

Indicadores socioeconómicos de área pequeña en el estudio de las desigualdades en salud

María Felicitas Domínguez-Berjón^a / Carme Borrell^b / Vicente Pastor^c

^aServicio de Salud Pública del Área 2. Instituto de Salud Pública. Comunidad de Madrid.

^bAgencia de Salud Pública de Barcelona. Barcelona.

^cDepartamento de Medicina Preventiva y Salud Pública. Universidad Autónoma de Madrid. Madrid. España.

Correspondencia: María Felicitas Domínguez Berjón. Servicio de Salud Pública Área 2. Comunidad de Madrid. Avda. Constitución, s/n. 28820 Coslada (Madrid). España.
Correo electrónico: felicitas.dominguez@madrid.org

Recibido: 31 de julio de 2003.
Aceptado: 6 de octubre de 2003.

(Small area-based socio-economic indicators in the study of inequalities in health)

Resumen

Objetivo: Valorar si dos indicadores socioeconómicos (uno simple y otro compuesto) elaborados en el ámbito de sección censal permiten detectar desigualdades sociales en salud.

Métodos: De la Encuesta de Salud de Barcelona de 1992 (ESB92) se han considerado el estado de salud percibido, la presencia de trastornos crónicos, el consumo de tabaco y la realización de una citología cervical preventiva, así como el nivel de estudios y la clase social. A partir del censo de 1991, como indicadores socioeconómicos de área se han calculado el porcentaje de desempleo y un índice de privación en las secciones censales. Se analiza la asociación entre las medidas socioeconómicas de área e individuales y la asociación de ambas con las variables de salud.

Resultados: Existe una clara asociación positiva entre las medidas socioeconómicas de área pequeña y las individuales y, en general, con ambas se han observado similares efectos en diversos aspectos relacionados con la salud, tanto en varones como en mujeres. Con la mayoría de las variables analizadas, las diferencias son superiores con el índice de privación que con el desempleo. Así, en los varones la *odds ratio* ajustada por edad (ORa) de tener un estado de salud regular, malo o muy malo es de 2,0 (intervalo de confianza [IC] del 95%, 1,4-2,9) en el cuartil más desfavorable de desempleo; en relación con el menos desfavorable y con el índice de privación, la ORa es de 2,7 (IC del 95%, 1,9-3,9), y en las mujeres las ORa son, respectivamente, de 1,8 (IC del 95%, 1,4-2,4) y 2,4 (IC del 95%, 1,8-3,2).

Conclusiones: La clasificación por la situación socioeconómica del área de residencia, como la que permite el censo español, se puede aplicar a todos los miembros de una población y es útil para detectar las desigualdades sociales en salud.

Palabras clave: Desigualdades sociales en salud. Factores socioeconómicos. Áreas pequeñas. Geocodificación. Censo.

Abstract

Objective: To assess whether 2 area-level socioeconomic indicators (one single and the other composite) are able to detect social inequalities in health.

Methods: We used the Health Interview Survey of Barcelona, 1992. Perceived health status, the presence of chronic conditions, smoking, pap test, educational level and social class were analyzed. As area-level indicators, the percentage of unemployment and a deprivation index at census tract level were obtained from the 1991 census. The associations between area-based socioeconomic indicators and individual-level socioeconomic position, as well as the associations among both types of socioeconomic indicator and health, were analyzed.

Results: A clear positive association was found between small area-based socioeconomic indicators and individual-level indicators. Similar effects were observed for different health outcomes among men as well as among women. For most of the outcomes analyzed, the differences were greater with the deprivation index than with unemployment. Thus, in men the age-adjusted odds ratio (ORa) of average, poor or very poor perceived health status was 2.0 (95% CI, 1.4-2.9) in the most disadvantaged unemployment quartile in relation to the least disadvantaged quartile while with the deprivation index the ORa was 2.7 (95% CI, 1.9-3.9). For women these ORa were 1.8 (95% CI, 1.4-2.4) and 2.4 (95% CI, 1.8-3.2), respectively.

Conclusions: Area-based socioeconomic indicators, such as those available through the Spanish census, can be applied in all members of a population and are useful for detecting social inequalities in health.

Key words: Social inequalities in health. Socioeconomic factors. Small areas. Geocoding. Census.

Introducción

La valoración de diferentes medidas socioeconómicas presentes en las estadísticas rutinarias es fundamental en el ámbito de la salud pública para poder realizar un seguimiento de las desigualdades sociales en salud y, de esta manera, poder dirigir intervenciones y recursos a las áreas y grupos con mayor necesidad.

La utilización de los datos socioeconómicos individuales a veces plantea dificultades por su ausencia en la mayoría de las fuentes de información sobre salud¹⁻³ o porque no son fácilmente aplicables a toda la población, como ocurre, por ejemplo, con las medidas basadas en la ocupación, que pueden plantear problemas en su aplicación a los desempleados, las amas de casa que no trabajan fuera del hogar, los niños y jubilados, o los trabajadores de sectores informales o ilegales de la economía⁴.

Para el estudio de las desigualdades sociales en salud, en algunos países, ante la ausencia de datos socioeconómicos individuales, se han utilizado indicadores de áreas pequeñas, obtenidos a partir de fuentes de información habituales, y se ha analizado su asociación con las variables de salud medidas individualmente. En Estados Unidos se ha utilizado sobre todo la renta media de las áreas⁵⁻⁷, y en el Reino Unido se han empleado principalmente los índices de privación elaborados a partir de datos censales^{8,9}. También en estos países están proliferando cada vez más los estudios que consideran las características socioeconómicas de área, conjuntamente con las individuales, basados en la evidencia de que el nivel socioeconómico del área ejerce una influencia en la salud que es independiente de las características individuales^{10,11}.

