

Diferencias en la mortalidad de la población mayor de 65 años en un área sanitaria de la Comunidad de Madrid

Puri Magán Tapia^a, Ángel Alberquilla Menéndez-Asenjo^b, Juan Manuel Ribera Casado^c y Ángel Otero Puime^a

Objetivo. Detectar las posibles desigualdades en la mortalidad de la población ≥ 65 años incluida en el Área Sanitaria 11 de la Comunidad de Madrid (CM) y explorar su relación con factores económicos.

Diseño. Observacional, retrospectivo, de tipo ecológico.

Emplazamiento. Barrios y municipios del Área Sanitaria 11 de la CM.

Participantes. Personas ≥ 65 años.

Mediciones principales. La variable analizada ha sido el total de defunciones acaecidas para la población de estudio durante el período 1996-2001. Se ha calculado la tasa de mortalidad estandarizada (TEM). Como indicador socioeconómico se ha utilizado la renta media disponible (RMD), que se ha estratificado en 3 grupos.

Como método estadístico se ha utilizado el análisis de regresión de Poisson.

Resultados. Las tasas de mortalidad oscilan entre 37,33 y 91,54 defunciones por cada 1.000 habitantes (razón de TEM = 2,47). En el medio urbano, entre los varones con nivel de renta 2, la mortalidad disminuye el 16% (intervalo de confianza [IC] del 95%, 1-29), mientras que entre los de mayor renta la mortalidad disminuye el 20% (IC del 95%, 7-31) respecto al grupo de referencia; en las mujeres, esta disminución es del 8%, sin alcanzar la significación estadística. No se demuestra relación en el medio semirural.

Conclusiones. Se demuestra que hay desigualdades en la mortalidad de la población ≥ 65 años y una relación inversa entre el nivel de RMD y la mortalidad en el ámbito urbano.

Palabras clave: Personas mayores de 65 años. Mortalidad. Desigualdades.

DIFFERENCES IN MORTALITY IN THE OVER-65S IN A HEALTH AREA OF THE COMMUNITY OF MADRID

Objective. To detect the possible differences in risk of mortality of the population aged 65 and over in Health Area 11 of the Community of Madrid and to explore their relationship with economic factors.

Design. Observational, retrospective, and ecological-style study.

Setting. Districts and boroughs in Health Area 11 of the Community of Madrid, Spain.

Participants. People aged 65 and over.

Main measurements. The analysed variable was the total deaths occurring in the study population during the period 1996-2001. The standardized mortality rate (SMR) was calculated. As a social/economic indicator, mean available income, stratified in 3 groups, was used. The statistical method used was Poisson regression.

Results. The mortality rates oscillated between 37.33 and 91.54 deaths for every thousand inhabitants (SMR ratio, 2.47). In urban areas, in men with level 2 income, mortality was 16% less ($P=.0406$) than the reference group, whereas in high-income men it was 20% less ($P=.0042$). In women the rate was about 8% less, though this did not attain statistical significance ($P=.3039$). The relationship in semi-rural areas was not demonstrated.

Conclusions. The existence of inequalities in the mortality of the population aged 65 or over was demonstrated. There was an inverse relationship between mean available income and mortality in urban areas.

Key words: People over 65. Mortality. Inequalities.

^aCátedra de Familia UAM/Novartis. Facultad de Medicina de la UAM. Madrid. España.

^bGerencia Atención Primaria. Área 11. Madrid. España.

^cServicio de Geriátria. Hospital Clínico San Carlos. Madrid. España.

Correspondencia:
P. Magán Tapia.
Cátedra de Medicina de Familia UAM/Novartis.
Departamento de Medicina Preventiva y Salud Pública.
Facultad de Medicina de la UAM.
Arzobispo Morcillo, s/n. 28029 Madrid. España.
Correo electrónico:
puri.magan@uam.es

Manuscrito recibido el 8-3-2005.
Manuscrito aceptado para su publicación el 20-2-2006.

