

Desigualdades socioeconómicas en la mortalidad en la Comunidad Autónoma del País Vasco

Santiago Esnaola^a / Elena Aldasoro^a / Rosa Ruiz^a / Covadonga Audicana^b / Yolanda Pérez^a / Montse Calvo^a

^aServicio de Estudios e Investigación Sanitaria, Dirección de Planificación y Ordenación Sanitaria, Departamento de Sanidad, Gobierno Vasco, Vitoria-Gasteiz, Álava, España; ^bServicio de Registros Epidemiológicos, Dirección de Planificación y Ordenación Sanitaria, Departamento de Sanidad, Gobierno Vasco, Vitoria-Gasteiz, Álava, España.

(Socioeconomic inequalities in mortality in the Basque Country [Spain])

Resumen

Objetivos: Describir las desigualdades socioeconómicas en la mortalidad en la Comunidad Autónoma del País Vasco, utilizando datos de mortalidad y socioeconómicos por secciones censales.

Métodos: Los datos sobre las defunciones y sobre la población fueron obtenidos del Instituto Vasco de Estadística. Se asignó a cada defunción las características socioeconómicas de su sección censal y se construyó un índice de privación que combinaba cuatro indicadores socioeconómicos. Se estimaron tasas de mortalidad ajustadas por edad para cada quintil del índice de privación por sexo, grupo de edad (0-64, ≥ 65 años) y causa de defunción. Mediante modelos de regresión de Poisson se estimaron las razones de tasas ajustadas por edad y el exceso de mortalidad atribuible a las desigualdades.

Resultados: La mortalidad mostró un gradiente según el índice de privación en ambos sexos, siendo la mortalidad mayor en las secciones más desfavorecidas. Las mayores desigualdades se observaron en los varones menores de 65 años. Un 9,3 y un 4,9% de las defunciones en los varones y en las mujeres, respectivamente, fueron atribuibles a las desigualdades socioeconómicas. La importancia relativa de las causas de muerte fue distinta según la medida de desigualdad utilizada, y destacaron las causas relacionadas con los estilos de vida.

Conclusiones: Este estudio ilustra la utilidad de los datos por sección censal para describir las desigualdades en la mortalidad y para identificar prioridades de intervención.

Palabras clave: Mortalidad. Factores socioeconómicos. Análisis de áreas pequeñas. Censo. País Vasco.

Abstract

Objectives: To describe socioeconomic inequalities in mortality in the Basque Country, using mortality and socioeconomic data by census sections.

Methods: Mortality and population data were obtained from the Basque Institute of Statistics. Socioeconomic characteristics of the census sections were assigned to each death and a deprivation index combining information from four socioeconomic indicators was computed. Age-adjusted mortality rates by sex, age group (0-64 ≥ 65) and cause of death were calculated for each quintile of the deprivation index. Poisson regression models were fitted to estimate age-adjusted rate ratios and excess mortality attributable to inequalities.

Results: Mortality showed a gradient according to the deprivation index in men and women. Mortality was greater in the most deprived sections. Mortality inequalities were observed in men younger than 65 years. A total of 9.3% of deaths in men and 4.9% of those in women were attributable to socioeconomic inequalities. The relative importance of the cause of death differed according to the inequality measure used. Lifestyle-related causes of death were notable.

Conclusion: This study illustrates the potential utility of census section socioeconomic indicators both to describe socioeconomic inequalities in mortality and to identify priorities for interventions.

Key words: Mortality. Socioeconomic factors. Small area analysis. Census. Basque Country.

Introducción

La experiencia europea muestra que el conocimiento de la magnitud y la distribución de las desigualdades socioeconómicas relacionadas con la salud en una comunidad es un paso previo para el desarrollo de políticas que les hagan frente¹. En el caso de España, la descentralización de los servicios

Correspondencia: Dr. Santiago Esnaola.
Servicio de Estudios e Investigación Sanitaria.
Departamento de Sanidad.
Donostia-San Sebastián, 1. 01010 Vitoria-Gasteiz. Álava. España.
Correo electrónico: sesnaola@ej-gv.es

Recibido: 8 de febrero de 2005.

Aceptado: 4 de julio de 2005.

de salud y el desarrollo de políticas de salud regionales exigen, además, disponer de ese conocimiento en el ámbito regional².

La mortalidad es una de las principales dimensiones para caracterizar las desigualdades socioeconómicas relacionadas con la salud. En la década pasada se dio un gran avance en el conocimiento sobre las desigualdades socioeconómicas en la mortalidad en España³. Sin embargo, la baja exhaustividad de la información socioeconómica contenida en los boletines estadísticos de defunción y las restricciones impuestas por el marco legislativo para el enlace entre bases de datos han limitado la capacidad de su estudio⁴. De hecho, los estudios relativos a las comunidades autónomas se han circunscrito a la Comunidad Autónoma de Madrid y a Cataluña^{5,6}. Estos últimos han utilizado el municipio y los distritos de las grandes ciudades como unidades de análisis⁶ o bien han obtenido la información socioeconómica de cada persona mediante el enlace de los datos de cada defunción con los datos censales⁵. Los estudios sobre el conjunto de España han utilizado el municipio o agregados de municipios como unidades de análisis⁷.