Este estudio valora si 2 indicadores socioeconómicos (uno simple y otro compuesto), elaborados en el ámbito de sección censal, permiten detectar las desigualdades sociales en salud. Como ejemplo de indicador simple se ha elegido el desempleo, y como indicador compuesto se ha elaborado un índice de privación a partir de diversos datos socioeconómicos del censo. Como aspectos de la salud se han considerado algunos de los contenidos de una encuesta de salud realizada en la ciudad de Barcelona, de la cual se han considerado además las variables socioeconómicas, como el nivel de estudios y la clase social.

Métodos

Diseño, población de estudio y fuentes de información

Este estudio se llevó a cabo con un diseño transversal. De la población no institucionalizada residente

en la ciudad de Barcelona, se analizó la muestra constituida por 4.171 personas de más de 14 años, 1.943 varones y 2.228 mujeres, que contestaron por sí mismas al cuestionario de la Encuesta de Salud de Barcelona de 1992 (ESB92). La unidad de la muestra del estudio fue el individuo, y se realizó un muestreo en 5 estratos obtenidos a partir de 17 variables sociodemográficas de cada una de las secciones censales del padrón municipal de habitantes de la ciudad de Barcelona del año 1986. Los efectivos de la muestra se extrajeron por rutas aleatorias, introduciendo correcciones mediante cuotas de edad y sexo; hubo un 9% de negativas a responder, que se compensó con nuevas entrevistas. La recogida de los datos se llevó a cabo entre febrero de 1992 y enero de 1993 por medio de un equipo de encuestadores no sanitarios¹².

Para la obtención de indicadores en el ámbito de sección censal se utilizó el censo de 1991¹³.

Variables

De la ESB92 se consideraron las variables de estado de salud (percibido y presencia de trastornos crónicos), de comportamientos relacionados con la salud (consumo de tabaco) y de utilización de servicios sanitarios (realización de una citología cervical preventiva). El estado de salud percibido se obtuvo de la pregunta «En general, ¿cómo diría usted que es su estado de salud?», y las opciones de respuesta eran: muy buena, buena, regular, mala y muy mala. Se consideró que una persona tenía trastornos crónicos cuando declaraba, al menos, 1 de los 21 trastornos crónicos de un listado de la encuesta. En relación con el consumo de tabaco, se consideró no fumador al individuo que había declarado no fumar o fumaba menos de un cigarrillo al día, fumador habitual al que fumaba uno o más de un cigarrillo al día, y ex fumador al que había fumado uno o más de un cigarrillo al día durante alguna época de su vida. Se preguntó sobre la realización de una citología cervical de carácter preventivo a las mujeres mayores de 29 años de edad, y las respuestas se clasificaron en 3 categorías, en función del tiempo transcurrido desde la última citología cervical: nunca, menos de 3 años y ≥ 3 años.

También se consideraron las variables socioeconómicas a partir de la ESB92, como el máximo nivel de estudios alcanzado y la clase social. El nivel de estudios se agrupó en las siguientes categorías: a) alfabeto, sin estudios y estudios primarios incompletos (no sabe leer ni escribir, lee y escribe pero sin estudios y primarios incompletos); b) estudios primarios (EGB o similar); c) estudios secundarios (formación profesional, bachillerato/BUP y COU o similares), y d) estudios superiores (universitarios de grado medio y superior). La clase social se ha calculado a partir de una adaptación

española de la Clasificación Británica¹⁴, y se consideró la ocupación (actual o anterior) de la persona entrevistada o, si no trabajaba, la ocupación (actual o anterior) de la persona principal del hogar (la que considerara el entrevistado). La clase I incluye directivos, técnicos superiores y profesionales liberales; la clase II, ocupaciones intermedias y directivos del comercio; la clase III, trabajadores no manuales cualificados; la clase IV, trabajadores manuales cualificados (IVa) o semicualificados (IVb), y la clase V, trabajadores manuales no cualificados. En el análisis, las clases se han agrupado en I-II, III y IV-V.

A partir del censo de población de 1991¹³, se calcularon diversos indicadores socioeconómicos para las 1.812 secciones censales de la ciudad de Barcelona. En el censo de 1991 la población de Barcelona fue de 1.643.542 habitantes; el mínimo de población en una sección censal fue de 253 habitantes y el máximo, de 7.396, con una mediana de 815. Los indicadores elaborados fueron: a) desempleo, como el porcentaje de personas sin empleo con respecto al total de población activa; b) instrucción insuficiente, como el porcentaje de analfabetos y personas sin estudios con respecto a las personas para las que se recoge el nivel de instrucción alcanzado (personas de 10 años de edad o más), y c) trabajadores manuales, como el porcentaje de éstos con respecto al total de personas que han trabajado alguna vez. Estos 3 indicadores estaban muy correlacionados, y mediante el análisis de componentes principales¹⁵ se elaboró un índice de privación. Este índice explicaba el 84,2% de la varianza de los indicadores, y el peso de cada variable en el índice (factor de puntuación) fue de 0,35 para el desempleo, de 0,37 para la instrucción insuficiente y de 0,37 para los trabajadores manuales.

