac{b_k X^k}{C(\mathbf{1})}
 \tag{A2.37}$$

y suman uno. Utilizando [A2.37], las funciones de costes regionales por unidad de servicio pueden reescribirse en la forma

$$\begin{aligned}
 C_r(\mathbf{1}) &= \frac{w_o C(\mathbf{1})}{R} + \frac{w_N C(\mathbf{1})}{N} N_r (1 - \eta \tilde{y}_r) + \sum_k \frac{w_k C(\mathbf{1})}{X^k} X_r^k = \\
 &= \left[ \frac{w_o}{R} + w_N (1 - \eta \tilde{y}_r)^* sh N_r + \sum_k w_k sh X_r^k \right] C(\mathbf{1})
 \end{aligned}$$

Dividiendo por la población, los costes de producción de una unidad de servicio por usuario en la región  $r$  serán

$$\begin{aligned}
 c_r(1) &\equiv \frac{C_r(1)}{N_r} = \left[ \frac{w_o}{R} + w_N(1 - \eta\tilde{y}_r)shN_r + \sum_k w_k shX_r^k \right] \frac{N}{N_r} \frac{1}{N} C(1) \\
 &= \left[ \frac{w_o}{R} + w_N(1 - \eta\tilde{y}_r)shN_r + \sum_k w_k shX_r^k \right] \frac{1}{shN_r} \frac{C(1)}{N} \\
 &= \left[ w_o \frac{1}{R^* shN_r} + w_N - \eta w_N \tilde{y}_r + \sum_k w_k \frac{shX_r^k}{shN_r} \right] c(1)
 \end{aligned}$$

Dado que la suma de las participaciones en costes totales es la unidad, tenemos

$$w_N = 1 - w_o - \sum_k w_k$$

Substituyendo esta expresión en la anterior

$$\begin{aligned}
 c_r(1) &= \left[ w_o \frac{1}{R^* shN_r} + \left( 1 - w_o - \sum_k w_k \right) - \eta w_N \tilde{y}_r + \sum_k w_k \frac{shX_r^k}{shN_r} \right] c(1) \\
 &= \left[ w_o \left( \frac{1}{R^* shN_r} - 1 \right) + 1 + \sum_k w_k \left( \frac{shX_r^k}{shN_r} - 1 \right) - w_N \eta \tilde{y}_r \right] c(1) \\
 &= \left[ 1 + w_o \left( \frac{1}{R^* shN_r} - 1 \right) + \sum_k w_k \tilde{x}_r^k - w_N \eta \tilde{y}_r \right] c(1) \equiv (1 + a_r - w_N \eta \tilde{y}_r) c(1)
 \end{aligned}$$

El argumento utilizado arriba para obtener la ecuación a estimar puede repetirse substituyendo  $a_r$  por  $a_r - w_N \eta \tilde{y}_r$  y nos lleva a la siguiente ecuación:

$$\begin{aligned}
 \tilde{g}_r &= (1 - \gamma)(a_r - w_N \eta \tilde{y}_r) + \gamma \tilde{f}_r = (1 - \gamma) w_o \left( \frac{1}{R^* shN_r} - 1 \right) + \\
 &\quad + \sum_k (1 - \gamma) w_k \tilde{x}_r^k - (1 - \gamma) w_N \eta \tilde{y}_r + \gamma \tilde{f}_r \quad [A2.38]
 \end{aligned}$$

así que el término de renta entra de forma aditiva y su coeficiente es igual a  $(1 - \gamma) w_N \eta$ . Utilizando esta expresión, podemos recuperar  $\eta$  a partir del coeficiente estimado de la renta relativa en la ecuación que se estima en el texto.

### A2.5. Descomposición por programas de la función de costes

Supongamos que estimamos la función de costes tras descomponer éstos en varias partidas,  $j = 1 \dots J$ . Entonces tendríamos (para un nivel dado de servicio que se suprime)

$$c_r^j = \left[ \omega_o^j \left( \frac{1}{R^*shN_r} - 1 \right) + \sum_k \omega_k^j \tilde{x}_r^k \right] c^j$$

