

Aproximación a los pesos de calidad de vida de los «años de vida ajustados por calidad» mediante el estado de salud autopercebido

Anna García-Altés^a / Jaime Pinilla^b / Salvador Peiró^a

^aFundación Instituto de Investigación en Servicios de Salud, y Agència de Salut Pública de Barcelona, Barcelona, España;

^bDepartamento de Métodos Cuantitativos en Economía y Gestión, Universidad de Las Palmas de Gran Canaria, España.

(An approach to «quality-adjusted life years» quality of life weights from self-assessed health status)

Resumen

Objetivos: Estimar los pesos de calidad de vida para España, para los años 1987, 1993 y 2001, a partir del estado de salud autopercebido declarado en la Encuesta Nacional de Salud.

Material y métodos: Los pesos de calidad se han estimado mediante un modelo *probit* ordenado en el que el estado de salud autopercebido se relacionaba con la presencia de enfermedades crónicas, características demográficas y un error aleatorio, y normalizado a partir de una transformación de los estimadores obtenidos en el modelo.

Resultados: La calidad de vida asociada con las enfermedades crónicas difiere según cuáles sean éstas. Las dolencias, las limitaciones y las enfermedades en los últimos 12 meses reducen más la calidad de vida que las enfermedades crónicas. La calidad de vida disminuye a medida que aumenta la edad y se incrementa a medida que aumenta el nivel de estudios. Para una misma enfermedad, y tras ajustar por edad, sexo y nivel de estudios, los pesos de calidad de vida en los años 1993 y 2001 son mayores que en el año 1987.

Conclusiones: La metodología propuesta permite calcular los pesos de calidad de vida a partir de los datos de las encuestas de salud, con una aplicación directa en la evaluación económica, el análisis de las desigualdades socioeconómicas en el estado de salud de las poblaciones y el cálculo del capital de salud.

Palabras clave: Años de vida ajustados por calidad. Encuesta Nacional de Salud. Modelo *probit* ordenado. Capital de salud.

Abstract

Objectives: To estimate quality of life weights in Spain for 1987, 1993 and 2001, based on self-assessed health status reported in the National Health Survey.

Material and methods: Quality of life weights were estimated using an ordered probit model. In this model, self-assessed health status was related to the presence of chronic diseases, demographic characteristics, and a random error. Quality of life weights were derived by normalizing the regressors obtained.

Results: Quality of life values related to chronic diseases varied depending on the diseases. Pain, limitations, and diseases in the previous 12 months had a greater negative impact on quality of life than did chronic diseases. Quality of life decreased as age increased, and increased as educational level increased. For the same disease and adjusted for age, sex, and educational level, quality of life weights were greater for 1993 and 2001 than for 1987.

Conclusions: The proposed methodology allows quality of life weights to be calculated from health survey data, which has direct application in economic assessment, analysis of socioeconomic health inequalities, and health capital estimation.

Key words: Quality-adjusted life years. Health survey. Ordered probit model. Health capital.

Correspondencia: Dra. Anna García-Altés.
Fundación Instituto de Investigación en Servicios de Salud.
Pere Serafí, 38, 5.º 2.ª. 08012 Barcelona. España.
Correo electrónico: agarcia@aspb.es

Recibido: 17 de octubre de 2005.

Aceptado: 13 de marzo de 2006.

Introducción

La valoración del estado de salud tiene connotaciones importantes en política sanitaria. Por ejemplo, la argumentación de que la productividad marginal del sistema sanitario es baja y que limitar el gasto sanitario mejoraría el bienestar de la sociedad en su conjunto carece de sentido si no se contraponen al gasto la valoración de los beneficios que pro-

duce, es decir, la mejora del estado de salud de la población. La valoración de los beneficios obtenidos, en términos de mejora del estado de salud, en cada uso alternativo también puede ser útil a la hora de asignar recursos y, por otra parte, muchas decisiones de comportamiento (permanencia en el mercado laboral, preferencias distributivas, etc.) también tienen que ver con la valoración que hacen los individuos de su salud¹.

Las mejoras en el estado de salud conseguidas con el tiempo constituyen un aumento del capital o de los activos de los que disponen los individuos y, de forma paralela a como hace la teoría del capital humano, se puede hablar de capital de salud como el valor que tiene la salud (esperanza de vida y calidad de vida relacionada con la salud) que podrá disfrutar un individuo. Siguiendo esta teoría, el capital de salud de un individuo sería la utilidad resultante de su *stock* de años de vida ajustados por calidad (AVAC) presente y futuro². El interés de la investigación económica por el capital de salud y su impacto en el crecimiento económico es muy reciente, a pesar de ser seguramente el activo que más se ha transformado a lo largo del siglo xx, y uno de los que puede haber contribuido, tanto o más que el capital monetario y humano, al bienestar y al crecimiento económico de muchos países³. En particular, las estimaciones pioneras de la magnitud del capital de salud para la economía de los Estados Unidos son las de Cutler y Richardson^{1,4,5}, Nordhaus⁶ y Becker et al⁷.