Otra opción es utilizar indicadores socioeconómicos de áreas más pequeñas, como la sección censal⁸⁻¹⁰. Algunos estudios británicos han mostrado que los indicadores socioeconómicos de privación de área detectan gradientes socioeconómicos en salud comparables a los observados con indicadores individuales¹¹⁻¹³. En España, se ha probado que la clasificación por la situación socioeconómica basada en datos de la sección censal es aplicable a todos los miembros de una población y permite detectar desigualdades sociales relacionadas con la salud¹⁴. La disponibilidad de datos de mortalidad y socioeconómicos por secciones censales ofrece una oportunidad para estudiar y monitorizar las desigualdades socioeconómicas en la mortalidad¹⁵. En este contexto, se planteó este estudio con el objetivo de describir la magnitud de las desigualdades socioeconómicas en la mortalidad ocurrida durante los años 1996-1999 en la población residente en la Comunidad Autónoma del País Vasco (CAPV), utilizando datos de defunción y socioeconómicos por secciones censales.

Métodos

Diseño

Se realizó un estudio de mortalidad ecológico, asignando a cada persona la información socioeconómica de la sección censal de residencia. La población de estudio fue la población residente en la CAPV en el período 1996-1999.

Fuentes de información y variables de estudio

Los datos sobre el número de las defunciones por sexo, edad, sección censal y causa básica de defunción se obtuvieron del Instituto Vasco de Estadística (Eustat). Además de los datos de los boletines estadísticos de defunción, Eustat codifica el distrito y la sección censal de residencia de la persona fallecida. De un total de 72.113 defunciones registradas en la CAPV en el período de estudio, 169 defunciones no disponían de datos del distrito y la sección censal, por lo que fueron excluidas del análisis. Se tuvieron en cuenta los cambios producidos en los códigos de sección de los callejeros y se reasignaron las defunciones afectadas. La causa básica de defunción fue codificada mediante la novena revisión de la Clasificación Internacional de Enfermedades (CIE-9). Se estudió la mortalidad por todas las causas, y por las principales causas de muerte (cáncer de pulmón, CIE 162; cáncer de mama en mujeres, CIE 174; cáncer de estómago, CIE 151; cáncer de colon y recto, CIE 153-4; cáncer de próstata, CIE 185; sida, CIE 279,5-279,6; diabetes, CIE 250; cardiopatía isquémica, CIE 410-4; enfermedad cerebrovascular, CIE 430-8; enfermedad pulmonar obstructiva crónica [EPOC], CIE 490-6; cirrosis hepática, CIE 571; accidentes de tráfico, CIE E810-9; sobredosis, CIE E850-69; caídas accidentales, CIE E880-8; suicidio, CIE E950-9). El número de habitantes por secciones censales, según la edad y el sexo, se obtuvo del Padrón de 1996. El número medio de habitantes de las secciones censales en 1996 fue de 1.257. Para estimar el número de personas-año en riesgo se multiplicó el número de habitantes por 4.

Los datos socioeconómicos por sección censal se obtuvieron de Eustat a partir de la Estadística de Población y Viviendas de 1996. Mediante el análisis de componentes principales, se calculó un índice de privación que combinaba información de cuatro indicadores socioeconómicos (proporción de personas activas en situación de desempleo, proporción de trabajadores manuales no cualificados, proporción de personas con estudios primarios o inferiores, y proporción de viviendas de baja confortabilidad) (tabla 1). Los componentes prin-

Tabla 1. Resultados del análisis de componentes principales para el índice de privación

	Cargas factoriales ^a	Pesos factoriales ^b
Proporción en desempleo	0,71	0,273
Proporción de trabajadores manuales no cualificados	0,85	0,324
Proporción con nivel educativo primario o inferior	0,85	0,324
Proporción de viviendas de baja confortabilidad	0,82	0,313

^aCorrelación entre las variables socioeconómicas y el índice de privación.

^bPesos utilizados para calcular el índice de privación.

cipales fueron los factores inicialmente obtenidos, sin rotación posterior, calculados para explicar el máximo de la varianza total de los datos¹⁶. El índice de privación, equivalente al primer componente principal, explicaba un 65% de la varianza total. Los indicadores socioeconómicos se seleccionaron por representar las principales dimensiones de la clase social^{17,18}. El grado de confortabilidad de la vivienda es un índice desarrollado por el Eustat, que combina información sobre el tamaño de ésta, el grado de hacinamiento, y las comodidades e instalaciones¹⁹.

Análisis estadístico

El análisis se realizó por sexos y diferenciado en dos grandes grupos de edad (0-64 y ≥ 65 años). Además, la mortalidad por todas las causas se analizó por grupos de edad de menor amplitud (< 1, 1-14, 15-29, 30-64, 65-74 y ≥ 75 años). El número relativamente pequeño de defunciones observado en los más jóvenes impidió realizar un análisis de la mortalidad por causas en estos últimos grupos de edad. Las secciones censales se clasificaron en quintiles, de acuerdo con el índice de privación. Para cada uno de los quintiles se calcularon el número de defunciones y las tasas de mortalidad estandarizadas según la edad por el método directo, tomando como referencia la población europea estándar²⁰. Además, se calcularon los años de esperanza de vida al nacimiento y con 1, 15, 45 y 65 años de edad, utilizando la tabla de vida abreviada según el método de Chiang²¹.

