

279-788  
1/3562/48

(20)



**UNIVERSIDAD POMPEU FABRA**  
**DEPARTAMENTO DE ECONOMIA Y EMPRESA**

**ESTADO DE SALUD, GASTO SANITARIO Y SUS  
IMPLICACIONES SOBRE LA PRODUCTIVIDAD:  
TEORIA Y EVIDENCIA**

**TESIS DOCTORAL PRESENTADA POR:  
BERTA RIVERA CASTIÑEIRA**

**DIRECTOR: PROF. DR. GUILLEM LOPEZ CASASNOVAS**

**Barcelona, 2000**

## Apéndice A

Consideramos una economía regida por una función del tipo Cobb-Douglas, tal que

$$Y(t) = K(t)^\alpha E(t)^\beta H_c(t)^\eta H_k(t)^\gamma (A(t)L(t))^\mu, \quad (\text{A.1})$$

donde  $\mu = 1 - \alpha - \beta - \eta - \gamma$ .

La notación utilizada es:  $Y$  es el producto,  $K$  es el stock de capital físico,  $L$  es el trabajo y  $A$  es el nivel de la tecnología; Además,  $E$  y  $H$  son variables que expresan el capital humano donde:  $E$  es el stock de educación y  $H$  es la salud. El gasto sanitario se usa como proxy del estado de salud desglosado en corriente y de capital. Se asume que  $L$  y  $A$  crecen a las tasas exógenamente dadas  $n$  y  $g$  respectivamente

$$L(t) = L(0)e^{nt},$$

$$A(t) = A(0)e^{gt}.$$

En esta economía el producto puede ser destinado tanto al consumo como a la inversión y una parte constante es ahorrada generando inversión. Como el progreso tecnológico es del tipo Harrod-neutral podemos normalizar todas las variables en términos de trabajo efectivo dividiendo (A.1) por  $AL$ , así

$$\hat{y}(t) = \hat{k}(t)^\alpha \hat{e}(t)^\beta \hat{h}_c(t)^\eta \hat{h}_k(t)^\gamma, \quad (\text{A.2})$$

donde  $\hat{y} = Y/AL$ ,  $\hat{k} = K/AL$ ,  $\hat{e} = E/AL$  y  $\hat{h} = H/AL$ .

La evolución de la economía viene determinada por

$$\dot{\hat{k}}(t) = s_k \hat{y}(t) - (n + g + \delta) \hat{k}(t), \quad (\text{A.3a})$$

$$\dot{\hat{e}}(t) = s_e \hat{y}(t) - (n + g + \delta) \hat{e}(t), \quad (\text{A.3b})$$

$$\dot{\hat{h}}_c(t) = s_h^c \hat{y}(t) - (n + g + \delta) \hat{h}_c(t), \quad (\text{A.3c})$$

$$\dot{\hat{h}}_k(t) = s_h^k \hat{y}(t) - (n + g + \delta) \hat{h}_k(t). \quad (\text{A.3d})$$

La economía se mueve hacia un estado estacionario donde  $\dot{\hat{k}}(t) = 0$ ,  $\dot{\hat{e}}(t) = 0$ ,

$\dot{\hat{h}}_c(t) = 0$  y  $\dot{\hat{h}}_k(t) = 0$ , que se obtiene resolviendo

$$0 = s_k \hat{y}^* - (n + g + \delta) \hat{k}^*, \quad (\text{A.4a})$$

$$0 = s_e \hat{y}^* - (n + g + \delta) \hat{e}^*, \quad (\text{A.4b})$$

$$0 = s_h^c \hat{y}^* - (n + g + \delta) \hat{h}_c^*, \quad (\text{A.4c})$$

$$0 = s_h^k \hat{y}^* - (n + g + \delta) \hat{h}_k^*. \quad (\text{A.4d})$$

De (A.2) derivamos que en el estado estacionario

$$\hat{y}^* = \hat{k}^{*\alpha} \hat{e}^{*\beta} \hat{h}_c^{*\eta} \hat{h}_k^{*\gamma}.$$

Podemos obtener el estado estacionario de  $k^*$  como

$$\hat{k}^* = \left( \frac{(s_k)^{1-\beta-\eta-\gamma} (s_e)^\beta (s_h^c)^\eta (s_h^k)^\gamma}{n+g+\delta} \right)^{1/\mu} = \left( \frac{(s_k)^{\mu+\alpha} (s_e)^\beta (s_h^c)^\eta (s_h^k)^\gamma}{n+g+\delta} \right)^{1/\mu}. \quad (\text{A.5})$$

Podemos también hallar  $\hat{e}^*$ ,  $\hat{h}_c^*$  y  $\hat{h}_k^*$  en sus estados estacionarios como,

$$\hat{e}^* = \frac{s_e}{s_k} \left( \frac{(s_k)^{\mu+\alpha} (s_e)^\beta (s_h^c)^\eta (s_h^k)^\gamma}{n+g+\delta} \right)^{1/\mu} = \left( \frac{(s_k)^\alpha (s_e)^{\mu+\beta} (s_h^c)^\eta (s_h^k)^\gamma}{n+g+\delta} \right)^{1/\mu}, \quad (\text{A.6a})$$

$$\hat{h}_c^* = \frac{s_h^c}{s_k} \left( \frac{(s_k)^{\mu+\alpha} (s_e)^\beta (s_h^c)^\eta (s_h^k)^\gamma}{n+g+\delta} \right)^{1/\mu} = \left( \frac{(s_k)^\alpha (s_e)^\beta (s_h^c)^{\mu+\eta} (s_h^k)^\gamma}{n+g+\delta} \right)^{1/\mu}, \quad (\text{A.6b})$$

$$\hat{h}_k^* = \frac{s_h^k}{s_k} \left( \frac{(s_k)^{\mu+\alpha} (s_e)^\beta (s_h^c)^\eta (s_h^k)^\gamma}{n+g+\delta} \right)^{1/\mu} = \left( \frac{(s_k)^\alpha (s_e)^\beta (s_h^c)^\eta (s_h^k)^{\mu+\gamma}}{n+g+\delta} \right)^{1/\mu}. \quad (\text{A.6c})$$

De (A.2) obtenemos que el log de la función de producción en términos de trabajo efectivo se puede representar como

$$\ln \hat{y}(t) = \alpha \ln \hat{k}(t) + \beta \ln \hat{e}(t) + \eta \ln \hat{h}_c(t) + \gamma \ln \hat{h}_k(t). \quad (\text{A.7a})$$

Que en el estado estacionario vendría expresada por

$$\ln \hat{y}^* = \alpha \ln \hat{k}^* + \beta \ln \hat{e}^* + \eta \ln \hat{h}_c^* + \gamma \ln \hat{h}_k^*. \quad (\text{A.7b})$$

Substituyendo (A.5) y (A.6) en el log de la función de producción definido en (A.7b) y simplificando, obtenemos que el nivel de producto en términos de trabajo efectivo en el estado estacionario y se expresaría como

$$\ln \hat{y}^* = \frac{\alpha}{\mu} \ln s_k + \frac{\beta}{\mu} \ln s_e + \frac{\eta}{\mu} \ln s_h^c + \frac{\gamma}{\mu} \ln s_h^k - \frac{1-\mu}{\mu} \ln(n+g+\delta). \quad (\text{A.8})$$

La ecuación (A.8) define el producto en el estado estacionario en términos de trabajo efectivo como función de la tasa de inversión en capital físico, de la tasa

de inversión en salud, de la tasa de inversión en educación y de la tasa de crecimiento de la población. Utilizamos el gasto sanitario como proxy del estado de salud y años medios de escolarización de la fuerza de trabajo como proxy del nivel de educación. Por lo tanto como los datos de educación que se emplean en el análisis se refieren a niveles y no a tasas debemos adaptar la ecuación (A.8).

Así, partiendo de (A.8) y teniendo en cuenta el nivel de educación en el estado estacionario determinado por la ecuación (A.6), obtenemos el producto como función de la tasa de inversión en capital físico, de la tasa de inversión en salud, de la tasa de crecimiento de la población y del nivel de educación. De (A.6a) tenemos que

$$\ln \hat{e}^* = 1/\mu (\alpha \ln s_k + (\beta + \mu) \ln s_e + \eta \ln s_h^c + \gamma \ln s_h^k - \ln(n + g + \delta))$$

Que nos permite derivar que

$$\ln s_e = \frac{\mu \ln \hat{e}^* + \ln(n + g + \delta) - \alpha \ln s_k - \eta \ln s_h^c - \gamma \ln s_h^k}{\mu + \beta}. \quad (\text{A.9})$$

Substituyendo (A.9) en (A.8) podemos reescribir la expresión para el producto en términos de trabajo efectivo en el estado estacionario como

$$\begin{aligned} \ln \hat{y}^* &= \frac{\alpha}{\mu} \ln s_k + \frac{\beta}{\mu} \left( \frac{\mu \ln \hat{e}^* + \ln(n + g + \delta) - \alpha \ln s_k - \eta \ln s_h^c - \gamma \ln s_h^k}{\mu + \beta} \right) + \\ &+ \frac{\eta}{\mu} \ln s_h^c + \frac{\gamma}{\mu} \ln s_h^k - \frac{1-\mu}{\mu} \ln(n + g + \delta). \end{aligned}$$

Después de simplificarla obtenemos la siguiente ecuación, (A.10), como

$$\ln \hat{y}^* = \frac{\alpha}{\mu + \beta} \ln s_k + \frac{\beta}{\mu + \beta} \ln \hat{e}^* + \frac{\eta}{\mu + \beta} \ln s_h^c + \frac{\gamma}{\mu + \beta} \ln s_h^k - \frac{1 - \mu - \beta}{\mu + \beta} \ln(n + g + \delta)$$

Aunque tengamos el valor del producto en términos de trabajo efectivo en el estado estacionario aún no sabemos como la economía evoluciona a lo largo de la transición. Como tenemos un sistema de ecuaciones diferenciales no lineales podemos log-linearizarlo en torno al estado estacionario usando una expansión de Taylor. Esta aproximación nos permite estudiar la dinámica del sistema en la proximidad del estado estacionario permitiéndonos establecer predicciones cuantitativas.

Sustituyendo el producto expresado en unidades de eficiencia de trabajo definido por (A.2) en el sistema dinámico definido por (A.3) y dividiendo la primera ecuación por  $\hat{k}(t)$ , la segunda por  $\hat{e}(t)$ , la tercera por  $\hat{h}_c(t)$  y la cuarta por  $\hat{h}_k(t)$  obtenemos las siguientes expresiones:

$$\frac{\dot{\hat{k}}(t)}{\hat{k}(t)} = s_k \hat{k}(t)^{\alpha-1} \hat{e}(t)^\beta \hat{h}_c(t)^\eta \hat{h}_k(t)^\gamma - (n + g + \delta), \quad (\text{A.11a})$$

$$\frac{\dot{\hat{e}}(t)}{\hat{e}(t)} = s_e \hat{k}(t)^\alpha \hat{e}(t)^{\beta-1} \hat{h}_c(t)^\eta \hat{h}_k(t)^\gamma - (n + g + \delta), \quad (\text{A.11b})$$

$$\frac{\dot{\hat{h}}_c(t)}{\hat{h}_c(t)} = s_h^c \hat{k}(t)^\alpha \hat{e}(t)^\beta \hat{h}_c(t)^{\eta-1} \hat{h}_k(t)^\gamma - (n + g + \delta), \quad (\text{A.11.c})$$

$$\frac{\dot{\hat{h}}_k(t)}{\hat{h}_k(t)} = s_h^k \hat{k}(t)^\alpha \hat{e}(t)^\beta \hat{h}_c(t)^\eta \hat{h}_k(t)^{\gamma-1} - (n + g + \delta). \quad (\text{A.11d})$$

Podemos expresar el sistema dinámico que define la economía en términos de logaritmos como,

$$\ln \dot{\hat{k}}(t) = s_k \exp\{(\alpha - 1) \ln \hat{k}(t) + \beta \ln \hat{e}(t) + \eta \ln \hat{h}_c(t) + \gamma \ln \hat{h}_k(t)\} - (n + g + \delta), \quad (\text{A.12a})$$

$$\ln \dot{\hat{e}}(t) = s_e \exp\{\alpha \ln \hat{k}(t) + (\beta - 1) \ln \hat{e}(t) + \eta \ln \hat{h}_c(t) + \gamma \ln \hat{h}_k(t)\} - (n + g + \delta), \quad (\text{A.12b})$$

$$\ln \dot{\hat{h}}_c(t) = s_h^c \exp\{\alpha \ln \hat{k}(t) + \beta \ln \hat{e}(t) + (\eta - 1) \ln \hat{h}_c(t) + \gamma \ln \hat{h}_k(t)\} - (n + g + \delta), \quad (\text{A.12c})$$

$$\ln \dot{\hat{h}}_k(t) = s_h^k \exp\{\alpha \ln \hat{k}(t) + \beta \ln \hat{e}(t) + \eta \ln \hat{h}_c(t) + (\gamma - 1) \ln \hat{h}_k(t)\} - (n + g + \delta). \quad (\text{A.12d})$$

En el estado estacionario tenemos que  $\ln \dot{\hat{k}}(t) = 0$ ,  $\ln \dot{\hat{e}}(t) = 0$ ,  $\ln \dot{\hat{h}}_c(t) = 0$  y  $\ln \dot{\hat{h}}_k(t) = 0$ , de modo que,

$$s_k \exp\{(\alpha - 1) \ln \hat{k}(t) + \beta \ln \hat{e}(t) + \eta \ln \hat{h}_c(t) + \gamma \ln \hat{h}_k(t)\} - (n + g + \delta) = 0, \quad (\text{A.13a})$$

$$s_e \exp\{\alpha \ln \hat{k}(t) + (\beta - 1) \ln \hat{e}(t) + \eta \ln \hat{h}_c(t) + \gamma \ln \hat{h}_k(t)\} - (n + g + \delta) = 0, \quad (\text{A.13b})$$

$$s_h^c \exp\{\alpha \ln \hat{k}(t) + \beta \ln \hat{e}(t) + (\eta - 1) \ln \hat{h}_c(t) + \gamma \ln \hat{h}_k(t)\} - (n + g + \delta) = 0, \quad (\text{A.13c})$$

$$s_h^k \exp\{\alpha \ln \hat{k}(t) + \beta \ln \hat{e}(t) + \eta \ln \hat{h}_c(t) + (\gamma - 1) \ln \hat{h}_k(t)\} - (n + g + \delta) = 0. \quad (\text{A.13d})$$

Aplicando el teorema de Taylor tenemos,

$$\begin{bmatrix} \ln \dot{\hat{k}}(t) \\ \ln \dot{\hat{e}}(t) \\ \ln \dot{\hat{h}}_c(t) \\ \ln \dot{\hat{h}}_k(t) \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} (\alpha - 1)\phi & \beta\phi & \eta\phi & \gamma\phi \\ \alpha\phi & (\beta - 1)\phi & \eta\phi & \gamma\phi \\ \alpha\phi & \beta\phi & (\eta - 1)\phi & \gamma\phi \\ \alpha\phi & \beta\phi & \eta\phi & (\gamma - 1)\phi \end{bmatrix} \cdot \begin{bmatrix} \ln \hat{k}(t) - \ln \hat{k}^* \\ \ln \hat{e}(t) - \ln \hat{e}^* \\ \ln \hat{h}_c(t) - \ln \hat{h}_c^* \\ \ln \hat{h}_k(t) - \ln \hat{h}_k^* \end{bmatrix} \quad (\text{A.14})$$

donde  $\phi = (n+g+\delta)$ . Los componentes de la matriz son las derivadas parciales de (A.12) con respecto a  $\ln \hat{k}(t)$ ,  $\ln \hat{e}(t)$ ,  $\ln \hat{h}_c(t)$  y  $\ln \hat{h}_k(t)$  evaluadas en el estado estacionario. Sustrayendo (A.7b) de (A.7a) obtenemos que

$$\begin{aligned} \ln \hat{y}(t) - \ln \hat{y}^* &= \alpha(\ln \hat{k}(t) - \ln \hat{k}^*) + \beta(\ln \hat{e}(t) - \ln \hat{e}^*) + \eta(\ln \hat{h}_c(t) - \ln \hat{h}_c^*) \\ &+ \gamma(\ln \hat{h}_k(t) - \ln \hat{h}_k^*). \end{aligned}$$

Una vez hallada la solución de (A.14) y teniendo en cuenta que

$$\ln \dot{\hat{y}}(t) = \alpha \ln \dot{\hat{k}}(t) + \beta \ln \dot{\hat{e}}(t) + \eta \ln \dot{\hat{h}}_c(t) + \gamma \ln \dot{\hat{h}}_k(t),$$

podemos derivar la evolución del producto en el largo plazo como

$$\ln \dot{\hat{y}}(t) = (n + g + \delta)(\alpha + \beta + \eta + \gamma - 1)[\ln \hat{y}(t) - \ln \hat{y}^*].$$

Siendo  $\hat{y}^*$  el nivel de renta en el estado estacionario por trabajador efectivo y siendo  $\hat{y}(t)$  su valor actual en el tiempo  $t$ , podemos obtener la ecuación que nos permite analizar la velocidad de convergencia,

$$\frac{d \ln \hat{y}(t)}{dt} = \lambda(\ln \hat{y}^* - \ln \hat{y}(t)), \quad (\text{A.15})$$

donde  $\lambda = (n + g + \delta)(1 - \alpha - \beta - \eta - \gamma)$  determina la tasa de convergencia. Esta ecuación implica que

$$\ln \hat{y}(t_2) = (1 - e^{-\lambda \tau}) \ln \hat{y}^* + e^{-\lambda \tau} \ln \hat{y}(t_1), \quad (\text{A.16})$$

donde  $\hat{y}(t_1)$  es la renta por trabajador efectivo en el momento inicial de tiempo y  $\tau = (t_2 - t_1)$ . Restando  $\ln \hat{y}(t_1)$  de ambos lados obtenemos la ecuación de convergencia que se puede determinar como

$$\ln \hat{y}(t_2) - \ln \hat{y}(t_1) = (1 - e^{-\lambda\tau}) \ln \hat{y}^* - (1 - e^{-\lambda\tau}) \ln \hat{y}(t_1). \quad (\text{A.17})$$

De (A.10) sabemos que en el estado estacionario el nivel del producto en términos de trabajo efectivo se define por

$$\ln \hat{y}^* = \frac{\alpha}{\mu + \beta} \ln s_k + \frac{\beta}{\mu + \beta} \ln \hat{e}^* + \frac{\eta}{\mu + \beta} \ln s_h^c + \frac{\gamma}{\mu + \beta} \ln s_h^k - \frac{1 - \mu - \beta}{\mu + \beta} \ln(n + g + \delta).$$

Sustituyendo la ultima expresión en la ecuación (A.17) obtenemos

$$\begin{aligned} \ln \left( \frac{\hat{y}(t_2)}{\hat{y}(t_1)} \right) &= \ln \hat{y}(t_2) - \ln \hat{y}(t_1) = (1 - e^{-\lambda\tau}) \frac{\alpha}{\mu + \beta} \ln s_k + (1 - e^{-\lambda\tau}) \frac{\beta}{\mu + \beta} \ln \hat{e}^* \\ &+ (1 - e^{-\lambda\tau}) \frac{\eta}{\mu + \beta} \ln s_h^c + (1 - e^{-\lambda\tau}) \frac{\gamma}{\mu + \beta} \ln s_h^k - (1 - e^{-\lambda\tau}) \frac{1 - \mu - \beta}{\mu + \beta} \ln(n + g + \delta) \\ &- (1 - e^{-\lambda\tau}) \ln \hat{y}(t_1). \end{aligned} \quad (\text{A.18})$$