En España, a pesar de la importante contribución de los servicios sanitarios a la salud de la población⁸ y del volumen de recursos que el sector sanitario representa, no hay ninguna estimación del capital de salud. La obtención de los pesos de calidad de vida de los AVAC permite, multiplicando estos pesos por los años de vida ganados y dando un valor monetario a los AVAC, estimar el capital de salud. La estimación de los pesos de calidad de vida se realiza tradicionalmente mediante encuestas que piden (a la población general, enfermos o médicos) que se asigne un peso a un determinado estado de salud. La explicitación de estos valores suele hacerse a través de escalas analógicas o de instrumentos como el *time-tradeoff* o el *standard gamble*⁹. Un enfoque alternativo sería obtener estos pesos mediante la comparación del estado de salud autopercebido de personas con y sin enfermedad. En esta opción se pregunta por el estado de salud a personas con y sin una determinada enfermedad, y la diferencia entre el estado de salud de ambos grupos, tras controlar por otras variables, se asume atribuible a la enfermedad. El objetivo de este trabajo es estimar los pesos de calidad de vida de los AVAC a partir del estado de salud autopercebido declarado en la Encuesta Nacional de Salud (ENS) y analizar su evolución en los años 1987, 1993 y 2001.

Material y métodos

Se realizó un estudio transversal con 3 cortes correspondientes a las ENS de los años 1987, 1993 y 2001. La población de estudio corresponde a la población muestral de la ENS (adultos no institucionalizados de toda España) y la unidad de análisis a los individuos que componían las ENS en los años 1987 ($n = 29.191$), 1993 ($n = 21.061$) y 2001 ($n = 21.120$). La ENS se ha realizado también en los años 1995 y 1997, pero los años seleccionados, debido a su tamaño muestral y estratificación, resultaban más comparables.

El análisis se ha realizado asumiendo que las personas tienen una medida latente de su estado de salud (y_i^*) de la que sólo se conoce en qué categoría (entre las 5 posibles: estado de salud autopercebido muy bueno, bueno, regular, malo y muy malo) se encuentra el individuo. Estar en una u otra categoría dependerá de ciertos factores medibles x , como pueden ser las enfermedades que tiene el individuo, características sociodemográficas como la edad, el sexo y el nivel de estudios, y de ciertos factores no observables u . Formalizando:

$$y_i^* = x_i' \beta + u_i$$

donde $u_i = y_i^* - E(y_i^*/x_i)$.

Las 5 categorías de la variable dependiente discreta y_i se hacen corresponder con 5 intervalos dentro de los que toma valores y_i^* , de forma que $y = 0$ si $y^* \leq c_1$, $y = 1$ si $c_1 < y^* \leq c_2$, ..., $y = 4$ si $y^* > c_4$. Si los valores que presenta la variable endógena están ordenados, como ocurre en este caso, la estimación de las probabilidades se plantea como $p(y \leq i/x) = F(c_i + x\beta)$, donde j es cada una de las clases ordenadas definidas (0, 1, ..., 4). Las expresiones anteriores son una forma de censura de los datos. Los coeficientes c_j son parámetros que se han de estimar al tiempo que β , vector de coeficientes de las variables explicativas, una vez impuesta una distribución a la estructura de los errores. Para la estimación de este modelo se asume que u sigue una distribución normal, modelo *probit*¹⁰. El modelo final se construye a partir de la estimación de las variables definidas anteriormente, así como de los productos entre ellas que estudian el efecto de la interacción entre variables (p. ej., hipercolesterolemia y diabetes). Los pesos de calidad de vida (PCV) se pueden calcular normalizando a partir de una transformación de los estimadores obtenidos mediante el modelo ordenado. En este caso, los regresores obtenidos (β) para cada variable independiente se han normalizado mediante la utilización de los puntos de corte mínimo (c_1) y máximo (c_4) obtenidos en el modelo: $PCV = 1 - (\beta/c_1 - c_4)^1$.