La magnitud de las desigualdades fue estimada por dos métodos. En primer lugar, mediante el riesgo relativo (razón de tasas de mortalidad) ajustado por edad y su intervalo de confianza (IC) del 95%, estimados mediante el modelo de regresión de Poisson. En segundo lugar, utilizando los modelos de regresión ya construidos, se estimó el impacto de las desigualdades socioeconómicas sobre la mortalidad, calculando el número de defunciones que se hubieran evitado si la mortalidad de toda la población fuera igual a la de los residentes en el quintil más favorecido. Se aplicó el modelo de regresión estimado a una matriz de datos hipotética en la que se asignó el valor más favorecido del índice de privación a todos los registros, y se calculó la diferencia entre el número de defunciones observadas y las estimadas al aplicar el modelo a los datos simulados. Esta medida de desigualdad, además de tener en cuenta las diferencias en la mortalidad de los grupos comparados, tiene en cuenta el tamaño poblacional de esos grupos^{22,23}. La estimación de la mortalidad en exceso atribuible a las desigualdades se realizó para el total de causas de defunción y para las que, según la prueba de la razón de verosimilitud, se evidenció una asociación entre la mortalidad y el índice de privación ($p < 0,15$).

Resultados

En la tabla 2 se muestra que la asociación entre la mortalidad y el índice de privación fue distinta según el sexo y la edad. En los varones de 0-64 años, la mortalidad aumentaba al disminuir el nivel socioeconómico. El riesgo relativo (RR) del quintil más desfavorecido respecto al más rico fue de 1,56 (IC del 95%, 1,47-1,66). Entre las mujeres de 0-64 años no se observaron diferencias entre los cuatro primeros quintiles y, al comparar con el quintil más favorecido, el RR en el quintil más pobre fue de 1,10 (IC del 95%, 1,00-1,20). En las personas mayores de 65 años, el patrón de asociación entre la mortalidad y el índice de privación fue similar en ambos sexos. La mortalidad aumentaba al disminuir el nivel socioeconómico, con un RR en el quintil más desfavorecido de 1,15 (IC del 95%, 1,11-1,19) y 1,11 (IC del 95%, 1,07-1,15) en los varones y en las mujeres, respectivamente. Al analizar las desigualdades por grupos de edad más detallados, las diferencias en la mortalidad fueron más evidentes para los varones a partir de los 15 años y para las mujeres a partir de los 30 años de edad (tabla 3).

La esperanza de vida al nacimiento mostró un claro gradiente socioeconómico en ambos sexos. Los varones residentes en las secciones más favorecidas tuvieron una esperanza de vida al nacimiento 3,5 años mayor que los de las más pobres (tabla 4). Esa diferencia disminuía al aumentar la edad, hasta llegar a 1,1 años a los 65 años. En las mujeres, la diferencia en la esperanza de vida al nacimiento era de 1,3 años, que se reducía hasta 0,9 a los 65 años de edad.

La tabla 5 muestra el RR de mortalidad de los quintiles más desfavorecidos respecto a los más ricos para las distintas causas de muerte. En las personas de 0-64 años, entre los varones las mayores diferencias se observaron para la sobredosis por drogas, la EPOC, el sida y la cirrosis hepática; entre las mujeres para la cirrosis hepática, el sida y la enfermedad cerebrovascular, y se observó una asociación inversa para el cáncer de pulmón y para el cáncer de mama. En las personas de ≥ 65 años, entre los varones las mayores diferencias se observaron para la EPOC, la cirrosis hepática y el cáncer de pulmón, y de forma inversa para los accidentes de tráfico; entre las mujeres para la diabetes, el cáncer de estómago, la cirrosis hepática y la EPOC, y se observó una asociación inversa para el cáncer de mama.

La tabla 6 muestra la mortalidad en exceso atribuible a las desigualdades socioeconómicas, asumiendo que toda la población hubiera tenido la misma mortalidad que la del quintil más favorecido. Según ese supuesto, en el período 1996-1999 se habrían producido un total de 3.590 (9,3%) defunciones en exceso entre los varones, y 1.631 (4,9%) entre las mujeres. En los

Tabla 2. Número de defunciones, tasas estandarizadas por edad y razón de tasas de mortalidad según las condiciones socioeconómicas del lugar de residencia. Comunidad Autónoma del País Vasco (1996-1999)