Reformulando la ecuación en términos de renta per cápita tenemos

$$\hat{y}(t) = \frac{Y(t)}{A(t)L(t)} = \frac{Y(t)}{L(t)A(0)e^{gt}},$$

por lo que

$$\ln \hat{y}(t) = \ln \left( \frac{Y(t)}{L(t)} \right) - \ln A(0) - gt = \ln y(t) - \ln A(0) - gt, \quad (\text{A.19})$$

donde  $y(t)$  es la renta per cápita,  $[Y(t)/L(t)]$ . Sustituyendo por  $\hat{y}(t)$  en la ecuación (A.18), obtenemos

$$\begin{aligned} \ln y(t_2) - \ln y(t_1) &= (1 - e^{-\lambda\tau}) \frac{\alpha}{\mu + \beta} \ln s_k + (1 - e^{-\lambda\tau}) \frac{\beta}{\mu + \beta} \ln \hat{e}^* + (1 - e^{-\lambda\tau}) \frac{\eta}{\mu + \beta} \ln s_h^c \\ &+ (1 - e^{-\lambda\tau}) \frac{\gamma}{\mu + \beta} \ln s_h^k - (1 - e^{-\lambda\tau}) \frac{1 - \mu - \beta}{\mu + \beta} \ln(n + g + \delta) - (1 - e^{-\lambda\tau}) \ln y(t_1) \\ &+ (1 - e^{-\lambda\tau}) \ln A(0) + g(t_2 - e^{-\lambda\tau} t_1). \end{aligned} \quad (\text{A.20})$$

Agrupando los términos en función de  $\ln y(t_1)$  obtenemos una forma alternativa de la anterior ecuación

$$\begin{aligned} \ln y(t_2) &= (1 - e^{-\lambda\tau}) \frac{\alpha}{\mu + \beta} \ln s_k + (1 - e^{-\lambda\tau}) \frac{\beta}{\mu + \beta} \ln \hat{e}^* + (1 - e^{-\lambda\tau}) \frac{\eta}{\mu + \beta} \ln s_h^c \\ &+ (1 - e^{-\lambda\tau}) \frac{\gamma}{\mu + \beta} \ln s_h^k - (1 - e^{-\lambda\tau}) \frac{1 - \mu - \beta}{\mu + \beta} \ln(n + g + \delta) + e^{-\lambda\tau} \ln y(t_1) \\ &+ (1 - e^{-\lambda\tau}) \ln A(0) + g(t_2 - e^{-\lambda\tau} t_1). \end{aligned} \quad (\text{A.21})$$

## Apéndice B

Si consideramos un modelo de regresión lineal de la forma

$$y_{it} = x'_{it} \beta + \eta_i + v_{it} \quad (i = 1, \dots, N; t = 1, \dots, T), \quad (1)$$

donde  $\eta_i$  es un efecto individual y  $v_{it}$  un término de perturbación. En un modelo de efectos fijos los  $\eta_i$  son tratados como un conjunto de  $N$  coeficientes adicionales que se pueden estimar junto con  $\beta$ . En un modelo de efectos aleatorios, por el contrario se supone que  $\eta_i$  es una variable aleatoria inobservable independiente de  $x_{it}$  que por tanto pasa a formar parte de un término de perturbación compuesto

$$\mu_{it} = \eta_i + v_{it} \quad (2)$$

Si  $\eta_i$  está correlacionado con  $x_{it}$  el modelo es un modelo de *efectos fijos*, mientras que si los  $\eta_i$  no están correlacionados con  $x_{it}$  el modelo pasaría a ser un modelo de *efectos aleatorios*.

Si los  $\eta_i$  se tratan como fijos, la estimación por mínimos cuadrados del modelo (1) bajo la asunción (2) se denomina *least squares dummy variable* (LSDV) estimadores de  $\beta$  y  $\eta_i$ . Los estimadores LSDV de  $\beta$  y  $\eta_i$  son

$$\hat{\beta}_w = \left[ \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T (x_{it} - \bar{x}_i)(x_{it} - \bar{x}_i)' \right]^{-1} \left[ \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T (x_{it} - \bar{x}_i)(y_{it} - \bar{y}_i) \right], \quad (3)$$

$$\hat{\eta}_i = \bar{y}_i - \hat{\beta}'_w \bar{x}_i, \quad i=1, \dots, N, \quad (4)$$

donde  $\bar{x}_i = \sum_{t=1}^T x_{it} / T$  y  $\bar{y}_i = \sum_{t=1}^T y_{it} / T$  son los valores medios de las series

temporales del individuo  $i$ ésimo. Nótese que  $\hat{\beta}'_w \bar{x}_i$  es equivalente a  $\bar{X}'_i \hat{\beta}_w$ .

El estimador LSDV de  $\beta$  también se denomina estimador *intra-grupos* o de *covarianza* ya que es un estimador mínimo cuadrado del modelo transformado

$$y_{it} - \bar{y}_i = \beta'(x_{it} - \bar{x}_i) + (u_{it} - \bar{u}_i), \quad i=1, \dots, N \quad t=1, \dots, T \quad (5)$$

donde  $\bar{u}_i = \sum_{t=1}^T u_{it} / T$  es la media temporal de  $u$ . Esta transformación de los datos

obtenidos sustrayendo de cada observación la media de las series temporales para la correspondiente unidad de sección-cruzada se denomina transformación de covarianza. Este resultado es muy útil ya que es fácil comprobar que los elementos de  $\bar{x}$  e  $\bar{y}$  son desviaciones con respecto a las medias temporales de las variables originales. Por tanto se puede obtener  $\hat{\beta}$  sin tener que calcular simultáneamente  $\hat{\eta}$ , sin más que calcular la regresión MCO de  $\bar{y}$  sobre  $\bar{x}$ . En la práctica a menudo ésta es la única forma de calcular  $\hat{\beta}$  si el número de individuos en la muestra es grande.

El estimador LSDV es independiente de los parámetros  $\eta_i$  y por tanto su consistencia no depende de la especificación de  $\eta_i$  ya que los efectos son siempre eliminados por la transformación.

---

## Capítulo 4

---

# **Recursos Sanitarios y su Distribución: Implicaciones sobre el Estado de Salud**

## **4.1 - Introducción**

La definición de la salud desde un punto de vista positivo, no considera a ésta como un sinónimo de ausencia de enfermedad, sino un estado de bienestar físico y mental que permite a los individuos realizar sus actividades tanto de trabajo como de ocio. Bajo esta consideración en el estado de salud del individuo influyen

tres tipos de variables acumulativas, el estilo de vida, las condiciones medioambientales y el consumo de bienes y servicios sanitarios.

Según Evans (1984) la tradicional descripción de salud como una "necesidad", nos aporta información de dos de sus características, por un lado existe una relación entre nivel y cuidado de salud siempre que este último contribuya a disminuir o prevenga el deterioro de la misma, y por otro supone una obligación moral para el resto de la sociedad, ya que el nivel de salud de un individuo es importante para la comunidad.

Por otra parte, las desigualdades en los niveles de salud con frecuencia se relacionan con el nivel socioeconómico de la población. Los efectos adversos de la enfermedad son mayores para los pobres, están expuestos a riesgos más elevados y condiciones peligrosas, por ello tienen una mayor probabilidad de enfermar y recuperarse más lentamente, sobre todo debido al escaso acceso a los cuidados médicos. Por otra parte, sus ingresos dependen exclusivamente de trabajos físicos, sería imposible que se recuperaran de una enfermedad con su capital físico y humano intacto. Según un informe del World Bank (World Bank 1993) las consecuencias para la salud de la pobreza son severas: los pobres mueren más jóvenes y sufren más discapacidades. En Porto Alegre, Brasil, las tasas de mortalidad adulta en las áreas pobres en la década de los 80 fueron un 75% mayores que en las áreas ricas y en Sao Paulo las tasas fueron entre 2 y 3 veces mayores para los no profesionales que para los profesionales.

Además, el estado de salud de la población también contribuiría a explicar diferencias en el nivel de renta entre países. Las mejoras en los niveles de salud reducen las pérdidas de productividad causadas por enfermedades en los trabajadores, permiten el uso de recursos naturales que eran inaccesibles, incrementan la asistencia de los niños a los centros educativos y aumenta su capacidad de aprendizaje y liberan los recursos para usos alternativos ahorrando en costes de tratamiento al reducir la incidencia de ciertas enfermedades.

De todas estas cuestiones se desprende el interés despertado por el estudio de las desigualdades en salud, incluso en los países con un alto nivel de bienestar. Entre los países con más tradición en este tipo de estudios está Gran Bretaña que realizó una importante aportación al tema con el Informe Black iniciado en 1977 y actualizado posteriormente con un nuevo informe llamado The Health Divide (Whitehead, 1992). A partir de aquí han proliferado los análisis sobre las desigualdades en salud, así como la evaluación de políticas sanitarias

Sin embargo, conviene distinguir entre salud y servicios sanitarios, ya que la salud depende de un conjunto de variables acumulativas, sanitarias y extrasanitarias, que determinan el nivel de salud de la persona una vez dada la dotación epidemiológica individual. Estas variables, están relacionadas entre sí de forma recíproca por lo que a veces es difícil aislar la causalidad existente entre ellas. De ahí la conveniencia de establecer un modelo formal de determinación y de llevar a cabo una contrastación empírica.

En la sección 2 se describirán los principales indicadores utilizados para la medición de la salud así como los métodos de análisis habitualmente empleados para cuantificar sus desigualdades. A continuación se desarrollará un análisis de la relación entre los recursos sanitarios y su contribución a la reducción de las desigualdades en salud. Pretendemos plantear la cuestión de la existencia de una relación directa entre mayores niveles de recursos y mayor reducción de las desigualdades en niveles de salud entre la población. Para ello, junto con un análisis de niveles de salud, realizaremos un estudio de varianza, es decir de dispersión, entre estados de salud percibida, en función de los recursos de cada Comunidad Autónoma. También utilizaremos una medida de concentración, es decir, intentaremos poner de relieve el mayor o menor grado de igualdad en el reparto total de los valores de la variable, para ello emplearemos el índice de Gini.

En la sección 4 se llevará a cabo una aproximación a la identificación y cuantificación de las relaciones existentes entre el nivel de salud y un conjunto de factores biológicos, socioeconómicos y de recursos sanitarios. La salud se aproximará a través de consideraciones subjetivas de la misma como su autovaloración por parte de los individuos y de indicadores de restricción de la actividad. La estimación se realizará a un nivel regional. Por último recogeremos las principales conclusiones.

## 4.2 - El estudio de las desigualdades en salud

El concepto de desigualdad, aunque a menudo utilizado, es un término de difícil conceptualización que frecuentemente se ha relacionado con problemas sociales y económicos. En el campo de la salud los estudios realizados no han estado precedidos de discusiones adecuadas de lo que se desea medir y, por ello, a pesar de que la igualdad es un objetivo deseable no se establece con claridad que es lo que se pretende alcanzar y cual es su significado preciso.

Mooney (1983), deja patentes las dificultades de la definición del concepto de equidad en cuidados de salud. Así, sugiere varias definiciones de equidad en un intento de clarificar varios sentidos del concepto: igualdad de gasto per cápita; igualdad de inputs para igual necesidad, igualdad de (oportunidad de) acceso para igual necesidad; igualdad de utilización para igual necesidad e igualdad de salud. Además señala la necesidad de distinguir entre factores de oferta (los cuales influyen la igualdad de acceso) y factores de demanda o necesidad (los que influyen la tasa de utilización).

Whitehead (1992) ha definido los términos desigualdad (inequality) e inequidad (inequity). Mientras el primero sólo refleja la existencia de diferencias y variaciones en salud, la inequidad, en cambio, tiene una dimensión moral y ética. Esta hace referencia a diferencias innecesarias y evitables y que, además son

injustas. En este sentido la equidad en salud implica que todos deberían tener una oportunidad de lograr el pleno desarrollo de su salud.

También podemos definir la equidad en base a dos aspectos del cuidado de salud, la financiación y la provisión. Así, la premisa de que el cuidado sanitario sea financiado de acuerdo con la disponibilidad de pago, podría interpretarse en términos tanto de *equidad vertical* (las personas que tengan distintas capacidades de pago realizarán pagos diferentes por el cuidado de su salud) y *equidad horizontal* (las personas con la misma capacidad de pago realizarán la misma contribución). Respecto a la provisión la distribución del cuidado de salud de acuerdo con la necesidad también puede ser interpretada en términos de *equidad vertical* (en este caso las personas con distinta necesidad serán tratadas de una forma diferente aunque apropiada) y *equidad horizontal* (las personas con necesidades iguales serán tratadas por igual).<sup>1</sup>

#### 4.2.1 - Indicadores de salud para la medición de las desigualdades

Se han propuesto numerosos índices globales de salud, no obstante existe una falta de consenso respecto a los mismos. Según los estudios más habituales la medida elegida dependerá en gran parte de la disponibilidad y calidad de los datos.

---

<sup>1</sup> Para una más amplia discusión de estos conceptos ver Van Doorslaer et al. (1993).

Entre las más utilizadas se encuentran las relacionadas a continuación, que agruparemos en las siguientes categorías:

*1- Medidas de necesidad:*

Consideraremos en primer lugar el estado de salud medido negativamente, bien mediante la mortalidad o bien mediante la morbilidad, para continuar con el estado de salud medido positivamente.

En el primer caso, la tasa de mortalidad es el indicador más utilizado, principalmente debido a su disponibilidad en el tiempo, lo que permite el análisis de series temporales. Por otra parte, debido a la obligatoriedad registral de las defunciones es una medida exhaustiva y que procede de una misma fuente de información con lo cual destaca su homogeneidad. Además, permite un análisis entre diferentes regiones y clases sociales. En cuanto a sus desventajas nos encontramos con que debido a la baja mortalidad de los países desarrollados no es un indicador adecuado ya que no refleja las enfermedades crónicas. Por otro lado sólo mide un hecho de la salud, la muerte.

La morbilidad también muestra un aspecto negativo de la salud, su pérdida, y podemos medirla atendiendo a varios aspectos. Seguiremos la clasificación dada por Blaxter (1989), en:

- Modelo médico: define la morbilidad en términos de patología o de desviación de las normas fisiológicas. Los datos se obtienen a través de exámenes clínicos o encuestas de salud.

- Modelo funcional: define la morbilidad como falta de habilidad para realizar trabajos "normales". Limitación de la actividad debido a problemas de salud.
- Modelo subjetivo: percepción de un individuo. Una medida positiva de salud basada en este modelo es el estado de salud percibido.

Más difíciles de obtener, a partir de las encuestas de salud, las ventajas de este tipo de medidas son que ofrecen una visión más completa de la salud analizando datos individuales. No obstante tienen una serie de problemas, ya que normalmente las encuestas de salud son transversales con lo cual no es posible seguir a una cohorte de individuos a lo largo del tiempo. Por otro lado está el posible sesgo de memoria del encuestado, por eso se trabaja con períodos de tiempo reducidos respecto a la pregunta. También hay que tener en cuenta que en determinadas encuestas se excluye a las personas con mayor riesgo por lo que no son representativas del total de la población.

El estado de salud medido positivamente, a pesar de que la mayoría de las investigaciones únicamente contemplan medidas negativas de la salud, es extremadamente útil. Illsley (1990) destaca entre las medidas más importantes la talla y el peso, utilizado comunmente como peso al nacer. Estas medidas además de tener un componente genético reflejan, también, la inclusión en un determinado grupo social que muestra el nivel de nutrición y estilo de vida en la infancia y la adolescencia. Por último otros indicadores también utilizados son los nutricionales, los niveles de presión y de hemoglobina en la sangre y las funciones respiratorias, que también se encuentran fuertemente relacionadas con las condiciones sociales.

## *2- Medidas de dotación:*

Incluyen el uso, acceso y calidad de los distintos servicios sanitarios, llegando incluso a describir la satisfacción del usuario. Entre ellos podríamos citar el gasto sanitario, los recursos materiales (centros de atención primaria, camas hospitalarias) y los recursos humanos (médicos, personal de enfermería, dentistas, farmacéuticos, etc.). Este tipo de medidas son las más básicas a la hora de estudios iniciales de planificación de recursos y del intento de buscar una distribución racional de los mismos a la hora de diseñar políticas de salud. Sin embargo, a la hora de utilizar estos indicadores conviene tener en cuenta la diferencia entre salud y servicios sanitarios, considerando estos últimos como los medios para alcanzar el fin.

### 4.2.2 - Métodos de análisis de las desigualdades en salud

Varios métodos son los habitualmente empleados a la hora de cuantificar las desigualdades en los niveles de salud. Wagstaff et al. (1991), Kunst y Mackenbach (1994) y Borrell (1996) han realizado distintas revisiones críticas ofreciendo numerosas ilustraciones de los mismos. Una medida de desigualdad, como cualquier otra herramienta, será apropiada o no según las propiedades que consideremos debe cumplir y según el tipo de análisis que se vaya a desarrollar. A

continuación describiremos brevemente los métodos más utilizados así como sus principales ventajas e inconvenientes.<sup>2</sup>

a) *La razón.*

Podemos definirla como  $R = h_{max} - h_{min}$ , donde  $h_{max}$  y  $h_{min}$  son los valores máximos y mínimos de la variable considerada. Esta medida compara las diferencias en la variable a estimar entre los grupos socioeconómicos que se sitúan en los extremos de la clasificación. A pesar de su utilidad y sencillez, sus problemas son obvios ya que al considerar únicamente los extremos, el análisis se omite para los grupos intermedios. Por otra parte tampoco considera el tamaño de los grupos que se están comparando.

b) *La desviación media relativa.*

Una forma de analizar una distribución completa y no sólo sus valores extremos es comparar cada valor de la variable con el valor medio de la misma. Se sumarán entonces, los valores absolutos de todas las diferencias y se considerará la suma como una proporción del total. Esta medida es la desviación media relativa:

$$M = \sum_{i=1}^n |h - h_i| nh.$$

---

<sup>2</sup> La mayoría de estas medidas de desigualdad, se han aplicado con anterioridad a análisis de distribución de ingresos (Cowell, 1995, Sen, 1997), aunque casi todas ellas son herramientas perfectamente válidas cuando el objeto de estudio es la salud.

