

**ANÁLISIS DE LAS DESIGUALDADES SOCIALES EN SALUD: UNA GUÍA PARA LA
INTERVENCIÓN PÚBLICA.**

Rosa María Urbanos Garrido
Universidad Complutense de Madrid

I. Introducción.

El sistema sanitario público español se organiza en torno al Sistema Nacional de Salud, que se caracteriza por ofrecer una cobertura prácticamente universal y por la gratuidad de la mayor parte de las prestaciones. Su configuración actual responde, más que a la existencia de fallos de mercado de tipo asignativo, que podrían resolverse con un menor grado de intervención pública en el sector, a consideraciones de equidad. La defensa de cualquier sistema sanitario público de estas características depende en buena parte de que sea capaz de garantizar la igualdad efectiva de acceso y de resultado.¹ Este último objetivo, entendido en términos de la corrección de las desigualdades sanitarias, es uno de los principios que aparecen explicitados en la Ley General de Sanidad.² Por lo tanto, la evaluación de la actuación pública sanitaria debe contemplar, entre otros aspectos, sus resultados en este campo.

II. Objetivos.

El objetivo del estudio es doble: en primer lugar, se trata de demostrar la influencia que las variables socioeconómicas tienen sobre la salud de los individuos, a partir de datos correspondientes al año 1995. En segundo lugar, se pretende comprobar si el origen de las desigualdades en salud es distinto según la clase social de pertenencia. Si esto es así, trataremos de identificar qué factores, y en qué grado, provocan las diferencias en salud dentro de cada grupo. La motivación principal del trabajo descansa en la intuición de que los factores que determinan las diferencias en salud para distintos grupos sociales no son idénticos, o al menos no ejercen la misma influencia sobre cada uno de ellos. Para que las autoridades sanitarias puedan dirigir adecuadamente sus esfuerzos en la reducción de las desigualdades, es preciso conocer qué variables, y de qué forma, componen la función de producción salud. Por lo tanto, abordaremos el análisis de los determinantes de la salud, tratando de identificar el efecto de factores sanitarios y no sanitarios sobre esta variable. Finalmente, esta información puede ser utilizada para evaluar el impacto que algunas políticas públicas -en la esfera sanitaria y no estrictamente sanitaria- podrían tener en la reducción de las desigualdades sociales en salud.

III. Material y método.

III.1. Material.

La base de datos que se emplea en el trabajo corresponde a la Encuesta Nacional de Salud para España (ENSE) de 1995. Esta Encuesta recoge las respuestas de una muestra de individuos a un cuestionario³, centrado en conocer el estado de salud de la población y sus pautas de utilización de los servicios sanitarios. Asimismo, contiene información sobre

¹Dahlgren G. y Diderichsen F. (1986): "Strategies for equity in health: report from Sweden", *International Journal of Health Services*, vol. 16, nº 4, pp. 517-537.

² Ley General de Sanidad, art. 3, puntos 1 y 3, y art. 12.

determinados hábitos de vida con influencia en la salud: consumo de tabaco, consumo de alcohol o hábitos sedentarios. Por último, ofrece algunas características socioeconómicas y demográficas de los encuestados.

La manera más adecuada de conocer cuáles son los efectos de ciertas variables sobre el estado de salud de un individuo es observar su situación (clínica, de hábitos de vida, económica, etc.) a lo largo de un período de tiempo lo más prolongado posible. Sería preciso, por lo tanto, disponer de bases de datos longitudinales. Sin embargo, no existe en España ninguna fuente de datos de estas características. Tan sólo las Encuestas de Salud suministran información relevante a partir de microdatos, si bien se trata de encuestas tipo *cross-section*. Los inconvenientes de utilizar este tipo de información ya han sido expuestos en otras investigaciones.⁴ Por ejemplo, se ha destacado el hecho de que los indicadores de la salud que aparecen en las Encuestas son incompletos y, además, están referidos a un período determinado: la autovaloración del estado de salud, la morbilidad percibida, el número de días de limitación de la actividad, etc. Sin duda, el estudio sobre la salud de los individuos requeriría un seguimiento de los mismos a lo largo del tiempo; esto es, se precisaría un verdadero panel de individuos que permitiese modelizar la relación dinámica entre la salud y el resto de variables. Desafortunadamente, este tipo de información no está disponible en nuestro país.

Por otro lado, la información procedente de entrevistas personales sobre algunas variables determinantes de la salud, como los hábitos tabáquicos, alcohólicos, o incluso la situación socioeconómica de los encuestados puede verse sesgada por un cierto efecto "ocultación". Además, el propio diseño de las Encuestas limita el alcance de los trabajos de investigación: por ejemplo, no aparecen datos sobre las condiciones de vida materiales de los entrevistados, y la información socioeconómica que recogen es muy escasa y está poco refinada. En cualquier caso, y dado que el empleo de datos agregados no resuelve los problemas anteriores, las Encuestas de Salud constituyen una potente herramienta en el estudio de los determinantes de la salud y de la desigualdad en su distribución.

³ El número de individuos adultos entrevistados (mayores de 15 años) asciende a 6400.

⁴ Véase, por ejemplo: Rovira J., Murillo C., Coll P. Y J.M^a Antó (1985), "Estudio empírico del impacto de factores sanitarios y no sanitarios sobre el nivel de salud" en *Sociedade, Saúde e Economia*, libro de actas de las V Jornadas de Economía da Saúde, pp. 165-185; Jovell A.J. (1994): "Desigualdades en el nivel de salud", en *Informe sociológico sobre la situación social en España*. Fundación FOESSA, vol.1, pp. 957-973.