Edad (años)	Índice socioeconómico	Varones					Mujeres				
		Personas/año	Número de defunciones	Tasa estandarizada ^a	RR	(IC del 95%)	Personas/año	Número de defunciones	Tasa estandarizada ^a	RR	(IC del 95%)
0-64 años	1 (más rico)	785.140	1.800	237,7	1		812.440	943	117,4	1	
	2	765.344	2.139	273,8	1,17	(1,09-1,24)	754.752	839	111,7	0,94	(0,86-1,03)
	3	697.216	2.057	280,7	1,19	(1,12-1,27)	675.704	827	117,7	1,00	(0,91-1,10)
	4	690.960	2.210	301,2	1,27	(1,19-1,35)	666.420	853	120,5	1,02	(0,93-1,12)
	5 (más pobre)	640.800	2.531	367,4	1,56	(1,47-1,66)	615.956	852	130,1	1,10	(1,00-1,20)
≥ 65 años	1 (más rico)	100.424	5.433	5.500,9	1		163.276	6.625	3.002,8	1	
	2	107.348	5.683	5.759,3	1,04	(1,01-1,08)	154.532	6.005	3.196,7	1,06	(1,03-1,10)
	3	109.972	5.720	5.665,4	1,03	(0,99-1,07)	152.856	5.789	3.154,1	1,05	(1,02-1,09)
	4	107.716	5.613	5.941,8	1,08	(1,04-1,12)	146.012	5.449	3.260,3	1,08	(1,04-1,12)
	5 (más pobre)	101.668	5.369	6.306,5	1,15	(1,11-1,19)	143.684	5.207	3.365,5	1,11	(1,07-1,15)
Todas las edades	1 (más rico)	885.564	7.233	816,6	1		975.716	7.568	434,8	1	
	2	872.692	7.822	877,2	1,07	(1,04-1,11)	909.284	6.844	451,0	1,05	(1,01-1,08)
	3	807.188	7.777	873,0	1,07	(1,04-1,11)	828.560	6.616	451,7	1,05	(1,01-1,08)
	4	798.676	7.823	921,6	1,13	(1,09-1,16)	812.432	6.302	465,8	1,07	(1,04-1,11)
	5 (más pobre)	742.468	7.900	1.020,7	1,26	(1,22-1,30)	759.640	6.059	486,0	1,11	(1,07-1,15)

RR: riesgo relativo o razón de tasas de mortalidad ajustada por edad; IC: intervalo de confianza.

^aPor 100.000 habitantes, ajustada por edad según la población europea estándar.

varones de 0-64 años el mayor número de defunciones en exceso se debería al cáncer de pulmón, seguido en orden de frecuencia por la cirrosis hepática, el sida, la cardiopatía isquémica y la sobredosis. En las mujeres de 0-64 años, la causa con más defunciones en exceso sería la enfermedad cerebrovascular, seguida de la cirrosis hepática, la cardiopatía isquémica y el sida. Entre los varones de ≥ 65 años la causa con mayor exceso en la mortalidad sería la EPOC, seguida del cáncer de pulmón y la cirrosis hepática, mientras que en las mujeres mayores la primera causa sería la enfermedad cerebrovascular, seguida de la diabetes, la cardiopatía isquémica y la EPOC.

Discusión

Mediante datos socioeconómicos y de mortalidad de la sección censal de residencia, se ha descrito la magnitud de las desigualdades socioeconómicas en la mortalidad en la CAPV, así como la relevancia de las desigualdades en la mortalidad por las principales causas de defunción. La esperanza de vida al nacimiento mostró un claro gradiente socioeconómico en ambos sexos. En términos relativos, en las personas menores de 65 años las desigualdades fueron mayores en los varones que en las mujeres, mientras que a partir de

esa edad la magnitud de las desigualdades fue similar en ambos sexos. La importancia relativa de las desigualdades por las principales causas de defunción fue distinta según se valoraran las razones de tasas de mortalidad o la mortalidad atribuible al índice de privación.

Magnitud y patrón de las desigualdades

En lo que respecta a la magnitud de las desigualdades en la mortalidad, la comparación de estos resultados con los de otros estudios requiere tener en cuenta aspectos metodológicos, como el número de categorías del índice de privación o el tamaño del área geográfica a la que se refieren los indicadores socioeconómicos. Así, el uso de indicadores socioeconómicos municipales podría explicar la menor magnitud de las desigualdades en la mortalidad total estimadas para España⁷ y para Cataluña⁶. En Barcelona, utilizando datos de secciones censales, la magnitud del exceso de mortalidad asociado con indicadores de privación socioeconómica fue similar al de la CAPV¹⁵. En Australia, al utilizar indicadores socioeconómicos de áreas mayores a las de nuestras secciones censales, la magnitud de las desigualdades en la mortalidad por todas las causas fue semejante a la estimada para la CAPV²⁴.

Las diferencias entre sexos en el patrón de desigualdad de la mortalidad prematura concuerdan con el

Tabla 3. Número de defunciones y razón de tasas de mortalidad por grupos de edad según las condiciones socioeconómicas del lugar de residencia. Comunidad Autónoma del País Vasco (1996-1999)