Introducción

La presencia de desigualdades en la salud y una relación inversa entre el nivel socioeconómico y el nivel de salud está consistentemente descrita en la literatura médica, observándose una menor mortalidad en los estratos socioeconómicos más elevados¹⁻¹⁰. Sin embargo, las desigualdades en la salud entre la población mayor han sido menos estudiadas que las desigualdades entre grupos de edad más jóvenes.

Aunque diversos estudios han demostrado que las desigualdades en la salud disminuyen a medida que aumenta la edad de la población estudiada^{2,10,11}, no implica que no sigan estando presentes y que deban ser estudiadas. Esto probablemente se deba a que a partir de los 75 años se tiende a igualar el riesgo de mortalidad, como consecuencia de la mortalidad selectiva de las personas enfermas antes de esa edad^{1,3,4,8}.

Hay importantes razones por las que se debe estudiar las desigualdades en salud en la población mayor, y una de ellas es el envejecimiento progresivo de la población. En un reciente informe de Naciones Unidas se estima que el 34% de la población en los países desarrollados tendrá más de 60 años en el año 2050, y que España será el país más envejecido del mundo, con el 44,1% de su población por encima de esa edad¹². Otra razón sería conseguir una mayor equidad en la salud, es decir, adecuar los recursos y la planificación sanitaria según las necesidades de la población.

Este estudio tiene como objetivo principal detectar la presencia de posibles desigualdades en la mortalidad en el grupo de población ≥ 65 años que habita en el Área Sanitaria 11 de la Comunidad de Madrid (CM) y, en caso de confirmarse las desigualdades en la mortalidad, explorar su relación con factores socioeconómicos.

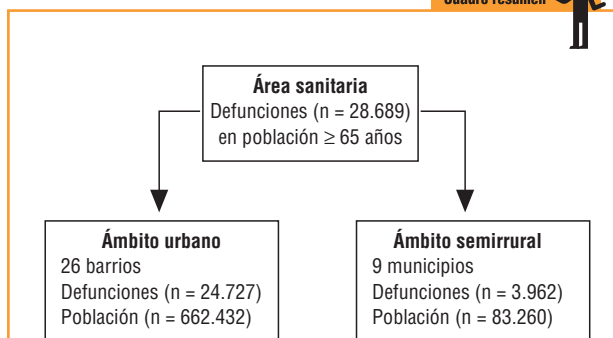
Métodos

Diseño, ámbito de estudio y unidad de análisis

Se ha realizado un estudio observacional, transversal, analítico de tipo ecológico. El ámbito de estudio es el Área Sanitaria 11 de la CM, que está situada al sur de la provincia y representa el 9,75% de su superficie. En ella se distinguen claramente 2 zonas bien diferenciadas: una urbana que incluye 26 barrios de la capital y otra semirural con 9 municipios.

Como unidad de análisis territorial se ha utilizado el barrio para las zonas urbanas y el municipio en el ámbito semirural, pues según apuntan algunos autores, estas delimitaciones parecen tener la suficiente coherencia social interna^{8,13,14} como para poder establecer relaciones entre indicadores sociales y de salud. En el período de estudio, la población media ha sido de 20.142 habitantes/año, con una mediana de 49.094 habitantes/año, un valor mínimo de 717 habitantes/año y un máximo de 49.094 habitantes/año.

Material y métodos Cuadro resumen



Esquema general del estudio

Estudio de tipo ecológico en un área sanitaria, para estudiar las desigualdades en la mortalidad y su relación con factores socioeconómicos en la población ≥ 65 años.

Población de estudio

Está constituida por todos los sujetos ≥ 65 años que habitan en el Área Sanitaria 11, durante el período 1996-2001 (ambos incluidos). Se ha estratificado a la población en grupos de 5 años según la edad desde los 65 hasta los 84 años, y se ha constituido un único grupo de población > 85 años.

Fuente de datos

Para conocer las características poblacionales (tamaño y estructura) se ha utilizado el Censo de Población y Vivienda de 1996 y el Padrón Continuo Municipal de Habitantes para el resto de los años del estudio¹⁵.

Los datos de la mortalidad se obtuvieron de las bases de datos correspondientes al Registro de Mortalidad de los años 1996-2001, a partir de los archivos facilitados por el Instituto de Estadística de la Comunidad de Madrid.