III.2. Método.

A pesar de que no se cuestiona actualmente la existencia de ciertas relaciones de causalidad recíprocas entre las variables que normalmente se incorporan en la función de producción salud (hábitos de vida, posición social, nivel de estudios, etc, y la propia salud de los individuos), hemos optado por una especificación sencilla como instrumento de modelización. Partiremos de un modelo uniecuacional, que trata de modelizar el efecto marginal que ciertas variables tienen sobre la salud percibida por los individuos.⁵

La elección de la salud percibida como variable endógena se justifica, entre otras razones, por ser la que mejor se adapta al concepto integral de salud definido por la Organización Mundial de la Salud: un “*estado de completo bienestar físico, mental y social*”. Cuando a un individuo se le pregunta cómo considera su estado de salud en términos generales, es de esperar que responda teniendo en cuenta las múltiples dimensiones que incluye este término. Si bien la carga subjetiva que incorpora la autovaloración de la salud ha sido objeto de numerosas críticas, también ha sido destacada como su mejor atributo. Además, esta variable ha demostrado ser un buen predictor de los resultados en salud, incluyendo la mortalidad y la utilización de servicios sanitarios.⁶ Por otro lado, se considera un indicador adecuado para estudiar las desigualdades sociales en salud.⁷

Tal y como se ha comentado, partiremos del supuesto implícito de que es posible modelizar la salud a partir de una única ecuación, tal que:

$$y_j^* = b' \cdot x_j + u_j,$$

donde y^* representa la salud del individuo j , y x es el vector de variables explicativas.

La elección del modelo econométrico que emplearemos ha venido determinada por las características de la variable "autovaloración del estado de salud", que actuará como variable dependiente. A partir de la Encuesta Nacional de Salud es posible clasificar a los individuos en 5 categorías, en función de cuál sea su estado de salud percibido. En concreto, la pregunta que se formula a los entrevistados es la siguiente: "En los últimos doce meses,..., ¿diría usted que su

⁵ Algunos ejemplos de funciones de producción de la salud pueden consultarse en: Rosenzweig M.R. y T.P. Schultz (1983): "Estimating a household production function: heterogeneity, the demand for health inputs, and their effects on birth weight", *Journal of Political Economy*, vol. 91, nº 5, pp. 723-746; Kemna H. (1987): "Working conditions and the relationship between schooling and health", *Journal of Health Economics*, 6, pp. 189-210; Mullahy J. y P.R. Portney (1990): "Air pollution, cigarette smoking, and the production of respiratory health", *Journal of Health Economics* 9, pp. 193-205; Blaylock J.R. y W.N. Blisard (1992): "Self-evaluated health status and smoking behaviour", *Applied Economics*, 24, pp. 429-435.

⁶ Regidor E., Gutiérrez-Fisac J.L., y Rodríguez C. (1994): *Diferencias y desigualdades en salud en España*, ed. Díaz de Santos, Madrid.

estado de salud ha sido muy bueno, bueno, regular, malo o muy malo?". Esta variable es, por lo tanto, una variable ordinal, puesto que las posibles respuestas pueden ordenarse en función de que correspondan a un "peor resultado" (sentirse enfermo) o a un resultado óptimo (percibir la propia salud como muy buena). Por este motivo, en lugar de estimar la probabilidad de que un individuo esté sano a partir de una variable dicotómica, empleando modelos probit estándar, hemos preferido mantener diferentes categorías en la variable endógena con el fin de no desperdiciar parte de la información que suministran los entrevistados. Además, de esta manera evitamos el sesgo que supone decidir arbitrariamente dónde se encuentra el "punto de corte" entre lo que habitualmente se considera tener buena salud y lo que se entiende por estar enfermo.⁸

En consecuencia, el modelo explicativo de la percepción del estado de salud puede formularse del siguiente modo: $y_j^* = b' \cdot x_j + u_j$, donde y_j^* es una variable latente, continua y no observada que representa el estado de salud del individuo j , b el vector de parámetros correspondiente al vector x de regresores, y u el error aleatorio. La variable latente y_j^* se representa por una variable discreta y_j que sí es observable, tal que:

$$y_j = \begin{cases} 1 & \text{si } y_j^* \leq \eta_1 \\ 2 & \text{si } \eta_1 < y_j^* \leq \eta_2 \\ \cdot & \\ \cdot & \\ \cdot & \\ I & \text{si } \eta_{I-1} \leq y_j^* \end{cases},$$

donde I representa el número de alternativas, y los η representan los puntos de corte entre la alternativa i y la alternativa $i-1$. Estos η son parámetros desconocidos que han de ser estimados junto con el vector b .

⁷ Ministerio de Sanidad y Consumo (1996): *Desigualdades sociales en salud en España*, pág. 87.

⁸ En otros trabajos en los que se estudian las desigualdades en salud, a partir de índices de concentración, se escoge también este enfoque, dado que los resultados son sensibles al modo de dicotomizar la salud, representada por una variable latente continua. Véanse, como ejemplo: Wagstaff, A. y E. van Doorslaer (1994), "Measuring Inequalities in Health in the Presence of Multiple-Category Morbidity Indicators", *Health Economics*, 3, pp. 281-291; o, más recientemente, Gerdtam U.G. y G. Sundberg (1996): *Measuring income-related health inequalities in Sweden*, Working Paper n° 120, Stockholm School of Economics.