Edad (años)	Quintiles del índice de privación	Varones				Mujeres			
		Número de defunciones	RR	(IC del 95%)	p ^a	Número de defunciones	RR	(IC del 95%)	p ^a
< 1	1 (más rico)	37	1		0,419	32	1		0,294
	2	44	1,25	(0,81-1,94)		34	1,21	(0,75-1,97)	
	3	36	1,27	(0,81-2,02)		33	1,35	(0,83-2,19)	
	4	37	1,33	(0,84-2,10)		26	1,19	(0,71-1,99)	
	5 (más pobre)	39	1,56	(0,99-2,44)		36	1,69	(1,05-2,72)	
1-14	1 (más rico)	22	1		0,155	20	1		0,164
	2	18	0,95	(0,51-1,77)		17	0,99	(0,52-1,89)	
	3	21	1,28	(0,70-2,32)		18	1,20	(0,64-2,28)	
	4	28	1,84	(1,05-3,21)		12	0,88	(0,43-1,80)	
	5 (más pobre)	20	1,41	(0,77-2,58)		5	0,39	(0,15-1,03)	
15-29	1 (más rico)	147	1		0,018	55	1		0,329
	2	178	1,18	(0,95-1,47)		57	1,03	(0,71-1,49)	
	3	168	1,20	(0,96-1,49)		58	1,14	(0,79-1,65)	
	4	183	1,23	(0,99-1,53)		57	1,08	(0,74-1,56)	
	5 (más pobre)	204	1,45	(1,17-1,79)		71	1,40	(0,99-1,99)	
30-64	1 (más rico)	1.594	1		< 0,001	836	1		0,079
	2	1.899	1,16	(1,09-1,25)		731	0,92	(0,84-1,02)	
	3	1.832	1,19	(1,11-1,27)		718	0,97	(0,88-1,08)	
	4	1.962	1,26	(1,18-1,35)		758	1,02	(0,92-1,12)	
	5 (más pobre)	2.268	1,58	(1,48-1,68)		740	1,07	(0,97-1,18)	
65-74	1 (más rico)	1.734	1		< 0,001	848	1		< 0,001
	2	1.912	0,99	(0,92-1,05)		912	1,06	(0,96-1,16)	
	3	2.094	1,05	(0,98-1,12)		879	1,02	(0,93-1,12)	
	4	2.177	1,08	(1,01-1,15)		921	1,08	(0,99-1,19)	
	5 (más pobre)	2.295	1,17	(1,10-1,25)		1.048	1,21	(1,10-1,32)	
≥ 75	1 (más rico)	3.699	1		< 0,001	5.777	1		< 0,001
	2	3.771	1,08	(1,03-1,13)		5.093	1,07	(1,03-1,11)	
	3	3.626	1,02	(0,98-1,07)		4.910	1,06	(1,02-1,10)	
	4	3.436	1,09	(1,04-1,14)		4.528	1,08	(1,04-1,12)	
	5 (más pobre)	3.074	1,14	(1,08-1,19)		4.159	1,09	(1,05-1,14)	

RR: riesgo relativo o razón de tasas de mortalidad ajustada por edad; IC: intervalo de confianza.

^aValor de significación de la prueba de la razón de verosimilitud para la asociación entre el índice de privación y la mortalidad.

observado en otros estudios realizados en España. Estas diferencias podrían explicarse por la distinta historia laboral de varones y mujeres, así como por los distintos estilos de vida según el sexo. Además, se ha argumentado que los indicadores socioeconómicos disponibles no son adecuados para valorar las desigualdades en las mujeres²⁵. El patrón observado en la CAPV de las desigualdades socioeconómicas en la mortalidad por las principales causas de muerte es similar al observado en el conjunto de España²⁶ y en Barcelona²⁷. Al igual que esos estudios, las mayores dife-

rencias relativas se observaron en las muertes por sobredosis por drogas, el sida, la EPOC, la cirrosis hepática y el cáncer de pulmón.

Limitaciones del estudio

Este estudio comparte las limitaciones de los estudios transversales y ecológicos^{28,29}, que utilizan datos de mortalidad³⁰ e indicadores socioeconómicos de origen censal¹⁴. Además, el uso de indicadores socio-

Tabla 4. Desigualdades socioeconómicas en los años de esperanza de vida. Comunidad Autónoma del País Vasco (1996-1999)

Quintiles del índice de privación	Varones					Mujeres				
	Al nacimiento	1 año	15 años	45 años	65 años	Al nacimiento	1 año	15 años	45 años	65 años
1 (más rico)	76,3	75,7	61,8	33,3	16,2	83,2	82,5	68,7	39,5	21,2
2	75,3	74,7	60,9	32,7	15,9	82,8	82,2	68,4	39,2	20,7
3	75,2	74,6	60,8	32,7	15,9	82,7	82,2	68,4	39,3	20,8
4	74,4	73,8	60,1	32,1	15,5	82,4	81,9	68	38,9	20,6
5 (más pobre)	72,8	72,3	58,6	31,2	15,1	81,9	81,5	67,6	38,7	20,3
Total	74,8	74,3	60,5	32,4	15,7	82,6	82,1	68,2	39,1	20,7
Diferencia entre quintiles 1-5	3,5	3,4	3,2	2,1	1,1	1,3	1,0	1,1	0,8	0,9

económicos del área de residencia podría subestimar la magnitud de las desigualdades calculadas con indicadores socioeconómicos individuales. En un estudio actualmente en marcha realizado por nuestro grupo, que utiliza datos socioeconómicos individuales, las diferencias en la mortalidad fueron mayores que las observadas en el presente trabajo. Sin embargo, la utilización de indicadores socioeconómicos del área de residencia tiene una larga tradición en el estudio de las desigualdades en la mortalidad, ya sea por no disponer de esos indicadores individuales o por las limitaciones asociadas a estos últimos^{11,31}. Los indicadores socioeconómicos de un área geográfica hacen referencia a factores contextuales que determinan la salud, independientemente de los factores individuales. Además, cuando son contruados a partir de características individuales, los indicadores de área pueden captar tanto constructos referidos al área como al individuo³². De ahí que, en ausencia de indicadores socioeconómicos individuales, no nos sea posible distinguir el efecto composicional (individual) del efecto contextual (del área).