Para la renta media disponible per cápita (RMD) se ha utilizado los valores correspondientes a 1998, año medio del estudio, publicados por el Instituto de Estadística de la Comunidad de Madrid¹⁶. En la figura 1 se muestra la distribución de la RMD en los barrios y municipios del Área 11.

Variables e indicadores

Las variables de estudio son el sexo, la edad (≥ 65 años) y el medio urbano-semirural. Dentro del Área Sanitaria 11, el medio urbano está constituido por 26 barrios de Madrid capital y el medio semirural por 9 municipios situados al sur de Madrid capital.

Como indicador del nivel de salud se ha utilizado la tasa de mortalidad estandarizada (TEM) por edades. La estandarización se ha realizado por el método indirecto¹⁷ y como tasa de referencia se ha utilizado la de la Comunidad de Madrid para el año 2001. Para estabilizar las tasas se han utilizado los datos agregados de los 6 años del estudio.

Como indicador socioeconómico se ha utilizado la RMD. Equivale a la cuantía económica que una persona puede destinar al consumo y/o al ahorro. Mide la capacidad de gasto real de los in-

dividuos en términos netos (una vez eliminados impuestos, cotizaciones y retenciones). El indicador RMD se ha categorizado en 3 grupos (< 7.000 €, 7.000-8.000 € y > 8.000 €). El primer grupo se utilizó como referencia.

Análisis de datos

Se ha realizado en primer lugar una descripción del indicador de mortalidad (TEM), para lo que se han utilizado las siguientes medidas: valores máximo y mínimo, y la razón entre ambos valores. Se han realizado mapas para la representación gráfica del análisis descriptivo. Para estudiar la presencia de una relación entre la mortalidad y la renta se ha estudiado la asociación lineal entre la TEM y la RMD mediante el coeficiente de correlación de Pearson, y se ha realizado un análisis multivariable en el que se ha utilizado el análisis de regresión de Poisson¹⁸; la variable dependiente ha sido el logaritmo de la tasa de mortalidad y las variables independientes, la edad y el nivel de renta. Posteriormente, el análisis se ha estratificado por sexo, grupos de edad y ámbito urbano-semirrural. Se ha utilizado el paquete estadístico SAS¹⁹. Mediante el test de la χ^2 de tendencia lineal se ha calculado la p de tendencia lineal.

Resultados

Según la información del censo de 1996, el total de la población del Área 11 era de 680.883 habitantes, con una tasa de envejecimiento (proporción de población \geq 65 años) del 13,54%, y mientras que en el año 2001 el conjunto de la población del área ascendió a 699.583 habitantes, con una tasa de envejecimiento del 18,59%.

En el período 1996-2001 se han producido en al Área 11, para el grupo de edad estudiado, un total de 28.689 defunciones, que en los diferentes barrios ha oscilado entre 29 (Valdelaguna) y 1.922 (Vista Alegre). La tasa cruda de mortalidad entre las personas mayores fue de 40,65 defunciones por 1.000 habitantes para el período de los 6 años estudiados. El 49,98% correspondía a varones y el 50,02%, a mujeres.

La desigualdad entre el barrio con peor indicador en la mortalidad respecto al más favorecido fue superior al doble (TEM de 37,02 y 91,54 defunciones por 1.000 habitantes, respectivamente; razón = 2,47). En los varones, los valores máximo y mínimo de la TEM fueron 90,55 y 51,10 defunciones por 1.000 habitantes, con una razón de 1,77. En las mujeres, la TEM osciló entre 64,24 y 21,25 defunciones por cada 1.000 habitantes, con una razón de 3,02. Cuando se calculan las tasas de mortalidad para los barrios del Área se observa la presencia de diferencias entre ellos, que llegan a alcanzar la significación estadística, como se refleja en la figura 2. En la figura 3 se representa el mapa

TABLA 1 Número de defunciones, población y razón de tasas de mortalidad para ambos sexos según el grupo de renta, obtenidos mediante el ajuste de modelos de regresión de Poisson