La ENS recoge, a través de entrevista personal directa, variables demográficas, estado de salud percibido, enfermedades crónicas, morbilidad percibida, uti-

Tabla 1. Descripción de las variables de la Encuesta Nacional de Salud incluidas en el estudio

Variables		Categorización
Variable dependiente	Estado de salud autopercebido	1 = muy malo; 2 = malo; 3 = regular; 4 = bueno; 5 = muy bueno
Variables independientes	Enfermedades crónicas	Hipertensión, hipercolesterolemia, diabetes, enfermedades crónicas del corazón, asma, úlcera de estómago, alergias, depresión: 1 = sí; 0 = no
	Dolencias, limitaciones y enfermedades en los últimos 12 meses	Artrosis, fracturas, enfermedades neurológicas, enfermedades psíquicas, enfermedades de la sangre: 1 = sí; 0 = no
	Problemas de oído	1 = sí; 0 = no
	Problemas de visión	1 = sí; 0 = no
	Sexo	Hombre = 1; Mujer = 0
	Edad	Continua
	Estudios primarios	1 = sí; 0 = no
	Estudios secundarios	1 = sí; 0 = no
	Estudios universitarios	1 = sí; 0 = no

lización de servicios sanitarios y medicamentos, hábitos de salud, actividades preventivas y cobertura sanitaria. Así, por una parte, y para analizar la evolución de la calidad de vida, se ha construido un mismo modelo para los 3 años con las variables comunes a los 3: autopercepción del estado de salud, sexo, edad, enfermedades crónicas, educación primaria, educación secundaria y educación universitaria. Posteriormente, y dado que la ENS de 2001 incluye variables que no fueron incluidas en las ENS previas, se ha construido un modelo ampliado para 2001 en el que se ha incluido el máximo de variables disponibles: autopercepción del estado de salud, sexo, edad, enfermedades crónicas, dolencias, limitaciones y enfermedades en los últimos 12 meses, problemas de oído y de visión, educación primaria, educación secundaria y educación universitaria. Las variables incluidas en los modelos, las preguntas correspondientes en la ENS y su categorización se describen en la tabla 1.

Se exploraron algunos modelos alternativos y, en particular, se valoró la especificación *logit*. También se exploraron modelos mediante una recategorización de la variable «autopercepción del estado de salud» en 3 categorías –mala, regular, buena– en lugar de 5. Dado que se realizaron numerosas pruebas estadísticas, se fijó el valor de significación de *p* en 0,001. Todos los análisis se realizaron mediante el programa Stata 8.0.

Resultados

En la tabla 2 se describen las frecuencias de las diversas variables utilizadas. La distribución por edad y

sexo fue muy parecida en las ENS de los 3 años empleados. En general, el número de personas que declaran tener alguna enfermedad crónica tiende a incrementarse con el tiempo, pero no en los casos de asma o úlcera de estómago. Respecto al estado de salud, se produce un ligero incremento de las personas que declaran tener un estado de salud bueno o muy bueno (el 67,3% en 1987, el 68,6% en 1993 y el 69,9% en 2001).

En la tabla 3 se muestran los resultados de los modelos con los datos de las ENS de 1987, 1993 y 2001. Por lo que se refiere al modelo con datos de 1987, y en relación con las variables demográficas, el estado de salud empeora en función de la edad (PCV = 0,996). La interacción entre las variables sexo y edad da un valor igual a la unidad (PCV = 1,000). Las enfermedades crónicas, la hipertensión, la hipercolesterolemia y la alergia empeoran poco el estado de salud de la población (PCV entre 0,908 y 0,924); en cambio, la diabetes, las enfermedades crónicas del corazón y el asma la disminuyen más (PCV entre 0,802 y 0,846). La calidad de vida aumenta a medida que se incrementa el nivel de estudios. En lo esencial, los resultados del modelo con los datos de la ENS de 1993 repiten los de 1987: la calidad de vida disminuye en función de la edad (PCV = 0,997); la hipertensión, la hipercolesterolemia y la alergia disminuyen poco la calidad de vida (PCV entre 0,928 y 0,938) y la diabetes, las enfermedades crónicas del corazón, el asma y la úlcera de estómago la disminuyen más (PCV entre 0,821 y 0,870) y la calidad de vida aumenta a medida que se incrementa el nivel de estudios. Los resultados del modelo con datos de la ENS de 2001 son consistentes con los anteriores. De nuevo, la calidad de vida disminuye en función de la edad