Si la igualdad es perfecta  $M = 0$ , y si toda la salud está concentrada en una persona,  $M = 2(n - 1) / n$ .

c) *La varianza y el coeficiente de variación.*

Una forma de medir desigualdad es a través de una medida de dispersión de cualquier distribución de frecuencias dada. De esta forma, el método tradicional supondría medir la distancia entre la variable utilizada como proxy del estado de salud del individuo  $h_i$  y la media  $\bar{h}$ , elevándola al cuadrado, y encontrando la media resultante en el total de la población. Si asumimos que tenemos  $n$  individuos, definimos la *varianza*:

$$V = 1/n \sum [h_i - \bar{h}]^2$$

Sin embargo, la varianza depende del nivel medio de la variable, y una distribución puede tener una mayor variación relativa que otra, pero una varianza menor si el nivel medio alrededor del cual se producen las variaciones es menor que en la segunda. Por ello, una medida que no recoge esta deficiencia ya que se concentra en la variación relativa, es el *coeficiente de variación*, que simplemente es la raíz cuadrada de la varianza dividida por la media del nivel de la variable:

$$C = V^{1/2} / \bar{h}$$

d) *La curva de Lorenz y el coeficiente de Gini.*

La *curva de Lorenz* se introdujo como un potente método para ilustrar la desigualdad de la distribución de riqueza. Los porcentajes de población desde los

más pobres a los más ricos se representan en el eje horizontal y los porcentajes de ingresos que posee el  $x\%$  de la población en el eje vertical. De forma similar podemos representar el porcentaje acumulado de población comenzando con las personas más enfermas hasta las más sanas y las proporciones acumuladas de salud en los respectivos ejes. Si la salud está igualmente distribuida, la curva de Lorenz coincidirá con la diagonal. Cuanto más lejos esté la curva de la diagonal, mayor será el grado de desigualdad.

Una medida comúnmente utilizada que se deriva de la curva de Lorenz es el *coeficiente de Gini*,  $G$ , expresado como dos veces el área entre la curva y la diagonal lo que también es equivalente a uno menos el área bajo la curva. Su valor varía entre cero, cuando se da una completa igualdad cuando la curva coincide con la diagonal, y uno cuando la desigualdad es completa. Existe una gran variedad de formas de definir  $G$ , pero quizás la más sencilla sea definirlo como la diferencia media entre todos los posibles "pares de estados de salud" en la población, expresada como una proporción del nivel de salud total.

La ventaja o inconveniente de ambas medidas, según el aspecto que uno desee investigar, es que tiene en cuenta a todos los individuos, ya que no existe una agrupación ni por categorías ni por clases sociales.

e) *La curva pseudo Lorenz.*

Derivada de la característica comentada con anterioridad respecto a que la curva de Lorenz no contempla la población agrupada, algunos autores asignan la

población a determinados grupos según su clase social en lugar de usar datos a un nivel individual. En esta nueva curva, el porcentaje de la población de cada clase, se compara con el porcentaje acumulado de la variable salud elegida. A pesar, de la introducción de la agrupación sigue manteniendo el inconveniente de que no refleja la dimensión de las desigualdades socioeconómicas ya que las clases están ordenadas según su nivel de salud y no según su nivel de renta.

f) *El índice de concentración.*

En este caso se representará la población agrupada por su nivel socioeconómico. Muestra las proporciones acumuladas de la población en el eje horizontal frente a las proporciones acumuladas de salud en el eje vertical. Si la salud está igualmente distribuida entre los grupos económicos la curva coincidirá con la diagonal. El índice de concentración se definirá, entonces, como dos veces el área entre la curva de concentración y la diagonal. Proporciona una medida de las desigualdades en el nivel de salud asociadas con la situación socioeconómica. El valor del índice está entre -1, cuando toda la salud está concentrada en las personas más desfavorecidas, y +1, cuando ocurre lo contrario.

Este índice es similar a la curva de Lorenz, aunque muestra sensibilidad a la distribución de la población entre grupos socioeconómicos, e incluso pueden llegar a coincidir si la ordenación de las unidades usadas para la salud coinciden con la ordenación socioeconómica.

*g) Índice de disimilaridad.*

Si consideramos la población dividida en grupos socioeconómicos, el índice de disimilaridad nos da una medida de la proporción de población en cada grupo y la proporción de salud dentro de ese grupo. Cuanto mayor la diferencia, medida como el sumatorio del valor absoluto de ambos y dividido por dos, mayor el grado de desigualdad:

Si  $j = 1, \dots, J$ , son grupos socioeconómicos, el índice de disimilaridad es

$$ID = 1/2 \sum_j |s_{jh} - s_{jp}|.$$

El principal inconveniente de este indicador, es que no capta el componente socioeconómico de las desigualdades en salud ya que la comparación se realiza con la población de cada grupo pero no con su estado socioeconómico.

*h) La regresión y su pendiente.*

Si calculamos el nivel medio de salud de cada categoría socioeconómica y ordenamos los grupos por nivel socioeconómico y no por nivel de salud, consideraremos la pendiente de la regresión que relaciona nivel de salud y posición relativa en la distribución socioeconómica como una medida de desigualdad. Podemos interpretarla como el efecto absoluto sobre la salud al pasar del grupo socioeconómico más bajo al más alto. La variable dependiente sería entonces el estado de salud en cada clase social, y la variable independiente su posición en la ordenación socioeconómica.

Empíricamente el método de estimación comunmente utilizado es el de Mínimos Cuadrados Ponderados debido a la posible heterocedasticidad de una estimación por MCO debido la agrupación de los datos. También se han empleado otros métodos según las necesidades impuestas por las variables objeto de estudio, como regresiones logísticas o de Poisson. Las ventajas de la estimación mediante regresiones son que permiten tener en cuenta a todos los grupos socioeconómicos, aunque son medidas más complejas y por tanto más difíciles de calcular.

Dentro de este grupo se encontrarían el denominado índice de desigualdad (SII) utilizado por Pamuk (1985,1988) y Wilkinson (1989) y el índice de concentración de la enfermedad ( $C_{ill}$ ) ampliamente empleado por Wagstaff et al. (1989) y Van Doorslaer et al. (1993) en sus numerosos estudios sobre la equidad en la provisión y financiación de la sanidad.

### **4.3 - Los recursos sanitarios y su contribución a la reducción de las desigualdades en salud**

4.3.1 - El estado de salud y las desigualdades en España. Una selección de las medidas y los indicadores.

A la hora de pretender describir tanto el estado de salud, de una población como sus desigualdades, surge la necesidad de seleccionar un indicador de salud de

entre los descritos con anterioridad. La medición del estado de salud de las poblaciones tiene grandes problemas, ya que no existe un índice completo y comparable del nivel de salud entre países. Los indicadores más comunes utilizados, y que están disponibles para un gran número de países son tasas de mortalidad y esperanza de vida. Sin embargo, nos decantaremos por medir la salud, a través de la percepción individual de la misma, es decir a través de la autovaloración que hacen los propios individuos de su nivel de salud. Ello se debe a varias causas, entre ellas y siguiendo la opinión de autores como Parkin et al. (1987), las tasas de mortalidad representan un indicador limitado y parcial del output recibido de los sistemas sanitarios. En parte, el cuidado médico, no está exclusiva o primariamente destinado a influenciar de forma directa la probabilidad de morir. En este sentido, ni la tasa de mortalidad ni la esperanza de vida serían indicadores sensibles a mejoras en la calidad de vida, aspecto fundamental en los países desarrollados, que ya han alcanzado niveles elevados de salud. Según Mossey y Shapiro (1982) la forma en que una persona valora su salud está relacionado de forma directa con los beneficios que obtiene de los cuidados médicos. Los mismos autores encuentran que incluso la autovaloración del estado de salud, es un buen predictor de la mortalidad, independientemente del estado de salud objetivo.

La valoración del estado de salud se realiza a menudo a través de índices que gradúan la sensación del individuo acerca de su salud. Así esta se ordena según sea muy buena, buena, regular, mala y muy mala. La popularidad de esta medida es

que es relativamente fácil de obtener y además proporciona información relevante del componente psicológico de la salud.

Las bases de datos que utilizaremos para obtener información acerca de esta variable son las Encuestas Nacionales de Salud (en adelante ENSE). En España se han elaborado cuatro encuestas de este tipo hasta el momento, una correspondiente al año 1987, otra a 1993, una tercera en 1995 y por último la referida al año 1997. Las Encuestas Nacionales de Salud utilizadas han sido la de 1987 y 1993, a pesar de la disponibilidad de las ENSE de 1995 y 1997, no ha sido posible su utilización. En el primer caso la información de dicha encuesta no tiene representatividad a un nivel regional, ya que no presenta ponderación para las Comunidades Autónomas. Por lo que se refiere a la ENSE de 1997 las cifras de gasto sanitario disponibles no presentaban la calidad suficiente para su análisis. La ENSE es un estudio transversal de ámbito nacional que estudia la población dividida en dos categorías, de 0 a 15 años y de 16 años y más. La categoría objeto de nuestro interés será la de adultos, ya que incluye a la población que tiene capacidad de valoración y decisión. Estas encuestas pretenden conocer el estado de salud de los individuos, sus hábitos de vida, su utilización respecto a los servicios sanitarios y además, la modalidad de cobertura sanitaria que poseen. Respecto al estado de salud de la población, una parte de sus preguntas las dedican a los niveles de salud autopercebida tratando dolencias crónicas, síntomas y valoraciones.

La variable que utilizaremos con posterioridad, a la que denominaremos autovaloración del estado de salud, representa la valoración de 1 a 5 que hace el

individuo respecto a como ha sido su estado de salud en los últimos 12 meses anteriores a la encuesta. La puntuación corresponde con 1 si considera que éste ha sido muy bueno, hasta 5 si por el contrario responde muy malo. Otras informaciones corresponden a preguntas sobre si el individuo padece enfermedades crónicas, si estas enfermedades limitan su actividad habitual, accidentes sufridos, número de días de restricción de la actividad principal, número de días de cama, etc.

El cuadro 1 representa la distribución de morbilidad en el año 1993 para las Comunidades Autónomas españolas. Las columnas 1, 3 y 5 representan las tasas brutas para cada una de ellas del total de individuos que han contestado valorar su estado de salud como "no bueno", padecer alguna enfermedad crónica o que esta enfermedad crónica limite sus actividades habituales.<sup>3</sup> En las columnas 2, 4 y 6 estas tasas han sido estandarizadas por sexo y edad para tener en cuenta las diferentes composiciones de los grupos que podrían tener un efecto importante a la hora de determinar las diferencias en cuanto a las distintas variables.

A través de los resultados obtenidos, observamos pequeñas diferencias entre los valores sin estandarizar y estandarizados, así como entre las distintas Comunidades Autónomas. Los individuos que peor valoran su salud, basándonos en los valores ajustados, son los residentes en Canarias, Andalucía y Galicia, mientras que el extremo contrario se sitúan Navarra, Cataluña y Cantabria. Por lo

---

<sup>3</sup> La variable autovaloración de la salud "no buena", correspondería con las categorías 3, 4 y 5 de la pregunta autovaloración del estado de salud en la ENSE93. Por otra parte cada una de estas medidas de morbilidad no tiene en cuenta a la anterior.

que respecta a la presencia de alguna enfermedad crónica, las mayores tasas corresponden a Madrid y Asturias siendo las menores pertenecientes a Cantabria y Aragón. Por último si nos referimos a la presencia de enfermedad crónica limitante, de nuevo Andalucía y Canarias serían las Comunidades con un mayor porcentaje, mientras Navarra y Aragón presentan las tasas más bajas.

*Cuadro 1. Distribución de morbilidad por Comunidades Autónomas, 1993. Tasas Brutas y Estandarizadas por edad y sexo*

CCAA	Autovaloración de la salud "no buena"		Enfermedad crónica		Enfermedad crónica Limitante	
	Bruta	Estandarizada	Bruta	Estandarizada	Bruta	Estandarizada
Andalucía	0,3518	0,3679	0,3097	0,3162	0,0903	0,0942
Aragón	0,3098	0,2826	0,2605	0,2366	0,0442	0,0379
Asturias	0,3381	0,3010	0,4007	0,3617	0,0665	0,0648
Baleares	0,3232	0,3219	0,3371	0,3233	0,0669	0,0702
Canarias	0,3588	0,3713	0,3056	0,3303	0,0756	0,0824
Cantabria	0,2790	0,2688	0,2449	0,2352	0,0454	0,0406
Castilla La Mancha	0,2921	0,2805	0,2778	0,2604	0,0674	0,0624
Castilla León	0,3288	0,3120	0,3126	0,3044	0,0633	0,0608
Cataluña	0,2531	0,2545	0,2541	0,2546	0,0508	0,0519
C. Valenciana	0,2963	0,2902	0,3111	0,3036	0,0638	0,0647
Extremadura	0,3518	0,3306	0,3024	0,2818	0,0695	0,0590
Galicia	0,3734	0,3557	0,3391	0,3224	0,0713	0,0658
Madrid	0,3304	0,3324	0,3655	0,3752	0,0490	0,0510
Murcia	0,3034	0,3051	0,3539	0,3555	0,0493	0,0542
Navarra	0,2538	0,2419	0,2665	0,2644	0,0331	0,0353
País Vasco	0,2817	0,2857	0,2831	0,2876	0,0432	0,0456
Rioja, La	0,3004	0,2746	0,2889	0,2751	0,0735	0,0707

Fuente: ENSE 1993. Elaboración propia. Nivel de confianza del 95%

Una vez descritos los indicadores para la medición de la salud tendremos que elegir un índice o medida de desigualdad. Aunque las aproximaciones

tradicionales en la medición de las desigualdades consideran como unidad de estudio grupos de individuos según su nivel de renta o clases sociales, existen métodos alternativos de medida basados en las diferencias entre individuos más que entre grupos o clases sociales tal y como han desarrollado Isley y LeGrand (1987). Como hemos visto existe una amplia variedad de medidas con diferentes propiedades. Siguiendo a los autores anteriores, y readaptando sus propuestas para nuestra medida del estado de salud, describiremos las propiedades que serían deseables para el índice elegido, partiendo de una definición de salud subjetiva, como es la autovaloración de la misma.

En primer lugar señalaremos como propiedad deseable la *independencia poblacional*. Así si comparamos dos distribuciones con diferentes poblaciones, pero con la misma proporción de población en una o varias categorías del estado de salud, la medida de desigualdad debería permanecer invariable. Es decir, comparando cambios en una distribución a lo largo del tiempo, los resultados no deberían verse influidos por el tamaño poblacional.

En segundo lugar, sería deseable el *principio de diferencias*, que podríamos identificar con el llamado principio de transferencias en la literatura de distribución de ingresos (Cowell, 1980). Siguiendo el principio de diferencias, cuanto mayores las distancias entre el estado de salud de los individuos en un período de tiempo, mayor la medida de desigualdad para ese período. Medidas como la varianza, el coeficiente de variación y el índice de disimilaridad llevan implícito este concepto de distancia, sin embargo, consideran sólo diferencias respecto a la media. Por otro

lado el coeficiente de Gini, incorpora la diferencia entre cada par de individuos lo cual, quizá, sea un concepto más razonable de distancia. Sin embargo, este coeficiente es más sensible a diferencias en la distancia que ocurren en partes de la distribución muy pobladas.

Una tercera propiedad es la *escala de independencia*, es decir, si la distribución de valoraciones en un período difiere de otro únicamente por un factor de escala, no habrá diferencias en la medida de desigualdad. En cuarto lugar y como alternativa, estaría la *traslación de independencia*. Si la distribución de la autovaloración en un período fuese la misma que en otro, excepto por un término constante, no debería haber diferencias en la medida de desigualdad. Es decir, si dos existen diferentes medias para dos períodos pero las mismas diferencias absolutas entre la valoración del estado de salud, las medidas que cumplan esta propiedad no deberían tener diferencias entre ellas.

Una vez definidas estas propiedades, la elección de un índice u otro, dependerá de las que consideremos más deseables. En casi todos los estudios previos se incluye el coeficiente de Gini y la varianza que cumplen las dos primeras propiedades, la varianza no cumple la tercera pero es la única que cumple la cuarta. Estos dos serán los indicadores que consideraremos en nuestro análisis.

### 4.3.2 - La distribución de los recursos sanitarios en las Comunidades Autónomas españolas

A continuación realizaremos una breve descripción de la evolución de los recursos tanto personales como materiales del sector sanitario y de su distribución según las Comunidades Autónomas durante el período 1986-1993. Comenzaremos con el gasto público en sanidad para continuar con el número de médicos, ATS y DUE y camas públicas, variables que utilizaremos en un análisis posterior. Todos los datos se han obtenido de Ministerio de Sanidad y Consumo (1997) (En adelante MSC).

El sistema sanitario español, está caracterizado por una amplia cobertura pública que cubre prácticamente a la totalidad de la población (98,5% aproximadamente está protegida por el Sistema de la Seguridad Social). De ahí la importancia del gasto sanitario público que permite garantizar el modelo actual, y el continuo debate al que está sometida la financiación del sistema sanitario aunque no se cuestione la universalización de la sanidad considerada como servicio público. Durante los pasados 20 años, los gastos sanitarios han ido creciendo reflejando una extensión de la cobertura sanitaria que intenta asegurar una mayor equidad en la distribución de los servicios.

La protección pública en nuestro país se realiza a través del Instituto Nacional de la Salud (INSALUD), que es la Entidad Gestora de las prestaciones

sanitarias de la Seguridad Social. El ámbito de actuación del INSALUD, no incluye sin embargo, a todo el país porque las competencias en materia sanitaria han sido transferidas a algunas Comunidades Autónomas. Actualmente existen 7 Comunidades Autónomas que han asumido las competencias sanitarias: Cataluña (1981), Andalucía (1984), País Vasco (1987), Valencia (1987), Navarra (1987), Galicia (1987) y Canarias (1994). Desarrollando un análisis desagregado, a nivel de Comunidades Autónomas, en el cuadro 2 presentamos la evolución del gasto por habitante en el presupuesto liquidado del INSALUD desde 1986 a 1993.<sup>4</sup>

Como podemos observar el gasto por habitante crece en todas las Comunidades Autónomas a un ritmo superior al 12% anual, produciéndose este crecimiento de forma constante en todas las Comunidades. Navarra se sitúa entre las que cuentan con una mayor tasa de crecimiento mientras que Baleares se situaría en el extremo opuesto. Si observamos el gasto medio a lo largo del período Galicia es la Comunidad Autónoma con una menor cantidad, mientras que Cantabria ocuparía la primera posición.

---

<sup>4</sup> Los datos presentados son los derivados de los acuerdos de liquidación que contienen los importes correspondientes a las operaciones de saneamiento realizadas en cada ejercicio, con independencia de los años a que correspondan. Todos los datos presentados respecto a recursos sanitarios se han obtenido de MSC (1997).