Ambos sexos	Número de defunciones	Población	RR	IC del 95%	p de tendencia
Toda el Área 11					0,1159
< 7.000 €	4.516	115.631	1		
7.000-8.000 €	7.801	180.593	1,07	0,90-1,28	
> 8.000 €	16.372	409.466	0,91	0,78-1,08	
Ámbito urbano					0,0990
< 7.000 €	4.042	104.551	1		
7.000-8.000 €	6.550	157.771	0,92	0,80-1,05	
> 8.000 €	14.135	360.108	0,88	0,78-0,99*	
Ámbito rural					0,5990
< 7.000 €	474	11.080	1		
7.000-8.000 €	1.251	22.822	1,43	0,95-2,15	
> 8.000 €	2.237	49.358	1,07	0,65-1,75	

IC: intervalo de confianza; RR: riesgo relativo.
*p < 0,05.

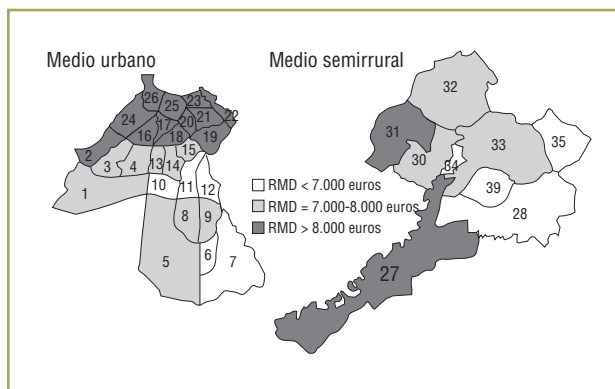
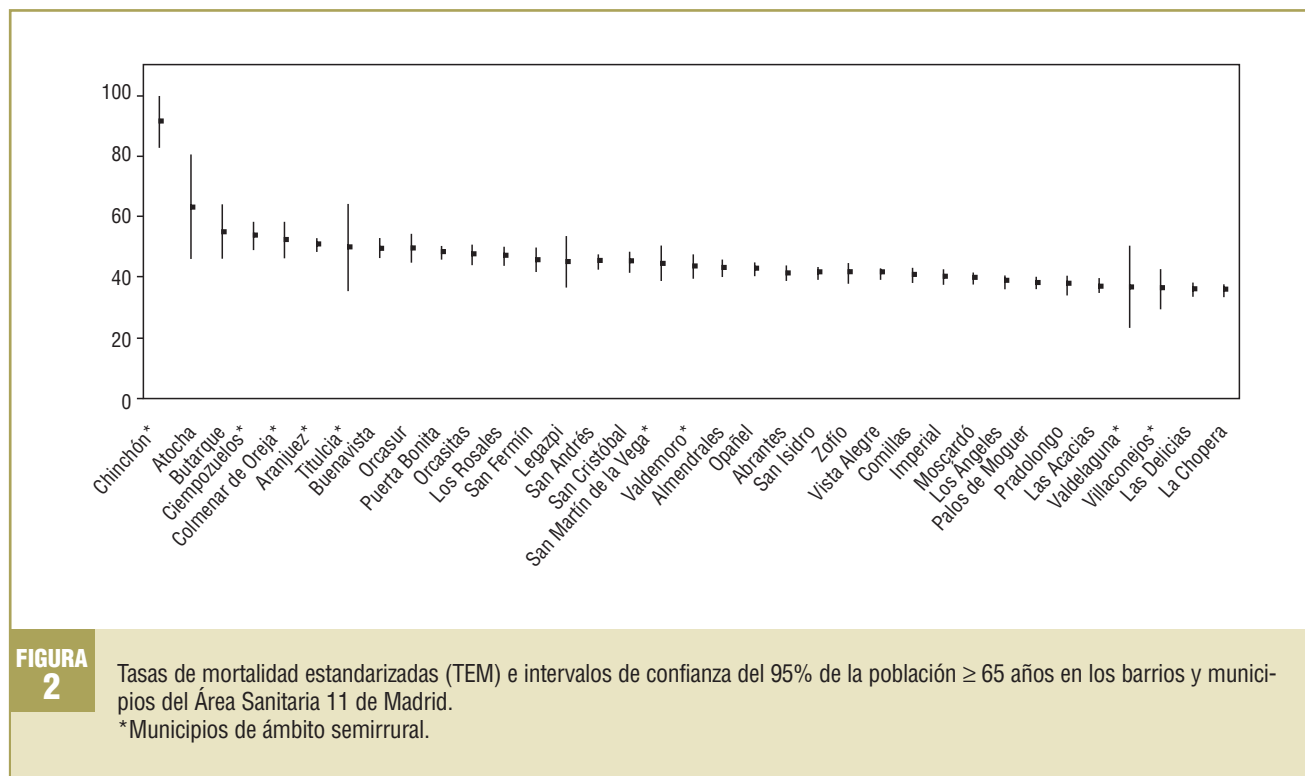