Análisis

Para el análisis se incluyó una ponderación que tuviera en cuenta el diseño muestral complejo¹⁶.

Se consideraron los valores de los indicadores socioeconómicos en las secciones censales de residencia de las personas entrevistadas en la ESB92. En este artículo sólo se hará referencia a uno de los indicadores socioeconómicos simples, concretamente al desempleo, y al índice de privación. Estos indicadores se categorizaron en cuartiles (de 1, menos desfavorable, a 4, más desfavorable).

Para analizar la relación entre las medidas socioeconómicas de sección censal e individuales se realizaron análisis bivariados entre ambos tipos y se estudió la significación estadística con el test de la χ^2 de tendencia lineal de Mantel-Haenszel¹⁷.

Finalmente, se analizó la asociación de las variables de salud con las medidas socioeconómicas, tanto

las individuales como las de sección censal. Se han ajustado modelos de regresión logística¹⁸, donde las variables dependientes han sido las variables de salud y las independientes, cada una de las medidas socioeconómicas (separadamente) y la edad (que ha sido considerada como variable de confusión). El nivel socioeconómico se ha tratado como una variable categórica y siempre se ha considerado como categoría de referencia la situación menos desfavorable, es decir, los estudios superiores, las clases sociales I-II y los cuartiles menos desfavorables de los indicadores socioeconómicos de área. Los modelos se han estimado separadamente para los dos sexos.

Todos los análisis estadísticos se realizaron mediante el programa SPSS versión 8.0.

Resultados

Las distribuciones en clase social y nivel de estudios son diferentes en los varones que en las mujeres, de manera que en éstas son más frecuentes los estudios primarios incompletos y el analfabetismo que en los varones, y en éstos son más frecuentes los estudios superiores y la pertenencia a la clase social I (tabla 1). Al analizar la relación de estas variables socioeco-

Tabla 1. Descripción de variables socioeconómicas y edad. Varones y mujeres mayores de 14 años (Encuesta de Salud de Barcelona 1992)

	Varones		Mujeres		Total	
	n	%	n	%	n	%
<i>Total</i>	1.943	100	2.228	100	4.171	100
<i>Edad</i>						
15-24	372	19,2	378	17,0	751	18,0
25-44	656	33,8	670	30,1	1.326	31,8
45-64	555	28,6	701	31,5	1.256	30,1
≥ 65	359	18,5	479	21,5	839	20,1
<i>Clase social</i>						
Clase I	257	13,2	167	7,5	424	10,2
Clase II	274	14,1	318	14,3	592	14,2
Clase III	457	23,5	506	22,7	963	23,1
Clase IVa	522	26,9	649	29,1	1.171	28,1
Clase IVb	205	10,6	199	8,9	404	9,7
Clase V	64	3,3	189	8,5	253	6,1
No consta	164	8,4	200	9,0	363	8,7
<i>Nivel de estudios</i>						
Superiores	418	21,5	317	14,2	735	17,6
Secundarios	697	35,9	635	28,5	1.332	31,9
Primarios	488	25,1	592	26,6	1.080	25,9
Primarios incompletos	261	13,5	500	22,4	761	18,3
Analfabetos	73	3,8	183	8,2	256	6,1
No consta	5	0,3	1	0,0	6	0,1

Tabla 2. Distribución de la población según el nivel de estudios y los cuartiles de desempleo y el índice de privación (1, menos desfavorable, a 4, más desfavorable) existentes en la sección censal de residencia (censo 1991). Varones y mujeres mayores de 14 años (Encuesta de Salud de Barcelona 1992)

	Estudios superiores		Estudios secundarios		Estudios primarios		Estudios primarios incompletos/ analfabetos	
	n	%	n	%	n	%	n	%
<i>Varones</i>								
Desempleo								
1	182	37,1	193	39,3	73	15,0	42	8,6
2	109	23,2	190	40,6	99	21,1	71	15,1
3	93	18,2	169	33,1	156	30,7	92	18,1
4	35	7,5	145	31,0	159	33,9	129	27,6
		p < 0,001		p < 0,001		p < 0,001		p < 0,001
Índice de privación								
1	197	42,1	184	39,2	64	13,7	24	5,1
2	117	23,3	194	38,5	117	23,1	76	15,1
3	75	15,5	176	36,4	136	28,0	97	20,0
4	29	6,0	143	29,7	171	35,7	137	28,6
		p < 0,001		p < 0,001		p < 0,001		p < 0,001
<i>Mujeres</i>								
Desempleo								
1	157	26,6	189	32,0	142	24,0	103	17,4
2	69	12,2	187	33,2	143	25,4	164	29,1
3	53	10,4	127	24,8	141	27,6	191	37,3
4	38	6,8	133	23,5	166	29,5	226	40,1
		p < 0,001		p < 0,001		p = 0,025		p < 0,001
Índice de privación								
1	151	26,5	201	35,3	130	22,8	88	15,4
2	72	12,9	177	32,7	148	27,4	146	27,0
3	67	12,0	134	24,1	159	28,4	198	35,5
4	28	5,1	122	22,0	155	27,8	251	45,1
		p < 0,001		p < 0,001		p = 0,046		p < 0,001

p: valor p de la χ^2 de tendencia lineal de Mantel-Haenszel.

