

ORIGINALES BREVES

¿Son la ocupación y la educación intercambiables como indicadores sociales en salud comunitaria? Un estudio en población ocupada

L. Cirera Suárez^a, M.J. Tormo Díaz^a, C. Santiuste de Pablos^b, M.D. Chirlaque^a, F. Galvañ Olivares^b y C. Navarro Sánchez^a

Dirección General de Salud Pública. Consejería de Sanidad y Consumo. Murcia.

Objetivo. Los estudios epidemiológicos y las intervenciones para reducir las desigualdades en salud en la comunidad requieren la asignación de indicadores socioeconómicos exhaustivos y fáciles de obtener. Dos de los más utilizados son la ocupación y la educación. En este estudio pretendemos evaluar la asociación entre educación y ocupación en población adulta ocupada, por si, en ausencia de una variable, fuera posible utilizar la otra con la menor pérdida posible de información sobre nivel socioeconómico.

Diseño. A partir de una muestra representativa ($n = 3.091$) de población general (18-65 años), tomada de una encuesta de prevalencia sobre factores de riesgo de enfermedades crónicas realizada en la Región de Murcia, se ha realizado un análisis (log)lineal entre educación y ocupación en la población ocupada (65,8% varones y 34,2% mujeres de la muestra total).

Resultados. Los varones presentan una asociación significativa entre las posiciones directivas y la educación universitaria. La asociación se reduce entre la ocupación en tareas administrativas y la categoría de estudios secundarios, para incrementarse en los trabajadores manuales con estudios primarios o sin estudios. En las mujeres, con un menor número de efectivos, la asociación educación-ocupación describe el mismo patrón, incluso con mayor magnitud en las asociaciones entre las clases directivas y el nivel educativo universitario. En varones y mujeres las mayores asociaciones se encuentran en ambas diagonales de las tablas de educación por ocupación, indicando: a mejor ocupación, mayor educación, y lo contrario.

Conclusión. La clasificación de la gente con trabajo de acuerdo con la educación y la ocupación presenta: asociación, consistencia interna y gradiente. En ausencia de información exhaustiva sobre ocupación, la educación puede ser una alternativa como indicador de nivel socioeconómico.

Palabras clave: Clase social; Educación; Estudio epidemiológicos; Modelos log-lineales; Ocupación.

¿ARE EDUCATION AND OCCUPATION INTERCHANGEABLE AS SOCIAL INDICATORS IN COMMUNITY HEALTH? A STUDY ON EMPLOYED PEOPLE

Objective. Epidemiological studies and interventions to reduce inequalities in community health require the assignation of exhaustive and easy-to-obtain social indicators. Occupation and education are two of the most often used. In this study we attempt to evaluate the association between education and occupation among adult working population because if, in the absence of one of these two variables, it will be feasible to use the remaining with the lesser loss of socio-economic information.

Design. From a representative sample ($n = 3091$) of general population (18-65 years old) drawn out from a prevalence survey on chronic disease risk factors performed in the Region of Murcia, a log-lineal analysis has been made between education and occupation among working people (65.8% of males and 34.2% of females from the original sample).

Results. Men present significant association between managerial positions and university education. The association drops between clerks and high school graduates to increase among all manual workers with or without primary schooling education. Among women—with a lesser number of participants—the education/occupation association describes the same pattern but with higher magnitudes in the positive associations between managerial positions and university education. For both genders, the greatest associations are found in both diagonals of the education by occupation tables indicating: better occupation, more education, and the opposite.

Conclusions. The classification of working people according to education and occupation presents association, internal consistency and gradient. In absence of comprehensive information regarding occupation, education could be an alternative as socio-economic indicator.

(Aten Primaria 2000; 26: 614-619)

Este trabajo ha sido parcialmente financiado por el Fondo de Investigaciones Sanitarias (ayuda nº. 92/0902) del Ministerio de Sanidad y Consumo.

^aServicio de Epidemiología. ^bSección de Salud Laboral.