*Cuadro 2. Gasto en el presupuesto liquidado del INSALUD por habitante*

	1986	1987	1988	1989	1990	1991	1992	1993	Gasto medio 1986-1993	Tasa Inc. An. Medio %
TOTAL	29.771	32.464	34.407	37.968	41.864	42.535	47.522	49.960	39.561	8,48
Andalucía	29.203	32.058	33.605	35.181	42.335	40.892	43.370	50.443	38.386	9,09
Aragón	33.797	37.393	40.071	44.096	46.146	48.808	55.065	52.080	44.682	6,76
Asturias	31.810	35.653	37.430	41.761	43.083	46.522	55.620	54.920	43.350	9,08
Baleares	30.569	31.641	32.594	36.792	36.066	38.257	47.285	44.430	37.204	5,67
Canarias	28.868	29.153	30.866	39.431	39.685	43.327	51.020	50.552	39.113	9,39
Cantabria	36.173	37.328	40.175	44.687	45.444	45.900	55.095	54.887	44.961	6,47
Castilla La Mancha	23.990	26.948	29.865	33.759	35.498	37.775	44.744	44.156	34.592	10,51
Castilla León	29.585	31.640	33.954	38.025	39.123	41.117	47.917	45.646	38.376	6,79
Cataluña	31.419	33.806	35.443	37.188	44.819	43.350	45.942	51.254	40.403	7,89
C. Valenciana	29.609	34.105	35.550	37.355	45.092	43.687	46.481	52.046	40.491	9,47
Extremadura	25.469	28.651	30.722	35.558	37.473	41.373	46.791	46.412	36.556	10,28
Galicia	23.799	25.005	28.017	32.667	33.559	35.202	38.233	43.691	32.522	10,45
La Rioja	29.156	32.283	36.297	41.203	39.863	41.333	48.395	47.170	39.463	7,72
Madrid	33.366	37.036	37.236	42.914	43.970	44.844	54.792	51.811	43.246	6,91
Murcia	27.888	31.144	31.744	36.235	36.782	38.832	46.626	45.322	36.822	7,81
Navarra	27.917	30.736	31.545	38.303	35.841	50.481	53.788	55.302	40.489	12,26
País Vasco	31.191	32.168	39.133	43.337	46.903	48.230	50.963	54.395	43.290	9,30
MEDIANA	29.585	32.058	33.954	38.025	39.863	43.327	47.917	50.552	39.410	9,08

Fuente: MSC (1997). Elaboración propia. Las cifras de gasto se presentan en pesetas constantes de 1986 utilizando el deflactor del PIB.

No cabe duda de que una cuestión importante es la distribución del gasto sanitario entre diferentes áreas geográficas de la población. Habitualmente, éste se expresa en valores per cápita, sin embargo a continuación también consideraremos la incidencia de la enfermedad. Con ello, nos planteamos si la localización geográfica de un individuo enfermo, determinará la cantidad de tratamiento

sanitario que va a recibir. Para ello analizaremos el cuadro 3, donde se presenta la distribución del gasto público en 1993 teniendo en cuenta las actuales proporciones de morbilidad estandarizadas por sexo y edad. La columna 1 presenta el porcentaje de gasto público correspondiente a cada Comunidad. Los cálculos no se han hecho a través de la utilización de los individuos de los servicios sanitarios registrada en la ENSE, sino que únicamente hemos tenido en cuenta las cifras de gasto por Comunidad que aparecen en los informes del MSC.<sup>5</sup> Las columnas 2, 4 y 6 muestran las proporciones de individuos que en la ENSE93 declaran bien considerar su salud como "no buena", padecer algún tipo de enfermedad crónica o que tienen sus actividades limitadas por el padecimiento de la misma. Las columnas 3, 5 y 7 muestran, respectivamente, los ratios de gasto en cada Comunidad Autónoma por persona que padece enfermedad para cada uno de los tres indicadores de morbilidad elegidos. Según los resultados y con respecto a los tres casos, las Comunidades con mejores ratios son Andalucía, Cataluña, Valencia y Madrid.

Por lo que se refiere a los profesionales de la salud, y en base a los datos del MSC, observamos un notable y constante aumento de su porcentaje en relación con la población en los años considerados. Este incremento se produce en todas las Comunidades Autónomas. Así, en el número de médicos destaca Andalucía con un incremento anual medio del 7% frente a Castilla-León con un 3,72% siendo el

---

<sup>5</sup>. Podría construirse el coste multiplicando cada unidad de utilización por su coste unitario. Para estimaciones de este tipo ver Le Grand (1978) y mediante estimaciones más sofisticadas Van Dorslaer et al (1993).

promedio para todo el estado de un 4,69%. En cuanto a ATS y DUE el incremento nacional anual se sitúa en torno a un 1,78%.

La tendencia respecto al número de camas financiadas públicamente es la inversa. Se aprecia una evolución homogénea descendente en casi todas las Comunidades. También tiende a disminuir la diferencia entre ellas a excepción de Cataluña, aunque las cifras de esta Comunidad al inicio del período eran más bajas, situación que se sigue manteniendo. El decremento medio nacional ha sido del 2,23% para el período.

*Cuadro 3. Gasto público en sanidad y estado de salud por CCAA. 1993*

CCAA	% de gasto Público	% con "no buena" salud	Ratio por Persona	% con enfermedad crónica	Ratio por persona	% con enfermedad crónica limitante	Ratio por Persona
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
Andalucía	19,89	10,7	<b>1,86</b>	9,72	<b>2,05</b>	14,21	<b>1,40</b>
Aragón	3,44	4,76	0,72	4,12	0,84	3,51	0,98
Asturias	3,37	4,05	0,83	4,89	0,69	4,15	0,81
Baleares	1,87	3,96	0,47	4,21	0,44	4,23	0,44
Canarias	4,35	5,41	0,80	4,72	0,92	5,75	0,76
Cantabria	1,65	3,4	0,48	3,08	0,53	2,87	0,57
Castilla La Mancha	4,14	4,5	0,92	4,32	0,96	5,27	0,78
Castilla León	6,48	7,61	0,85	7,37	0,88	7,66	0,85
Cataluña	17,42	7,79	<b>2,24</b>	8,00	<b>2,18</b>	8,14	<b>2,14</b>
C. Valenciana	11,35	6,85	<b>1,66</b>	7,34	<b>1,55</b>	7,66	<b>1,48</b>
Extremadura	2,78	5,42	0,51	4,77	0,58	5,51	0,50
Galicia	6,72	8,61	0,78	8,05	0,83	8,54	0,79
Madrid	14,54	10	<b>1,45</b>	11,44	<b>1,27</b>	7,58	<b>1,92</b>
Murcia	2,70	3,74	0,72	4,43	0,61	3,11	0,87
Navarra	1,61	3,1	0,52	3,30	0,49	2,08	0,78
País Vasco	6,38	6,44	0,99	6,63	0,96	5,11	<b>1,25</b>
Rioja, La	0,69	3,67	0,19	3,61	0,19	4,63	0,15
TOTAL	100	100	1	100	1	100	1

Fuente: ENSE93, MSC (1997). Elaboración propia.

### 4.3.3 - Metodología y resultados

A continuación desarrollaremos un análisis descriptivo de la relación existente entre recursos sanitarios y niveles, dispersión y concentración de salud en un marco regional. El índice de salud utilizado, como ya se justificó con anterioridad sería la autovaloración del estado de salud. Los cuadros 4 y 5 contienen un resumen estadístico de esta variable.

*Cuadro 4. Estadística descriptiva de la variable "autovaloración del estado de salud" por Comunidades Autónomas. ENSE 1987*

CCAA	Observaciones	Media	Desv. Típica	Varianza
Andalucía	4188	2,2433	0,855611	0,73207
Aragón	1464	2,2201	0,761343	0,57964
Asturias	1968	2,3278	0,749848	0,56227
Baleares	897	2,2154	0,900448	0,81081
Canarias	976	2,4150	0,777123	0,60392
Cantabria	799	2,1927	0,688536	0,47408
Castilla La Mancha	999	2,3327	0,767221	0,58862
Castilla León	4068	2,2922	0,855287	0,73151
Cataluña	2842	2,2807	0,852495	0,72675
C. Valenciana	1479	2,1999	0,739691	0,54714
Extremadura	893	2,3982	0,836826	0,70027
Galicia	2188	2,3103	0,890880	0,79366
Madrid	1708	2,2652	0,837826	0,70195
Murcia	1499	2,4107	0,783960	0,61459
Navarra	566	2,2714	0,758607	0,57547
País Vasco	788	2,2956	0,749506	0,56176
Rioja, La	800	2,2325	0,858408	0,73686

Fuente: ENSE 1987.

*Cuadro 5. Estadística descriptiva de la variable "autovaloración del estado de salud" por Comunidades Autónomas. ENSE 1993*

CCAA	Observaciones	Media	Desv. Típica	Varianza
Andalucía	1987	2,3191	0,82937	0,687857
Aragón	1000	2,2859	0,74314	0,552257
Asturias	775	2,2813	0,79133	0,626199
Baleares	795	2,2805	0,83262	0,693259
Canarias	995	2,3985	0,79412	0,630635
Cantabria	800	2,1550	0,74778	0,559174
Castilla La Mancha	997	2,2946	0,75026	0,562889
Castilla León	1499	2,2944	0,77744	0,604413
Cataluña	1995	2,2096	0,75672	0,572636
C.Valenciana	1500	2,2329	0,79135	0,626236
Extremadura	999	2,3327	0,76722	0,588628
Galicica	1500	2,4107	0,78396	0,614593
Madrid	1968	2,3278	0,74985	0,562272
Murcia	800	2,2325	0,85841	0,736865
Navarra	799	2,1927	0,68854	0,474082
País Vasco	1480	2,1999	0,73969	0,547144
Rioja, La	788	2,2957	0,74951	0,561760

Fuente: ENSE 1993.

En cuanto al procedimiento de estudio se refiere, realizaremos un análisis transversal en dos momentos del tiempo, coincidiendo con la disponibilidad de datos con la ENSE de 1987 y 1993, en ambos casos consideraremos el gasto público total en salud, el número de médicos, el número de ATS y camas públicas, todos ellos en valores per cápita. También se analizará el gasto medio per cápita durante el período 1986 y 1993, cuyos efectos sobre el nivel de salud se recogerían en 1993.

Además, se han realizado dos tipos de agrupaciones distintas de acuerdo con el nivel de recursos sanitarios. Por un lado se utiliza un criterio objetivo, dividiendo las Comunidades Autónomas en dos grupos, las que están por encima del nivel mediano de cada uno de los recursos analizados, y las que están por debajo del mismo. Por otro lado y para obtener un nivel de desagregación mayor que pudiese añadir información adicional también se realiza una división en tres grupos iguales ordenados de mayor a menor dotación de recursos.

En la primera columna de los cuadros 6, 7 y 8, se recoge la media de las respuestas dadas por los individuos de la muestra. Si recordamos que 1 corresponde a un estado de salud muy bueno y 5 a muy malo, cuanto más bajo sea el valor de la media mejor habrá sido el estado de salud declarado. La segunda y tercera columna, son la varianza y el coeficiente de Gini, ambas medidas de desigualdad y de concentración. Cuanto menor sea la varianza menor será la dispersión entre los estados de salud al igual que ocurre con el coeficiente de Gini, cuanto más próximo a cero la concentración será mínima, es decir, la salud estará repartida por igual, en el caso de concentración máxima tendríamos un valor de 1.

Por último, se ha calculado el coeficiente de correlación tanto entre los recursos y la media como entre los recursos y la varianza de la autovaloración del estado de salud. Un coeficiente negativo en el primer caso significaría que a mayor nivel de gasto mejor estado de salud, y en el segundo caso que a mayor nivel de gasto menor dispersión entre las valoraciones declaradas de los niveles de salud de los individuos.

Los resultados obtenidos al analizar la primera columna de los cuadros, respecto al gasto sanitario (cuadro 6), dotación de recursos en el año 1987 (cuadro 7) y dotación de recursos en el año 1993 (cuadro 8), confirman que las Comunidades Autónomas que están por encima del nivel mediano de recursos, tienen una mayor autovaloración del nivel de salud que las que están por debajo, es decir, la autovaloración del estado de salud mejora a medida que las Comunidades Autónomas dedican mayores recursos a sanidad. La misma tendencia se observa cuando consideramos clasificación en tres grupos de las Comunidades (CA1, CA2 y CA3), aunque con algunas excepciones como en el caso de las camas públicas para los años 1987 y 1993. Estas diferencias probablemente sean debidas a que en la estadística utilizada se incluyen, sin diferenciarlas, camas susceptibles de una distribución más general (poblacional) con otras cuya distribución puede obedecer a otros criterios (superespecialidades). Respecto al coeficiente de correlación entre el nivel de gasto y la media de la valoración del estado de salud, y de acuerdo con los resultados presentados en los tres cuadros, es negativo variando desde -0,19 a -0,67.

Si pasamos a analizar la dispersión entre niveles de salud, estaremos considerando la varianza. Al igual que sucede con la media, en la segunda columna de los tres cuadros observamos una menor dispersión para las Comunidades Autónomas cuyo nivel de recursos es superior a la mediana de la distribución. Esta tendencia se aprecia también al considerar los tres grupos de Comunidades, así, la varianza va disminuyendo a medida que las Comunidades Autónomas aumentan su

nivel de recursos. La excepción es el caso ATS en 1987 (cuadro 7) donde la dispersión se reduce de los grupos CA1 a CA2, pero sin embargo, el valor aumenta de 0,66 a 0,71 en el paso del grupo CA2 a CA3. Es posible que tal efecto se produzca porque es únicamente en el caso de estos profesionales donde se observan decrementos en relación con la población, fundamentalmente en el caso de Madrid. Esta tendencia podría significar que, con independencia del lugar de formación, el personal se dirige hacia los territorios en los que se puede estar produciendo una mayor oferta de servicios.

Por lo que respecta al coeficiente de correlación, de nuevo, nos encontramos con un coeficiente negativo que alcanza sus mayores valores respecto a todos los indicadores en el año 1993, tanto en el cuadro 6 como en el cuadro 8. En cuanto al coeficiente de Gini, en los tres cuadros, los valores se sitúan bastante próximos a cero, lo que nos da idea de una baja concentración. Las diferencias en el análisis en las distintas clasificaciones son muy ligeras, aunque podemos señalar una tendencia hacia una disminución del mismo en los grupos en que las Comunidades Autónomas cuentan con unos mayores recursos destinados a sanidad. Esta tendencia puede observarse en todos los casos analizados y en ambos años.

De estos resultados, y a pesar del simple carácter descriptivo del análisis, podemos extraer la idea de que los recursos sanitarios, aunque no el único, son uno de los factores que se asocian con el estado de salud de la población como en la reducción de las desigualdades en salud entre los individuos, entendiendo por tal una disminución de la dispersión y de la concentración entre los mismos. No

podemos por menos que considerar estas ideas con suma prudencia, en primer lugar porque debido al pequeño número de observaciones no nos ha parecido conveniente realizar contraste de hipótesis, y en segundo lugar como ya se mencionó anteriormente, por el puro sentido descriptivo del estudio. Obtendremos, no obstante, una visión intuitiva, que nos hace pensar que si bien es cierto que no todo el incremento en recursos sanitarios redundará en una mejora de la salud en un sentido amplio, ejerce cierta influencia sobre la misma.

*Cuadro 6. Gasto público y estado de salud. 1987, 1993*

## GASTO TOTAL 1987- ENSE 1987

CCAA	MEDIA	VARIANZA	GINI
Debajo mediana	2,29	0,71	0,146
Encima mediana	2,25	0,70	0,144
CA1	2,32	0,73	0,152
CA2	2,27	0,71	0,143
CA3	2,25	0,67	0,138
Correlación gasto-varianza	-0,18		
Correlación gasto-media	-0,66		

CA1: Galicia, C. Mancha, Extremadura, Murcia, Navarra

CA2: Canarias, Rioja, Andalucía, C. León, Valencia, Baleares

CA3: P. Vasco, Cataluña, Asturias, Madrid, Aragón, Cantabria

## GASTO TOTAL 1993- ENSE 1993

CCAA	MEDIA	VARIANZA	GINI
Debajo mediana	2,32	0,65	0,126
Encima mediana	2,27	0,60	0,124
CA1	2,32	0,62	0,127
CA2	2,29	0,61	0,125
CA3	2,23	0,58	0,122
Correlación gasto-varianza	-0,58		
Correlación gasto- media	-0,52		

CA1: Galicia, C. Mancha, Baleares, Murcia, C.Leon, Extremadura

CA2: Rioja, Andalucía, Canarias, Cataluña, Madrid

CA3: Valencia, Aragón, P. Vasco, Cantabria, Asturias, Navarra

## GASTO MEDIO 1986-1993, ENSE 1993

CCAA	MEDIA	VARIANZA	GINI
Debajo mediana	2,34	0,73	0,128
Encima mediana	2,24	0,58	0,120
CA1	2,33	0,63	0,129
CA2	2,27	0,62	0,127
CA3	2,27	0,56	0,118
Correlación gasto-varianza	-0,41		
Correlación gasto-media	-0,53		

CA1: Galicia, C.Mancha, Extremadura, Murcia, Baleares

CA2: C. León, Andalucía, Canarias, Rioja, Cataluña, Valencia

CA3: Navarra, Madrid, P.Vasco, Asturias, Aragón, Cantabria

*Cuadro 7. Dotación de recursos y estado de salud. 1987*

MEDICOS x 100.000 HAB.

CCAA	MEDIA	VARIANZA	GINI
Debajo mediana	2,28	0,73	0,152
Encima mediana	2,26	0,67	0,138
CA1	2,30	0,72	0,130
CA2	2,26	0,71	0,125
CA3	2,24	0,64	0,112
Correlación medicos-varianza	-0,18		
Correlación medicos-media	-0,67		

CA1: Extremadura, C.La Mancha, Galicia, Canarias, Murcia, Andalucía

CA2: Baleares, Valencia, Cantabria, Rioja, C. León, Cataluña

CA3: P. Vasco, Asturias, Navarra, Aragón, Madrid

ATS y DUE x 100.000 HAB.

CCAA	MEDIA	VARIANZA	GINI
Debajo mediana	2,28	0,71	0,149
Encima mediana	2,26	0,70	0,139
CA1	2,30	0,72	0,149
CA2	2,26	0,66	0,142
CA3	2,23	0,71	0,141
Correlación ATS-varianza	-0,13		
Correlación ATS- media	-0,37		

CA1: Canarias, C.Mancha, Murcia, Galicia, Extremadura, Andalucía

CA2: Baleares, P. Vasco, C.León, Cantabria, Asturias,Rioja

CA3: Cataluña, Aragon, Madrid, Valencia,Navarra.

CAMAS PUBLICAS x 10.000 HAB.

CCAA	MEDIA	VARIANZA	GINI
Debajo mediana	2,27	0,73	0,152
Encima mediana	2,27	0,68	0,138
CA1	2,28	0,74	0,195
CA2	2,25	0,69	0,152
CA3	2,29	0,65	0,135
Correlación camas-varianza	-0,29		
Correlación camas-media	-0,19		

CA1: C. Mancha, Valencia, Murcia, Andalucía, Extremadura, Galicia

CA2: Cantabria, Asturias, Baleares, Madrid, Cataluña, P. Vasco

CA3: Aragón, C.León, Canarias, Rioja, Navarra.

*Cuadro 8. Dotación de recursos y estado de salud. 1993*

MEDICOS x 100.000 HAB.

CCAA	MEDIA	VARIANZA	GINI
Debajo mediana	2,31	0,65	0,131
Encima mediana	2,25	0,57	0,119
CA1	2,34	0,65	0,130
CA2	2,25	0,62	0,127
CA3	2,25	0,56	0,118
Correlación médicos-varianza	-0,51		
Correlación médicos- media	-0,38		

CA1: Extremadura, C.Mancha, Canarias, Galicia, Murcia, Andalucía

CA2: Baleares, Valencia, Rioja, C.León, Cantabria

CA3: P.Vasco, Cataluña, Asturias, Navarra, Aragón, Madrid

ATS y DUE x 100.000 HAB.