Significado de los resultados

Las características del índice de privación utilizado en este estudio sugieren que las diferencias observadas son principalmente debidas a la diversa distribución de las condiciones materiales de vida. La magnitud de las desigualdades ha sido mayor para las causas de muerte que, como la EPOC, la sobredosis por drogas, la cirrosis o el cáncer de pulmón, están directamente relacionadas con el consumo de tabaco o alcohol. Estos hábitos, si bien se trata de conductas individuales, están claramente determinados por factores estructurales, como la privación material o las condiciones psicosociales desfavorables³³. Además, han destacado por su magnitud las desigualdades en la mortalidad por sida y sobredosis. Ambas causas de muerte están muy ligadas al consumo de drogas por vía parenteral y a la marginalidad, en las que además de la privación material desempeñan un papel relevante los factores psi-

cosociales ligados a la desestructuración social^{27,34}. Además, cabe destacar las desigualdades observadas en la mortalidad por caídas accidentales en los varones menores de 65 años. Más del 90% de estas defunciones se produjeron en los varones de 20-64 años de edad, lo que sugiere que podrían tratarse de accidentes laborales.

Implicaciones prácticas

La magnitud de la mortalidad atribuible a las desigualdades socioeconómicas observada en este estudio refleja su gran relevancia como problema de salud pública. Otro tanto ocurre con los numerosos estudios publicados sobre el fenómeno de las desigualdades en España. Sin embargo, pocas comunidades autónomas han desarrollado políticas de salud para hacer frente a las desigualdades socioeconómicas en salud². La voluntad política es un elemento imprescindible para el desarrollo de las acciones contra las desigualdades. Pero además, la disponibilidad de datos descriptivos sobre la realidad de cada comunidad desempeña un papel primordial para aumentar la conciencia ciudadana e involucrar a los responsables de la toma de decisiones¹. El enfoque utilizado en este estudio puede servir para caracterizar y monitorizar de forma habitual las desigualdades socioeconómicas en la mortalidad. De hecho, un análisis similar al presentado en este estudio fue utilizado como parte del diagnóstico de las desigualdades socioeconómicas relacionadas con la salud para la formulación del Plan de Salud de la CAPV 2002-2010³⁵, y servirá para monitorizar el logro de los objetivos formulados en dicho Plan.

Nota

Los puntos de vista expresados en este artículo son los de los autores y no coinciden necesariamente con los de la institución para la que trabajan.

Tabla 5. Desigualdades socioeconómicas en la mortalidad para las principales causas de muerte. Comunidad Autónoma del País Vasco (1996-1999)

Causa	0-64 años						≥ 65 años					
	Varones			Mujeres			Varones			Mujeres		
	RR	(IC del 95%)	p ^b	RR	(IC del 95%)	p ^b	RR	(IC del 95%)	p ^b	RR	(IC del 95%)	p ^b
Todas las causas	1,56	(1,47-1,66)	< 0,001	1,10	(1,00-1,20)	0,036	1,15	(1,11-1,19)	< 0,001	1,11	(1,07-1,15)	< 0,001
Cáncer de pulmón	1,46	(1,22-1,76)	0,002	0,50	(0,30-0,84)	0,003	1,41	(1,22-1,62)	< 0,001	0,97	(0,66-1,43)	0,441
Cáncer de mama	- ^c			0,89	(0,70-1,14)	0,083	- ^c			0,74	(0,59-0,94)	0,108
Cáncer de estómago	1,15	(0,82-1,60)	0,039	1,33	(0,68-2,61)	0,283	1,22	(0,94-1,59)	0,252	1,40	(1,03-1,90)	0,070
Cáncer colorrectal	0,86	(0,61-1,21)	0,890	0,75	(0,48-1,17)	0,750	0,96	(0,79-1,16)	0,341	1,10	(0,88-1,38)	0,587
Cáncer de próstata	0,67	(0,32-1,40)	0,872	- ^c			0,90	(0,73-1,10)	0,533	- ^c		
Sida	3,06	(2,35-3,98)	< 0,001	1,78	(1,16-2,72)	0,019	- ^d			- ^d		
Diabetes	1,30	(0,63-2,68)	0,194	1,12	(0,55-2,27)	0,385	1,14	(0,89-1,48)	0,684	1,93	(1,58-2,36)	< 0,001
Cardiopatía isquémica	1,29	(1,06-1,58)	0,060	1,62	(0,99-2,65)	0,235	1,05	(0,94-1,17)	0,046	1,10	(0,97-1,24)	0,119
Enfermedad cerebrovascular	1,22	(0,89-1,69)	0,467	1,45	(0,91-2,32)	0,020	1,10	(0,97-1,26)	0,468	1,17	(1,05-1,29)	0,038
EPOC	3,35	(1,98-5,68)	< 0,001	0,87	(0,37-2,82)	0,701	1,71	(1,49-1,97)	< 0,001	1,24	(1,03-1,49)	0,143
Cirrosis hepática	2,69	(1,95-3,71)	< 0,001	2,20	(1,33-3,63)	0,019	1,57	(1,16-2,13)	0,033	1,35	(0,94-1,93)	0,018
Accidentes de tráfico	1,01	(0,80-1,29)	0,555	0,89	(0,57-1,41)	0,917	0,55	(0,30-1,01)	0,079	1,24	(0,70-2,17)	0,361
Sobredosis	3,60	(2,24-5,80)	< 0,001	1,28	(0,51-3,24)	0,187	- ^d			- ^d		
Caidas accidentales	1,79	(1,08-2,92)	0,074	1,27	(0,36-4,40)	0,587	1,31	(0,75-2,29)	0,159	1,14	(0,65-1,98)	0,709
Suicidio	1,77	(1,25-2,52)	0,031	0,97	(0,55-1,73)	0,998	1,64	(0,98-2,75)	0,186	0,91	(0,44-1,89)	0,798
Otras causas	1,57	(1,44-1,72)	< 0,001	1,11	(0,97-1,27)	0,623	1,10	(1,04-1,16)	0,003	1,07	(1,03-1,13)	0,020