Correspondencia: Lluís Cirera Suárez.
Área de Salud de Cartagena. Consejería de Sanidad y Consumo.
Pl. San Agustín, 3. 30201 Cartagena (Murcia).
Correo electrónico: Lluis.Cirera@carm.es

Manuscrito aceptado para su publicación el 15-V-2000

Introducción

Existen numerosas pruebas de la asociación entre el nivel socioeconómico y la salud¹⁻⁶. Esta asociación es fuerte y consistente en determinadas enfermedades, pero varía en magnitud de acuerdo con el indicador socioeconómico utilizado². El análisis y comparación de distintos indicadores sociales en salud no ha sido muy tratado en la literatura científico-médica de los países del sur de Europa^{2,4,7,8}. Por el contrario, los países anglosajones cuentan con un importante número de estudios que relacionan el estatus socioeconómico con el estado de salud. Muy brevemente, se ha encontrado que tanto la ocupación, la educación como los ingresos se asocian de forma similar con el nivel de salud⁹; que las actitudes preventivas están más asociadas al nivel educativo y de ingresos que a la ocupación¹⁰, y que la educación es un buen predictor de mortalidad, aunque pierde su valor en las personas de edad más avanzada¹¹.

Existe controversia sobre el concepto de clase social según las distintas escuelas sociológicas¹². Las más importantes se hallan agrupadas bajo postulados neomarxistas (la propiedad de los medios de producción) –lideradas por E.O. Wright¹³– o neoweborianos (capacidad de consumo de bienes y servicios) –encabezados por J.H. Goldthorpe^{14,15}–. Todavía se discute si los indicadores de clase social miden un concepto unitario, aunque en la actualidad hay más acuerdo en que la clase social es multidimensional^{8,12,16,17}. De esta forma, si la ocupación permite reflejar la calificación profesional, el nivel de ingresos y el prestigio social, la educación revela mejor las oportunidades de formación y la capacidad

de manejo de problemas incluyendo los de salud.

La medición de la clase social en salud tiene poca tradición en España^{7,18-22}, aunque está en aumento⁴, a la vez que se promociona el uso de indicadores estandarizados de ocupación, educación y situación laboral (empleados frente a desempleados)^{4,23}. En este estudio se va a tratar de evaluar la asociación entre el nivel educativo y la ocupación en una muestra de población adulta ocupada, por si, en ausencia de información exhaustiva sobre ocupación, la educación puede ser una alternativa adecuada de indicador socioeconómico fácilmente obtenible en investigación comunitaria.

Material y métodos

Ámbito

La población estimada en la Región de Murcia era de 1.053.541 habitantes en 1992, cuando se obtuvo la muestra origen de este estudio²⁴. La tasa de desempleo era del 21%, sin grandes cambios estacionales. Un 27% de la población adulta no poseía ninguna titulación según el censo de habitantes de 1991. El sector servicios, el comercio y la industria eran las principales ramas de la actividad económica, siguiendo el patrón de España, aunque el nivel murciano de renta se sitúa por debajo de la media española.

Muestra

Este estudio proviene de una encuesta sobre factores de riesgo para enfermedades crónicas realizada en 1992²⁵, en la que se seleccionó una muestra representativa de la población general adulta (18-65 años) a la que se invitó a participar, sucesivamente, por carta, teléfono y visita domiciliaria. Se realizó un muestreo aleatorio multietápico con una definición de cuotas muestrales basadas en las áreas de salud, municipio de residencia, edad y sexo. La muestra incluyó 3.091 personas –para una precisión deseada de $\pm 1,9\%$ y un intervalo de confianza del 95%–. La tasa de respuesta al cuestionario fue del 61%. Sólo un 16% de las no-respuestas fueron negativas a participar; un 17% permaneció ilocalizable tras varios intentos y el 6% restante no fue contactado por diversos motivos. Una encuesta telefónica administrada a una muestra representativa de las no-respuestas ($n = 301$), de las que se disponía de número, encontró una mayor frecuencia de universitarios aunque ésta no fue estadísticamente significativa. Este fenómeno pudo deberse al hecho de que, hasta ahora, en España, tener teléfono está todavía asociado a mayor renta.

Para el análisis excluimos a los desempleados ($n = 181$, 5,9% de la muestra), estu-

diantes ($n = 152$, 4,9%), jubilados ($n = 165$, 5,3%), militares ($n = 19$, 0,6%), amas de casa ($n = 810$, 26,2%) y a los sin datos ($n = 18$, 0,6%). Por tanto, se incluyeron 1.746 personas ocupadas, 1.149 varones y 597 mujeres. La información sobre la educación y la ocupación se obtuvo del cuestionario a partir de una pregunta cerrada tanto para el tipo de ocupación como para el nivel educativo, junto con una pregunta abierta –incluida en el cuestionario de actividad física ocupacional– en la que se transcribía la propia descripción del entrevistado, siendo ulteriormente codificado²⁶.