CCAA	MEDIA	VARIANZA	GINI
Debajo mediana	2,32	0,65	0,129
Encima mediana	2,24	0,58	0,120
CA1	2,35	0,65	0,130
CA2	2,30	0,63	0,128
CA3	2,25	0,57	0,119
Correlación ATS-varianza	-0,61		
Correlación ATS-media	-0,53		

CA1: Murcia, C. Mancha, Canarias, Galicia, Baleares, Extremadura

CA2: Andalucía, C. León, Asturias, Rioja, Cantabria

CA3: Madrid, Cataluña, P. Vasco, Aragón, Valencia, Navarra

CAMAS PUBLICAS x 10.000 HAB.

CCAA	MEDIA	VARIANZA	GINI
Debajo mediana	2,3	0,65	0,131
Encima mediana	2,26	0,58	0,121
CA1	2,28	0,65	0,133
CA2	2,33	0,59	0,124
CA3	2,24	0,57	0,119
Correlación camas-varianza	-0,47		
Correlación camas-media	-0,19		

CA1: C. Mancha, Andalucía, Valencia, Murcia, Extremadura

CA2: Rioja, Asturias Galicia, Cantabria, Madrid, Baleares

CA3: P. Vasco, Aragón, C. León, Cataluña, Canarias, Navarra

## **4. 4 - Factores condicionantes del estado de salud.**

### **La influencia de los recursos sanitarios**

En el análisis anterior se obtuvo a un nivel descriptivo una relación positiva entre el nivel de recursos sanitarios existentes en un área geográfica determinada y el estado de salud, su dispersión y su concentración. A continuación intentaremos, profundizar en esta relación mediante estimaciones más formales. Estamos particularmente interesados en los efectos que el gasto sanitario provoca sobre el estado de salud debido fundamentalmente a la controversia existente en la literatura sobre el tema.

Es difícil predecir o interpretar los resultados existentes en cuanto al tipo de asociación entre gasto sanitario y salud. A priori, podríamos esperar que una variación positiva del gasto sanitario implique, *ceteris paribus*, un mayor nivel de salud, sin embargo, como comentan Antó et al. (1986), puede que esta relación no sea tan clara, si tenemos en cuenta que el gasto sanitario todavía no haya producido los efectos esperados debido al período analizado o que no tenga una influencia notoria sobre la variable de salud utilizada, sobre todo si se dedica a asistencia no curativa. Según López i Casasnovas (1998) la composición del gasto (orientación hacia la atención primaria, importancia de la prevención), podría resultar más determinante que su volumen total. También existe evidencia Van Doorslaer et al. (1993), que sugiere que las desigualdades en morbilidad son menos pronunciadas

en países que gastan una cantidad de dinero relativamente importante en cuidado de salud. World Bank (1993), afirma que las diferencias en el gasto sanitario son un obvio punto de partida para una explicación de las diferencias en el nivel de salud entre países.

Un elemento importante a tener en cuenta en este tipo de análisis y que podría determinar los resultados obtenidos son las variables utilizadas para medir el estado de salud. A pesar de que los trabajos más frecuentes han estado basados en tasas de mortalidad y esperanza de vida, estos indicadores han perdido sensibilidad para detectar cambios en el estado de salud. Para tratar de recoger, no sólo los problemas que llegan al sistema sanitario, sino también los problemas que son percibidos por los individuos, utilizaremos indicadores de morbilidad como son la autovaloración del estado de salud, la existencia de enfermedades crónicas, la limitación de la actividad principal del individuo y la permanencia en cama por motivos de salud.

Siguiendo a Newhouse et al. (1979), existen pocas posibilidades de que los cuidados sanitarios reduzcan la mortalidad en enfermedades que se consideran irreversibles y dicho efecto estaría presente en tasas agregadas de mortalidad, sin embargo, el efecto de los recursos médicos, difícil de detectar en estos casos, podría, sin embargo, suponer diferencias en otros tipos de enfermedades. Estas diferencias, podrían captarse con otros indicadores de salud y es por ello por lo que de nuevo optamos por los mencionados anteriormente. En un estudio a cerca de la valoración de los efectos de la unidad marginal de cuidado médico, Cutler et al.

(1998) señalan la importancia de la utilización de índices precisos para medir el output del gasto sanitario. Asimismo, apuntan la dificultad de encontrar un índice adecuado que además de recoger las ganancias esperadas en las tasas de mortalidad o en la esperanza de vida, recojan los efectos en la mejora de la capacidad funcional o en la calidad de vida de los enfermos. Estas dificultades serían todavía mayores al analizar nuevos tratamientos derivados de los cambios en la tecnología.

Se han desarrollado numerosos estudios que consideran indicadores subjetivos como proxy del estado de salud de los individuos. En algunos de ellos (Goldstein, 1984) la salud percibida fue el mayor predictor de la mortalidad junto con el sexo y la edad. Goldstein encuentra que existe una relación directa y positiva entre el estado de salud percibido y mejor nivel socioeconómico, representado por variables como la clase social, educación, empleo y renta familiar. En cuanto a la calidad y la disponibilidad de servicios sanitarios, este autor obtuvo que mejores niveles de los mismos están asociados, aunque de forma débil, a mejor estado de salud percibido. El factor determinante, en este estudio, es la percepción del individuo del padecimiento de enfermedades crónicas de larga duración. Newhouse et al. (1979) estudia la relación entre recursos médicos y medidas psicológicas de salud, entre ellas presión sanguínea, concentración de colesterol, rayos-X anormales y presencia de varices. Ettner (1996) estima el impacto del ingreso en medidas de salud como autovaloración del estado de salud, limitaciones de la actividad principal, días de cama, consumo medio de alcohol diario, y síntomas depresivos y comportamiento alcohólico, ordenado según escalas de valoración.

#### 4.4.1 - Metodología

Nuestro procedimiento de estudio se basará en la regresión de indicadores de morbilidad sobre el gasto sanitario en un área geográfica determinada. Además como el estado de salud depende de múltiples factores tanto sanitarios como extrasanitarios, también consideraremos características demográficas, socioeconómicas y de estilo de vida de las personas incluidas en la muestra considerada. Estas variables serán consideradas como variables de control.<sup>6</sup>

Aunque no se cuestiona la existencia de ciertas relaciones de causalidad recíprocas entre las variables consideradas, optamos por una especificación sencilla como instrumento de modelización.<sup>7</sup> Así, partiremos de un modelo uniecuacional cuyo objetivo será analizar la variación existente en las medidas elegidas de la salud ante una variación en los recursos médicos manteniendo los otros factores constantes. Para ello, asumiremos la exogeneidad de los recursos sanitarios y utilizaremos métodos de regresión ordinarios para estimar las ecuaciones. Las estimaciones se realizan bajo dos supuestos, en el primero se considera una única constante en el modelo para permitir, posteriormente, que exista heterogeneidad regional, aproximada a través de variables ficticias regionales. Modelizaremos, por

---

<sup>6</sup> Procedimientos similares han utilizado Ettner (1995) y Theodossiou (1998).

<sup>7</sup> Ejemplos de funciones de producción de la salud pueden encontrarse en Mullahy y Portney (1990) y Blaylock y Blisard (1992).

tanto la salud a partir de una única ecuación

$$y_j^* = \alpha + \sum \beta_i x_{ij} + \gamma GS_j + \mu_j,$$

donde  $y^*$  representa la salud del individuo  $j$ ,  $GS$  representa el gasto sanitario correspondiente al individuo  $j$  y las  $x_{ij}$  corresponderán al conjunto de los demás regresores considerados.

Las especificaciones de las ecuaciones de salud, dependen de la distribución de cada indicador. La existencia de enfermedades crónicas y de limitación de la actividad principal se estimarán como modelos probit dicotómicos. Así, la probabilidad de que la variable dependiente tome el valor 1 se expresará como

$$Pr(y_i = 1) = Pr(u_i > -\beta' x_i) = 1 - F(-\beta' x_i),$$

donde  $F$  es la función de distribución acumulada de los residuos que en este caso se distribuye como una normal.

Autovaloración del estado de salud se estima como un modelo probit ordenado.<sup>8</sup> Este tipo de modelos se usan para estimar relaciones entre una variable dependiente ordinal, es decir, categórica y ordenada y un conjunto de variables independientes. Optamos por mantener las diferentes categorías en lugar de realizar las estimaciones utilizando modelos probit dicotómicos estándar para aprovechar la información disponible y evitar los posibles sesgos que se ocasionarían al realizar la valoración de lo que se consideraría buena o mala salud. En este tipo de modelos la probabilidad de observar  $y_i$  corresponde a la función

---

<sup>8</sup> Para una descripción más detallada de los modelos probit ordenados ver Apéndice B.

$$Pr(y_i = i) = Pr(\mu_{i-1} < \beta_j'x_j + u_j \leq \mu_i) = F(\mu_i - \beta_j'x_j) - F(\mu_{i-1} - \beta_j'x_j),$$

donde  $F$  estará normalmente distribuida.

Días de cama y días de restricción de la actividad principal, se estimarán como modelos en dos partes (Duan et al. 1983, Pohlmeier y Ulrich, 1994, Mullahy, 1998). Este tipo de modelización es habitual en estudios sobre consumo sanitario debido a la gran cantidad de ceros y la restricción de que los outcomes no puedan ser negativos.<sup>9</sup> Para representar de la forma más adecuada las dos variables objeto de estudio, comprobaremos si existen dos procesos diferenciados en su determinación, ya que los dos componentes de este proceso pueden diferir tanto en sus determinantes económicos como en su relevancia. Así, para la primera ecuación, utilizaremos un modelo probit descrito con anterioridad, que estimará la existencia (donde la variable dependiente tomará el valor 1) o no (en cuyo caso tomaría el valor 0) de la limitación de la actividad principal y de la obligación de pasar días en cama debido a enfermedad. Para estimar el número de días emplearemos MCO, utilizando sólo la muestra de individuos registran valores positivos. La estimación será de la forma:

$$E(Y) = pr(Y > 0) * E(Y/Y > 0).$$

---

<sup>9</sup> Debido a que se trata de "count data", una alternativa es usar un modelo binomial negativo. Sin embargo, debido el gran número de categorías para estas variables hace que una aproximación continua sea adecuada. Además los modelos en dos partes, tienen la ventaja de que permiten estimar diferentes procesos que condicionan la variable dependiente.

#### 4.4.2 - Los datos

El análisis se basa en datos del MSC (1997) para las cifras de gasto y en datos individuales de la ENSE 1993 para el resto de las variables. Ambas fuentes ya han sido descritas con anterioridad. El cuadro 9 define las variables y en el cuadro 10 se recogen las estadísticas descriptivas de las mismas.

##### 4.4.2.1 - *Las variables dependientes*

Las variables que utilizaremos como proxies del estado de salud del individuo son las siguientes, autovaloración del estado de salud, padecimiento de alguna enfermedad crónica, padecimiento de alguna enfermedad crónico-limitante, número de días que su actividad ha estado limitada y por último número de días que el encuestado ha tenido que quedarse en cama por motivos de salud.

La autovaloración del estado de salud, aparece en la ENSE en una escala del 1 al 5, que corresponde respectivamente a muy bueno, bueno, regular, malo y muy malo. Hemos recodificado esta variable haciendo que 5 represente el nivel más alto de salud mientras que 1 correspondería al más bajo. Esta clasificación nos parece más adecuada a efectos operativos y es la habitual en encuestas de este tipo realizadas en distintos países. La percepción que un individuo tiene de su salud corresponde a un período temporal de un año.

*Cuadro 9. Definición de las variables*

Variable	Definición
AUTOVALORACION	Valoración por el propio individuo de su estado de salud en una escala de puntos (1=Muy mala, 5=Muy buena)
CRONICA	=1 si padece alguna enfermedad crónica
CRONICALIM	=1 si durante los últimos doce meses ha padecido alguna enfermedad crónica que limite sus actividades habituales.
DIASLIMIT	Número de días durante las últimas dos semanas que ha tenido que limitar su actividad principal por alguna molestia o síntoma
DIASCAMA	Número de días durante las dos últimas semanas que se ha quedado en cama por motivos de salud
FUMA	=1 si fuma o ha fumado
SUEÑO	Número de horas de sueño diarias
EJERCTR	=1 si hace algún tipo de ejercicio durante su trabajo
EJERCTL	=1 si realiza alguna actividad física regularmente durante su tiempo libre
MUJER	=1 si el entrevistado es una mujer
CASADO	=1 si el estado civil del entrevistado es casado
DIVSEP	=1 si el estado civil del entrevistado es divorciado o separado
VIUDO	=1 si el estado civil del entrevistado es viudo
SOLO	=1 si el entrevistado vive solo
SINEST	=1 si el entrevistado no tiene ningún estudio
ESMED	=1 si el entrevistado tiene estudios terminados a los 14-15 años, 16-19 años, o estudios posteriores no universitarios
UNIV	=1 si el entrevistado tiene estudios universitarios
MEDALTA	=1 si el entrevistado puede clasificarse dentro de una clase social alta, media-alta o media-media
MEDBAJA	=1 si el entrevistado puede clasificarse dentro de una clase social media-baja o baja
TRABAJA	=1 si el entrevistado actualmente tiene un trabajo
EDAD2	=1 si el entrevistado tiene 65 años o más
TAMAÑO	=1 si el municipio de residencia tiene más de 50.000 habitantes
GASTOTOT	Gasto sanitario per cápita por CCAA en 1993
GASTOMED	Gasto sanitario per cápita medio (1986-1993) por CCAA

Nota: La categoría omitida para todas las variables categóricas es cero.

*Cuadro 10. Estadística descriptiva de la muestra.**Nº observaciones= 18.521*

Variable	Media	Desv. Típica	Mín.	Max.
AUTOVALORACION	3,7279	0,76898	1	5
CRONICA	0,2723	0,44515	0	1
CRONICALIM	0,0636	0,24407	0	1
DIASLIMT	0,4157	1,79558	0	14
DIASCAMA	0,0875	0,28257	0	14
FUMA	0,4968	0,50002	0	1
SUEÑO	7,6318	1,31233	4	12
EJERCTR	0,1394	0,34637	0	1
EJERCTL	0,1293	0,33555	0	1
MUJER	0,5168	0,49973	0	1
CASADO	0,6085	0,48808	0	1
DIVSEP	0,0177	0,13208	0	1
VIUDO	0,0708	0,25655	0	1
SOLO	0,0691	0,25536	0	1
SINEST	0,1524	0,35948	0	1
ESMED	0,7648	0,42415	0	1
UNIV	0,0827	0,27552	0	1
MEDALTA	0,0838	0,27722	0	1
MEDBAJA	0,7185	0,44971	0	1
TRABAJA	0,4025	0,49043	0	1
EDAD2	0,1733	0,37851	0	1
TAMAÑO	0,4738	0,49933	0	1
GASTOTOT	76298,14	5719,297	66983	84783
GASTOMED	50930,44	4235,785	41929	57597

La ENSE relaciona 7 enfermedades crónicas y pregunta al entrevistado si padece alguna de ellas en la actualidad. En caso afirmativo contestará si dicha enfermedad ha limitado de alguna forma sus actividades habituales en los últimos

12 meses. Ambas preguntas corresponden con las variables CRONICA y CRONICALIM.

DIASLIMIT es una variable que indica el número de días que la persona ha visto limitada su actividad principal, es decir, su capacidad tanto de trabajo, estudios, labores del hogar, debido a alguna molestia o síntoma durante las últimas dos semanas.

Por último, DIASCAMA recoge el número de días que el entrevistado se ha visto obligado a quedarse en cama por motivos de salud, incluyendo los días pasados en un hospital. El período temporal también se refiere a las dos últimas semanas. La correlación existente entre estas medidas del estado de salud se presenta en el cuadro 11.

*Cuadro 11. Coeficientes de correlación entre las medidas de estado de salud. ENSE 93*

	AUTOVALORACION	CRONICA	CRONICALIM	DIASLIMIT	DIASCAMA
AUTOVALORACION	1				
CRONICA	-0,3200	1			
LIMITACIONAP	-0,3270	0,4130	1		
DIASLIMIT	-0,2544	0,0941	0,1966	1	
DIASCAMA	-0,2012	0,0773	0,1518	0,4953	1

Nota: El número de observaciones es 18.521

#### 4.4.2.2 - Factores que determinan el nivel de salud

A pesar de que el objeto principal del estudio es establecer la influencia del gasto sanitario sobre el nivel de salud, no podemos olvidar que sobre el mismo influyen de forma determinante otros factores. Dividiremos las variables que consideramos determinantes del nivel de salud de los individuos en cuatro grupos: variables biológicas, variables socioeconómicas, hábitos de vida y recursos médicos.

Dentro de las variables biológicas consideraremos la edad, para la cual utilizamos dos categorías, una correspondiente a los individuos entre 18 y 65 años y otra para los individuos de 65 años o más, y el sexo donde también se emplea una variable dummy que adquiere el valor 1 si el entrevistado es una mujer.

En el segundo grupo incluimos el nivel de estudios del entrevistado dividido en tres categorías, aquellos individuos sin estudios, con estudios medios y con estudios universitarios. Dentro de los individuos con estudios medios optamos por hacer una agrupación de aquellos que han terminado sus estudios a los 14-15 años, 16-19 o estudios posteriores que no sean universitarios, consideramos por tanto en este grupo la educación básica.

Una variable habitual en este tipo de estudios es el nivel de renta. Numerosos autores han estudiado la relación entre ingreso y estado de salud, (Ettner, 1986, Waldmann, 1992, Lahelma, 1994, Pamuk, 1988) obteniendo una relación positiva. Sin embargo en la ENSE no disponemos del nivel de renta de los individuos y debido a los problemas existentes a la hora de obtener este dato de otras encuestas como la Encuesta de Presupuestos Familiares hemos optado por

considerar la variable estatus social, obtenida a partir de una combinación del nivel de estudios con la profesión. Así, tendríamos 5 categorías que van desde 1 clase acomodada a 5 clase baja. En nuestro trabajo la agrupación se limita a dos categorías que comprenden las clases alta, media-alta y media-media por una parte y las clases media-baja y baja por otra.

También hemos considerado si el individuo trabaja en la actualidad, su estado civil y el tamaño de su municipio de residencia ya que podría haber una asociación entre los municipios grandes y unas condiciones ambientales peores que perjudiquen el nivel de salud.

En el tercer grupo hemos querido reflejar las costumbres o hábitos de vida del entrevistado. Las variables consideradas son si el individuo fuma o ha fumado y si realiza algún tipo de ejercicio de forma regular, bien durante su trabajo o durante su tiempo libre. También tenemos en cuenta como variable explicativa el número de horas que duerme diariamente el encuestado.

Por último se encuentran las variables que reflejan el nivel de recursos médicos. Incluyen gasto sanitario total per cápita en el año 1993 y gasto medio per cápita durante los años 1986-1993, cada uno de ellos referidos a las Comunidades Autónomas y considerados a partir de una logtransformación de sus valores. En un principio consideramos otras variables como número de médicos, ATS, y camas

por habitante pero debido al alto grado de correlación entre ellas (de 0,56 a 0,88) detectamos problemas de multicolinealidad.<sup>10</sup>

#### 4.4.3 - Los resultados

Según los resultados del cuadro 12, la probabilidad de tener un estado de salud dado estará influida de forma significativa por el gasto sanitario. Dicho efecto no se observa, sin embargo, respecto al número de días bien de limitación de la actividad principal bien de estancia en la cama.