FIGURA 1

Distribución de la renta media disponible (RMD) en los barrios y municipios del Área 11. 1: Buenavista. 2: Vista Alegre. 3: Puerta Bonita. 4: Abrantes. 5: San Andrés. 6: San Cristóbal. 7: Butarque. 8: Los Ángeles. 9: Los Rosales. 10: Orcasitas. 11: Orcasur. 12: San Fermín. 13: Zofío. 14: Pradolongo. 15: Almen-drales. 16: Opañel. 17: Comillas. 18: Moscardó. 19: Legazpi. 20: La Chopera. 21: Delicias. 22: Atocha. 23: Palos de Moguer. 24: San Isidro. 25: Las Aca-cias. 26: Imperial. 27: Aranjuez. 28: Colmenar de Oreja. 29: Villacañeros. 30: Ciempozuelos. 31: Val-demoro. 32: San Martín de Valdeiglesias. 33: Chinchón. 34: Titulcia. 35: Valdelaguna.

del Área 11 con la distribución geográfica de la TEM por cada barrio o municipio, agrupada por terciles. En la distribución geográfica de ambos indicadores, TEM y RMD, se observa un gradiente norte-sur, con peores valores en la zona sur (figs. 1 y 3).



El coeficiente de correlación de Pearson entre la TEM y la RMD (-0,262) no es estadísticamente significativo (p = 0,129).

En el análisis realizado mediante regresión de Poisson para el conjunto del Área se observa una disminución en la mortalidad del 9% entre el grupo de mayor renta (> 8.000 €) respecto al de renta inferior (< 7.000 €), relevante aunque no estadísticamente significativa (tabla 1).

Al desagregar por medio urbano y semirural se observa una disminución de la mortalidad del 12% (intervalo de confianza [IC] del 95%, 1-22) para el nivel de mayor renta respecto al inferior en el medio urbano. En el medio semirural, nuestros datos no muestran relación estadística entre la tasa de mortalidad y la renta, ni para ambos sexos ni cuando se desagrega en varones y mujeres.

En el medio urbano hay una tendencia lineal en los riesgos relativos para el grupo de varones (p = 0,0023), que no se observa en el caso de las mujeres (p = 0,5512). Entre los varones con nivel de renta de 7.000-8.000 € se observa una disminución de la mortalidad del 16% (IC del 95%, 1-29), mientras que entre los de mayor renta la mortalidad disminuye el 20% (IC del 95%, 7-31) respecto al grupo de referencia. En el grupo de mujeres con mayor renta se observa una disminución de la mortalidad del 8% respecto al grupo de referencia, que no llega a alcanzar la significación estadística.

Cuando, en el medio urbano, el análisis se desagrega por edad y sexo, se comprueba que hay una asociación inversa entre estas variables en los varones de 65 a 74 años y en las mujeres en el nivel de renta más alto en ambos grupos de

edad (65-74 años y > 75 años). Si bien no se alcanza la significación estadística en todos los niveles de renta, sí se observa siempre que los riesgos relativos tienden a disminuir con el aumento del nivel de renta (tabla 2).

Discusión

Los resultados del estudio muestran la presencia de desigualdades en la mortalidad de las personas mayores en agregados territoriales pequeños dentro de una misma área de salud. También se observa una relación inversa entre la tasa de mortalidad y el nivel de renta, tanto para varones como para mujeres en el medio urbano. En el medio semirural no hemos podido demostrar esta asociación, posiblemente debido al tipo de indicador socioeconómico empleado.