Educación

La educación se codificó con el primer dígito de la Clasificación Internacional Estandarizada de Educación²⁷ en 4 categorías: *sin estudios primarios* (sin escolarizar/analfabetos, saber leer/escibir pero sin título); *estudios primarios* (1-5 años de escolaridad completa con diploma de enseñanza primaria, EGB ciclos inicial y medio, bachiller elemental y similares); *estudios secundarios* (6-12 años, EGB ciclo final, BUP o bachiller superior, acceso a la universidad y similares), y *universitarios* (más de 12 años).

Ocupación

La ocupación, en este contexto, se utiliza como sinónimo de clase social, aunque por simplicidad la seguiremos denominando ocupación. La codificación de la ocupación se hizo según la Clasificación Nacional de Ocupaciones²⁸ con 3 dígitos. La ocupación se agrupó según la propuesta de la Sociedad Española de Epidemiología⁴ en:

- I. Director en administración pública o empresas con más de 10 asalariados y profesionales.
- II. Directores de Administración pública o compañías con menos de 10 asalariados y técnicos.
- III. Administrativos, trabajadores por cuenta propia y supervisores.
- IVa. Ocupaciones manuales cualificadas.
- IVb. Ocupaciones manuales semicualificadas.
- V. Ocupaciones manuales sin cualificación.

Análisis estadístico

Primero, se presenta una descripción de la población estudiada según grupos de edad, nivel educativo, ocupación y sexo. Mediante una correlación de Spearman se explora la variación entre ambas variables ordinales tomadas como continuas. Despues, y separando hombres de mujeres, se aplica un modelo log-lineal a las categorías de educación y ocupación^{29,30}:

$$\ln F_{ij} = \mu + \epsilon_i \text{ educación} + \epsilon_j \text{ ocupación} + \epsilon_{ij} \text{ educación} * \text{ocupación}$$

Donde F_{ij} es la frecuencia observada en cada celda, μ es la media de los logaritmos

de las frecuencias de las celdas en toda la tabla, ϵ_i educación es el efecto de cada categoría de educación, ϵ_j ocupación es el efecto de cada categoría de ocupación, y ϵ_{ij} educación * ocupación es el efecto de la interacción entre el valor de la variable educación con el de la variable ocupación en cada celda. Este modelo log-lineal es adecuado para mostrar la presencia de asociaciones en las celdas de las tablas. Además permite cuantificar la asociación y su dirección en la aparición de las frecuencias e interacciones dentro de cada celda. Se aplicó el modelo calculando los coeficientes de interacción y su significación estadística. El coeficiente de interacción representa cómo influye la combinación de cada categoría de las 2 variables en la frecuencia de esa celda. Un coeficiente igual a uno representa ausencia de asociación entre las categorías de las variables y por encima o debajo de la unidad indica una asociación positiva o negativa, es decir, mayor o menor número de efectivos de los esperados si ambas variables no estuvieran asociadas. Los coeficientes se expresan como logaritmos neperianos y el cálculo del antilogaritmo indica cómo la combinación de esas dos categorías aumenta o disminuye la presencia de casos sobre la media general.

Finalmente, se valoró el ajustar el modelo anterior por edad. Ésta se halla asociada claramente al nivel educativo, mientras que la ocupación es prácticamente independiente (fig. 1). Una vez realizado el ajuste, se comprobó que el modelo no mejoraba y que los coeficientes no cambiaban. Dado que para confundir esta asociación la edad debería estar asociada a ambas variables, se decidió presentar los análisis de la forma más sencilla posible, es decir, sin ajustar por edad. En el análisis log-lineal se han verificado las condiciones de aplicación del modelo.

Resultados

Los varones representaron el 65,8% de las personas ocupadas de la muestra original, sin que existieran diferencias acusadas en la distribución por grupos de edad (tabla 1). En ambos sexos hay una menor representación de personas ocupadas en las edades más avanzadas, especialmente en el caso de las mujeres (9,7%). La distribución de la educación es muy homogénea, siendo los estudios primarios (45,8% en varones y 45,6% en mujeres) los más habituales. Las ocupaciones más frecuentes en los primeros son las de trabajador manual cualificado o semicualificado (grupos ocupacionales IVa + IVb = 60,4%), mientras que en las segundas predominan los trabajos manuales semicualificados (35,3%), los trabajos sin cualificar (18,8%) y los administrativos (grupo III) (17,1%).