Según este modelo, y suponiendo que el error aleatorio u se distribuye como una normal estándar, la probabilidad de que la variable dependiente tome el valor i se expresa como:

$$P[y_j = i] = P[\eta_{i-1} < b_j' \cdot x_j + u_j \leq \eta_i] = \Phi(\eta_i - b_j' \cdot x_j) - \Phi(\eta_{i-1} - b_j' \cdot x_j),$$

donde $\Phi(\cdot)$ representa la función de distribución normal.⁹ Este modelo se denomina *probit ordenado*.¹⁰

En nuestro caso particular, la variable dependiente ha sido agrupada en 4 categorías a partir de las 5 iniciales que ofrece la ENSE. Dado el escaso porcentaje de población que declaraba su estado de salud como "muy malo", hemos agrupado las categorías "muy malo" y "malo" en una sola. En consecuencia, nuestra variable observable y_j se expresará del siguiente modo:

$$y_j = \begin{cases} 1 & \text{si } y_j^* \leq \eta_1 \\ 2 & \text{si } \eta_1 < y_j^* \leq \eta_2 \\ 3 & \text{si } \eta_2 < y_j^* \leq \eta_3 \\ 4 & \text{si } y_j^* > \eta_3 \end{cases}$$

donde el valor 1 indica que el estado de salud en el último año ha sido "malo" o "muy malo", y los valores 2, 3 y 4 equivalen a un estado de salud calificado como "regular", "bueno" y "muy bueno", respectivamente.

A partir de un modelo de estas características podemos calcular cuáles son las probabilidades estimadas de que la variable dependiente tome los distintos valores. Para nuestro caso concreto, en el que se contemplan 4 alternativas, las probabilidades correspondientes se calculan del siguiente modo:

$$prob(y = 1) = \Phi(-\hat{b}'x);$$

$$prob(y = 2) = \Phi(\hat{\eta}_1 - \hat{b}'x) - \Phi(-\hat{b}'x);$$

⁹ En la especificación del modelo, debe cumplirse la siguiente condición: $0 < \eta_1 < \eta_2 < \dots < \eta_{i-1}$, para garantizar que todas las probabilidades sean positivas.

¹⁰ Los modelos multinomiales, que se utilizan cuando la variable endógena representa más de 2 resultados, no son adecuados en nuestro caso puesto que no tienen en consideración la naturaleza ordenada de la variable dependiente (Greene W. H. (1997), *Econometric Analysis*, 3rd ed., Prentice-Hall, Inc., pág. 926).

$$\begin{aligned} \text{prob}(y = 3) &= \Phi(\hat{m}_2 - \hat{b}'x) - \Phi(\hat{m}_1 - \hat{b}'x); \\ \text{prob}(y = 4) &= 1 - \Phi(\hat{m}_2 - \hat{b}'x). \end{aligned}$$

Por otro lado, también es posible conocer cuáles son los cambios en cada probabilidad cuando se producen variaciones marginales en los regresores. Cuando éstos vienen representados por variables de tipo continuo, los efectos marginales en las probabilidades se calculan como:

$$\begin{aligned} \frac{\partial \text{prob}(y = 1)}{\partial x} &= -f(\hat{b}'x) \hat{b}_x; \\ \frac{\partial \text{prob}(y = 2)}{\partial x} &= [f(-\hat{b}'x) - f(\hat{m}_1 - \hat{b}'x)] \hat{b}_x; \\ \frac{\partial \text{prob}(y = 3)}{\partial x} &= [f(\hat{m}_1 - \hat{b}'x) - f(\hat{m}_2 - \hat{b}'x)] \hat{b}_x; \\ \frac{\partial \text{prob}(y = 4)}{\partial x} &= f(\hat{m}_2 - \hat{b}'x) \hat{b}_x, \end{aligned}$$

donde $f(\cdot)$ representa la función de densidad de una $N(0,1)$ evaluada en el punto correspondiente.¹¹ Sin embargo, cuando se desea evaluar cómo se alteran las distintas probabilidades cuando se produce una variación marginal en variables ficticias, las fórmulas anteriores no resultan válidas. En este caso, la derivada de la probabilidad i -ésima se obtiene del siguiente modo:¹²

$$\frac{\partial \text{prob}(y = i)}{\partial x} = \{ \text{prob}[y = i | x = 1] - \text{prob}[y = i | x = 0] \}.$$

Con este tipo de modelos econométricos será posible calcular cuál es la influencia que cada una de las variables utilizadas como regresores tiene sobre el estado de salud. En primer lugar, queremos comprobar si una parte de las desigualdades en salud tienen su origen en factores socioeconómicos y, más concretamente, en la posición que los individuos ocupan en la escala social. En consecuencia, plantearemos un modelo como el siguiente:

¹¹ El valor de la función de densidad se calcula a partir de la siguiente fórmula: $f(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{x^2}{2}}$

¹² Véase Greene W.H. (1997), op.cit., pp. 930-931.

$$y_j^* = a + \sum_i b_i x_{ij} + g CS_j + u_j ,$$

donde CS_j representa la clase social de cada individuo j , y las x_i corresponden al resto de regresores. El contraste de significación del parámetro g nos permitirá comprobar si, en efecto, la clase social de los individuos influye de manera determinante en su salud.