Respecto a la autovaloración del estado de salud observamos un coeficiente positivo y significativo para el gasto sanitario, es decir, que un mayor nivel de gasto sanitario influenciará positivamente la probabilidad de que un individuo valore de forma mejor su estado de salud.<sup>11</sup> En cuanto al resto de variables la mayoría son significativas. Asimismo, observamos una influencia positiva sobre la probabilidad de autovaloración del estado de salud en cuanto a si el individuo realiza ejercicio en su tiempo libre, si posee estudios universitarios y si trabaja. Por el contrario un efecto negativo vendría dado por el hecho de que el entrevistado sea mujer, si su estado civil es divorciado o separado, si vive solo, si no posee estudios

---

<sup>10</sup> El coeficiente de correlación menor se observaba con la variable camas por habitante, pero al incluirla en las regresiones los resultados no se veían mejorados. Los resultados más satisfactorios se encontraron al considerar únicamente la variable gasto sanitario.

<sup>12</sup> Recordemos que esta variable ha sido recodificada por lo que 1 correspondería a un estado muy malo de salud, mientras que 5 significaría que el individuo juzga su estado de salud muy bueno.

si su clase social es media-baja si tiene 65 años o más y en menor medida si vive en un municipio de más de 50.000 habitantes. Es decir, que si el individuo posee alguna de estas características tendría una probabilidad mayor de valorar de forma peor su estado de salud.

Por lo que se refiere al padecimiento de una enfermedad crónica, el gasto sanitario aparece significativo y con signo negativo, lo cual significa que la probabilidad de padecer una enfermedad crónica irá en dirección opuesta a la cantidad de gasto sanitario per cápita. De nuevo casi todas las variables son significativas con excepción de si se realiza ejercicio durante el trabajo. Destacaremos la importancia de cuatro variables por sus niveles de significación, si el individuo está casado, si vive solo, si no posee estudios y si tiene 65 años o más, en los cuatro casos los coeficientes tienen signos positivos. Una influencia negativa la observamos en cuanto a las variables horas de sueño, ejercicio durante el tiempo libre, sexo mujer, estudios universitarios, clase media-alta y encontrarse trabajando en la actualidad. Cabe resaltar la existencia de un coeficiente negativo y significativo, para la variable que representa si el individuo fuma, aunque el valor del mismo es muy bajo.

Los resultados de la estimación respecto a la presencia de enfermedad crónica limitante, son muy similares a los inmediatamente anteriores. La mayor parte de las variables aparecen como significativas, excepto las variables FUMA y EJERCTL. El gasto sanitario de nuevo aparece significativo y su signo es negativo como era de esperar. Así, influirá de forma negativa sobre la probabilidad de que

un individuo padezca una enfermedad crónica que limite sus actividades. Respecto al resto de variables consideradas, destacaremos EDAD2, TAMAÑO, SINEST y SOLO como importantes determinantes de que incremente la probabilidad de la existencia de este tipo de enfermedad.

En el caso del número de días de limitación de la actividad principal del individuo se estimó en primer lugar la probabilidad de que el individuo tuviese algún día limitada su actividad principal. Posteriormente y por separado se estimó el número de días medio de limitación una vez que esta se había producido.

Respecto a la primera parte el modelo comprobamos, de nuevo, la influencia del gasto sanitario, decrementando la probabilidad de que el individuo vea restringida su actividad principal. Vuelven a aparecer como importantes que el individuo no tenga estudios, la edad, el tamaño del municipio y en este caso que tenga sexo femenino. Todas ellas aumentarán la probabilidad de que la variable dependiente sea positiva. El resto de regresores significativos como son las horas de sueño y si el individuo trabaja presentan el signo contrario. En este caso y a diferencia de las estimaciones anteriores no aparece significativo que el individuo viva solo, que tenga estudios universitarios, ni la clase social.

Por lo que se refiere a la parte truncada del modelo destacaremos que únicamente tres variables tienen un efecto significativo sobre el número de días limitados, el ejercicio durante el tiempo libre, el nivel de estudios considerado como UNIV y EDAD2. El gasto sanitario aunque si influía en la probabilidad de

restricción de la actividad principal, parece no tener el mismo efecto en el número de días de la misma.

Similares resultados encontramos al considerar como variable dependiente el número de días de cama debido a alguna dolencia o enfermedad. En la primera parte del modelo en la que estimamos la probabilidad de que el individuo haya permanecido algún día en la cama, las variables que incrementan dicha probabilidad coinciden en su mayoría con los resultados de la columna anterior.

En la segunda parte del modelo, en la cual sólo consideramos las observaciones positivas, de nuevo pocas variables pueden considerarse significativas. Únicamente horas de sueño, ejercicio durante el tiempo libre influyen sobre el número de días de cama debidos a enfermedad. El gasto sanitario no determinaría el comportamiento de la variable dependiente.

El cuadro 13 muestra los resultados de las estimaciones cuando incluimos como variables explicativas del modelo variables ficticias para las distintas Comunidades Autónomas, con el objeto de captar la heterogeneidad existente entre ellas. Al controlar por las posibles diferencias en el estado de salud percibida, debidas a la situación geográfica, obtenemos relaciones idénticas en cuanto al signo para el gasto sanitario. Sin embargo, observamos fuertes reducciones de los coeficientes, aunque en todos los casos se muestran significativos, incluso con mejores ratios, que en las regresiones anteriores. Esta disminución del valor absoluto de los coeficientes podría deberse a la inclusión de los valores per cápita del gasto sanitario correspondientes a cada Comunidad y no al gasto individual

para cada individuo, ya que esta información no se encuentra disponible en la encuesta. Ello indica que los coeficientes, además de la influencia del gasto sanitario sobre el estado de salud, recogerían otras características propias vinculadas a cada región y que también actúan como determinantes del nivel de salud individual. Otra diferencia observada, respecto a las estimaciones anteriores, es la significación del gasto sanitario respecto al número de días de limitación de la actividad principal y número de días de cama, manteniéndose de forma aproximada el valor de los coeficientes obtenidos. Por lo que se refiere al resto de las variables apenas se producen variaciones significativas en las estimaciones.

El cuadro 14 recoge los resultados correspondientes a cada variable ficticia regional obtenidos de las regresiones correspondientes al cuadro 13. En las estimaciones probit los coeficientes miden directamente los niveles regionales eliminando únicamente la constante del modelo. En las estimaciones por MCO, sin embargo, omitimos la variable correspondiente a La Rioja por problemas de colinealidad por lo cual los coeficientes presentados miden las diferencias respecto a esta Comunidad Autónoma.

En el apéndice, se presentan las estimaciones obtenidas al usar como variable dependiente el gasto sanitario per cápita por CCAA en 1993, GASTOTOT. Dichos resultados no los hemos presentado anteriormente por ser muy similares a los obtenidos con el gasto medio entre 1986 y 1993. Observamos en todos los casos unos coeficientes significativos y ligeramente superiores. Los coeficientes del resto de las variables apenas se ven alterados.

Para facilitar la interpretación de los coeficientes estimados mediante el modelo probit, también se presentan los cuadros 16 y 17 que muestran una transformación de los resultados. Al interpretar las estimaciones de los coeficientes del modelo hay que tener en cuenta que en los modelos probit los coeficientes estimados miden la relación lineal existente entre el índice  $I_i$  y las variables  $x_{ij}$ , es decir, que indican el efecto que las variables  $x_{ij}$  tienen sobre  $F^{-1}(P_i)$ . Por ello la influencia que las variables explicativas tienen sobre la probabilidad de escoger la opción  $Y_i=1$  no son simplemente los valores de los coeficientes estimados, sino que dependen también de los valores de las variables explicativas.<sup>12</sup> En el modelo probit  $dP/dx_{ik} = f(x'\beta) \beta_k$  donde  $f$  es la función de densidad de una variable  $N(0,1)$ . Como consecuencia los cocientes entre los valores estimados de los parámetros  $\hat{\beta}_j / \hat{\beta}_k$  miden la importancia relativa de los efectos que las variables  $x_j$  y  $x_k$  tienen sobre la probabilidad de escoger la alternativa  $y_i=1$ . En lugar de presentar los coeficientes, evaluamos el cambio en la probabilidad ante un cambio infinitesimal en cada variable independiente, si esta es continua, y si la variable fuese discreta, el cambio discreto en la probabilidad para las variables dummies ( $dF/dX$ ). Dichos cambios serán evaluados en la media de las variables independientes.

<sup>12</sup> El coeficiente obtenido en el modelo probit se interpretaría como que cada unidad de incremento en el regresor, permitiría incrementar el índice de probabilidad en un número de desviaciones típicas igual al valor del coeficiente.

Cuadro 12. Resultados de las regresiones

VARIABLE	Autovaloración	Enfermedad	Enfermedad	Días de limitación		Días de cama	
	estado de salud	crónica	crónica limitante	de la actividad principal	MCO	Probit	MCO
	Probit ordenado	Probit	Probit	Probit	MCO	Probit	MCO
GASTOMED	0,36 (3,74)	-0,22 (-1,82)	-0,35 (-3,59)	-0,32 (-2,11)	-0,19 (-0,74)	-0,32 (-2,11)	-0,19 (-0,81)
FUMA	0,02 (1,31)	-0,09 (-3,97)	-0,04 (-1,15)	0,08 (0,29)	-0,03 (-0,65)	0,04 (1,43)	0,01 (0,01)
SUEÑO	0,06 (10,52)	-0,06 (-7,79)	-0,05 (-4,66)	-0,05 (-6,38)	-0,02 (-2,96)	-0,02 (-2,96)	-0,04 (-3,08)
EJERCTR	0,04 (1,67)	-0,04 (-1,32)	-0,07 (-1,58)	-0,09 (-0,24)	0,04 (0,58)	-0,06 (-0,15)	-0,23 (-0,36)
EJERCTL	0,27 (10,32)	-0,17 (-5,03)	-0,13 (-2,09)	0,04 (0,58)	-0,15 (-2,25)	-0,05 (-0,12)	-0,14 (-2,14)
MUJER	-0,04 (-2,28)	-0,13 (-5,48)	-0,14 (-3,61)	0,23 (7,79)	-0,05 (-1,06)	0,11 (3,64)	-0,02 (-0,42)
DIVSEP	-0,19 (-3,02)	0,17 (2,17)	0,31 (2,57)	0,25 (2,85)	-0,03 (-0,23)	0,12 (1,32)	-0,19 (-1,44)
SOLO	-0,25 (-7,26)	0,39 (9,17)	0,39 (6,55)	-0,02 (-0,32)	0,03 (0,56)	-0,04 (-0,82)	0,07 (0,91)
SINEST	-0,37 (-15,09)	0,36 (14,73)	0,38 (9,97)	0,36 (10,29)	0,02 (0,41)	0,30 (8,05)	0,05 (0,96)
UNIV	0,17 (4,88)	-0,09 (-1,89)	-0,25 (-2,81)	0,03 (0,56)	-0,23 (-2,53)	-0,04 (-0,71)	-0,10 (-1,57)
MEDBAJA	-0,17 (-7,45)	0,07 (2,12)	0,14 (2,73)	0,02 (0,62)	-0,04 (-0,07)	0,04 (0,97)	0,01 (0,06)
MEDALTA	-0,05 (-1,45)	-0,11 (-2,21)	0,21 (2,62)	-0,04 (-0,59)	-0,12 (-0,08)	0,09 (1,43)	0,12 (1,26)
TRABAJA	0,19 (9,87)	-0,20 (-8,06)	-0,32 (-7,79)	-0,12 (-3,92)	0,01 (0,01)	-0,15 (-4,67)	-0,03 (-0,72)
EDAD2	-0,39 (-16,21)	0,56 (19,52)	0,38 (10,07)	0,15 (4,19)	0,21 (3,81)	0,11 (2,92)	0,07 (1,27)
TAMAÑO	-0,07 (-4,08)	0,11 (5,02)	0,11 (3,65)	0,19 (7,19)	-0,05 (-0,013)	0,19 (6,92)	0,03 (0,81)
N. Observac.	18521	18521	18521	18521	1579	18521	1486
Pseudo R <sup>2</sup>	0,058	0,088	0,100	0,039	0,04	0,025	0,024
Log Lik.	-19482	-9863	-3944	-6099		-5372	

Nota: t-ratios entre paréntesis. En el caso de las estimaciones por MCO el pseudo R<sup>2</sup> de las estimaciones probit es sustituido por el valor de R<sup>2</sup>.

*Cuadro 13. Resultados de las regresiones con variables ficticias regionales*

VARIABLE	Autovaloración	Enfermedad	Enfermedad	Días de limitación		Días de cama	
	estado de salud	crónica	crónica limitante	de la actividad principal			
	Probit ordenado	Probit	Probit	Probit	MCO	Probit	MCO
GASTOMED	0,02 (2,04)	-0,04 (-3,86)	-0,08 (-6,55)	-0,08 (-6,65)	-0,19 (-2,90)	-0,10 (-8,22)	-0,18 (-2,96)
FUMA	0,02 (0,97)	-0,09 (-3,95)	0,01 (0,29)	0,01 (0,34)	-0,03 (-0,67)	0,04 (1,40)	-0,01 (-0,24)
SUEÑO	0,07 (9,07)	-0,06 (-7,93)	-0,05 (-6,29)	-0,06 (-6,27)	-0,02 (-1,79)	-0,03 (-3,06)	-0,04 (-2,83)
EJERCTR	0,02 (0,68)	-0,04 (-1,38)	-0,07 (-0,24)	-0,01 (-0,24)	0,05 (0,77)	-0,01 (-0,10)	-0,01 (-0,05)
EJERCTL	0,29 (8,25)	-0,18 (-5,09)	-0,13 (-0,95)	0,04 (0,93)	-0,18 (-2,58)	-0,01 (-0,20)	-0,14 (-2,27)
MUJER	-0,04 (-1,96)	-0,14 (-5,62)	-0,14 (-3,76)	0,23 (7,79)	-0,06 (-1,25)	0,11 (3,69)	-0,02 (-0,52)
DIVSEP	-0,26 (-3,45)	0,17 (2,12)	0,23 (2,64)	0,24 (2,68)	-0,02 (-0,14)	0,11 (1,12)	-0,19 (-1,43)
SOLO	-0,27 (-6,44)	0,39 (9,03)	0,34 (9,66)	-0,01 (-0,13)	0,02 (0,29)	-0,03 (-0,56)	0,07 (0,93)
SINEST	-0,42 (-14,42)	0,37 (12,64)	0,34 (9,96)	0,34 (9,72)	0,06 (1,02)	0,28 (7,56)	0,07 (1,44)
UNIV	0,23 (4,39)	-0,09 (-1,92)	-0,05 (-0,89)	0,05 (0,89)	-0,19 (-2,06)	-0,04 (-0,56)	-0,06 (-0,76)
MEDBAJA	-0,22 (-4,39)	0,07 (2,32)	0,02 (2,58)	0,02 (0,55)	-0,04 (-0,72)	0,04 (1,07)	0,01 (0,18)
MEDALTA	-0,10 (-2,01)	-0,11 (-2,25)	-0,04 (-2,26)	-0,04 (-0,69)	-0,12 (-0,08)	0,09 (1,43)	-0,12 (-1,06)
TRABAJA	0,28 (11,29)	-0,21 (-8,13)	-0,11 (-3,71)	-0,12 (-3,72)	0,01 (0,01)	-0,15 (-4,59)	-0,03 (-0,62)
EDAD2	-0,46 (-16,28)	0,56 (19,44)	0,26 (4,56)	0,16 (4,56)	0,22 (3,90)	0,12 (3,15)	0,07 (1,32)
TAMAÑO	-0,05 (-2,44)	0,08 (3,74)	0,05 (5,48)	0,15 (5,54)	-0,01 (-0,33)	0,16 (5,72)	0,02 (0,58)
N. Observac.	18521	18521	18521	18521	1579	18521	1486
Pseudo R <sup>2</sup>	0,058	0,088	0,100	0,039	0,04	0,025	0,024
Log Lik.	-19322	-9823	-3948	-6068		-5346	

Nota: t-ratios entre paréntesis. En el caso de las estimaciones por MCO el pseudo R<sup>2</sup> de las estimaciones probit es sustituido por el valor de R<sup>2</sup>.

*Cuadro 14. Resultados correspondientes a cada variable ficticia regional*

CCAA	Autovaloración	Enfermedad	Enfermedad	Días de limitación		Días de cama	
	estado de salud	crónica	crónica limitante	actividad principal			
	Probit ordenado	Probit	Probit	Probit	MCO	Probit	MCO
Andalucía	0,11 (1,32)	-0,08 (-0,87)	-0,26 (-2,63)	-0,25 (-2,58)	-0,06 (-0,42)	-0,14 (-1,36)	-0,24 (-1,77)
Aragón	0,19 (2,03)	-0,15 (-1,56)	-0,26 (-2,43)	-0,25 (-2,37)	2,71 (3,20)	-0,19 (-1,64)	2,41 (2,98)
Asturias	0,05 (0,59)	0,20 (1,96)	-0,33 (-2,90)	-0,32 (-2,84)	2,22 (3,22)	-0,30 (-2,47)	1,98 (3,01)
Baleares	0,14 (1,47)	0,13 (1,35)	-0,19 (-1,77)	-0,18 (-1,71)	-0,39 (-1,11)	-0,14 (-1,21)	-0,72 (-2,17)
Canarias	0,02 (0,22)	-0,02 (-0,18)	-0,12 (-1,15)	-0,12 (-1,17)	0,42 (3,55)	-0,07 (-0,66)	0,36 (3,13)
Cantabria	0,28 (2,93)	-0,14 (-1,44)	-0,27 (-2,46)	-0,27 (-2,40)	2,78 (3,14)	-0,12 (-1,06)	2,57 (3,05)
C. la Mancha	0,36 (3,89)	-0,18 (-1,85)	-0,43 (-3,87)	-0,41 (-3,81)	-2,08 (-2,71)	-0,42 (-3,61)	-1,98 (-2,74)
C. León	0,11 (1,19)	0,03 (0,33)	-0,29 (-2,91)	-0,29 (-2,85)	-0,23 (-1,39)	-0,26 (-2,40)	-0,28 (-1,79)
Cataluña	0,31 (3,51)	-0,09 (-0,99)	-0,30 (-3,02)	0,29 (-2,97)	1,14 (5,06)	-0,30 (-2,87)	0,66 (2,98)
C. Valenciana	0,22 (2,49)	0,02 (0,24)	-0,24 (-2,34)	-0,23 (-2,29)	1,01 (4,04)	-0,18 (-1,64)	0,75 (3,12)
Extremadura	0,12 (1,36)	-0,03 (-0,29)	-0,26 (-2,41)	-0,25 (-2,34)	-0,74 (-1,77)	-0,37 (-3,21)	-1,06 (-2,69)
Galicia	-0,02 (-0,19)	0,10 (1,16)	-0,36 (-3,57)	-0,35 (-3,52)	-2,94 (-2,53)	-0,27 (-2,56)	-3,16 (-2,87)
Madrid	0,05 (0,59)	0,07 (0,82)	-0,08 (-0,84)	-0,08 (-0,83)	2,14 (3,32)	-0,12 (-1,16)	1,78 (2,90)
Murcia	0,19 (2,01)	0,08 (0,86)	-0,37 (-3,31)	-0,37 (-3,33)	-0,94 (-2,31)	-0,22 (-1,87)	-1,15 (-3,03)
Navarra	0,28 (2,98)	-0,07 (-0,67)	-0,48 (-4,11)	-0,47 (-4,05)	1,47 (4,35)	-0,36 (-2,98)	1,07 (3,37)
P. Vasco	0,18 (2,07)	0,03 (0,33)	-0,28 (-2,68)	-0,27 (-2,64)	2,21 (3,28)	-0,08 (-0,79)	1,90 (2,95)
Rioja, La	0,24 -2,55	-0,05 (-0,52)	-0,65 (-0,61)	-0,062 (-0,58)	-	-0,03 (-0,29)	-

Nota: t-ratios entre paréntesis. En las estimaciones probit se elimina la constante por lo cual los coeficientes miden los niveles regionales directamente. En el caso de las estimaciones por MCO se omite La Rioja con lo cual todos los coeficientes miden las diferencias respecto a dicha variable.