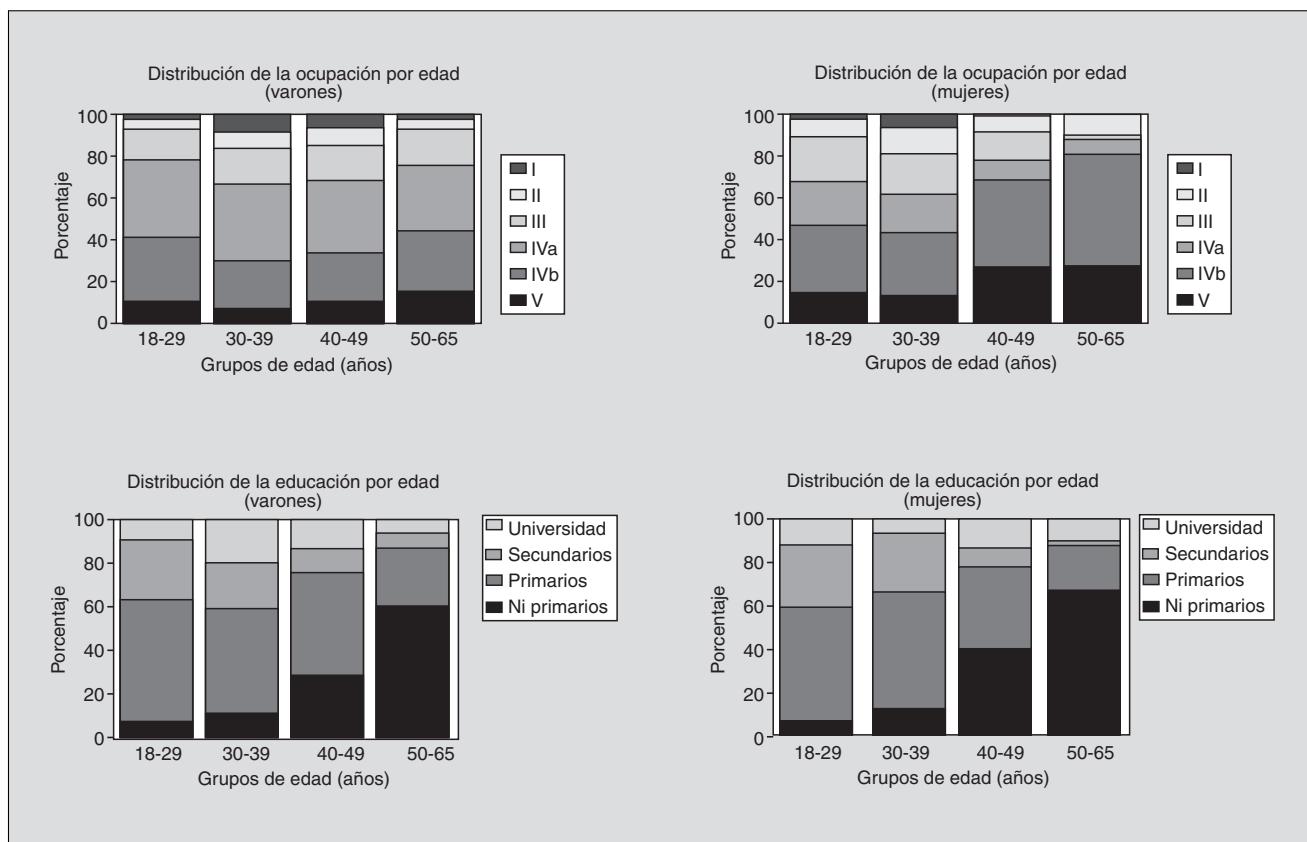


Figura 1. Distribución (%) de las categorías de los indicadores socioeconómicos ocupación y educación por grupos de edad y sexo.

El coeficiente de correlación de Spearman entre educación y ocupación, tomados como variables continuas, es moderado ($r = 0,50$ [$p < 0,0005$] para ambos sexos; $r = 0,45$ en varones y $r = 0,60$ en mujeres).