Tabla 2. Frecuencia y parámetros de las variables incluidas en los modelos

Variable	ENS 1987	ENS 1993	ENS 2001
Número de casos	29.191	21.061	21.120
Estado de salud autopercebido			
Muy malo	1,32%	1,04%	1,63%
Malo	6,89%	5,80%	5,54%
Regular	24,47%	24,28%	22,38%
Bueno	53,64%	57,80%	54,77%
Muy bueno	13,69%	10,80%	15,15%
Edad media [años (DT)]	43,62 (18,59)	43,55 (18,48)	45,32 (18,79)
Hombres	47,91%	48,41%	48,35%
Mujeres	52,02%	51,41%	51,40%
Hipertensión crónica	9,78%	10,99%	14,26%
Hipercolesterolemia crónica	6,15%	8,25%	10,82%
Diabetes crónica	3,95%	4,12%	5,44%
Enfermedad crónica del corazón	4,41%	3,83%	5,11%
Diabetes y enfermedad crónica del corazón	0,66%	0,65%	1,04%
Asma crónica	6,18%	4,52%	4,83%
Úlcera de estómago crónica	ND	3,80%	3,30%
Alergia crónica	5,61%	6,26%	7,64%
Depresión crónica	ND	ND	6,28%
Artrosis	ND	ND	4,81%
Fractura	ND	ND	3,40%
Enfermedades neurológicas	ND	ND	0,18%
Problemas psíquicos	ND	ND	0,97%
Enfermedades de la sangre	ND	ND	0,13%
Problemas de oído	14,29%	ND	8,35%
Problemas de visión	50,35%	ND	6,59%
Sin estudios	4,20%	15,50%	7,59%
Estudios primarios	63,55%	50,29%	59,84%
Estudios secundarios	27,05%	18,40%	19,35%
Estudios universitarios	5,20%	15,81%	13,21%

DT: desviación típica; ENS: Encuesta Nacional de Salud; ND: variable no disponible en la ENS del año correspondiente.

(PCV = 0,995); la hipertensión, la hipercolesterolemia y la alergia disminuyen discretamente la calidad de vida (PCV entre 0,920 y 0,946) y la diabetes, las enfermedades del corazón, el asma, la úlcera de estómago y la depresión la reducen de un modo más importante (PCV entre 0,824 y 0,870). De nuevo, la calidad de vida aumenta a medida que se incrementa el nivel de estudios.

Los resultados del modelo ampliado con datos de la ENS de 2001 (tabla 4) son consistentes también con los anteriores y dan información sobre dolencias, limitaciones y enfermedades en los últimos 12 meses. De nuevo, la calidad de vida disminuye en función de la edad (PCV = 0,996); la hipertensión, la hipercolesterolemia y la alergia disminuyen discretamente la calidad de vida (PCV entre 0,933 y 0,956) y la diabetes, las enferme-

dades del corazón, el asma, la úlcera de estómago y la depresión la reducen de un modo más importante (PCV entre 0,838 y 0,870). Las dolencias, las limitaciones y las enfermedades en los últimos 12 meses, variables disponibles sólo para este año, disminuyen de manera considerable la calidad de vida. Destacan especialmente las enfermedades neurológicas, los problemas psíquicos y las enfermedades de la sangre, con PCV alrededor de 0,600. En lo referente a los problemas de vista y oído, también disminuyen la calidad de vida, aunque de forma discreta (PCV alrededor de 0,950).

Al comparar longitudinalmente el modelo para los 3 años mediante el conjunto de variables comunes (tabla 3), para una misma enfermedad crónica, los valores de PCV con datos de 1993 y 2001 son superiores a los obtenidos con datos de 1987, lo que indica que las personas con la misma enfermedad (y tras ajustar por edad, sexo y nivel de estudios) tienen una calidad de vida superior en los últimos años analizados que en el primero. En particular, para la diabetes crónica, la enfermedad crónica del corazón y la alergia crónica, los valores de PCV son mayores en 2001 que en 1987 y 1993. Por otra parte, a medida que aumenta el nivel de estudios se incrementa la calidad de vida, aunque las diferencias de calidad de vida entre niveles de estudios han ido disminuyendo con el tiempo, hasta pasar a ser en el año 2001 un parámetro significativo sólo para los que tienen estudios universitarios. Los modelos predicen correctamente entre el 57,3 y el 60,8% de los casos. Ninguno de los modelos alternativos probados (*logit* ordenado, recategorización de la variable dependiente) mejoraba el ajuste ni predecía correctamente un número mayor de casos. A partir de la muestra inicial, el número de observaciones se redujo en 392, 411 y 142 para 1987, 1993 y 2001, respectivamente, debido sobre todo a la diferencia de valores perdidos entre los 3 años.

Discusión

Las estimaciones pioneras de la magnitud del capital de salud para la economía de Estados Unidos^{1,4,5} calcularon el capital de salud a través de la información sobre la esperanza de vida de una determinada población de cada edad, la prevalencia de problemas de salud para los que sobreviven en cada estado, la calidad de vida asociada a la supervivencia con un determinado problema de salud, y el valor monetario de un año de vida en buena salud. El trabajo actual es una réplica parcial de estos trabajos, refiriéndose sólo a la estimación de los PCV en los años 1987, 1993 y 2001 a partir del estado de salud autopercebido. Esta metodología permite calcular estos pesos a partir de los datos disponibles en las encuestas de salud, proceder que