Aunque la RMD no es un indicador que haya sido empleado con frecuencia por otros autores, nos ha parecido interesante utilizarlo en este estudio dado que, en la actualidad, es uno de los estimadores del nivel socioeconómico que elabora el Sistema de Información de la Comunidad Autónoma de Madrid, con desagregación de datos hasta ámbitos geográficos pequeños¹⁶, y es fácilmente accesible a los investigadores. Otros autores han utilizado como indicadores el nivel de educación, la ocupación antes de la jubilación y ser propietario o no de la vivienda habitual^{7,10,20-30}. Huisman et al⁷ proponen la utilización de una combinación de indicadores socioeconómicos para el estudio de las desigualdades sociales en la población mayor. Los estudios ecológi-

TABLA 2 Número de defunciones, población y razón de tasas de mortalidad para ambos sexos según el grupo de renta en el medio urbano, obtenidos mediante el ajuste de modelos de regresión de Poisson

	Varones					Mujeres				
	Número de defunciones	Población	RR	IC del 95%	p de tendencia	Número de defunciones	Población	RR	IC del 95%	p de tendencia
Todos los grupos de edad					0,0023					0,5512
< 7.000 €	2.078	42.352	1			1.964	62.199	1		
7.000-8.000 €	3.324	64.032	0,84	0,71-0,99 ^a		3.226	93.739	1,03	0,81-1,15	
> 8.000 €	6.913	128.985	0,80	0,69-0,93 ^b		7.222	231.123	0,92	0,79-1,08	
Edad 65-74 años					0,0131					0,9849
< 7.000 €	924	28.236	1			443	38.027	1		
7.000-8.000 €	1.208	43.098	0,86	0,77-0,99 ^a		592	54.417	0,92	0,81-1,50	
> 8.000 €	2.328	87.596	0,84	0,77-0,92 ^b		1.207	122.789	0,88	0,79-0,99 ^a	
Edad ≥75 años					0,1694					0,1227
< 7.000	1.154	14.116	1			1.521	24.172	1		
7.000-8.000 €	2.116	20.934	0,88	0,74-1,04		2.634	39.322	0,90	0,78-1,03	
> 8.000 €	4.585	41.389	0,87	0,74-1,01		6.015	108.334	0,88	0,78-1,00 ^a	

IC: intervalo de confianza; RR: riesgo relativo.
^ap < 0,05. ^bp < 0,001.

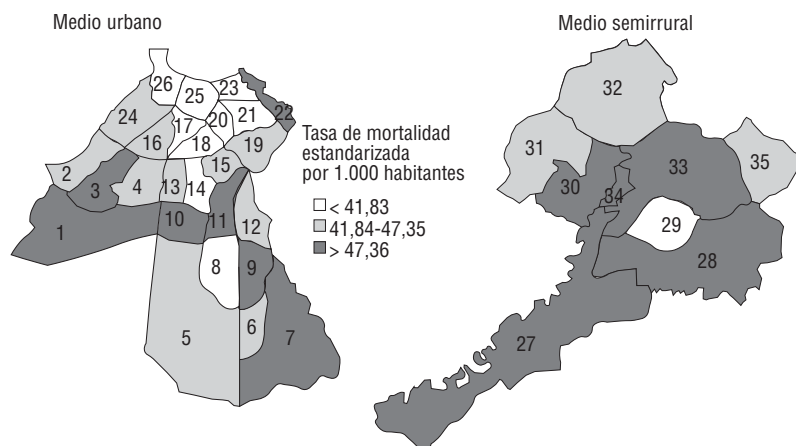
cos deben adecuarse y aprovechar las fuentes de datos secundarias disponibles, especialmente si están desagregados hasta niveles territoriales pequeños.