nómicas individuales con los indicadores socioeconómicos de área, se observa que en los cuartiles más desfavorables de desempleo y del índice de privación aumentan los porcentajes de personas con menor nivel de estudios (tabla 2), así como de clase social más desfavorecida (tabla 3). Esto se aprecia en mayor medida en las mujeres; así, en el cuartil más desfavorable de desempleo (cuartil 4) el porcentaje de mujeres con estudios primarios incompletos o analfabetismo es del 40,1%, mientras que en los varones es del 27,6%. También, tanto en los varones como en las mujeres, se observa que cuando el cuartil de desempleo o del índice de privación es menos desfavorable, el porcentaje de personas con estudios superiores o de las clases I-II es mayor, lo que es más evidente en los varones, ya que en el cuartil menos desfavorable de desempleo (cuartil 1) el porcentaje con estudios superiores es del 37,1% y el de las clases I-II es del 48,1%, mientras que en las mujeres estos porcentajes son del 26,6 y el 38,4%,

respectivamente. Con el índice de privación los resultados son similares a los obtenidos con el desempleo.

En la tabla 4 se describe la distribución de las variables de salud en la muestra analizada: el estado de salud percibido como bueno es el mayoritario (un 62,8% en varones y un 56,9% en mujeres), y el 44,9% presenta algún trastorno crónico. Se considera fumadores al 43,8% de los varones y el 23,3% de las mujeres. El 30,4% de las mujeres de más de 29 años refirió no haberse realizado nunca una citología cervical de carácter preventivo.

Al estudiar la asociación de las variables de salud con las socioeconómicas en los varones (tabla 5), se observa que cuanto menor es el nivel de estudios o la clase social más desfavorecida, mayor es la probabilidad de tener un estado de salud percibido como regular, malo o muy malo, de presentar trastornos crónicos y ser fumador. Con los indicadores socioeconómicos de área se observan también diferencias socioeconómicas

Tabla 3. Distribución de la población según la clase social y los cuartiles de desempleo y el índice de privación (1, menos desfavorable, a 4, más desfavorable) existentes en la sección censal de residencia (censo de 1991). Varones y mujeres mayores de 14 años (Encuesta de Salud de Barcelona 1992)

	Clases I-II		Clase III		Clases IV-V	
	n	%	n	%	n	%
<i>Varones</i>						
<i>Desempleo</i>						
1	215	48,1	120	26,7	115	26,1
2	132	29,6	142	31,9	169	37,6
3	127	27,2	120	25,7	208	47,1
4	57	13,5	76	18,2	299	67,0
	p < 0,001		p < 0,001		p < 0,001	
<i>Índice de privación</i>						
1	228	52,7	121	27,9	84	19,4
2	149	31,4	144	30,2	182	38,4
3	100	22,9	119	27,2	218	49,9
4	53	12,3	74	17,1	307	70,7
	p < 0,001		p < 0,001		p < 0,001	
<i>Mujeres</i>						
<i>Desempleo</i>						
1	207	38,4	157	29,2	174	32,3
2	125	24,5	139	27,2	247	48,3
3	89	18,9	110	23,4	270	57,7
4	64	12,6	100	19,6	345	67,8
	p < 0,001		p < 0,001		p < 0,001	
<i>Índice de privación</i>						
1	216	41,8	151	29,1	151	29,1
2	126	25,4	140	28,3	230	46,3
3	89	17,5	130	25,7	288	56,8
4	54	10,6	85	16,7	368	72,7
	p < 0,001		p < 0,001		p < 0,001	

p: valor p de la χ^2 de tendencia lineal de Mantel-Haenszel.

en el mismo sentido: de magnitud similar en el estado de salud percibido, algo inferiores (sin significación estadística) en los trastornos crónicos, y con una tendencia algo mayor en el consumo de tabaco. Los resultados son similares respecto al desempleo y el índice de privación, si bien en el estado de salud se observan mayores diferencias con respecto al índice de privación; así, la *odds ratio* ajustada (ORa) por edad de tener un estado de salud regular, malo o muy malo es de 2,0 (intervalo de confianza [IC] del 95%, 1,4-2,9) en el cuartil más desfavorable de desempleo en relación con el cuartil menos desfavorable, y con el índice de privación esta ORa es de 2,7 (IC del 95%, 1,9-3,9).

En las mujeres (tabla 6), cuanto menor es el nivel de estudios o más desfavorecida la clase social, mayor es la probabilidad de tener un estado de salud percibido como regular, malo o muy malo, de presentar trastornos crónicos, así como de no haberse realizado nunca una citología cervical de carácter preventivo, mientras que el consumo regular de tabaco es mayor en las mu-

Tabla 4. Descripción de variables relacionadas con la salud. Varones y mujeres mayores de 14 años (Encuesta de Salud de Barcelona 1992)

	Varones		Mujeres		Total	
	n	%	n	%	n	%
<i>Estado de salud</i>						
Muy bueno	362	18,6	358	16,1	720	17,3
Bueno	1.220	62,8	1.269	56,9	2.489	59,7
Regular	295	15,2	505	22,7	801	19,2
Malo	45	2,3	77	3,4	121	2,9
Muy malo	14	0,7	15	0,7	30	0,7
No consta	5	0,3	4	0,2	10	0,2
<i>Trastornos crónicos</i>						
No	1.311	67,5	980	44,0	2.291	54,9
Sí	628	32,3	1.246	55,9	1.874	44,9
No consta	3	0,2	3	0,1	6	0,1
<i>Consumo de tabaco</i>						
No fumador/a	664	34,2	1.576	70,7	2.240	53,7
Ex fumador/a	428	22,0	133	5,9	560	13,4
Fumador/a actual	851	43,8	519	23,3	1.370	32,8
No consta	—	—	1	0,0	1	0,0
<i>Última citología cervical*</i>						
Menos de 3 años			822	30,4	822	30,4
3 o más años			298	17,8	298	17,8
Nunca			511	30,4	511	30,4
No consta			46	2,7	46	2,7