EPOC: enfermedad pulmonar obstructiva crónica; RR: riesgo relativo o razón de tasas de mortalidad ajustada por edad; IC: intervalo de confianza; EPOC: enfermedad pulmonar obstructiva crónica.

^aRazón de tasas del quintil 5 (con más privación), respecto al quintil 1 (más rico). ^bValor de p de la prueba de la razón de verosimilitud sobre la contribución del índice de privación al modelo ajustado. ^cNo calculados dado el muy bajo número de defunciones.

Tabla 6. Mortalidad atribuible^a a las desigualdades socioeconómicas. Comunidad Autónoma del País Vasco (1996-1999)

Causa ^b	0-64 años						≥ 65 años					
	Varones			Mujeres			Varones			Mujeres		
	Observadas	Atribuibles	%	Observadas	Atribuibles	%	Observadas	Atribuibles	%	Observadas	Atribuibles	%
Todas las causas	10.737	2.011	18,7	4.314	42	1,0	27.818	1.579	5,7	29.075	1.589	5,5
Cáncer de pulmón	1.199	220	18,4	151	-77	-51,3	1.992	254	12,7			
Cáncer de mama				572	-99	-17,3				707	-114	-16,2
Cáncer de estómago	296	-40	-13,5							424	77	18,1
Sida	567	209	36,8	186	24	12,7						
Diabetes										946	246	26,0
Cardiopatía isquémica	1.018	148	14,6	201	55	27,2	3.100	-111	-3,6	2.667	163	6,1
Enfermedad cerebrovascular										3.665	267	7,3
EPOC	184	92	50,0				2.245	611	27,2	1.157	140	12,1
Cirrosis hepática	471	218	46,3	156	48	30,5	452	95	20,9	293	39	13,4
Accidente de tráfico							147	-7	-21,9			
Sobredosis	212	105	49,6									
Caidas accidentales	154	32	21,1									
Suicidio	337	95	28,1									
Otras causas	6.299	931	14,8	3.048	93	3,0	19.882	737	3,7	19.216	770	4,0

EPOC: enfermedad pulmonar obstructiva crónica.

^aDefunciones que no habrían ocurrido si la mortalidad en todas las secciones fuera igual a la del quintil del índice de privación más favorecido.

^bCausas de defunción que mostraban una asociación con el índice de privación con un valor de $p < 0,15$.

Agradecimientos

A María Puy Esparza, por su ayuda en la edición de las tablas, y a los revisores por sus comentarios.

Contribuciones de autoría

S.E., E.A. y R.R. diseñaron el estudio y analizaron los datos. C.A., Y.P. y M.C. revisaron el diseño del estudio y los resultados. S.E. redactó el manuscrito, y el resto de los autores participaron en la revisión de las distintas versiones del texto y su aprobación final.

Conflicto de interés

No hay conflicto de interés.