Tabla 3. Comparación de los modelos para 1987, 1993 y 2001

	1987			1993			2001		
	Coefficiente β	Error estándar	PCV 1987	Coefficiente β	Error estándar	PCV 1993	Coefficiente β	Error estándar	PCV 2001
Hombre	0,103*	0,036	1,027	0,101*	0,037	1,025	0,147*	0,036	1,040
Edad	-0,015*	0,001	0,996	-0,014*	0,001	0,997	-0,018*	0,001	0,995
Hombre \times edad	0,001*	0,001	1,000	0,001*	0,001	1,000	0,001*	0,001	1,000
Hipertensión crónica	-0,345*	0,022	0,911	-0,294*	0,034	0,928	-0,276*	0,023	0,925
Hipercolesterolemia crónica	-0,356*	0,033	0,908	-0,266*	0,035	0,935	-0,295*	0,028	0,920
Diabetes crónica	-0,598*	0,036	0,846	-0,530*	0,045	0,870	-0,475*	0,035	0,870
Enfermedad crónica del corazón	-0,771*	0,038	0,802	-0,729*	0,038	0,821	-0,629*	0,038	0,828
Diabetes \times enfermedad crónica del corazón	0,404*	0,094	1,104	0,487*	0,088	1,120	0,267*	0,077	1,073
Asma crónica	-0,603*	0,029	0,845	-0,639*	0,044	0,843	-0,644*	0,038	0,824
Alergia crónica	-0,295*	0,031	0,924	-0,253*	0,040	0,938	-0,199*	0,036	0,946
Sin estudios	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Estudios primarios	0,210*	0,037	1,054	0,187*	0,027	1,046	0,053	0,034	1,015
Estudios secundarios	0,458*	0,045	1,118	0,341*	0,034	1,084	0,074	0,040	1,020
Estudios universitarios	0,571*	0,059	1,147	0,483*	0,039	1,119	0,141*	0,039	1,038
c1	-3,082	0,072	-	-3,121	0,092	-	-3,309	0,076	-
c2	-2,106	0,067	-	-2,164	0,073	-	-2,533	0,054	-
c3	-0,961	0,062	-	-0,982	0,066	-	-1,417	0,050	-
c4	0,802	0,067	-	0,950	0,075	-	0,357	0,052	-
N.º de observaciones		28.799			20.650			20.978	
% casos correctamente clasificados		57,36			60,82	5		7,72	
Seudo-R ²		0,1045			0,0966			0,0993	
Log pseudo-likelihood		-30.692,381			-20.792,118			-22.272,208	

PCV: peso de calidad de vida. Errores estándares consistentes por provincias.

* $p < 0,001$.

tiene varias ventajas: evita la realización de estudios *ad-hoc* para conocer el estado de salud y, por extensión, la calidad de vida de la población, lo que supone un importante ahorro de recursos a la hora de hacer estudios que requieran esta información; además, el hecho de trabajar con una muestra poblacional representativa resulta útil a la hora de extrapolar resultados. Estas ventajas han sido señaladas por otros investigadores que han trabajado en medidas de calidad de vida a partir de encuestas de salud¹¹. Su aplicación es inmediata en los estudios de evaluación económica y tiene una utilidad directa en el análisis de las desigualdades socioeconómicas en el estado de salud de las poblaciones, como ya se ha hecho por parte de investigadores del norte de Europa^{12,13} y españoles¹⁴⁻¹⁶.

Entre los resultados obtenidos cabe destacar, en primer lugar, el hecho de que la calidad de vida asociada a las enfermedades crónicas difiere según cuales sean éstas: enfermedades como la diabetes, la enfermedad crónica del corazón, el asma, la úlcera de estómago y la depresión están asociadas con una calidad de vida inferior que enfermedades como la hipertensión, la hipercolesterolemia y la alergia. Además, las dolencias, las limitaciones y las enfermeda-

des en los últimos 12 meses disminuyen más la calidad de vida que las enfermedades crónicas, probablemente porque en ese período las personas todavía no se han adaptado a sus expectativas. Destacan especialmente las enfermedades neurológicas, los problemas psíquicos y las enfermedades de la sangre, que son mucho más graves. En segundo lugar, los resultados muestran que la calidad de vida disminuye a medida que aumenta la edad, hecho presumiblemente relacionado con la mayor prevalencia de enfermedades en las edades más avanzadas.

Los resultados también muestran que la calidad de vida se incrementa a medida que aumenta el nivel de estudios, tal vez por el mayor uso de servicios sanitarios preventivos y de los excluidos de la cobertura sanitaria pública que realiza la población con mayor nivel socioeconómico¹⁷, aunque más probablemente se deba al impacto de sus mejores condiciones de vida generales. En cualquier caso, las diferencias entre niveles de estudios son cada vez menores y en 2001 el parámetro pasa a significativo sólo para los que tienen estudios universitarios, lo cual indicaría una disminución de las desigualdades de salud entre clases sociales, dato que hasta la fecha no se había documentado¹⁷⁻¹⁹.