## 4.5 - Conclusiones

El efecto de los recursos sanitarios sobre el nivel de salud ha sido un tema ampliamente estudiado, aunque controvertido. La mayoría de los estudios han utilizado la mortalidad como variable para medir el estado de salud, y han encontrado que los efectos de los recursos sanitarios sobre la misma, de haberlos, son casi inexistentes. Sin embargo la mortalidad puede ser un indicador limitado y parcial del output recibido de los sistemas sanitarios. Ni la tasa de mortalidad ni la esperanza de vida serían indicadores sensibles a mejoras en la calidad de vida, aspecto fundamental en los países desarrollados. Por ello para tratar de recoger no sólo los problemas sanitarios sino también los problemas que son percibidos por los individuos optamos por utilizar indicadores de morbilidad como son la autovaloración por el individuo de su estado de salud, la existencia de enfermedades crónicas, la limitación de la actividad principal del individuo y la permanencia en cama por motivos de salud.

Realizamos en primer lugar un análisis descriptivo entre recursos sanitarios y autovaloración del estado de salud por parte del individuo, datos obtenidos en las Encuestas Nacionales de Salud de 1987 y 1993. El marco de referencia son las Comunidades Autónomas españolas agrupadas en primer lugar según su nivel de dotación de recursos mediano, y posteriormente en tres grupos de mayor a menor disponibilidad de los mismos. Los indicadores utilizados son la media, la varianza y el índice de Gini que medirán el estado de salud, la dispersión y la concentración

respectivamente. A pesar del carácter descriptivo del estudio, los resultados obtenidos confirman la mayor valoración del estado de salud que tienen las Comunidades con mayores recursos sanitarios así como la menor dispersión y la menor concentración del mismo. El coeficiente de correlación nos muestra un signo negativo que significa mejor valoración y menor dispersión de la salud a medida que incrementamos los recursos disponibles.

En un análisis de regresión posterior, utilizando modelos probit y modelos en dos partes, estimamos el efecto del gasto sanitario, cuantificado según la Comunidad Autónoma de residencia, sobre el nivel de salud, a través de indicadores de morbilidad. Este análisis más formal tiene en cuenta variables demográficas, socioeconómicas y de estilo de vida de los individuos incluidos en la muestra considerada. Se intenta analizar la variación existente en las medidas de la salud ante una variación en el gasto sanitario manteniendo las otras variables constantes. Los resultados muestran que la probabilidad de tener un estado de salud determinado está influida de forma significativa por el gasto sanitario. Este efecto será positivo en el sentido de que un mayor gasto mejorará el nivel de autovaloración de la salud, disminuirá la probabilidad de padecimiento de alguna enfermedad crónica y crónica limitante, así como la probabilidad de tener limitaciones de realización de la actividad principal del individuo y de estar en cama debido a algún síntoma o enfermedad. Esta relación significativa no se observa, sin embargo, a la hora de analizar la influencia del gasto sanitario sobre el número de días de limitación de la actividad principal y el número de días de cama.

La inclusión de variables ficticias regionales en las estimaciones reduce los coeficientes obtenidos, aunque la significación de los mismos se ve mejorada. En estas estimaciones el gasto sanitario adquiere significación respecto a las variables días de limitación de la actividad principal y días de cama.

Podemos concluir que la relación entre recursos sanitarios y nivel de salud existe de forma directa y significativa, aunque esta afirmación deba realizarse con prudencia y considerando que no todo el incremento de dichos recursos redundará en una mejora de la salud en un sentido amplio.

## **Bibliografía**

Antó, J.M., Coll, P., Murillo, C. y J. Rovira, 1986, Estudio empírico del impacto de factores sanitarios y no sanitarios sobre el nivel de salud, Cuadernos de Economía, 14, 173-200.

Blaylock, J.R. y W.N. Blisard, 1992, Self-evaluated health status and smoking behaviour, Applied Economics, 24, 429-435.

Blaxter, M., 1989, A comparison of measures of inequality in morbidity, en: J. Fox ed., Health Inequalities in European Countries (European Science Foundation).

Borrell, C., 1998, Les desigualtats socials en la salut. Revisió de la bibliografia, (Institut Municipal de la Salut, Barcelona).

Cutler, D.M., McClellan, M. y J. Newhouse, 1998, What has increased medical-care spending bought?. The American Economic Review, Papers and Proceedings of the Hundred and Tenth Annual Meeting of the AEA, 3-5, 132-136.

Cowell, F., 1980, On the structure of additive inequality measures, Review of Economic Studies, 47, 521-531

Cowell, F. 1995. Measuring inequality. (Precentice Hall Harvester Wheatsheaf).

Culyer, A.J y A. Wagstaff, 1993, Equity and equality in health and health care, Journal of Health Economics, 12, 431-457.

Cutler, D., McClellan, M. y J. Newhouse, 1998, What has increased medical-care spending bought?, The American Economic Review, Papers and Proceedings 3-5,132-136.

Duan, N., Manning, W., Morris, C. y J. Newhouse, 1983, A comparison of alternative models for the demand for health care, Journal of Business and Economic Statistics 1, 115-126.

Evans, R.G., 1984, Strained Mercy: The Economics of Canadian Health Care. (ButterWorths, Toronto).

Ettner, S., 1996, New evidence on the relationship between income and health, Journal of Health Economics 15, 67-85.

Goldstein, M., Siegel, J. y M. A. Boyer, 1984, Predicting changes in perceived health status, American Journal of Public Health. 74 (6), 611-614.

Guillén, M., 1990, Estructura social y salud. Estudios y Encuestas, 22. CIS.

- Illsley, R., 1990, Comparative review of sources, methodology and knowledge. *Social Science and Medicine*, 31(3), 229-236.
- Illsey, R. Y J. LeGrand, 1987, The measurement of inequality in health, en: A. Williams, ed., *Economics and Health* (McMillan, London).
- Kunst, A. y J. Machenbach, 1994, *Measuring Socieconomic Inequalities in Health* (World Health Organization, Copenhagen).
- Lahelma, E. y S. Arber, 1994, Health inequalities among men and women in contrasting welfare states, *European Journal of Public Health*, 4, 213-226.
- Le Grand, J., 1978, The distritution of public expenditure: the case of health care. *Economica*, 45, 125-142.
- Le Grand, J., 1987, Inequalities in health, *European Economic Review*, 31, 182-191.
- López i Casasnovas, G. Y V. Ortún, 1998, *Economía y Salud. Fundamentos y Políticas* (Encuentro Ediciones, Madrid).
- Ministerio de Sanidad y Consumo, 1997, *Evolución Comparativa de la Salud y los Servicios Sanitarios en las CC.AA. a partir de 1980*. MSC.
- Ministerio de Sanidad y Consumo, 1989, *Encuesta Nacional de Salud de España*. 1987.
- Ministerio de Sanidad y Consumo, 1995, *Encuesta Nacional de Salud de España*. 1993.
- Mooney, G., 1983, Equity in health care: confronting the confusion. *Effective Health Care* 1 (4), 179-84.

Mossey, J. y E. Shapiro, 1982, Self-rated health: a predictor of mortality among the elderly, *American Journal of Public Health*, 72(8), 800-809.

Mullahy, J. 1998. Much ado about two: reconsidering retransformation and the two-part model in health econometrics. *Journal of Health Economics*, 17, 247-281.

Mullahy, J. y P.R. Portney, 1990, Air pollution, cigarette somoking, and the production of respiratory health, *Journal of Health Economics*, 9, 193-205.

Newhouse, J. y L. Friedlander, 1979, The relationship between medical resources and measures of health: some additional evidence. *The Journal of Human Resources*, 15 (2), 200-218.

Pamuk, E., 1985, Social class inequality in mortality from 1921-1972 in England and Wales, *Population Studies*, 39, 17-31.

Pamuk, E., 1988, Social-class inequality in infant mortality in England and Wales from 1921 to 1980, *European Journal of Population*, 4, 1-21.

Parkin, D., McGuire, A. y B. Yule, 1987, Aggregate health care expenditures and national income. Is health care a luxury good?, *Journal of Health Economics*, 6, 109-127.

Pohlmeier, W. y V. Ulrich, 1994, An econometric model of the two-part decisionmaking process in the demand for health care, *The Journal of Human Resoruces*, 30 (2), 341-361.

Sen, A., 1997, *On economic inequality* (Clarendon Press, Oxford).

StataCorp., 1995, Stata Statistical Software: Release 4.0 College Station, TX: Stata Corporation

Theodossiou, I., 1998, The effects of low-pay and unemployment on psychological well-being: a logistic regression approach, *Journal of Health Economics*, 17, 85-104.

Van Doorslaer, E., Wagstaff, A. y F. Rutten, 1993, *Equity in the Finance and Delivery of Health Care. An International Perspective* (Oxford University Press).

Wagstaff, A., Van Doorslaer, E. y P. Paci, 1989, Equity in the finance and delivery of health care: Some tentative cross-country comparisons, *Oxford Review of Economic Policy*, 5, 89-112.

Wagstaff, A. Paci, P. y E. Van Doorslaer, 1991, On the measurement of inequalities in health. *Social Science and Medicine*, 33 (5), 545-557.

Waldmann, R., 1992, Income distribution and infant mortality, *Quarterly Journal of Economics*, 1283-1302.

Whitehead, M., 1992, *The Health Divide*, en: Townsend, P., Davidson, N., Whitehead, M., *Inequalities in Health: The Black Report and the Health Divide* (Penguin Books, London).

Wilkinson, R., 1989, Class mortality differentials, income distribution and trends in poverty 1921-1981, *Journal of Social Policy*, 18, 307-335.

World Bank, 1993, *World development report 1993. Investing in health* (Oxford University Press, New York).

## Apéndice A

*Cuadro 15. Resultados de las regresiones con la variable gasto total*

VARIABLE	Autovaloración	Enfermedad	Enfermedad	Días de limitación		Días de cama	
	estado de salud	crónica	crónica limitante	de la actividad principal	MCO	Probit	MCO
	Probit ordenado	Probit	Probit	Probit	MCO	Probit	MCO
GASTOTOT	0,41 (3,79)	-0,28 (-2,10)	-0,47 (-2,31)	-0,33 (1,98)	-0,25 (-0,85)	-0,32 (-1,81)	0,07 (0,26)
FUMA	0,02 (1,31)	-0,09 (-3,98)	-0,04 (-1,16)	0,01 (0,31)	-0,03 (-0,66)	0,04 (1,44)	0,01 (0,02)
SUEÑO	0,06 (10,51)	-0,06 (-7,79)	-0,05 (-4,64)	-0,06 (-6,39)	-0,02 (-1,91)	-0,03 (-2,97)	-0,04 (-3,14)
EJERCTR	0,04 (1,66)	-0,04 (-1,34)	-0,08 (-1,58)	-0,01 (-0,28)	0,04 (0,64)	-0,01 (-0,14)	-0,02 (-0,34)
EJERCTL	0,27 (10,29)	-0,17 (-5,02)	-0,13 (-2,24)	0,04 (1,05)	-0,16 (-2,26)	-0,01 (-0,11)	-0,14 (-2,16)
MUJER	-0,04 (-2,32)	-0,13 (-5,49)	-0,14 (-3,64)	0,23 (7,78)	-0,05 (-1,10)	0,11 (3,66)	-0,02 (-0,47)
DIVSEP	-0,19 (-2,97)	0,17 (2,18)	0,30 (2,58)	0,25 (2,86)	-0,03 (-0,21)	0,12 (1,31)	-0,19 (-1,41)
SOLO	-0,25 (-7,16)	0,39 (9,17)	0,39 (10,16)	-0,01 (-0,24)	0,03 (0,41)	-0,04 (-0,79)	0,07 (0,90)
SINEST	-0,37 (-15,17)	0,36 (12,47)	0,38 (6,49)	0,35 (10,17)	0,03 (0,51)	0,30 (7,98)	0,05 (1,06)
UNIV	0,19 (5,02)	-0,09 (-1,89)	-0,26 (-2,84)	0,05 (0,81)	-0,24 (-2,58)	-0,04 (-0,67)	-0,10 (-1,56)
MEDBAJA	-0,17 (-7,58)	0,06 (2,11)	0,14 (2,70)	0,01 (0,47)	-0,01 (-0,05)	0,04 (0,98)	0,01 (0,09)
MEDALTA	-0,06 (-1,49)	0,11 (2,19)	0,21 (2,63)	-0,03 (-0,59)	-0,02 (-0,02)	0,09 (1,42)	0,01 (0,08)
TRABAJA	0,20 (9,97)	-0,21 (-8,05)	-0,32 (-7,76)	-0,12 (-3,81)	-0,01 (-0,03)	-0,16 (-4,69)	-0,04 (-0,72)
EDAD2	-0,39 (-16,06)	0,56 (19,50)	0,38 (10,03)	0,15 (4,33)	0,21 (3,81)	0,11 (2,94)	0,07 (1,25)
TAMAÑO	-0,07 (-4,02)	0,11 (5,04)	0,11 (3,40)	0,20 (7,50)	-0,02 (-0,49)	0,19 (7,09)	0,02 (0,62)
N. Observac.	18521	18521	18521	18521	1579	18521	1486
Pseudo R <sup>2</sup>	0,058	0,088	0,099	0,039	0,037	0,025	0,024
Log Lik.	-19480	-9863	-3948	-6100		-5374	

Nota: t-ratios entre paréntesis. En el caso de las estimaciones por MCO el pseudo R<sup>2</sup> de las estimaciones probit es sustituido por el valor de R<sup>2</sup>.

Cuadro 16. Resultados de las regresiones ( $dF/dX$ )

VARIABLE	Autovaloración	Enfermedad	Enfermedad	Días de limitación		Días de cama	
	estado de salud	crónica	crónica limitante	de la actividad principal	MCO	Probit	MCO
	Probit ordenado	Probit	Probit	Probit	MCO	Probit	MCO
GASTOMED	0,11 (3,74)	-0,07 (-1,82)	-0,08 (-3,59)	-0,06 (-2,11)	-0,19 (-0,74)	-0,05 (-2,11)	-0,19 (-0,81)
FUMA	0,01 (1,31)	-0,03 (-3,97)	-0,01 (-1,15)	0,01 (0,29)	-0,03 (-0,65)	0,01 (1,43)	0,01 (0,01)
SUEÑO	0,02 (10,52)	-0,02 (-7,79)	-0,01 (-4,66)	-0,10 (-6,38)	-0,02 (-2,96)	-0,01 (-2,96)	-0,04 (-3,08)
EJERCTR	0,01 (1,67)	-0,01 (-1,32)	-0,01 (-1,58)	-0,01 (-0,24)	0,04 (0,58)	-0,00 (-0,15)	-0,23 (-0,36)
EJERCTL	0,1 (10,32)	-0,05 (-5,03)	-0,02 (-2,09)	0,01 (1,01)	-0,15 (-2,25)	-0,00 (-0,12)	-0,14 (-2,14)
MUJER	-0,01 (-2,28)	-0,04 (-5,48)	-0,02 (-3,61)	0,04 (7,79)	-0,05 (-1,06)	0,02 (3,64)	-0,02 (-0,42)
DIVSEP	-0,09 (-3,02)	0,05 (2,17)	0,04 (2,57)	0,05 (2,85)	-0,03 (-0,23)	0,02 (1,32)	-0,19 (-1,44)
SOLO	-0,09 (-7,26)	0,13 (9,17)	0,05 (6,55)	-0,02 (-0,32)	0,03 (0,56)	-0,01 (-0,82)	0,07 (0,91)
SINEST	-0,07 (-15,09)	0,12 (12,43)	0,05 (9,97)	0,06 (10,29)	0,02 (0,41)	0,05 (8,05)	0,05 (0,96)
UNIV	0,07 (4,88)	-0,31 (-1,89)	-0,03 (-2,81)	0,01 (0,56)	-0,23 (-2,53)	-0,01 (-0,71)	-0,10 (-1,57)
MEDBAJA	-0,03 (-7,45)	0,02 (2,12)	0,02 (2,73)	0,01 (0,62)	-0,04 (-0,07)	0,01 (0,97)	0,01 (0,06)
MEDALTA	-0,01 (-1,45)	0,04 (-2,21)	0,03 (2,62)	-0,01 (-0,59)	-0,12 (-0,08)	0,01 (1,43)	0,12 (1,26)
TRABAJA	0,09 (9,87)	-0,69 (-8,06)	-0,04 (-7,79)	-0,02 (-3,92)	0,01 (0,01)	-0,02 (-4,67)	-0,03 (-0,72)
EDAD2	-0,16 (-16,21)	0,19 (19,52)	0,05 (10,07)	0,03 (4,29)	0,21 (3,81)	0,02 (2,92)	0,07 (1,27)
TAMAÑO	-0,02 (-4,08)	0,03 (5,02)	0,01 (3,65)	0,03 (7,19)	-0,05 (-0,013)	0,03 (6,92)	0,03 (0,81)
N. Observac.	18521	18521	18521	18521	1579	18521	1486
Pseudo R <sup>2</sup>	0,058	0,088	0,100	0,039	0,04	0,025	0,024
Log Lik.	-19482	-9863	-3944	-6099		-5372	

Nota: t-ratios entre paréntesis. En el caso de las estimaciones por MCO el pseudo R<sup>2</sup> de las estimaciones probit es sustituido por el valor de R<sup>2</sup>.