Bibliografía

- Mackenbach JP, Bakker MJ, European Network on Interventions and Policies to Reduce Inequalities in Health. Tackling socioeconomic inequalities in health: analysis of European experiences. *Lancet*. 2003;362:1409-14.
- Díez E, Peiró R. Intervenciones para disminuir las desigualdades en salud. *Gac Sanit*. 2004;18 Supl 1:158-67.
- Borrell C, Pasarín MI. The study of social inequalities in health in Spain: where are we? *J Epidemiol Community Health*. 1999;53:388-9.
- Navarro V, Benach J, editores. Desigualdades sociales en salud en España. Madrid: Ministerio de Sanidad y Consumo; 1996.
- Regidor E, Calle ME, Domínguez V, Navarro P. Mortalidad según características sociales y económicas: estudio de mortalidad de la Comunidad Autónoma de Madrid. *Med Clin (Barc)*. 2001;116:726-31.
- Benach J, Martínez JM, Borrell C, Pasarín MI, Yasui Y. Desigualtats geogràfiques en àrees petites. En: Borrell C, Benach J, editores. Les desigualtats en la salut a Catalunya. Barcelona: Mediterrània; 2002.
- Benach J, Yasui Y. Geographical patterns of excess mortality in Spain explained by two indices of deprivation. *J Epidemiol Community Health*. 1999;53:423-31.
- Krieger N. Overcoming the absence of socioeconomic data in medical records: validation and application of a census-based methodology. *Am J Public Health*. 1992;26:483-505.
- 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? *Am J Epidemiol*. 2002;156:471-82.
- Krieger N, Chen JT, Waterman PD, Rehkopf DH, Subramanian SV. Race/ethnicity, gender, and monitoring socioeconomic gradients in health: a comparison of area-based socioeconomic measures. The Public Health Disparities Geocoding Project. *Am J Public Health*. 2003;93:1655-71.
- Carstairs V. Small area analysis and health service research. *Community Med*. 1981;3:131-9.
- Carstairs V, Morris R. Deprivation and mortality: an alternative to social class? *Community Med*. 1989;11:210-9.
- Carstairs V, Morris R. Deprivation: explaining differences in mortality between Scotland and England and Wales. *BMJ*. 1989;299:886-9.
- Domínguez-Berjón MF, Borrell C, Pastor V. Indicadores socioeconómicos de área pequeña en el estudio de las desigualdades en salud. *Gac Sanit*. 2004;18:92-100.
- Domínguez-Berjón MF, Borrell C, López R, Pastor V. Mortality and socioeconomic deprivation in census tracts of an urban setting in Southern Europe. *J Urban Health*. 2005;82:225-36.
- Kleinbaum DG, Kupper LL, Muller KE. Applied regression analysis and other multivariable methods. 2.ª ed. Boston: PWS-KENT; 1988. p. 595-641.
- Liberatos P, Link BG, Kelsey JL. The measurement of social class in epidemiology. *Epidemiol Rev*. 1988;10:87-121.
- Krieger N, Williams DR, Moss NE. Measuring social class in US public health research: concepts, methodologies, and guidelines. *Annu Rev Public Health*. 1997;18:341-78.
- Índice de confort de la vivienda. Vitoria-Gasteiz: Eustat/Instituto Vasco de Estadística [citado 22/06/2005]. Disponible en <http://www.eustat.jakina/document/deflista.asp?idioma=c&txt-Texto=confort>
- Waterhouse J, Muir C, Correa P, Powell J, editores. Cancer incidence in five continents: Vol 3. Lyon: International Agency for Research on Cancer; 1976. p. 456.
- Chiang CL. The life table and its applications. Malabar: Robert E. Krieger; 1984.
- Regidor E. Measures of health inequalities (II). *J Epidemiol Community Health*. 2004;58:900-3.
- Borrell C, Rué M, Pasarín MI, Benach J, Kunst AE. La medición de las desigualdades en salud. *Gac Sanit*. 2000;14 Supl 3:20-33.
- Turrell G, Mathers C. Socioeconomic inequalities in all-cause and specific-cause mortality in Australia: 1985-87 and 1995-97. *Int J Epidemiol*. 2001;30:231-9.
- Borrell C, Rohlfis I, Artazcoz L, Muntaner C. Desigualdades en salud según la clase social en las mujeres. ¿Cómo influye el tipo de medida de la clase social? *Gac Sanit*. 2004;18 Supl 2:75-82.
- Benach J, Yasui Y, Borrell C, Sáez M, Pasarín MI. Material deprivation and leading causes of death by gender: evidence from a nationwide small area study. *J Epidemiol Community Health*. 2001;55:239-45.
- Pasarín I, Borrell C, Plasència A. ¿Dos patrones de desigualdades sociales en mortalidad en Barcelona? *Gac Sanit*. 1999;13:431-40.
- Rothman KJ, Greenland S. Types of epidemiologic study. En: Rothman KJ, Greenland S, editores. *Modern epidemiology*. 2.ª ed. Filadelfia: Lippincott-Raven Publishers; 1998. p. 67-78.
- Morgenstern H. Ecologic studies in epidemiology: concepts, principles, and methods. *Annu Rev Public Health*. 1995;16:61-81.
- Benavides FG, Bolmar F, Peris R. Quality of death certificates in Valencia, Spain. *Am J Public Health*. 1989;79:1352-4.
- Carstairs C, Morris R. Deprivation: explaining differences in mortality between Scotland and England and Wales. *BMJ*. 1989;299:886-9.
- Diez Roux AV. The study of group-level factors in epidemiology: rethinking variables, study designs, and analytical approaches. *Epidemiol Rev*. 2004;26:104-11.
- Mackenbach JP, Vos V, Andersen O, Cardano M, Costa G, Harding S, et al. Widening socioeconomic inequalities in mortality in six Western European countries. *Int J Epidemiol*. 2003;32:830-7.
- Wilkinson RG. Unhealthy societies. The afflictions of inequality. Londres: Routledge; 1996.
- Departamento de Sanidad. Políticas de Salud para Euskadi. Plan de Salud 2002-2010. Vitoria-Gasteiz: Servicio Central de Publicaciones del Gobierno Vasco; 2002.