En los varones se observa una asociación positiva y estadísticamente significativa entre los cuadros directivos (I y II) y la educación universitaria (tabla 2). Así, la combinación de ambas categorías hace que la frecuencia de directivos del grupo I sea 12,2 veces mayor de la media general y de 4,9 veces para los directivos del grupo ocupacional II (antilogaritmos de los coeficientes 2,5 y 1,58 ($p < 0,01$), respectivamente). La fuerza de la asociación pierde magnitud para el grupo III y los estudios secundarios, aunque se mantiene positiva y significativa (coef. 0,53; $p < 0,01$). Finalmente, se vuelve a incrementar la magnitud de la asociación para todos los trabajadores manuales con los niveles de estudios primarios y sin estudios, pero muy especialmente entre los empleados manuales sin calificación (coef. 1,26; $p < 0,01$).

En las mujeres, la asociación estudios/ocupación describe el mismo patrón, pero con magnitudes superiores en las asociaciones positivas, tanto en los cuadros directivos (I y II) con el nivel universitario, como en el grupo III y los estudios secundarios, como entre las ocupaciones manuales no cualificadas y la ausencia de estudios (tabla 3). En el grupo IV de la ocupación, las asociaciones positivas y significativas se dan entre las trabajadoras manuales cualificadas y los estudios primarios (1,50; $p < 0,01$) y entre las trabajadoras semicualificadas y la ausencia de estudios (0,78; $p < 0,01$).

En general se observan mayores coeficientes de asociación en las celdas que ocupan la diagonal de las tablas indicando: a mejor ocupación, mayor nivel de estudios, y también lo contrario: a peor ocupación, menor nivel de estudios. Al establecerse los mayores coeficientes negativos significativos en la diagonal opuesta se refuerza el modelo descrito, tanto más si tenemos en cuenta que el número de efectivos en muje-

res es menor que en varones. En resumen, en nuestro estudio, la clasificación de las personas con trabajo, según niveles de estudios y ocupación, presenta asociación, consistencia interna y gradiente.

Discusión

El modelo descrito es consistente con la asociación de los indicadores socioeconómicos ocupación y educación en ambos sexos. La asociación es fuerte, consistente y presenta gradiente, manifestando así su validez interna. En cuanto a la generalización de los resultados aquí observados, es importante resaltar que, mientras la muestra original de la que se ha extraído la población ocupada era representativa de la población murciana adulta para las variables del diseño muestral (edad, sexo, área y tipo de residencia), la muestra no se extrae para ser representativa del nivel de educación y ocupación de la región. Sin embargo, el elevado tamaño muestral evita que se produzcan desviaciones importantes de la estructu-

TABLA 1. Descripción sociodemográfica de la muestra de las personas ocupadas según sexo

	Varones		Mujeres		Total	
	N	%	N	%	N	%
Grupos de edad (años)						
18-29	273	23,8	208	34,8	481	27,5
30-39	355	30,9	193	32,3	548	31,4
40-49	308	26,8	139	23,3	447	25,6
50-65	213	18,5	57	9,5	270	15,5
Total	1.149	100,0	597	100,0	1.746	100,0
Educación						
Universitaria	149	13,0	84	14,1	233	13,3
Secundaria	198	17,2	107	17,9	305	17,5
Primaria	526	45,8	272	45,6	798	45,7
Ninguna	276	24,0	134	22,4	410	23,5
Total	1.149	100,0	597	100,0	1.746	100,0
Ocupación*						
I	65	5,7	19	3,2	84	4,8
II	79	6,9	58	9,7	137	7,8
III	191	16,6	102	17,1	293	16,8
IVa	401	34,9	95	15,9	496	28,4
IVb	293	25,5	211	35,3	504	28,9
V	120	10,4	112	18,8	232	13,3
Total	1.149	100,0	597	100,0	1.746	100,0

*I. Directivos de la Administración pública o de empresas con más 10 asalariados y profesionales. II. Directivos de empresas con menos de 10 asalariados-técnicos superiores. III. Empleados de tipo administrativo-por cuenta propia-supervisores; IVa. Trabajadores manuales cualificados; IVb. Trabajadores manuales semicualificados. V. Trabajadores manuales no cualificados.

ra poblacional. Por otra parte, la validez interna no se ve limitada, ya que el principal objetivo del estudio

ha sido probar la consistencia interna más que establecer inferencias poblacionales.