Cuadro 17. Resultados de las regresiones con gasto total, ( $dF/dX$ )

VARIABLE	Autovaloración	Enfermedad	Enfermedad	Días de limitación		Días de cama	
	estado de salud	crónica	crónica limitante	de la actividad principal	MCO	Probit	MCO
GASTOTOT	0,12 (2,62)	-0,10 (-2,10)	-0,06 (-2,31)	-0,08 (1,98)	-0,25 (-0,85)	-0,05 (-1,81)	0,07 (0,26)
FUMA	0,01 (1,03)	-0,03 (-3,98)	-0,01 (-1,16)	0,01 (0,31)	-0,03 (-0,66)	0,01 (1,44)	0,01 (0,02)
SUEÑO	0,02 (9,01)	-0,02 (-7,79)	-0,01 (-4,64)	-0,10 (-6,39)	-0,02 (-1,91)	-0,04 (-2,97)	-0,04 (-3,14)
EJERCTR	0,01 (0,85)	-0,01 (-1,34)	-0,01 (-1,58)	-0,02 (-0,28)	0,04 (0,64)	-0,00 (-0,14)	-0,02 (-0,34)
EJERCTL	0,10 (8,39)	-0,06 (-5,02)	-0,02 (-2,24)	0,01 (1,05)	-0,16 (-2,26)	-0,00 (-0,11)	-0,14 (-2,16)
MUJER	-0,02 (-1,99)	-0,04 (-5,49)	-0,02 (-3,64)	0,04 (7,78)	-0,05 (-1,10)	0,02 (3,66)	-0,02 (-0,47)
DIVSEP	-0,09 (-3,50)	0,06 (2,18)	0,04 (2,58)	0,05 (2,86)	-0,03 (-0,21)	0,02 (1,31)	-0,19 (-1,41)
SOLO	-0,09 (-0,01)	0,13 (9,17)	0,05 (10,16)	-0,02 (-0,24)	0,03 (0,41)	-0,01 (-0,79)	0,07 (0,90)
SINEST	-0,15 (-14,61)	0,12 (12,47)	0,05 (6,49)	0,06 (10,17)	0,03 (0,51)	0,05 (7,98)	0,05 (1,06)
UNIV	0,08 (4,28)	-0,03 (-1,89)	-0,03 (-2,84)	0,01 (0,81)	-0,24 (-2,58)	-0,01 (-0,67)	-0,10 (-1,56)
MEDBAJA	-0,07 (-7,36)	0,02 (2,11)	0,02 (2,70)	0,01 (0,47)	-0,01 (-0,05)	0,01 (0,98)	0,01 (0,09)
MEDALTA	-0,03 (-1,94)	0,04 (2,19)	0,03 (2,63)	-0,06 (-0,59)	-0,02 (-0,02)	0,02 (1,42)	0,01 (0,08)
TRABAJA	0,10 (11,22)	-0,07 (-8,05)	-0,04 (-7,76)	-0,02 (-3,81)	-0,01 (-0,03)	-0,02 (-4,69)	-0,04 (-0,72)
EDAD2	-0,16 (-16,07)	0,18 (19,50)	0,05 (10,03)	0,03 (4,33)	0,21 (3,81)	0,02 (2,94)	0,07 (1,25)
TAMAÑO	-0,03 (-3,92)	0,03 (5,04)	0,01 (3,40)	0,03 (7,50)	-0,02 (-0,49)	0,03 (7,09)	0,02 (0,62)
N. Observac.	18521	18521	18521	18521	1579	18521	1486
Pseudo R <sup>2</sup>	0,058	0,088	0,099	0,039	0,037	0,025	0,024
Log Lik.	-19482	-9863	-3948	-6100		-5374	

Nota: t-ratios entre paréntesis. En el caso de las estimaciones por MCO el pseudo R<sup>2</sup> de las estimaciones probit es sustituido por el valor de R<sup>2</sup>.

## Apéndice B

Los modelos probit ordenados se usan para estimar la relación existente entre una variable ordinal dependiente, es decir, una variable categórica ordenada, y un grupo de variables independientes. En el caso de encuestas de salud los individuos habitualmente se clasifican en 5 categorías dependiendo de su evaluación de su propia salud. La escala es muy buena, buena, regular, mala y muy mala, donde 1 representaría el nivel más bajo de salud y 5 el más alto. El modelo propuesto puede utilizarse como sigue:

$$y_j^* = \beta' x_j + u_j, \quad (1)$$

donde  $y_j^*$  define una variable continua que corresponde al estado de salud del individuo  $j$ , y donde  $\beta$  representa el vector de regresores. Por tanto podemos representar  $y_j^*$  de la siguiente forma:

$$y_j = \begin{cases} 1 & \text{if } y_j^* \leq \mu_1 \\ 2 & \text{if } \mu_1 < y_j^* \leq \mu_2 \\ \cdot & \\ \cdot & \\ I & \text{if } \mu_{I-1} \leq y_j^* \end{cases}, \quad (2)$$

donde  $I$  representa el número de alternativas y los  $\mu_i$  representan los puntos de corte entre las alternativas sucesivas. De acuerdo con este modelo, denominado probit ordenado, la probabilidad de observar  $y_j$  puede expresarse como

$$Pr(y_j = i) = Pr(\mu_{i-1} < \beta_j' x_j + u_j \leq \mu_i) = F(\mu_i - \beta_j' x_j) - F(\mu_{i-1} - \beta_j' x_j), \quad (3)$$

donde  $F$  sigue una distribución normal.

No está demasiado clara la interpretación de los coeficientes en el modelo probit ordenado, por ello sería útil una transformación de los resultados. Al interpretar los coeficientes estimados en el modelo recordaremos que en los modelos probit los coeficientes miden la relación lineal que existe entre el indicador  $I_i$  y las variables  $x_{ij}$ , esto es, que indican el efecto que las variables  $x_{ij}$  tienen sobre  $F^{-1}(P_i)$ . Por lo tanto, la influencia que las variables explicativas tienen sobre la probabilidad de elegir la opción  $Y_i=1$ , no es simplemente el valor de los coeficientes estimados, puesto que también depende del valor de las variables explicativas.

Este tipo de modelos también produce variaciones en la probabilidad cuando se dan variaciones marginales en las variables independientes. Si el modelo contiene variables continuas sus valores vendrán determinados por las siguientes ecuaciones:

$$\frac{\partial Pr(y=1)}{\partial x} = -F(\hat{\beta}'x) \hat{\beta}_x, \quad (4.a)$$

$$\frac{\partial Pr(y=2)}{\partial x} = [F(-\hat{\beta}'x) - F(\hat{\mu}_1 - \hat{\beta}'x)] \hat{\beta}_x, \quad (4.b)$$

$$\frac{\partial \Pr(y = 3)}{\partial x} = [F(\hat{\mu}_1 - \hat{\beta}'x) - F(\hat{\mu}_2 - \hat{\beta}'x)]\hat{\beta}_x, \quad (4.c)$$

$$\frac{\partial \Pr(y = 4)}{\partial x} = [F(\hat{\mu}_2 - \hat{\beta}'x) - F(\hat{\mu}_3 - \hat{\beta}'x)]\hat{\beta}_x, \quad (4.d)$$

$$\frac{\partial \Pr(y = 5)}{\partial x} = F(\hat{\mu}_3 - \hat{\beta}'x)\hat{\beta}_x. \quad (4.e)$$

Por tanto, en el modelo probit  $dP_i/dx_{ik} = F(\beta'x)\beta_k$  donde  $F$  es la función de densidad de una variable  $N(0,1)$ . Entonces, la fracción entre los valores estimados de los parámetros mide la importancia relativa que las variables  $x_j$  y  $x_k$  tienen con respecto a la probabilidad de elegir la alternativa  $y_i=1$ . En lugar de presentar simplemente los coeficientes, es interesante la evaluación del cambio en la probabilidad cuando se da un cambio infinitesimal en cada una de las variables independientes si y cuando la variable es continua. Si la variable fuese discreta, evaluaríamos el cambio discreto en la probabilidad para variables dummies ( $dF/dX$ ). Estos cambios son evaluados en la media de las variables independientes.

$$\frac{\partial \Pr(y = i)}{\partial x} = [\Pr(y = i|x = 1) - \Pr(y = i|x = 0)]. \quad (5)$$



---

## Capítulo 5

---

### Conclusiones

Esta tesis ha analizado los efectos del gasto sanitario y su composición sobre el estado de salud y la productividad. Los resultados presentados aportan evidencia de una relación positiva y robusta entre gasto sanitario, como proxy del estado de salud, y variación de producto. Además el efecto positivo de la salud, a través de la acumulación de capital humano, parece captarse a través del gasto en consumo, ya que el mismo no se aprecia cuando consideramos la inversión en sanidad. Por otra parte, también se encuentra una relación directa y significativa entre dotación de recursos sanitarios y nivel de salud.

El modelo de Solow ampliado apoya la hipótesis de que la salud afecta al crecimiento económico de forma positiva. Para profundizar en algunos resultados

confusos obtenidos por otros autores realizamos, en primer lugar, un estudio de correlaciones. Aunque la correlación simple entre gasto sanitario y variación del producto es negativa, ésta cambia de signo al mantener constantes un conjunto de variables que afectan al crecimiento. Al dividir la muestra de países considerada según su nivel de gasto sanitario mediano, confirmamos la existencia de ganancias acotadas en los niveles de salud y la presencia de convergencia. Obtenemos un coeficiente de correlación mayor para aquellos países con menores niveles de gasto sanitario, acercándose a cero para los países que cuentan con mayores niveles.

La estimación de regresiones de convergencia condicional, en las cuales la salud se considera como un input más en la función de producción, considerándola un determinante de la acumulación de capital humano, ofrecen el resultado de que la salud afecta a la productividad de forma positiva y significativa. Los resultados se confirman con datos obtenidos de diferentes fuentes con fines comparativos. Además el ajuste del modelo mejora al incluir esta nueva variable, consiguiendo un poder explicativo de alrededor del 90% de las variaciones en la renta de las economías de la OCDE para el período 1960-1990. Por otra parte, los datos también aceptan con facilidad las restricciones teóricas del modelo.

La existencia de endogeneidad se analiza utilizando el test de Hausman que indica la presencia de causación inversa entre gasto sanitario y renta, para ello seleccionamos un conjunto de variables relacionadas con el gasto sanitario que puedan usarse como instrumentos. Al realizar la estimación por medio de variables instrumentales obtenemos unos coeficientes ligeramente superiores que los

obtenidos en la estimación por mínimos cuadrados ordinarios, aunque en todos los casos siguen manteniéndose como positivos y significativos. Estos resultados parecen confirmar la importancia de la variable salud con respecto a su inclusión en las regresiones de crecimiento.

Posteriormente, en el tercer capítulo, analizamos si la composición del gasto sanitario público, y por tanto los distintos tipos en que se concreta, gasto corriente y gasto de capital, son variables explicativas de las ganancias de productividad en las economías desarrolladas. En un primer análisis descriptivo se aprecia el gran peso de los gastos corrientes frente a las operaciones de capital, en el caso del gasto sanitario, además de un claro carácter expansivo del mismo en los países de la OCDE.

A continuación, realizamos diferentes estimaciones de la renta en el año inicial, las tasas de inversión en capital físico, crecimiento de la población educación y gasto sanitario público, a lo largo del período 1960-1990 para 24 países de la OCDE. El gasto sanitario se divide en gasto corriente y gasto de capital. Los resultados muestran un efecto significativo para los gastos corrientes pero sin embargo sucede lo contrario con los gastos de capital que carecen de significación. Los resultados se mantienen considerando cada uno de ellos individualmente. Los coeficientes obtenidos en todas las estimaciones para la inversión y la educación se mantienen dentro del rango de valores encontrados por la literatura y el coeficiente de determinación múltiple se sitúa en 0,88. Con objeto de garantizar la validez de los resultados se realiza un contraste de exogenidad

utilizando el test de Hausman y las variables médicos por habitante y tasa de población cubierta por un seguro público de salud como instrumentos. La hipótesis nula de exogeneidad se acepta de acuerdo con los p-values encontrados y los coeficientes obtenidos por el método de variables instrumentales son similares a los obtenidos por mínimos cuadrados ordinarios.

La restricción teórica es aceptada sin dificultades por los datos. El gasto corriente contribuiría, por tanto, a incrementar los niveles de capital humano a través de un efecto positivo en el estado de salud. Dicho efecto no se aprecia al considerar la inversión en sanidad. Este resultado está en línea con la evidencia empírica que no encuentra un efecto significativo para las denominadas inversiones sociales o no productivas.

El papel del gasto sanitario y su composición también se analiza en las regiones españolas, utilizando para ello, la misma especificación teórica que en los países de la OCDE. Las estimaciones se realizan con datos de panel durante el período 1973-1993. De nuevo se considera el gasto sanitario público total, corriente y de capital, además de usar datos disponibles de stock de capital sanitario y educativo.

Por lo que se refiere a los resultados respecto a la inversión acumulada se obtienen unos coeficientes no significativos tanto para la educación como para la sanidad, lo cual apoya las conclusiones obtenidas anteriormente respecto a los gastos de capital. En cuanto al gasto sanitario total, éste se muestra como una variable relevante en la explicación de las variaciones de la productividad. El

coeficiente se reduce casi a la mitad respecto a los valores obtenidos para el análisis de países anterior, hecho que está en consonancia con otros resultados obtenidos por la literatura para datos regionales. Ello se atribuye al efecto desbordamiento del capital público de una región sobre las demás. Al considerar el gasto sanitario desagregado, los resultados de nuevo confirman que el gasto corriente es el único relevante en la influencia positiva y significativa sobre la productividad, apreciando un efecto negativo, pero no significativo para el gasto de capital.

Nuevamente validamos el análisis, utilizando en este caso, un modelo de efectos fijos, que elegimos, como resultado de realizar el contraste de Hausman de efectos fijos frente a efectos aleatorios. En todos los casos se rechaza la hipótesis nula de independencia entre las perturbaciones aleatorias y las variables explicativas. Cuando utilizamos las variables educación y sanidad en términos de stock de capital público, ambas siguen careciendo de significación, aunque los coeficientes sean ahora positivos. En las siguientes estimaciones las variables mantienen un comportamiento similar al del análisis anterior apareciendo el gasto total en sanidad positivo y significativo, al igual que el gasto corriente, mientras que el gasto de capital mantiene un signo negativo y no significativo en todos los casos.

También presentamos los efectos fijos correspondientes a la estimación de panel descrita anteriormente. Estos efectos representarían las circunstancias particulares de cada región que no están recogidas en las variables especificadas, y que influyen en su productividad. Centrándonos en las cifras obtenidas destacan los

elevados valores de Madrid, La Rioja, Baleares y Cataluña, mientras que en el lado opuesto se encuentran Extremadura, Castilla la Mancha, Castilla León, Galicia y Andalucía.

En el cuarto capítulo se desarrolla un análisis acerca de la relación existente entre recursos sanitarios y su influencia sobre el estado de salud. En primer lugar, comentaremos los resultados obtenidos de un estudio descriptivo entre recursos sanitarios y niveles, dispersión y concentración de salud, llevado a cabo en dos momentos del tiempo, 1987 y 1993, para las regiones españolas. Consideramos, en el mismo, el gasto total público en salud, el número de médicos, el número de ATS y el número de camas públicas todos ellos en valores per cápita. El índice de salud utilizado es la autovaloración del estado de salud. Los resultados obtenidos confirman que los individuos de las Comunidades Autónomas que están por encima del nivel de recursos mediano, tienen una mayor autovaloración del nivel de salud que las que están por debajo, es decir, la autovaloración del estado de salud mejora a medida que las Comunidades Autónomas dedican más recursos a sanidad. Respecto al coeficiente de correlación entre el nivel de gasto y la media de la valoración del estado de salud confirma la relación anterior. Al analizar la dispersión, es decir la varianza, observamos una menor dispersión para las Comunidades cuyo gasto es superior a la mediana de la distribución. El mismo comportamiento se observa con respecto al coeficiente de correlación. Por lo que respecta al coeficiente de Gini los valores obtenidos se encuentran bastante próximos a cero, lo que nos da idea de una baja concentración. Las diferencias en

el análisis en las distintas clasificaciones son muy ligeras, aunque podemos señalar una tendencia hacia la disminución en los grupos en que las Comunidades Autónomas cuentan con unos mayores recursos destinados a sanidad.

En un análisis más formal, profundizamos en la relación anterior, y nos centramos fundamentalmente en los efectos que el gasto sanitario provoca sobre el estado de salud. Para ello regresamos indicadores de morbilidad sobre el gasto sanitario en las regiones españolas en el año 1993. Además, y dado que el estado de salud depende de múltiples factores, también consideramos características demográficas socioeconómicas y de estilo de vida, como variables de control. Los métodos de regresión utilizados son estimaciones probit, probit ordenados, y mínimos cuadrados ordinarios.

Según los resultados, la probabilidad de tener un estado de salud dado, estará influida de forma significativa por el gasto sanitario. Dicho efecto no se observa, sin embargo, en lo que se refiere al número de días de cama o de limitación de la actividad principal. Respecto a la autovaloración del estado de salud se obtiene un coeficiente positivo y significativo para el gasto sanitario, es decir, que un mayor nivel de gasto sanitario influenciará positivamente la probabilidad de que un individuo valore mejor su estado de salud. Por lo que se refiere al padecimiento de una enfermedad crónica, el gasto sanitario aparece significativo y con signo negativo, lo cual significa que la probabilidad de padecer una enfermedad crónica irá en dirección opuesta a la cantidad de gasto sanitario per cápita. Los resultados de la estimación respecto a la presencia de enfermedad

crónica limitante, son muy similares a los inmediatamente anteriores. En la primera parte del modelo analizamos el número de días de limitación de la actividad principal del individuo. De nuevo comprobamos la influencia del gasto sanitario decrementando la probabilidad de que el individuo vea restringida su actividad principal. Por lo que se refiere a la parte truncada del mismo, el gasto sanitario parece no tener influencia en el número de días de la restricción anterior. Similares resultados encontramos al considerar como variable dependiente el número de días de cama debido a alguna dolencia o enfermedad.

Posteriormente el análisis se realiza incluyendo variables ficticias para cada región, reduciéndose los coeficientes obtenidos para el gasto sanitario, pero aumentando su significación de acuerdo con los t-ratios. Los resultados anteriores se mantienen, en términos generales, con la excepción de días de restricción y días de cama, adquiriendo, el gasto sanitario poder explicativo sobre ambas variables.

Respecto a las conclusiones presentadas, derivadas de los resultados obtenidos en los sucesivos análisis, debemos tener en cuenta las limitaciones de algunos de los datos utilizados, fundamentalmente los referidos a los recursos sanitarios. En este sentido las estadísticas oficiales son a veces confusas tanto en la descripción de la metodología usada en las imputaciones como en las variaciones de criterios contables.

La mejora de la calidad de estos datos, además de su ampliación temporal serían puntos importantes en investigaciones futuras para explorar el efecto positivo de la salud sobre el crecimiento económico. En esta línea y por lo que

respecta al estudio de las economías de la OCDE, se intentaría construir un panel sólido de datos que proporcionase una mayor riqueza de información respecto a los datos agregados. Asimismo y aunque el objetivo de esta tesis es el estudio de economías con alto nivel de bienestar, una extensión de la misma contemplaría la ampliación de la muestra a países en vías de desarrollo.

Alternativamente, también consideramos la posibilidad de utilizar otros indicadores, además del gasto sanitario, como la incidencia de ciertas patologías, indicadores de morbilidad e indicadores de estilo de vida de la población activa. Además, cabría la posibilidad de la obtención de un indicador compuesto en el que intervengan tanto el gasto sanitario como los años de vida ajustados por calidad, o incluso indicadores tradicionales como la esperanza de vida y las tasas de mortalidad al nacer.

Por último, no podemos olvidar que no todo el incremento del gasto sanitario redundará en una mejora de la salud, por ello a pesar de que los resultados obtenidos indican la necesidad de considerar la contribución de los servicios sanitarios al crecimiento económico, no avalan un incremento indiscriminado del gasto sanitario. Por el contrario, estos resultados se configuran como un punto de partida para analizar el papel de diferentes niveles de gasto sanitario y para estudiar, posteriormente, los efectos de distintas políticas públicas sobre el bienestar y la productividad.