Pero, además, pretendemos analizar si los factores determinantes de la salud tienen una influencia diferente dentro de cada grupo social; esto es, abordaremos un análisis intra-grupos. Por lo tanto, deberemos incorporar como regresores los términos de interacción entre la variable indicativa de la clase social y el resto de variables independientes, de manera que el modelo anterior quedaría como:

$$y_j^* = a + \sum_i b_i x_{ij} + g CS_j + \sum_i h_i x_{ij} CS_j + u_j .$$

Los contrastes de significación de los parámetros h_i nos permitirán concluir si las distintas variables ejercen una influencia distinta sobre la salud declarada de los individuos, en función de la clase social a la que pertenezcan. De este modo, y a partir de los resultados de nuestras estimaciones, podremos conocer qué medidas reductoras de la desigualdad son potencialmente más efectivas.

Las variables que empleamos en el análisis empírico se describen en el apartado siguiente.

IV. Definición de variables.

Como se comentó anteriormente, la salud subjetiva, considerada como variable endógena en nuestro modelo, ha sido agrupada en 4 categorías a pesar de que la información de la ENSE ofrece originalmente 5 valoraciones distintas del estado de salud. Dicha variable, a la que denominamos *salud*, toma valor 1 cuando el individuo declara que su estado de salud en el último año ha sido malo o muy malo, valor 2 si declara que ha sido regular, valor 3 si lo considera bueno y valor 4 si lo considera muy bueno.

La elección de las variables independientes ha estado condicionada por la información registrada en la Encuesta de Salud. En primer lugar, se incluyen el sexo y la edad de los individuos. La dummy *mujer* toma valor 1 si el entrevistado es una mujer, y valor 0 en caso contrario; por su parte, la edad viene representada por una variable continua (*edad*). En segundo

lugar, incluimos como variable de control la dummy *cronica*, que toma valor 1 cuando al individuo se le ha diagnosticado alguna enfermedad crónica, y valor 0 en caso contrario. De la información que consta en la Encuesta, es esta la única variable de morbilidad objetiva, puesto que se considera que el individuo en cuestión padece algún tipo de dolencia crónica sólo cuando ha sido diagnosticada por el médico.

Por otro lado, incorporamos indicadores de los estilos de vida de los individuos. Entre los hábitos de vida con influencia sobre la salud se han considerado tradicionalmente, entre otros, el consumo de alcohol y de tabaco, la dieta, la práctica de ejercicio físico, las situaciones de estrés a las que está sometido el individuo, etc. Este conjunto de variables se ha definido del siguiente modo: *alcohol* representa los centímetros cúbicos de alcohol puro consumidos diariamente por cada individuo; *tabaco* representa el número de cigarrillos que cada individuo consume diariamente; *deporte* es una variable ficticia que actúa como indicador de la actividad física y que toma valor 1 si el individuo practica deporte de manera regular (0 en el resto de casos); *sueño* es una dummy con valor 1 si el número de horas de sueño diarias está por debajo de 7 o por encima de 9, y 0 e.c.c. y, por último, *sobpeso* también está definida como una variable ficticia, que toma valor 1 cuando el individuo en cuestión padece un problema de sobrepeso, y valor 0 en caso contrario.¹³ Esta última variable se incluye como indicador de los hábitos alimenticios de los individuos, de los que no existe información directa en la Encuesta.

Finalmente, el último bloque de regresores está compuesto por variables proxy de las circunstancias familiares y socioeconómicas de los entrevistados. Este grupo de determinantes de la salud incluye las siguientes variables explicativas: en primer lugar, el estado civil está representado por la dummy *casado*, que toma valor 1 si el individuo está casado, 0 en otro caso. Como indicador de la situación laboral incluimos la variable *nactivo*, dummy con valor 1 cuando el individuo no trabaja, y valor 0 cuando tiene algún empleo. Por otro lado, *area* es una variable ficticia que indica si los individuos residen en zonas de más de 100.000 habitantes. Esta variable sirve como indicador, por un lado, de las condiciones medioambientales del lugar de residencia y, por otro, de las posibilidades de acceso físico a los servicios de atención sanitaria. Por lo tanto, recogería 2 tipos de efectos sobre la salud que son, en principio, contrapuestos: si bien las zonas más pobladas tienden a registrar unas condiciones de calidad medioambiental más desfavorables, disponen también de una mejor dotación de servicios sanitarios. También incorporamos otra dummy relacionada con la región de residencia de los individuos: la dummy *region* toma valor 1 cuando los individuos viven en una región cuya renta familiar bruta

¹³ Esta variable se construye a partir de la masa corporal de los individuos, como es habitual en los estudios médicos. El índice de masa corporal -o índice de Quetelet- se calcula como Kg/m^2 . Cuando este valor es superior a 30, se considera que existe un problema de sobrepeso.

disponible per capita es mayor que la media nacional, y 0 en caso contrario.¹⁴ Esta variable nos servirá para comprobar si la riqueza/pobreza relativa de la Comunidad Autónoma de residencia tiene una influencia significativa en los niveles de salud de su población.¹⁵

Las variables indicadoras del nivel educativo vienen representadas por 2 dummies: *nest2*, que toma valor 1 si el individuo posee algún estudio, pero su nivel no excede de los estudios acabados entre los 14 y los 15 años (0 en caso contrario), y *nest3*, que es igual a 1 cuando el individuo ha continuado sus estudios hasta, al menos, los 16 años de edad, y 0 en el resto de casos.^{16,17}

Por último, la variable de clase social está construida a partir de la clasificación de ocupaciones utilizada por la Comisión de Estudio sobre Desigualdades en Salud.¹⁸ En concreto, empleamos una dummy a la que denominamos *csocial*, que toma valor 1 si el individuo pertenece a las dos clases sociales inferiores (clases III y IV), y 0 si pertenece a las clases I ó II.^{19,20}

¹⁴ Para construir esta variable hemos utilizado la siguiente fuente: Fundación BBV (1997): *Renta Nacional de España y su distribución provincial 1993. Avance 1994-1995*.