*Para mujeres de más de 29 años de edad.

eres con mayor nivel de estudios o de clases sociales menos desfavorecidas. Para el consumo regular de tabaco no se observan diferencias socioeconómicas significativas según el desempleo o el índice de privación, mientras que para la no realización de citología cervical preventiva las diferencias fueron incluso ligeramente superiores con los indicadores de área. En el estado de salud percibido y los trastornos crónicos se observaron diferencias en el mismo sentido que las observadas con las medidas socioeconómicas individuales, aunque algo inferiores. Al comparar las diferencias según el desempleo y el índice de privación, se observa que éstas son mayores al utilizar el índice, de manera que, con el desempleo, la ORa de tener un estado de salud regular, malo o muy malo es de 1,8 (IC del 95%, 1,4-2,4) en el cuartil más desfavorable en relación con las del cuartil menos desfavorable, para la presencia de trastornos crónicos la ORa es de 1,5 (IC del 95%, 1,2-2,0) y para la no realización de citología cervical preventiva la ORa es de 1,9 (IC del 95%, 1,4-2,7); cuando se considera el índice de privación, las ORa son de 2,4 (IC del 95%, 1,8-3,2) para el estado de salud regular, malo o muy malo, de 1,5 (IC del 95%, 1,1-1,9) para la presencia de trastornos crónicos y de 2,7 (IC del 95%, 1,9-3,8) para la no realización de una citología cervical preventiva.

Tabla 5. Asociación de diversas variables relacionadas con la salud y las medidas socioeconómicas individuales (nivel de estudios y clase social) y de área (cuartiles de desempleo y de índice de privación –de 1, menos desfavorable, a 4, más desfavorable– existentes en la sección censal de residencia). Varones mayores de 14 años (Encuesta de Salud de Barcelona 1992 y censo 1991)

	Estado de salud percibido regular, malo o muy malo			Presencia de trastornos crónicos			Consumo regular de tabaco		
	n	%	ORa (IC del 95%)	n	%	ORa (IC del 95%)	n	%	ORa (IC del 95%)
<i>Nivel de estudios</i>									
Superiores	41	9,9	1	93	22,2	1	172	41,1	1
Secundarios	73	10,4	1,3 (0,8-1,9)	155	22,3	1,4 (1,0-1,9)	319	45,7	1,1 (0,9-1,4)
Primarios	124	25,6	2,9 (2,0-4,3)	177	36,4	1,8 (1,3-2,5)	226	46,3	1,3 (1,0-1,7)
Primarios incompletos/analfabetos	114	34,2	2,7 (1,8-4,1)	203	60,8	2,4 (1,7-3,4)	131	39,1	1,3 (1,0-1,8)
<i>Clase social</i>									
I y II	74	14,1	1	150	28,3	1	210	39,6	1
III	50	11,1	0,8 (0,5-1,2)	126	27,6	1,0 (0,8-1,4)	194	42,3	1,1 (0,9-1,4)
IV y V	183	23,2	1,9 (1,4-2,5)	284	36,0	1,5 (1,1-1,9)	386	48,8	1,5 (1,2-1,9)
<i>Desempleo</i>									
1	66	13,5	1	152	31,0	1	185	37,7	1
2	77	16,5	1,2 (0,8-1,7)	155	33,1	1,1 (0,8-1,5)	203	43,3	1,3 (1,0-1,7)
3	99	18,8	1,5 (1,1-2,2)	172	32,1	1,1 (0,8-1,4)	229	45,0	1,4 (1,1-1,8)
4	108	23,4	2,0 (1,4-2,9)	148	33,6	1,2 (0,9-1,6)	233	49,4	1,6 (1,3-2,1)
<i>Índice de privación</i>									
1	54	11,5	1	137	29,2	1	180	38,3	1
2	94	18,6	1,6 (1,1-2,3)	165	32,8	1,0 (0,7-1,3)	203	40,3	1,2 (0,9-1,5)
3	84	17,4	1,6 (1,1-2,4)	161	33,2	1,2 (0,9-1,6)	220	45,3	1,4 (1,1-1,8)
4	123	25,5	2,7 (1,9-3,9)	165	34,3	1,2 (0,9-1,7)	247	51,1	1,7 (1,3-2,3)

ORa: *odds ratio* ajustada por edad; IC: intervalo de confianza.

Según se consideren las medidas socioeconómicas individuales o de área, las diferencias socioeconómicas en el estado de salud percibido son mayores en un sexo o en otro; así, al considerar las medidas individuales, las diferencias son mayores en las mujeres, y con los indicadores de área son mayores en los varones.