para cada componente  $j$  y los costes totales vendrían dados por

$$\begin{aligned} c_r &= \sum_j c_r^j = \sum_j \left[ \omega_o^j \left( \frac{1}{R^*shN_r} - 1 \right) + \sum_k \omega_k^j \tilde{x}_r^k \right] c^j \\ &= \sum_j \left[ \omega_o^j \left( \frac{1}{R^*shN_r} - 1 \right) \right] c^j + \sum_j \sum_k \omega_k^j \tilde{x}_r^k c^j \\ &= \left( \sum_j \omega_o^j c^j \right) \left( \frac{1}{R^*shN_r} - 1 \right) + \sum_k \tilde{x}_r^k \left( \sum_j \omega_k^j c^j \right) = \\ &= \left[ \left( \sum_j \omega_o^j \frac{c^j}{c} \right) \left( \frac{1}{R^*shN_r} - 1 \right) + \sum_k \tilde{x}_r^k \left( \sum_j \omega_k^j \frac{c^j}{c} \right) \right] c \end{aligned}$$

Por tanto, los pesos de los distintos factores en el coste total habrían de calcularse como medias ponderadas de las participaciones en los distintos componentes del coste, usando como pesos las participaciones de cada componente de coste en el coste total. Esto es,

$$\omega_k = \sum_j \omega_k^j \frac{c^j}{c}$$

### A2.6. Indicadores de necesidades relativas de gasto por persona protegida

Utilizando los pesos que hemos estimado en el texto, el coste por persona protegida equivalente de una unidad de servicio sanitario en la región  $r$  normalizado por el promedio nacional viene dado por

$$\frac{c_r^{pcpreq}(1)}{c^{pcpreq}(1)} = (1 + a_r - w_N \eta \tilde{y}_r) \quad \text{donde} \quad a_r = w_o \left( \frac{1}{R^*shN_r} - 1 \right) + \sum_k \omega_k \tilde{x}_r^k$$

Obsérvese que el coste relativo por persona protegida equivalente se puede escribir en la forma

$$\begin{aligned} \frac{c_r^{pcpreq}(1)}{c^{pcpreq}(1)} &= \frac{\frac{C_r(1)}{POBPREQ_r}}{\frac{C(1)}{POBPREQ}} = \frac{\frac{C_r(1)}{POBPREQ_r} * \frac{POBPR_r}{POBPR}}{\frac{C(1)}{POBPREQ} * \frac{POBPR}{POBPR}} = \frac{\frac{C_r(1)}{POBPR_r} * \frac{POBPR_r}{POBPREQ_r}}{\frac{C(1)}{POBPR} * \frac{POBPR}{POBPREQ}} \\ &= \frac{c_r^{pcpr}(1) \frac{POBPR_r}{POBPR}}{c^{pcpr}(1) \frac{POBPREQ_r}{POBPREQ}} = \frac{c_r^{pcpr}(1) \text{ sh}POBPR_r}{c^{pcpr}(1) \text{ sh}POBPREQ_r} \end{aligned}$$

donde

$$\frac{c_r^{pcpr}(1)}{c^{pcpr}(1)}$$

es el coste relativo por persona protegida de una unidad de servicio sanitario. Despejando esta variable en la expresión anterior, nuestro indicador de necesidades de gasto relativas a sueldos homogéneos viene dado por

$$ng_r^H = \frac{c_r^{pcpr}(1)}{c^{pcpr}(1)} = \frac{c_r^{pcpreq}(1) \text{ sh}POBPREQ_{Rr}}{c^{pcpreq}(1) \text{ sh}POBPR_r}$$

Para calcular las necesidades de gasto con sueldos del mismo poder adquisitivo añadimos a  $ng_r^H$  una corrección por diferencias de precios entre regiones,  $cp_r$ , que se calcula como sigue. Sea  $\theta_w$  el peso de los costes salariales en el gasto sanitario homogeneizado en el conjunto de España y  $p_r$  el nivel de precios en la región  $r$ . Definimos

$$cp_r = \theta_w ng_r^H \left( \frac{p_r}{\bar{p}} - 1 \right)$$

donde  $\bar{p}$  es un indicador del nivel medio de precios que calcularemos de forma que las correcciones por precios sumen a cero en el conjunto de España. Queremos, por tanto, que

$$0 = CP = \sum_r POBPR_r cp_r = \theta_w \sum_r POBPR_r cp_r = \theta_w \sum_r POBPR_r ng_r^H \left( \frac{p_r}{\bar{p}} - 1 \right)$$

de donde

$$\begin{aligned} \frac{1}{\bar{p}} \sum_r POBPR_r ng_r^H p_r &= \sum_r POBPR_r ng_r^H \\ \Rightarrow \bar{p} &= \frac{\sum_r POBPR_r ng_r^H p_r}{\sum_r POBPR_r ng_r^H} = \frac{\sum_r FIN_r^H p_r}{FIN} = \sum_r shFIN_r^H p_r \text{ or} \\ \bar{p} &= \frac{\sum_r shPOBPR_r ng_r^H p_r}{\sum_r shPOBPR_r ng_r^H} = \sum_r shPOBPR_r ng_r^H p_r \end{aligned}$$

Esto es, el *nivel medio de precios* ha de calcularse ponderando los precios de cada región por su participación en la financiación total calculada a salarios homogéneos.