Tabla 4. Resultados del modelo para 2001

Variables	Coefficiente β	Error estándar	PCV 2001
Hombre	0,214*	0,042	1,054
Edad	-0,015*	0,001	0,996
Hombre \times edad	-0,001	0,001	1,000
Hipertensión crónica	-0,263*	0,025	0,933
Hipercolesterolemia crónica	-0,249*	0,027	0,937
Diabetes crónica	-0,511*	0,036	0,870
Enfermedad crónica del corazón	-0,637*	0,046	0,838
Diabetes \times enfermedad crónica del corazón	0,303*	0,098	1,077
Asma crónica	-0,611*	0,039	0,845
Úlcera crónica	-0,527*	0,061	0,866
Alergia crónica	-0,172*	0,035	0,956
Problemas de oído	-0,156*	0,023	0,960
Problemas de visión	-0,220*	0,032	0,944
Artrosis	-1,074*	0,032	0,727
Fractura	-0,809*	0,058	0,794
Enfermedades de la sangre	-1,544*	0,189	0,607
Problemas psíquicos	-1,580*	0,066	0,598
Enfermedades neurológicas	-1,555*	0,174	0,605
Sin estudios	-	-	-
Estudios primarios	0,046	0,034	1,019
Estudios secundarios	0,075	0,042	1,019
Estudios universitarios	0,145*	0,040	1,037
c1	-3,549	0,078	-
c2	-2,693	0,056	-
c3	-1,464	0,042	-
c4	0,383	0,001	-

PCV: peso de calidad de vida.

* $p < 0,001$; $n = 20.978$. Porcentaje de casos correctamente clasificados = 59,13%; Seudo- $R^2 = 0,1388$; $\text{Log pseudo-likelihood} = -21296,081$. Errores estándar robustos en el ámbito provincial.

Finalmente, para una misma enfermedad, y tras ajustar por edad, sexo y nivel de estudios, la calidad de vida en los años 1993 y 2001 es mayor que en el año 1987; en particular, para la diabetes crónica, la enfermedad crónica del corazón y la alergia crónica, los valores de PCV son mayores en 2001 que en 1987 y 1993. Este aspecto sugiere la contribución positiva de los servicios sanitarios y la influencia de las mejoras en las condiciones de vida y sociales en la calidad de vida de la población, y que vendría reforzado por el aumento, en los años estudiados, del porcentaje de población que declara tener un estado de salud bueno o muy bueno. No obstante, también es posible que este cambio se deba a un incremento del diagnóstico de enfermedades crónicas y la consiguiente incorporación de pacientes más leves en las cohortes más recientes. Estos resultados, en términos generales, son consistentes con los encontrados por Cutler y Richardson para la población de Estados Unidos, a partir del análisis del estado de salud autopercebido de esa población en los años 1979-1981 y 1989-1991¹.

Como puede observarse en las tablas de resultados, algunos pesos son superiores a la unidad, en particular, los correspondientes a: a) la interacción de 2 variables, ya sean 2 enfermedades o edad y sexo; b) el nivel de estudios, y c) ser hombre. Por una parte, la normalización no acota de ninguna manera los valores de los regresores, por lo que pueden obtenerse valores superiores o inferiores a la unidad. Por otra parte, los valores mayores que uno en el caso de las interacciones entre variables (2 enfermedades; sexo y edad) muestran que la calidad de vida disminuye menos que proporcionalmente al hecho de tener las 2 enfermedades o el sexo y la edad. En el caso del nivel de estudios, los valores superiores a la unidad indican que para una persona con determinado sexo, edad y enfermedad, su calidad de vida es mayor si tiene estudios universitarios que si tiene estudios primarios. Por último, los valores superiores a la unidad en el caso de ser hombre indican que éstos declaran tener una calidad de vida superior que las mujeres ante una misma enfermedad, edad y nivel de estudios, lo que coincide con los datos de la literatura científica²⁰.

La principal limitación de este análisis es que los pesos de calidad de vida derivados no son estrictamente equiparables a los pesos de calidad de vida que se obtendrían con una escala analógica o con medidas de elicitación como el *time trade-off* o el *standard gamble*. Para satisfacer el concepto de AVAC, los pesos de calidad de vida deberían estar basados en preferencias, anclados en la salud perfecta y la muerte, y medidos en una escala de intervalo⁹. Estas características no se cumplen en el caso de los pesos derivados a partir del estado de salud autopercebido y su relación con las enfermedades; sin embargo, los resultados obtenidos son coherentes con lo que se conoce sobre calidad de vida relacionada con la salud y coinciden con resultados anteriores de los investigadores que propusieron esta metodología¹. Así, y siendo consciente de sus limitaciones, los PCV obtenidos en encuestas como la ENS de 2001, que incluye enfermedades bien especificadas, podrían utilizarse como *proxy* de los pesos de calidad de vida para construir los AVAC en los estudios de evaluación económica. Hay que señalar también que en la estimación de los PCV puede haber un sesgo de selección ocasionado por la muerte de los individuos antes de la entrevista. La probabilidad de que el individuo declare tener un buen o mal estado de salud es condicional a que esté vivo, por lo que habría un truncamiento selectivo en la función de distribución²¹. Una posibilidad de corregir por dicho sesgo sería estimar por máxima verosimilitud con información completa el modelo de salud autopercebido y la ecuación de supervivencia²², solución no factible en este trabajo al no incorporar información sobre mortalidad. Finalmente, otra limitación que puede señalarse se deriva del hecho de trabajar con datos autodeclarados, tanto de estado de salud