¹⁵ La dummy en cuestión toma valor 1 para las siguientes regiones: Aragón, Baleares, Castilla-León, Cataluña, Comunidad Valenciana, Madrid, Navarra, País Vasco y Rioja, y valor cero en el resto de casos.

¹⁶ Esta última dummy es positiva, por lo tanto, en caso de que el entrevistado tenga estudios terminados entre los 16 y 19 años, o cuando posea estudios posteriores, sean o no universitarios. Hemos decidido agregar en *nest3* a individuos con estudios hasta Bachillerato y estudios posteriores, puesto que al estimar nuestros modelos utilizando información más desagregada, los parámetros estimados para las dos últimas categorías eran prácticamente iguales, indicando que el efecto sobre la variable dependiente era muy similar.

¹⁷ La categoría omitida es, por lo tanto, la que corresponde a los individuos sin estudios.

¹⁸ Ministerio de Sanidad y Consumo (1996), op.cit.

¹⁹ De este modo será más fácil evitar los posibles sesgos derivados de una posible clasificación incorrecta de los individuos, debida a la escasa información de carácter socioeconómico que incluye la Encuesta de Salud.

²⁰ Tanto el nivel educativo como la clase social actúan como indicadores de diversos factores determinantes de las desigualdades en salud: la situación económica, las posibilidades de acceso a la atención sanitaria y la capacidad de asimilar la información y de emplearla del modo más adecuado posible.

V. Resultados.

A continuación se presenta un análisis descriptivo que muestra, en primer lugar, cuál es el porcentaje de población que valora su salud como regular, mala o muy mala para cada una de las categorías en que pueden dividirse las variables empleadas como regresores (cuadro 1). Por su parte, el cuadro 2 presenta información sobre el modo en que se distribuyen ciertas variables (indicativas del estado de salud, hábitos de vida y situación socioeconómica de los individuos) por clases sociales.

Cuadro 1. Distribución del estado de salud subjetivo entre las variables independientes.

SEXO	% indivs. con salud deficiente (regular, mala o muy mala)	CONSUMO DE TABACO	% indivs. con salud deficiente (regular, mala o muy mala)
Hombre	26,41%	No fumadores/ex	35,19%
Mujer	35,01%	Fumadores	23,36%
EDAD		ALIMENTACION	
16-34 años	16,29%	Sin problemas de peso	26,55%
35-44 años	22,45%	Con sobrepeso	42,58%
45-64 años	39,53%	DESCANSO	
65-74 años	59,28%	Nº horas de sueño óptimo	26,39%
75 o más años	61,09%	Nº horas subóptimo	42,57%
E.CIVIL		MORBILIDAD	
Soltero	26,21%	No crónica	21,09%
Casado	33,97%	Crónica	54,25%
AREA RESIDENCIA		REGIONES	
<100.000 hab.	32,13%	Andalucía	36,64%
100.000 o +	29,12%	Aragón	25,45%
NIVEL ESTUDIOS*		Asturias	37,93%
Nivel1	58,68%	Baleares	27,78%
Nivel2	34,75%	Canarias	41,18%
Nivel3	17,84%	Cantabria	14,29%
Nivel4	15,06%	Castilla-La Mancha	31,05%
CLASE SOCIAL**		Castilla-León	33,06%
Clase I	21,73%	Cataluña	24,72%
Clase II	24,01%	C. Valenciana	30,14%
Clase III	30,50%	Extremadura	42,24%
Clase IV	40,11%	Galicia	29,62%
ACTIVIDAD		Madrid	29,71%
Activos	18,51%	Murcia	23,74%
Inactivos	38,34%	Navarra	26,03%
CONSUMO DE ALCOHOL		País Vasco	32,40%
No bebs./excepcs.	39,80%	Rioja	19,44%
Moderados	22,97%		
Excesivos	22,64%	Media nacional	30,85%

*Nivel 1: sin estudios; nivel 2: estudios terminados a los 14-15 años; nivel 3: estudios terminados a los 16-19 años; nivel 4: estudios posteriores (universitarios y no universitarios).

**Clase I: clase alta; clase II: clase media-alta; clase III: clase media-baja; clase IV: clase baja.

Cuadro2. Salud, hábitos de vida y situación socioeconómica: distribución por clases sociales.