## References

- Bosch, A. y C. Escribano (1988): “Las necesidades de gasto de las Comunidades Autónomas”, en *Cinco estudios sobre financiación autonómica*, Instituto de Estudios Fiscales, Madrid, pp. 209-69.
- Cantarero, D. (2002): “Sanidad, Financiación Autonómica y Transferencias”, *Investigaciones Regionales* 1, pp. 59-81.
- Castells, A. y A. Solé (2000), *Cuantificación de las necesidades de gasto de las Comunidades Autónomas: metodología y aplicación práctica* Instituto de Estudios Fiscales, Madrid.
- De la Fuente, A. y X. Vives (2003), *Políticas públicas y equilibrio territorial en el estado autonómico* Fundación BBVA y Generalitat de Catalunya, Barcelona.
- De la Fuente, A. y M. Gundín (2008): “Sobre el reparto de la financiación sanitaria”, Mimeo, Instituto de Análisis Económico, CSIC, Barcelona.
- Grupo de trabajo de análisis del gasto sanitario (GTS, 2007), *Informe del Grupo de Trabajo de análisis del gasto sanitario, 2007* Ministerio de Sanidad y Consumo, Madrid.
- Grupo de trabajo para el análisis del gasto sanitario (GTS, 2005), *Informe del Grupo de Trabajo para el análisis del gasto sanitario* Instituto de Estudios Fiscales, Madrid.
- Instituto Nacional de Estadística (INE, 2008a), *Explotación estadística del padrón, en base de datos electrónica INEbase, Demografía y población, Cifras de población* Madrid.
- Instituto Nacional de Estadística (INE, 2008b), *Territorio, en base de datos electrónica INEbase, Entorno físico y medio ambiente* Madrid.
- Instituto Nacional de Estadística (INE, 2008c), *Nomenclátor: relación de unidades poblacionales, en base de datos electrónica INEbase, Demografía y población, Cifras de población* Madrid.
- Instituto Nacional de Estadística (INE, 2008d), *Cuentas de renta de los hogares, en base de datos electrónica INEbase, Economía: Cuentas Económicas, Contabilidad Regional de España* Madrid.
- Instituto Nacional de Estadística (INE, 2008e), *Cuánto ha variado el IPC desde...?, en base de datos electrónica INEbase, Sociedad: Nivel, calidad y condiciones de vida: Índice de Precios de Consumo* Madrid.
- López Casanovas, G. y A. Rico (2001), *Evaluación de las políticas de servicios sanitarios en el Estado de las Autonomías* Fundación BBV, Bilbao.
- Lorente, J. R. (1992): “La Dispersión Geográfica de los Salarios”, *Síntesis Mensual de Indicadores Económicos* Ministerio de Economía y Hacienda, Madrid.
- Ministerio de Sanidad y Consumo (MSC, 2008), *Estadística del gasto sanitario público (2005), Avance total consolidado, 1999-2004* Madrid.
- Ruiz-Huerta, J. y O. Granada (2003): “La sanidad en el nuevo modelo de financiación autonómica”, Documento de trabajo 31/2003, Fundación Alternativas, Madrid.
- Sánchez Maldonado, J., C. Molina, C. Ordóñez y C. Rivas (2008): “La distribución territorial de las necesidades relativas de gasto sanitario: una estimación”, *Colección Estudios Económicos* 21-08, Fedea, Madrid.

## **Abstract**

*We develop a methodology that can be used to estimate the cost function implicit in the sharing rule for health-related financing that is used in Spain working with data on observed expenditure. The results allow us to draw some conclusions about the way in which the financing formula should be modified in order to provide all regions with the necessary resources to supply health care of uniform quality. We find, in particular, that the weight of the aging factor should be increased and that regional area and disposable income and a scale indicator should be included among the sharing criteria.*

*Palabras clave: Regional financing, health financing.*

*Recepción del original, junio de 2008*

*Versión final, junio de 2009*