como de prevalencia de enfermedades, si bien se conoce la buena correlación de estos indicadores subjetivos con indicadores de resultados finales²³.

Este estudio se enmarca en un contexto más general referido a la interpretación del valor del gasto en servicios sanitarios. A la hora de hacer valoraciones sobre la asignación adecuada de recursos y la eficiencia del sistema sanitario en su conjunto, el crecimiento del gasto sanitario debe ponerse en relación con el valor económico de las mejoras en la supervivencia y en la calidad de vida que las innovaciones introducidas hayan aportado. Los estudios que han aplicado nuevos enfoques económicos a este problema, como el análisis coste-beneficio generalizado, permiten evaluar en términos monetarios el impacto global en condiciones reales de las innovaciones en el tratamiento de una enfermedad a lo largo del tiempo²⁴. En Estados Unidos se han estudiado los casos del infarto de miocardio, recién nacidos de bajo peso, depresión, cataratas y cáncer de mama²⁵, y en España se ha estudiado el caso de las afecciones perinatales²⁶. La extensión del análisis coste-beneficio a todo el gasto sanitario ha llevado a la definición y la estimación de conceptos económicos novedosos, como son el capital de salud y la renta de salud. La idea subyacente es que la inversión en innovaciones médicas y el gasto sanitario a lo largo del tiempo son una inversión en la mejora de la salud de los individuos, es decir, en su capital de salud. Algunos trabajos para Estados Unidos muestran que sería suficiente que el 27% de las mejoras en el capital de salud fueran atribuibles al sistema de salud para que el beneficio neto del gasto sanitario no fuese negativo, si bien hay una fuerte heterogeneidad en la eficiencia en el tratamiento de diferentes problemas de salud, por ejemplo, en el tratamiento de las enfermedades cardiovasculares (con más beneficios que costes) y el cáncer (con más costes que beneficios)⁵. La única estimación disponible en Europa del valor de los cambios en el capital de salud hasta este momento corresponde a Suecia²⁷.

Por último, investigadores españoles han iniciado líneas de trabajo interesantes en torno al concepto de potencial de calidad de vida²⁸ y al del valor estadístico de la vida humana²⁹. El potencial de calidad de vida es una medida de bienestar social que combina las rentas estimadas por encima de la línea de pobreza con esperanzas de vida a la edad actual a partir de una función de calidad de vida. Para España, y con los datos estadísticos disponibles, es posible construir una serie completa de potenciales de vida a partir de 1975, en la que se está trabajando en la actualidad. Las implicaciones de estos estudios para las políticas sanitarias son relevantes porque al permitir estimar, en términos monetarios, los costes y los beneficios, y a pesar de diversas limitaciones, permiten orientar la toma de decisiones en función de las variaciones en el beneficio neto, antes que en argumentos exclusivos de gasto.

Agradecimientos

Este trabajo ha sido parcialmente financiado con una ayuda de investigación del Instituto de Estudios Fiscales y forma parte de un proyecto de investigación más amplio titulado «Impacto de la atención sanitaria en la salud» financiado por una ayuda de la Fundación BBVA.

A Vicente Ortún por sus comentarios a varias revisiones previas de este texto. Los errores son responsabilidad de los autores.