Al ser un estudio con datos agregados, hay que tener en cuenta las limitaciones ligadas a este tipo de diseño²⁰; una asociación entre variables en un nivel agregado no necesariamente representa la asociación que hay en el ámbito individual. Como aspecto positivo de los estudios ecológicos cabe destacar que permiten tener en cuenta el efecto del lugar de residencia sobre las mediciones; de ahí

la importancia de utilizar agregados con la máxima coherencia social interna^{21,22}. A pesar de la agregación de los valores para un período de 6 años, hay inestabilidad en el indicador de mortalidad utilizado (TEM), como muestra la gran amplitud de los intervalos de confianza. Esta inestabilidad se puede deber al pequeño número de defunciones en algunas de las áreas estudiadas y/o al corto período de estudio. Estas 2 características limitan el número de observaciones y, en consecuencia, los resultados estadísticos.

FIGURA 3

Distribución en terciles de la tasa de mortalidad estandarizada en la población ≥ 65 años, en los barrios y municipios del Área Sanitaria 11 de Madrid. 1: Buenavista. 2: Vista Alegre. 3: Puerta Bonita. 4: Abrantes. 5: San Andrés. 6: San Cristóbal. 7: Butarque. 8: Los Ángeles. 9: Los Rosales. 10: Orcasitas. 11: Orcasur. 12: San Fermín. 13: Zofío. 14: Pradolongo. 15: Almendrales. 16: Opañel. 17: Comillas. 18: Moscardó. 19: Legazpi. 20: La Chopera. 21: Delicias. 22: Atocha. 23: Palos de Moguer. 24: San Isidro. 25: Las Acacias. 26: Imperial. 27: Aranjuez. 28: Colmenar de Oreja. 29: Villacañeros. 30: Ciempozuelos. 31: Valdemoro. 32: San Martín de Valdeiglesias. 33: Chinchón. 34: Titulcia. 35: Valdelaguna.



Discusión
Cuadro resumen

Lo conocido sobre el tema

- Se está produciendo un envejecimiento progresivo en España.
- Las desigualdades en salud entre los mayores de 65 años han sido menos estudiadas que las desigualdades entre grupos de edad más jóvenes.
- Hay una relación inversa entre el nivel socioeconómico y el de salud.

Qué aporta este estudio

- Se demuestran diferencias en la mortalidad en la población mayor dentro de una misma área de salud.
- Se muestra una relación inversa entre el nivel de renta media disponible y la mortalidad en el ámbito urbano y no en el semirural.
- La utilización de datos administrativos sin coherencia social interna supone que importantes desigualdades en la salud puedan quedar enmascaradas al analizar áreas geográficas grandes.

La presencia de desigualdades en la mortalidad de la población ≥ 65 años está en consonancia con los resultados de otros autores en otros tipos de poblaciones^{2,9,23-25}, lo que refuerza la evidencia de que las desigualdades en salud demostradas para otros grupos de edad se mantienen en las personas mayores. Nuestros datos confirman en el medio urbano la relación inversa entre el estatus socioeconómico y la mortalidad en los mayores, relación que ya estaba suficientemente contrastada en estudios sobre la población general^{6,7,26}.

Para valorar el hecho de que los datos presentados no alcancen siempre la significación estadística hay que tener presente que en el grupo de edad de más de 75 años en el medio urbano, los riesgos relativos también tienden a disminuir con el nivel de renta, aunque el IC superior sobrepase ligeramente la unidad (1,04 y 1,01, respectivamente). En cualquier caso, otros factores que explicarían los resultados podrían ser la inestabilidad del indicador de mortalidad ya comentada, una mayor influencia de otros factores determinantes del nivel de salud en este grupo, a que la RMD tal como ha sido elaborada por el Sistema de Información de la Comunidad no sea un indicador suficientemente sensible para reflejar las diferencias en el estatus socioeconómico en las personas mayores, o/y la presencia de factores intrínsecos¹³ al lugar

de residencia, como el medio ambiente o la red social, independientes del individuo pero que influyen en su nivel de salud.

Una contribución explícita de este estudio es la confirmación de la presencia de desigualdades en desagregados territoriales pequeños dentro de un marco aparentemente más homogéneo como es un área de salud. En la mayoría de estudios sobre desigualdades se utiliza un nivel de desagregación superior, como provincias, ciudades o países^{1,7,21,25}, ligado a la disponibilidad de las fuentes de información.