Discusión

A pesar de la importancia del seguimiento de las desigualdades sociales en salud y de que existen limitaciones para la utilización de datos socioeconómicos individuales, desconocemos la existencia de estudios previos realizados en España en los que se haya llevado a cabo una valoración del uso de indicadores socioeconómicos de área pequeña para la detección de desigualdades sociales en salud con datos individuales, a diferencia de otros países donde se está profundizando en este tema¹⁹⁻²¹. Los resultados de este estudio indican que, al menos en el contexto de una encuesta de salud de una población urbana, los indicadores socioeconómicos elaborados a partir de datos censales y en el ámbito de sección censal permiten detectar las desigualdades sociales en salud. Existe una

clara asociación positiva entre las medidas socioeconómicas de área pequeña y las individuales, y con ambas se han observado similares efectos en diversos aspectos relacionados con la salud, tanto en varones como en mujeres (con las excepciones del consumo de tabaco en mujeres, que no ha mostrado diferencias según los indicadores de área, y los trastornos crónicos en varones, que carecen de significación estadística).

Para caracterizar de forma socioeconómica un área, se han utilizado diversos indicadores, tanto simples como compuestos, y existe una disyuntiva sobre cuál de estos tipos es mejor para el estudio de las desigualdades. Hay autores que defienden el uso de indicadores simples, ya que consideran que en los índices la transformación y la combinación de las variables puede alterar lo que representan originalmente²²; mientras que otros autores consideran que los índices ofrecen ventajas, como permitir la consideración de más aspectos de la privación y, además, la posibilidad de que sean menos inestables que un indicador único²³. En el presente estudio se han utilizado ambos tipos, con resultados bastante similares, si bien con el índice de privación tienden a detectarse mayores diferencias que con el desempleo. Esto coincide con los resultados observados en otros ámbitos^{19,20}.

Tabla 6. Asociación de diversas variables relacionadas con la salud y medidas socioeconómicas individuales (nivel de estudios y clase social) y de área (cuartiles de desempleo y de índice de privación –de 1, menos desfavorable, a 4, más desfavorable– existentes en la sección censal de residencia). Mujeres mayores de 14 años (Encuesta de Salud de Barcelona 1992 y censo de 1991)

	Estado de salud percibido regular, malo o muy malo			Presencia de trastornos crónicos			Consumo regular de tabaco			Nunca se ha realizado una citología cervical preventiva		
	n	%	ORa (IC del 95%)	n	%	ORa (IC del 95%)	n	%	ORa (IC del 95%)	n	%	ORa (IC del 95%)
<i>Nivel de estudios</i>												
Superiores	27	8,6	1	114	35,9	1	123	38,8	1	28	14,3	1
Secundarios	96	15,2	2,1 (1,3-3,3)	244	38,5	1,3 (1,0-1,8)	233	36,7	0,8 (0,6-1,1)	54	16,8	1,1 (0,7-1,8)
Primarios	154	26,0	2,9 (1,9-4,5)	365	61,7	2,0 (1,5-2,7)	113	19,1	0,5 (0,4-0,7)	114	24,5	1,3 (0,8-2,1)
Primarios incompletos/ analfabetos	320	47,0	4,9 (3,1-7,6)	523	76,5	1,8 (1,3-2,5)	50	7,3	0,3 (0,2-0,5)	315	48,4	2,4 (1,5-3,8)
<i>Clase social</i>												
I y II	67	13,9	1	196	40,3	1	158	32,5	1	62	19,8	1
III	89	17,6	1,2 (0,9-1,8)	246	48,8	1,3 (1,0-1,8)	142	28,1	0,9 (0,7-1,2)	69	19,8	0,9 (0,6-1,4)
IV y V	360	34,8	2,5 (1,8-3,3)	662	63,8	1,8 (1,4-2,3)	195	18,8	0,7 (0,5-0,9)	309	38,5	1,8 (1,3-2,5)
<i>Desempleo</i>												
1	124	21,0	1	315	53,4	1	149	25,3	1	111	25,8	1
2	144	26,0	1,4 (1,1-1,9)	305	54,3	1,1 (0,8-1,4)	117	20,9	0,7 (0,5-1,0)	122	29,8	1,3 (1,0-1,9)
3	155	29,0	1,6 (1,2-2,2)	317	58,6	1,3 (1,0-1,7)	111	21,6	0,8 (0,6-1,1)	126	33,9	1,6 (1,2-2,3)
4	178	33,3	1,8 (1,4-2,4)	309	57,9	1,2 (0,9-1,6)	142	25,2	1,0 (0,8-1,4)	151	36,1	1,9 (1,4-2,7)
<i>Índice de privación</i>												
1	116	20,3	1	292	51,1	1	148	25,9	1	75	18,3	1
2	140	25,9	1,4 (1,1-1,9)	295	54,6	1,2 (0,9-1,5)	119	21,9	0,8 (0,6-1,1)	58	14,4	1,8 (1,3-2,6)
3	146	26,3	1,4 (1,0-1,9)	331	59,4	1,4 (1,0-1,8)	114	20,4	0,8 (0,6-1,1)	82	19,2	1,6 (1,2-2,3)
4	196	35,1	2,4 (1,8-3,2)	328	58,9	1,5 (1,1-1,9)	139	24,9	1,0 (0,7-1,3)	83	20,9	2,7 (1,9-3,8)

ORa: odds ratio ajustada por edad; IC: intervalo de confianza.