Bibliografía

1. Cutler DM, Richardson E. Measuring the health of the US population. Washington: Brooking Papers Microeconomics; 1997. p. 217-71.
2. Grossman M. The human capital model of the demand for health. NBER Working paper series. Working Paper 7078. Cambridge: National Bureau of Economic Research; 1999.
3. McDonald S, Roberts J. Growth and multiple forms of human capital in an augmented Solow Model: a panel data investigation. *Econ Letters*. 2002;74:271-6.
4. Cutler DM, Richardson E. The value of health: 1970-1990. *Amer Econ Rev*. 1998; AEA Papers and Proceedings: 97-100.
5. Cutler DM, Richardson E. Your money and your life: The value of health and what affects it. *Frontiers Health Policy Res*. 1999;2:99-132.
6. Nordhaus WD. The health of nations: the contribution of improved health to living standards. En: Murphy KM, Topel R, editors. *Measuring the gains from medical research*. Chicago: University of Chicago Press; 2003.
7. Becker G, Philipson T, Soares RR. Growth and mortality in less developed nations. Chicago: University of Chicago; 2001.
8. Meneu R, Peiró S. Eficiencia y despilfarro en la atención sanitaria. A propósito del infarto de miocardio. *Cuad Econ Inform Comercial Esp*. 2004;67:9-25.
9. Drummond MF, O'Brien B, Stoddart GL, Torrance GW. *Methods for the economic evaluation of health care programmes*. 2nd. ed. Oxford: Oxford University Press; 1997.
10. Maddala GS. *Limited dependent and qualitative variables in econometrics*. Cambridge: Cambridge University Press; 1983.
11. Gold MR, Franks P, McCoy KI, Fryback DG. Toward consistency in cost-utility analyses: using national measures to create condition-specific values. *Med Care*. 1998;36:778-92.
12. Van Doorslaer E, Jones AM. Inequalities in self-reported health: validation of a new approach to measurement. *J Health Econ*. 2003;22:61-87.
13. Lauridsen J, Christiansen T, Häkkinen U. Measuring inequality in self-reported health: discussion of a recently suggested approach using Finish data. *Health Econ*. 2004;13:725-32.
14. García P, López A. Socio-Economic Inequalities in Health in Catalonia. Working paper #758. Barcelona: Department of Economics and Business, Universitat Pompeu Fabra; 2004.
15. García P, López A. Regional differences in socio-economic health inequalities in Spain. Working paper #757. Barcelona: Department of Economics and Business, Universitat Pompeu Fabra; 2004.
16. García P, López A. The Evolution of Inequity in the Access to Health Care in Spain: 1987-2001. Working paper #756. Barcelona: Department of Economics and Business, Universitat Pompeu Fabra; 2004.
17. Lostaol L, Regidor E, Calle ME, Navarro P, Domínguez V. Evolución de las diferencias socioeconómicas en la utilización y

- accesibilidad de los servicios sanitarios en España entre 1987 y 1995/97. *Rev Esp Salud Pública*. 2001;75:115-27.
18. Regidor E, Gutiérrez-Fisac JL, Domínguez V, Calle ME, Navarro P. Comparing social inequalities in health in Spain: 1987 and 1995/97. *Soc Sci Med*. 2002;54:1323-32.
 19. Borrell C, Plasencia A, Pasarín I, Ortún V. Widening social inequalities in mortality: the case of Barcelona, a southern European city. *J Epidemiol Community Health*. 1997;51:659-67.
 20. Artazcoz L, Borrell C, Benach J, Cortes I, Rohlfs I. Women, family demands and health: the importance of employment status and socio-economic position. *Soc Sci Med*. 2004; 59:263-74.
 21. Heckman J. Sample selection bias as a specification error. *Econometrica*. 1979. 47:153-61.
 22. Salas C. On the empirical association between poor health and low socio-economic status at old age. *Health Econ*. 2002;11:207-20.
 23. Idler EL, Benyamini Y. Self-rated health and mortality: a review of twenty-seven community studies. *J Health Soc Behav*. 1997;38:21-37.
 24. García-Altés A, Puig Junoy J. Una reconsideración del valor del gasto sanitario agregado. Nuevos enfoques económicos e implicaciones para la adopción de políticas públicas en España. En: Puig Junoy J, López-Casasnovas G, Ortún V, editores. *¿Más recursos para la salud?* Barcelona: Masson; 2004.
 25. Cutler DM, McClellan M. Is technological change in medicine worth it? *Health Aff (Millwood)*. 2001;20:11-29.
 26. Pinilla J. Comparación entre costes y beneficios a largo plazo en el proceso tecnológico en sanidad: caso de las afecciones con origen en el período perinatal. En: González López-Varcárcel B, editores. *Difusión de nuevas tecnologías sanitarias y políticas públicas*. Barcelona: Masson; 2005.
 27. Burström K, Johannesson M, Direrichsen F. The value of the change in health in Sweden 1980/81 to 1996/97. *Health Econ*. 2003;12:637-54.
 28. Pinilla R, Goerlich J. Potencial de vida, población, esperanza de vida y envejecimiento como factores fundamentales en la teoría del capital humano. Estimación empírica para España (1900-1998). Valencia: Instituto Valenciano de Investigaciones Económicas. *Revista de Demografía Histórica*, 2.
 29. Martínez JE, Pinto JL, Abellán JM. El valor estadístico de la vida humana en España. XXIV Jornadas de Economía de la Salud: Respuestas individuales y sociales ante los riesgos para la salud. El Escorial, mayo de 2004.