DISTRIBUCIÓN POR CLASES SOCIALES DE INDICADORES DE LA SALUD									
C.2.1. Porcentajes sin estandarizar.					C.2.2. Porcentajes estandarizados por sexo y edad				
	Clase I	Clase II	Clase III	Clase IV		Clase I	Clase II	Clase III	Clase IV
Salud percibida (mala/mmala)	4,43%	5,34%	7,27%	9,66%	Salud percibida (mala/mmala)	5,45%	5,59%	7,12%	8,50%
Salud percibida (regular)	17,30%	18,68%	23,23%	30,45%	Salud percibida (regular)	19,08%	20,51%	24,22%	29,14%
Salud percibida (buena)	59,46%	57,95%	58,51%	52,49%	Salud percibida (buena)	57,00%	56,55%	57,54%	54,26%
Salud percibida (muy buena)	18,81%	18,03%	10,99%	7,40%	Salud percibida (muy buena)	16,82%	16,58%	10,47%	8,10%
Enfermedades crónicas	24,95%	25,21%	30,79%	31,23%	Enfermedades crónicas	27,96%	26,59%	31,99%	28,78%
Enferms. crónico-limitantes	5,23%	5,15%	7,21%	10,44%	Enferms. crónico-limitantes	6,23%	5,22%	7,37%	9,40%
Enferms. limitantes	12,27%	10,86%	14,24%	17,52%	Enferms. limitantes	13,13%	11,23%	14,34%	16,50%
DISTRIBUCIÓN POR CLASES SOCIALES DE HÁBITOS DE VIDA					C.2.4. Porcentajes estandarizados por sexo y edad.				
C.2.3. Porcentajes sin estandarizar.					C.2.4. Porcentajes estandarizados por sexo y edad.				
	Clase I	Clase II	Clase III	Clase IV		Clase I	Clase II	Clase III	Clase IV
Bebedores exceps/no bebs.	43,75%	41,72%	47,11%	55,36%	Bebedores exceps/no bebs.	47,07%	43,62%	48,68%	52,65%
Bebedores moderados	52,16%	51,90%	46,23%	37,99%	Bebedores moderados	48,40%	48,90%	44,69%	39,88%
Bebedores excesivos	4,09%	6,39%	6,66%	6,65%	Bebedores excesivos	4,05%	6,62%	5,95%	7,27%
Fumadores	40,98%	39,65%	40,46%	33,38%	Fumadores	36,95%	37,45%	38,69%	35,80%
Indivs. que practican deporte	23,04%	15,93%	14,68%	8,30%	Indivs. que practican deporte	21,18%	14,26%	14,04%	9,66%
Indivs. con sobrepeso	5,02%	9,00%	12,29%	11,72%	Indivs. con sobrepeso	4,98%	8,97%	12,36%	11,09%
Indivs. con problemas de sueño	22,10%	25,07%	26,62%	31,09%	Indivs. con problemas de sueño	22,42%	24,66%	27,12%	28,26%
DISTRIBUCIÓN POR CLASES SOCIALES DE NIVELES DE ACTIVIDAD Y NIVEL DE ESTUDIOS					C.2.6. Porcentajes estandarizados por sexo y edad.				
C.2.5. Porcentajes sin estandarizar.					C.2.6. Porcentajes estandarizados por sexo y edad.				
	Clase I	Clase II	Clase III	Clase IV		Clase I	Clase II	Clase III	Clase IV
Población inactiva	51,86%	54,46%	61,92%	71,26%	Población inactiva	56,10%	56,72%	63,20%	67,47%
Poblac. sin estudios (nivel 1)	3,02%	7,86%	11,00%	26,02%	Poblac. sin estudios (nivel 1)	4,43%	8,91%	11,26%	22,93%
Poblac. con nivel de estudios 2	24,40%	44,59%	58,33%	54,38%	Poblac. con nivel de estudios 2	26,38%	45,29%	58,26%	56,16%
Poblac. con nivel de estudios 3	26,01%	27,94%	21,45%	14,29%	Poblac. con nivel de estudios 3	23,94%	26,94%	20,60%	15,10%
Poblac. con nivel de estudios 4	46,57%	19,61%	9,22%	5,31%	Poblac. con nivel de estudios 4	44,45%	18,08%	9,25%	5,59%

Según los datos del cuadro 1, el porcentaje de individuos que declaran su estado de salud como regular, malo o muy malo es notablemente superior entre el colectivo de mujeres. Asimismo, a medida que aumenta la edad, la proporción de enfermos se incrementa. Con respecto al estado civil y el área de residencia, observamos que los individuos con estado de salud deficiente se concentran relativamente más entre los casados y en las zonas menos pobladas. Por otro lado, entre las variables socioeconómicas y la salud de la población también parece existir una importante relación: así, la población inactiva, la de menor nivel educativo y la perteneciente a las clases sociales más bajas concentra una mayor proporción de individuos enfermos.

En cuanto a la relación entre la salud y los estilos de vida, observamos que, mientras existe una relación directa entre la proporción de enfermos y los problemas de sobrepeso o los hábitos de descanso subóptimos, se registra una relación inversa entre la salud y el consumo de alcohol y de tabaco. Este hecho podría deberse al mayor número de mujeres e individuos de mayor edad entre los no fumadores y los abstemios. En relación con la variable de morbilidad los datos indican, como era de esperar, que es en el colectivo de enfermos crónicos donde se concentra un mayor porcentaje de individuos con una salud subjetiva deficiente.

Por último, también se observan diferencias sanitarias entre regiones. Las CC.AA. que registran una proporción de enfermos por encima de la media son: Andalucía, Asturias, las dos Castillas, el País Vasco y, en especial, Extremadura y Canarias.

Por su parte, el cuadro 2 muestra la existencia de cierto gradiente social en la distribución de variables indicativas de la salud, los hábitos de vida y las características socioeconómicas de la población. En general, se observa cómo las clases sociales más bajas tienden a concentrar una mayor proporción de población con estado de salud deficiente, enfermedades crónicas y/o limitantes, ya sea cuando se examinan los porcentajes sin estandarizar, o cuando se analizan los porcentajes estandarizados por sexo y edad.