Los indicadores socioeconómicos de área tienen la ventaja de que la dirección de una persona es fácil de obtener, al contrario de lo que puede ocurrir con medidas individuales⁸. En general, el proceso para poder asignar a un individuo el nivel socioeconómico del área geográfica pequeña donde vive es el siguiente: a) identificar la dirección de residencia (tipo, nombre, número de la calle); b) determinar la unidad censal donde se localiza la dirección de residencia, para lo cual se suelen utilizar procesos de geocodificación automáticos, y c) caracterizar la unidad censal en función de las características socioeconómicas de los individuos que residen en ella. En el presente estudio la sección censal era ya una de las variables que constaba en cada encuesta. En el caso de estudios en los que sólo conste la dirección, la posibilidad de asignar a cada individuo el nivel socioeconómico del área de residencia dependerá básicamente de la facilidad con que se pueda hacer la geocodificación y de la proporción de direcciones que se pueda codificar adecuadamente.

La utilización del censo como fuente de información socioeconómica tiene como ventaja que proporciona el mismo tipo de información para todo el territorio español. Sin embargo, tiene algunas limitaciones: los datos

censales pueden no caracterizar de forma completa el contexto socioeconómico porque hay un infraregistro de población que corresponde principalmente a transeúntes sin residencia fija, inmigrantes extranjeros no censados y ciertos grupos marginales. Además, condicionado en parte por el carácter universal del censo, los datos se restringen a las principales características demográficas y a la información socioeconómica que se considera más relevante; aunque en este estudio se ha observado la utilidad de los datos socioeconómicos censales para el estudio de las desigualdades sociales en salud, hay que tener en cuenta que los indicadores socioeconómicos, al ser aproximaciones parciales a la realidad socioeconómica, deben ser revisados y actualizados periódicamente^{4,24,25}.

Limitaciones

En este estudio, los datos socioeconómicos del censo de 1991 se han asociado a la encuesta de salud de 1992. Aunque no había transcurrido mucho tiempo entre la recogida de unos datos y otros, no se puede descartar que se realizara una mala clasificación

si las características socioeconómicas de determinadas áreas hubieran variado. En general, se considera que los 5 años más cercanos al censo es el período más recomendable para la utilización de esos datos para este tipo de estudios². Por ello, a veces se podrían plantear limitaciones para la utilización de los datos censales, ya que éstos se actualizan cada 10 años; no obstante, habría que revisar los datos socioeconómicos disponibles según el ámbito geográfico del estudio, ya que hay comunidades autónomas, como Asturias, Canarias, Cataluña, Galicia, Madrid, Navarra y País Vasco, que tienen también estos datos para el año 1996.

Respecto a los datos de la ESB92, hay que señalar que se trata de un estudio transversal y no se incluyó a la población institucionalizada (residencias de personas mayores, pensiones, hospitales, prisiones, etc.); en una encuesta de salud de estas características no se suele recoger a la población marginal, debido a que la mayoría de estas personas no viven en viviendas convencionales, sino en otros lugares (p. ej., la calle, pensiones, albergues, etc.). Esto conlleva que en la encuesta de salud haya una menor representación de las clases sociales más desfavorecidas. Por otra parte, relacionado con el diseño muestral complejo de la ESB92, hay que señalar que se tuvo en cuenta el diseño muestral mediante ponderaciones, pero no en el cálculo de las varianzas, hecho que podría subestimar ligeramente los errores estándares. De todos modos, según Guillén et al, las diferencias en los IC de las OR, si no se tiene en cuenta el diseño muestral, son muy pequeñas¹⁶.

Al haberse utilizado datos agregados, se puede plantear la posibilidad de la «falacia ecológica». Este sesgo se describe clásicamente cuando tanto las variables dependientes como las independientes son datos agregados, aunque hay autores²⁶ que consideran que este sesgo puede producirse también en estudios similares al que se presenta aquí. Sin embargo, otros autores¹⁹⁻²¹ defienden que este sesgo no es relevante en estos estudios, ya que los individuos constituyen la unidad de observación tanto para las variables dependientes como para las independientes (vivir en un área con ciertas características socioeconómicas), de ma-

nera que la validez de utilizar medidas socioeconómicas de área depende del grado de adecuación de las unidades geográficas (mayor en las de menor tamaño). En este estudio se ha utilizado la sección censal que, aparte de ser la mayor desagregación que permite el censo español, tiene un tamaño (en torno a 500-1.000 habitantes) similar al que en otros países se ha considerado adecuado para estudios de este tipo^{2,27,28}.

Conclusiones y recomendaciones

La clasificación por la situación socioeconómica del área de residencia, como la que permite el censo español, se puede aplicar a todos los miembros de una población y capturar aspectos socioeconómicos que no se incluyen en las medidas individuales. Con las medidas de área, cuando no se disponga de datos socioeconómicos individuales, se obtendrá tanto información individual como contextual sin que se puedan diferenciar ambos efectos, lo cual sí que será posible cuando éstas se utilicen conjuntamente con las medidas individuales.

Para desarrollar al máximo en nuestro país las posibilidades de la utilización de los indicadores socioeconómicos de área pequeña, hay que profundizar en el estudio de diferentes datos socioeconómicos, en su aplicación a diversos aspectos relacionados con la salud, así como en la investigación de distintas unidades geográficas. Asimismo, hay que avanzar hacia la realización de estudios de niveles múltiples^{11,29}, que incluyan tanto los datos socioeconómicos individuales como los de área. Todo ello permitirá avanzar en el estudio de las desigualdades sociales en salud, y contribuirá a mejorar la planificación sanitaria para lograr una disminución de estas desigualdades.

Agradecimientos

Este estudio ha sido parcialmente financiado por una beca del Instituto de Salud Carlos III, del Ministerio de Sanidad y Consumo (BAE 97/5386).