TABLA 2. Asociación entre las categorías de los indicadores nivel educativo y ocupación medida como coeficiente de interacción en varones ocupados (n = 1.149)

Educación	Ocupación					
	I	II	III	IVa	IVb	V
Universitaria						
N	52	45	35	5	8	4
Coeficiente de interacción	2,5 ^b	1,58 ^b	0,26	-1,86 ^b	-1,37 ^b	-1,11 ^b
Secundaria						
N	6	15	70	43	53	11
Coeficiente de interacción	-0,08	0,07	0,53 ^b	-0,12	0,11	-051 ^a
Primaria						
N	6	15	68	239	144	54
Coeficiente de interacción	-0,79 ^a	-0,64 ^b	-0,21	0,88 ^b	0,40 ^b	0,36 ^a
Ninguna						
N	1	4	18	114	88	51
Coeficiente de interacción	-1,63 ^a	-1,01 ^b	-0,58 ^b	1,10 ^b	0,86 ^b	1,26 ^b

Coeficiente de interacción entre categorías de educación y ocupación:

^ap < 0,05. ^bp < 0,01.

I. Directivos de la Administración pública o de empresas con más 10 asalariados y profesionales. II. Directivos de empresas con menos de 10 asalariados-técnicos superiores. III. Empleados de tipo administrativo-por cuenta propia-supervisores. IVa. Trabajadores manuales cualificados. IVb. Trabajadores manuales semicualificados. V. Trabajadores manuales no cualificados.

Comparativamente con otras investigaciones, el presente trabajo obtiene un coeficiente de correlación de Spearman (r) moderado y similar al descrito por Abramson entre la ocupación según el British Register General y años de estudios acabados (r = 0,57, p < 0,001). Por sexos, el coeficiente de Spearman obtenido en nuestro estudio es inferior al descrito por Abramson (0,67 y 0,66 para varones y mujeres, respectivamente)³¹. Otro estudio español con datos de población general de 1986, siguiendo la propuesta de clase social de Domingo y Marcos³² –adaptación española de la del British Register General y referencia principal de la propuesta SEE– obtiene la misma correlación en función de la ocupación del sujeto, o en su defecto la del cabeza de familia, según la Clasificación Nacional de Ocupaciones de 1979. Frente a la r de Spearman, la técnica del análisis log-lineal presenta ventajas para las medidas ordinales, ya que permite establecer y cuantificar las asociaciones atendiendo a las categorías utilizadas.

Nuestros resultados son consistentes con los de Alonso et al²¹, que incluyen población general activa e inactiva y un mismo enfoque neoweberiano de asignación de la clase social^{4,14}.

En resumen, los indicadores más utilizados para medir diferencias sociales en salud son: la ocupación –según clasificación propia o la británica–, años o nivel de estudios, ingresos e índices compuestos o ecológicos. Mientras la ocupación es utilizada preferentemente en el Reino Unido y los países escandinavos, en Estados Unidos lo son la educación y los ingresos. Desde el punto de vista de la salud, la educación se asocia a ésta con mayor fuerza que otros indicadores sociales y presenta un buen valor predictivo para cierta variedad de patologías. Su influencia se asume que es a través de la capacitación en aptitudes, habilidades y conocimientos de promoción de salud y de prevención de enfermedad. En el extremo opuesto se encuentran autores críticos que consideran que la educación minimiza las estimaciones en las desigualdades por su inamovilidad en adultos³³, por presentar un efecto generacional con tendencia a mejorar paulatinamente la formación recibida³⁴ o por ser un insuficiente identificador de la clase social³³. Sin embargo, la educación es

TABLA 3. Asociación entre las categorías de los indicadores nivel educativo y ocupación medida como coeficiente de interacción en mujeres ocupadas (n = 597)

Educación	Ocupación					
	I	II	III	IVa	IVb	V
Universitaria						
N	18	41	18	0	7	0
Coeficiente de interacción	2,99 ^b	2,09 ^b	0,46	-2,27 ^a	-1,00 ^a	-2,27 ^a
Secundaria						
N	1	9	56	10	28	3
Coeficiente de interacción	-0,10	0,04	1,00 ^b	0,20	-0,24	-0,90
Primaria						
N	0	6	21	72	107	66
Coeficiente de interacción	-1,82	-0,97 ^a	-0,59 ^a	1,50 ^b	0,46	1,42 ^b
Ninguna						
N	0	2	7	13	69	43
Coeficiente de interacción	-1,07	-1,16 ^a	-0,88 ^a	0,58	0,78 ^b	1,75 ^b

Coeficiente de interacción entre entre categorías de educación y ocupación:

^ap < 0,05. ^bp < 0,01.