En cuanto a los hábitos de vida, los individuos pertenecientes a las clases más bajas registran mayor propensión a consumir alcohol en exceso²¹, a padecer problemas de sobrepeso y a descansar diariamente un número de horas subóptimo. Las menores diferencias entre clases sociales se registran en relación con el hábito tabáquico, y las mayores corresponden a la práctica de ejercicio físico. Finalmente, las variables socioeconómicas también se distribuyen, como era de esperar, de modo desigual entre las clases sociales consideradas. A medida que se

²¹ A pesar de que también muestran los mayores porcentajes de individuos abstemios y bebedores excepcionales.

desciende en la escala social, se incrementa el porcentaje de individuos inactivos y la proporción de personas con bajos niveles de estudio.

Seguidamente se ofrecen los resultados del modelo econométrico propuesto en el apartado III.2.

Cuadro 3. Estadística descriptiva de la muestra. N° observaciones=3945.

Variable	Media	Desv.Std.	Mínimo	Máximo
salud	2,80	0,75	1	4
mujer	0,48	0,50	0	1
edad	40,62	17,52	16	94
edad2	1956,59	1610,22	256	8836
alcohol	15,44	35,40	0	608,41
tabaco	5,98	10,21	0	80
deporte	0,16	0,37	0	1
sobpeso	0,10	0,30	0	1
sueño	0,25	0,44	0	1
cronica	0,28	0,45	0	1
casado	0,61	0,49	0	1
nactivo	0,59	0,49	0	1
area	0,45	0,50	0	1
region	0,62	0,49	0	1
nest2	0,47	0,50	0	1
nest3	0,43	0,50	0	1
csocial	0,57	0,50	0	1

Cuadro 4. Estimación preliminar del modelo propuesto.²²

Nº observaciones=3945

chi2(16)=880.52

Prob>chi2=0.0000

Log Likelihood=-3982.258

Nº iteraciones=3

Variable	Coef.	Std. Err.	z	P> z
mujer	0,020468	0,040714	0.503	0.615
edad	-0,023302	0,006832	-3.411	0.001
edad2	0,000144	0,000072	2.013	0.044
alcohol	0,000865	0,000547	1.582	0.114
tabaco	-0,002307	0,001892	-1.219	0.223
deporte	0,236122	0,053441	4.418	0.000
sobpeso	-0,141643	0,061243	-2.313	0.021
sueño	-0,213234	0,042139	-5.060	0.000
cronica	-0,616755	0,043428	-14.202	0.000
casado	0,044358	0,047977	0.925	0.355
nactivo	-0,283010	0,042894	-6.598	0.000
area	0,006736	0,037493	0.180	0.857
region	0,093364	0,038085	2.451	0.014
nest2	0,263666	0,065470	4.027	0.000
nest3	0,429215	0,074396	5.769	0.000
csocial	-0,159201	0,039218	-4.059	0.000
_cut1	-2,505925	0,165746		
_cut2	-1,381757	0,162767		
_cut3	0,503880	0,161343		

Cuadro 5. Efectos marginales sobre las probabilidades.

Variables	Variación P1	Variación P2	Variación P3	Variación P4
mujer	-0,16%	-0,49%	0,27%	0,39%
edad	0,19%	0,56%	-0,30%	-0,44%
edad2	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%
alcohol	-0,01%	-0,02%	0,01%	0,02%
tabaco	0,02%	0,06%	-0,03%	-0,04%
deporte	-1,65%	-5,48%	2,21%	4,92%
sobpeso	1,26%	3,43%	-2,19%	-2,50%
sueño	1,89%	5,15%	-3,25%	-3,79%
cronica	6,45%	14,71%	-11,23%	-9,93%
casado	-0,36%	-1,06%	0,59%	0,84%
nactivo	2,19%	6,69%	-3,34%	-5,54%
area	-0,05%	-0,16%	0,09%	0,13%
region	-0,77%	-2,24%	1,26%	1,75%
nest2	-2,10%	-6,27%	3,32%	5,05%
nest3	-3,33%	-10,06%	4,93%	8,46%
csocial	1,26%	3,79%	-1,99%	-3,06%

²² El paquete estadístico que se utiliza para el manejo de los datos (Stata 4.0) ofrece la estimación de los modelos en un formato diferente al tradicional. En lugar de aparecer la constante como una variable estimada más, aparece incluida en los puntos de corte. Esta forma de parametrizar el modelo implica que:

$$\hat{b}_0 = -\hat{c}ut1, \hat{\eta}_1 = \hat{c}ut2 + \hat{b}_0, \text{ y } \hat{\eta}_2 = \hat{c}ut3 + \hat{b}_0, \text{ donde } \hat{b}_0 \text{ es la constante estimada.}$$

Como se observa en el cuadro 4, algunos de los regresores incluidos en la estimación no ejercen una influencia significativa sobre la salud percibida por los individuos. Es el caso del género, el estado civil, el área de residencia y el consumo de tabaco y alcohol. En relación con estas 2 últimas variables, observamos que, si bien el signo de *tabaco* indica que el consumo de cigarrillos disminuye la probabilidad de que 1 individuo valore positivamente su salud, lo contrario ocurre con el coeficiente asociado a la variable *alcohol*. Esta misma relación entre la salud y el consumo de alcohol quedó reflejada en el cuadro 1.

Por otro lado, el coeficiente de la variable *edad* muestra el signo esperado, indicando que, cuanto mayor es la edad de los individuos, menor es la probabilidad de sentirse sano.²³ El resto de regresores también se comportan de acuerdo con los modelos teóricos. Los hábitos de vida saludables (como la práctica de ejercicio físico) tienen un efecto positivo sobre la salud declarada. En particular, el hecho de practicar deporte de manera regular incrementa la probabilidad de valorar la salud como buena o muy buena en más de un 7% (cuadro 5). Por el contrario, el hecho de padecer sobrepeso o de descansar un número de horas subóptimo reduce los niveles de salud. En el primer caso, la probabilidad de declarar una salud deficiente (regular, mala o muy mala) se incrementa en casi un 5%, y en el segundo caso en algo más de un 7%.