Bibliografía

1. Carstairs V, Morris R. Deprivation and health in Scotland. Aberdeen: Aberdeen University Press, 1991.
2. Krieger N. Overcoming the absence of socioeconomic data in medical records: validation and application of a census-based methodology. *Am J Public Health* 1992;82:703-10.
3. Grupo de Trabajo de la Sociedad Española de Epidemiología. La medición de la clase social en ciencias de la salud. Barcelona: SG Editores, 1995.
4. Krieger N, Williams DR, Moss EN. Measuring social class in US public health research. *Annu Rev Public Health* 1997;18:341-78.
5. Cherkin DC, Grothaus L, Wagner EH. Is magnitude of co-payment effect related to income? Using census data for health services research. *Soc Sci Med* 1992;34:31-41.
6. Locker D, Payne B, Ford J. Area variations in health behaviours. *Can J Public Health* 1996;87:125-9.
7. Pappas G, Hadden WC, Kozak LJ, Fisher GF. Potentially avoidable hospitalizations: inequalities in rates between US socioeconomic groups. *Am J Public Health*, 1997;87:811-6.

8. Woodward M. Small area statistics as markers for personal social status in the Scottish heart health study. *J Epidemiol Community Health* 1996;50:570-6.
9. Kinra S, Nelder RP, Lewendon GJ. Deprivation and childhood obesity: a cross sectional study of 20973 children in Plymouth, United Kingdom. *J Epidemiol Community Health* 2000; 54:456-60.
10. Von Korff M, Koepsell T, Curry S, Diehr P. Multi-level analysis in epidemiologic research on health behaviors and outcomes. *Am J Epidemiol* 1992;135:1077-82.
11. Diez-Roux AV. Bringing context back into epidemiology: variables and fallacies in multilevel analysis. *Am J Public Health* 1998;88:216-22.
12. Borrell C, Arias A, Baranda L, Lozares C. Manual de l'enquesta de salut de Barcelona 1992. Barcelona: Ajuntament de Barcelona, Àrea de Salut Pública, 1992.
13. INE. CD-ROM CERCA + 100. España. Censo de Población y Viviendas 1991. Madrid: INE, 1997.
14. Domingo A, Marcos J. Propuesta de un indicador de la «clase social» basado en la ocupación. *Gac Sanit* 1989;3: 320-6.
15. Morrison DF. *Multivariate statistical methods*. New York: McGraw Hill, 1976.
16. Guillén M, Juncà S, Rué M, Aragay JM. Efecto del diseño muestral en el análisis de encuestas de diseño complejo. Aplicación a la encuesta de salud de Cataluña. *Gac Sanit* 2000;14:399-402.
17. Rosner B. *Fundamentals of Biostatistics*. Boston: Harvard University, Duxbury Press, 1986.
18. Hosmer DW, Lemeshow S. *Applied logistic regression*. New York: John Wiley and Sons, 1989.
19. Krieger N, Chen JT, Waterman PD, Soobader MJ, Subramanian SV, Carson R. Geocoding and monitoring of US socioeconomic inequalities in mortality and cancer incidence: does the choice of area-based measure and geographic level matter?: the Public Health Disparities Geocoding Project. *Am J Epidemiol* 2002;156:471-82.
20. Krieger N, Chen JT, Waterman PD, Soobader MJ, Subramanian SV, Carson R. Choosing area based socioeconomic measures to monitor social inequalities in low birth weight and childhood lead poisoning: The Public Health Disparities Geocoding Project (US). *J Epidemiol Community Health* 2003; 57:186-99.
21. Krieger N, Waterman PD, Chen JT, Soobader MJ, Subramanian SV. Monitoring socioeconomic inequalities in sexually transmitted infections, tuberculosis, and violence: geocoding and choice of area-based socioeconomic measures –The Public Health Disparities Geocoding Project (US). *Public Health Reports* 2003;118:240-60.
22. Campbell DA, Radford JMC, Burton P. Unemployment rates: an alternative to the Jarman index? *BMJ* 1991;303:750-5.
23. Morris R; Carstairs V. Which deprivation? A comparison of selected deprivation indexes. *J Public Health Medicine* 1991; 4:318-26.
24. Domínguez-Berjón MF, Borrell C, Benach J, Pasarín MI. Medidas de privación material en los estudios de áreas geográficas pequeñas. *Gac Sanit* 2001;15:23-33.
25. Krieger N, Chen JT, Waterman PD, Rehkaof DH, Subramanian SV. Race/ethnicity, gender and monitoring socioeconomic gradients in health: a comparison of area based socioeconomic measures. *Am J Public Health* 2003;93:1655-71.
26. Geronimus AT, Bound J, Neidert LJ. On the validity of using census geocode characteristics to proxy individual socioeconomic characteristics. *J Am Stat Assoc* 1996;17:529-37.
27. Hyndman JCG, Holman CDJ, Hockey RL, Donovan RJ, Corti B, Rivera J. Misclassification of social disadvantage based on geographical areas: comparison of postcode and collector's district analyses. *Int J Epidemiol* 1995;24:165-76.
28. Davey Smith G, Hart C, Watt G, et al. Individual social class, area-based deprivation, cardiovascular disease risk factors, and mortality: the Renfrew and Paisley Study. *J Epidemiol Community Health* 1998;52:399-405.
29. Diez-Roux AV. Investigating neighborhood and area effects on health. *Am J Public Health* 2001;91:1783-9.