- I. Directivos de la Administración pública o de empresas con más 10 asalariados y profesionales. II. Directivos de empresas con menos de 10 asalariados-técnicos superiores. III. Empleados administrativos-por cuenta propia-supervisores. IVa. Trabajadores manuales cualificados. IVb. Trabajadores manuales semicualificados. V. Trabajadores manuales no cualificados.

fácil de recordar, de obtener y de codificar en la población general. Es también cuantificable y sus etapas –primaria, secundaria y universitaria– prácticamente universales³⁴. Además, el nivel de estudios es el componente principal de la ocupación, al considerarse la cualificación académica como el factor más determinante en el mercado de trabajo. Sería de sumo interés observar la distribución de los resultados utilizando otras escalas de clase social como la propuesta por Wright¹³. En España, las limitaciones legales al acceso a los datos censales impiden conocer ocupación e ingresos pero no los estudios finalizados. El uso de datos de ocupación e ingresos presenta problemas de exhaustividad y de exactitud asociados con el derecho a la intimidad y a una legislación restrictiva que limita la investigación en salud^{35,36}. Estas dificultades incrementan los costes de obtención de información sobre ocupación e ingresos en los estudios de salud comunitaria, perjudicando a los centros/territorios con menos recursos.

Finalmente, se debe promocionar ya la cumplimentación de los indicadores socioeconómicos en los registros clínicos (sobre todo en la historia clínica)^{19,37,38} y, a la vez, adecuar y habilitar las fuentes documentales ya existentes (padrón, censo) para analizar los datos de salud por el con-

junto de indicadores de clase social propuestos por la SEE⁴ y semFYC²³. También se necesita aumentar el desarrollo teórico y aplicado del concepto de clase social en epidemiología³⁹. La educación es un importante elemento en la definición poliaxial de clase social y puede ser un eje importante para analizar la actual estructuración social⁴⁰.

En caso de limitaciones en la recogida de información sobre ocupación, la educación es una alternativa de elección. Su utilización permite captar parte de la variación que presenta la ocupación al distribuirse en la población a un bajo coste, es decir, supone un eficiente recurso a utilizar.

Agradecimientos

Los autores desean agradecer a Ángeles Aragón, Domingo Pérez-Flores, Marisa Ballesta, Antonio García-Nieto y a los evaluadores del manuscrito, sus respectivas contribuciones al artículo.

Bibliografía

1. Marmot MG, Kogevinas M, Elston MA. Social economic status and disease. *Ann Rev Public Health* 1987; 8: 111-135.
2. Townsend P, Davidson N, Whitehead M. Inequalities in health: the Black Report and the health Divide. Londres: Penguin books, 1988.
3. Liberatos P, Link BG, Kelsey JL. The measurement of social class in epidemiology. *Epidemiol Rev* 1988; 10: 87-121.
4. Grupo de Trabajo de la Sociedad Española de Epidemiología. La medición de la clase social en ciencias de la salud. Barcelona: SG Editores, 1995; 29-40, 50-61 y 106-116.
5. Marmot M, Bobak M, Davey-Shmith G. Explanations for social inequalities in health. En: Amick BC, Levine S, Tarlov AR, Chapman D, editores. Society and health. Oxford: Oxford University Press, 1995.
6. Marmot M, Ryff CD, Bumpass LL, Shiple M, Marks NF. Social inequalities in health: next questions and converging evidence. *Soc Sci Med* 1997; 44: 901-910.
7. Regidor E, Gutiérrez-Fisac JL, Rodríguez C. Diferencias y desigualdades en salud en España. Madrid: Díaz de Santos, 1994; 5-246.
8. Feinstein JS. The relationship between socioeconomic status and health, a review of the literature. *Milbank Quaterly* 1993; 7: 279-322.
9. Abramson JH, Gofin R, Habid J, Pridan H, Gofin J. Indicators of social class. A comparative appraisal of measures for use in epidemiological studies. *Soc Sci Med* 1982; 6: 739-746.
10. Green LW. Manual for scoring socioeconomic status for research in health behavior. *Public Health Rep* 1970; 85: 815-827.
11. Kitagawa EM, Hauser PM. Differential mortality in the United States, a study in socioeconomic epidemiology. Cambridge: Harvard University Press, 1973.
12. Crompton R. Clase y estratificación. Una introducción a los debates actuales. Madrid: Técnicos, 1993.
13. Wright EO. Clases. Madrid: Siglo XXI de España Ed., 1994.
14. Goldthorpe JH, Hope K. The social grading of occupations: a new approach and scale. Oxford: Clarendon Press, 1974.
15. Goldthorpe JH, Llewellyn C, Payne C. Social mobility and class structure in modern Britain (2.ª ed.). Oxford: Clarendon Press, 1987.
16. Dale A, Gilbert GN, Arber S. Integrating women into class theory. *Sociology* 1985; 19: 384-408.
17. Robinson RV, Kelley J. Class as conceived by Marx and Dahrendorf, effects on income inequality and politics in the United States and Great Britain. *Am Sociolog Rev* 1979; 44: 38-58.
18. Regidor E, Gutiérrez-Fisac JL, Rodríguez C, De Mateo S, Alonso I. Las desigualdades sociales y la salud en España. En: Navarro C, Cabasés JM, Tormo MJ, editores. La salud y el sistema sanitario en España. Informe SESPAS. Barcelona: SG Editores, 1995; 19-43.
19. Benach J. Análisis bibliométrico de las desigualdades en salud en España (1980-1994). *Gac Sanit* 1995; 9: 251-264.
20. Regidor E, Gutiérrez-Fisac JL, Rodríguez C. Increased socioeconomic diffe-