Por su parte, la dummy *cronica* es la variable que mayores efectos presenta sobre la probabilidad estimada. Los individuos que padecen algún tipo de dolencias crónicas presentan una probabilidad aproximadamente un 20% superior que el resto de población de declarar su salud como deficiente.

Los resultados para la variable *region* indican que los individuos que residen en regiones relativamente prósperas tienden a registrar niveles de salud más elevados. Por último, las variables socioeconómicas también muestran una influencia significativa sobre la salud percibida. En primer lugar, los individuos inactivos registran una probabilidad de sentirse enfermos un 9% superior a la correspondiente al resto de individuos. Por su parte, el nivel educativo se revela como un factor de importancia notable sobre la salud. A medida que este nivel aumenta, se reduce la probabilidad de declarar una salud deficiente. Con respecto a la población sin estudios, los individuos clasificados en un nivel intermedio presentan una probabilidad de sentirse sanos un 8,37% superior. Este porcentaje se eleva al 13% para quienes tienen un nivel de estudios mayor. Finalmente, la clase social también aparece como un determinante significativo de la salud. En particular, los individuos pertenecientes a las 2 clases

²³ No obstante, el signo de la edad elevada al cuadrado (*edad2*) indica que la probabilidad de sentirse enfermo aumenta con los años a un ritmo decreciente.

sociales inferiores registran una probabilidad un 5% superior a la del resto de población de declarar una salud deficiente.

No obstante, si bien los datos demuestran la influencia de las variables socioeconómicas sobre la salud percibida, las estimaciones realizadas hasta ahora nos llevan a rechazar la hipótesis de que el origen de las desigualdades difiera por grupos sociales. Hasta el momento, ninguno de los parámetros asociados a los términos de interacción entre la clase social y el resto de variables independientes ha resultado significativo.

VI. Conclusiones.

Según los resultados del modelo econométrico propuesto la salud depende, entre otros, de factores tales como los estilos de vida y distintas variables socioeconómicas. Sin embargo, el origen de las desigualdades no difiere de manera significativa en función de la clase social a la que pertenezcan los individuos. En cualquier caso, es importante destacar el efecto que las variables indicadoras del nivel de estudios y de la clase social tienen sobre la salud, una vez que controlamos por factores tales como la morbilidad y los hábitos de vida. Esto significa que el nivel de estudios o la clase social, por sí mismos, constituyen un determinante más de la salud. Este hecho pone de manifiesto la necesidad de actuar sobre las bases materiales de la desigualdad -trabajo, vivienda o educación-, si quieren reducirse de manera efectiva las desigualdades en salud. Por lo tanto, es necesario que los responsables políticos impulsen acciones coordinadas e integradas entre las autoridades sanitarias y otros niveles de la Administración Pública.

Referencias:

Blaylock J.R. y W.N. Blisard (1992): "Self-evaluated health status and smoking behaviour", *Applied Economics*, 24, pp. 429-435.

Dahlgren G. y Diderichsen F. (1986): "Strategies for equity in health: report from Sweden", *International Journal of Health Services*, vol. 16, nº 4, pp. 517-537.

Fundación BBV (1997): *Renta Nacional de España y su distribución provincial 1993. Avance 1994-1995*.

Gerdtham U.G. y G. Sundberg (1996): *Measuring income-related health inequalities in Sweden*, Working Paper nº 120, Stockholm School of Economics.

Greene W. H. (1997), *Econometric Analysis*, 3rd ed., Prentice-Hall, Inc.

Jovell A.J. (1994): "Desigualdades en el nivel de salud", en *Informe sociológico sobre la situación social en España*. Fundación FOESSA, vol.1, pp. 957-973.

Kemna H. (1987): "Working conditions and the relationship between schooling and health", *Journal of Health Economics*, 6, pp. 189-210.

Ley 14/1986, de 25 de abril, General de Sanidad.

Ministerio de Sanidad y Consumo (1996): *Desigualdades sociales en salud en España*.

Ministerio de Sanidad y Consumo (1997): *Encuesta Nacional de Salud de España 1995*.

Mullahy J. y P.R. Portney (1990): "Air pollution, cigarette smoking, and the production of respiratory health", *Journal of Health Economics* 9, pp. 193-205.

Regidor E., Gutiérrez-Fisac J.L., y Rodríguez C. (1994): *Diferencias y desigualdades en salud en España*, ed. Díaz de Santos, Madrid.

Rosenzweig M.R. y T.P. Schultz (1983): "Estimating a household production function: heterogeneity, the demand for health inputs, and their effects on birth weight", *Journal of Political Economy*, vol. 91, nº 5, pp. 723-746.

Rovira J., Murillo C., Coll P. Y J.M^a Antó (1985), "Estudio empírico del impacto de factores sanitarios y no sanitarios sobre el nivel de salud" en *Sociedade, Saúde e Economia*, libro de actas de las V Jornadas de Economía da Saúde, pp. 165-185.

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

Wagstaff, A. y E. van Doorslaer (1994), "Measuring Inequalities in Health in the Presence of Multiple-Category Morbidity Indicators", *Health Economics*, 3, pp. 281-291.