- rences in mortality in eight Spanish provinces. *Soc Sci Med* 1995; 41: 801-807.
21. Alonso J, Pérez P, Sáez M, Murillo C. Validez de la ocupación como indicador de clase social, según la clasificación del British Registrar General. *Gac Sanit* 1997; 11: 205-213.
22. Borrell C. Las desigualdades sociales en salud. Revisión de la bibliografía. Barcelona: Instituto Municipal de la Salud-Ayuntamiento de Barcelona, 1998.
23. Grupo de trabajo de la SEE y grupo de clasificación de la semFYC. Una propuesta de medida de la clase social. *Aten Primaria* 2000; 25: 350-363.
24. Office of Official Publications European Communities. Basic statistics of the European Union, comparison with principal partners of the Union (32.^a ed.). Luxemburgo: OEC, 1995.
25. Tormo MJ, Navarro C, Chirlaque MD, Pérez-Flores D. Factores de riesgo cardiovascular en la Región de Murcia. *Rev Esp Salud Pública* 1997; 71: 515-530.
26. Tormo MJ, Moreno-Suescum I, Chirlaque MD, Navarro C. Validez de un cuestionario de actividad física reciente. *Gac Sanit* 1995; 9: 174-82.
27. United Nations Educational, Scientific and Cultural Organization. International Standard Classification of Education. París: UNESCO, 1976.
28. Real Decreto 917/1994, de 6 de mayo, por el que se aprueba la Clasificación Nacional de Ocupaciones 1994 (CON-94).
29. Knoke D, Burke PJ. Log-linear models. Newbury: Sage Pub. Cuantitative Applications in the Social Sciences n.º 20, 1980; 11-42.
30. General log-linear analysis. En: Morusis MJ, editor. Advanced statisticsTM 6.1. Chicago: SPSS Inc, 1994; 171-207.
31. Winkleby MA, Jatulis DE, Frank E, Fortmann SP. Socioeconomic status and health: how education, income, and occupation contribute to risk factors for cardiovascular disease. *Am J Public Health* 1992; 82: 816-820.
32. Domingo A, Marcos J. Propuesta de un indicador de clase social basado en la ocupación. *Gac Sanit* 1989; 10: 320-326.
33. Krieger N, Fee E. Social class: the missing link in US health data. *Int J Hlth Serv* 1994; 25-44.
34. Hart N. The social and economic and human health. En: Holland WW, Detels R, Knox G, editores. Oxford textbook of public health. Vol 1. Influences of public health. Oxford: Oxford Medical Publication, 1991; 151-180.
35. Lyngé E. New draft on European directive on confidential data. At last, a step forward for epidemiological research [editorial]. *BMJ* 1995; 310: 1024.
36. Doce de 23 de noviembre de 1995. Directiva n.º 95/46/c relativa a la protección de las personas físicas en lo que respecta al tratamiento de datos personales y a la libre circulación de estos datos.
37. Navarro V, Benach J. Informe de la comisión científica de estudios de las desigualdades sociales en salud en España. *Rev Esp Salud Pública* 1996; 70: 505-636.
38. Smeeth L, Heath I. Tackling health inequalities in primary care [editorial]. *BMJ* 1999; 318: 1020-1021.
39. Delzell E. Beyond social class [editorial]. *Epidemiology* 1996; 7: 1-3.
40. Caínzos MA. Razones y recetas para construir un esquema de clases. *Reis* 1996; 75: 109-143.