En el Área Sanitaria 11 de Madrid se detectan diferencias entre ámbitos territoriales reducidos. Es, por lo tanto, imprescindible profundizar en el conocimiento de la situación actual e identificar los factores evitables que influyen en las desigualdades en salud en las personas mayores, con el afán de superar esta situación de inequidad en un sector de la población que requiere políticas y atención específicas.

Agradecimientos

A la Dra. M. Pilar Guallar por sus opiniones en las versiones previas de este trabajo.

Bibliografía

1. Regidor E, Mateo S, Gutierrez-Fisac JL, et al. Diferencias socioeconómicas en mortalidad en ocho provincias españolas. *Med Clin (Barc)*. 1996;106:285-9.
2. Borrell C, Arias A. Desigualtats de mortalitat en els barris de Barcelona, 1983-89. *Gac Sanit*. 1993;7:205-20.
3. Arias LC, Borrell C. Desigualdades en la mortalidad según la educación en la ciudad de Barcelona. *Med Clin (Barc)*. 1998;110:161-6.
4. Villabí JR, Borrell C. Desigualdades sociales y salud. *FMC*. 2003;10:89-96.
5. Mackenbach JP, Kunst AE, Caveloars AE, et al. Socioeconomic inequalities in morbidity and mortality in western Europe. *Lancet*. 1997;349:1655-9.
6. Bassuk SS, Berkman LF, Amick BC. Socioeconomic status and mortality among the elderly: findings from four US communities. *Am J Epidemiol*. 2002;155:520-33.
7. Huisman M, Kunst AE, Andersen O, et al. Socioeconomic inequalities in mortality among elderly people in 11 European populations. *J Epidemiol Community Health*. 2004;58:468-75.
8. Regidor E, Pascual C, Calle ME, et al. Incremento de la supervivencia según la renta per capita en España en los últimos años del siglo XX. *Gac Sanit*. 2003;17:404-6.
9. Ruiz I, March JC. Desigualdades en salud en los municipios periféricos de la Aglomeración Urbana de Granada. *Aten Primaria*. 1998;22:269-78.
10. Marmot MG, Shipley MJ. Do socioeconomic differences in mortality persist after retirement? 25 Year follow up of civil servants from the first Whitehall study. *BMJ*. 1996;313:1170-80.
11. Martikainen P, Makela P, Koskinen S, et al. Income differences in mortality: a register-based follow-up study of three million men and women. *Int J Epidemiol*. 2001;30:1397-405.
12. WHO. Population division. World population ageing 1950-2050. Geneva: WHO; 2002. Disponible en: www.who.int

13. Borrell C, Pasarín MI. Desigualdad en salud y territorio urbano. *Gac Sanit.* 2004;18:1-4.
14. Armero MJ, Frau MJ, Colomer C. Indicadores de salud en el medio urbano. Variaciones en función de la coherencia social de las áreas geográficas estudiadas. *Gac Sanit.* 1991;22:17-20.
15. Comunidad de Madrid. Consejería de Hacienda [accedido 12 Sep 2005]. Disponible en: www.madrid.org/iestadis/fijas/otras/estructu.html#población
16. Indicador de renta familiar disponible per cápita territorializada 1997, 1998 y 1999 (provisional) y 2000 (avance). CD-ROM. Madrid: Instituto de Estadística; 2002.
17. Pinault R, Daveluy C. La planificación sanitaria. Conceptos, métodos, estrategias. Barcelona: Masson; 1987.
18. Fitting models to grouped data. En: Breslow EN, Day EN, editors. *Statistical methods in cancer research. Volume II: the design and analysis of cohort studies.* Lyon: International Agency for Research on Cancer; 1987.
19. SAS/STAT Guide for personal computers, version 8.2. Cary: SAS Institute; 2001.
20. Morgenstern H. Uses of ecologic analysis in epidemiologic research. *Ann Rev Public Health.* 1982;72:1336-44.
21. Domínguez-Berjón MF, Borrell C, Benach J, et al. Medidas de privación material en áreas geográficas pequeñas. *Gac Sanit.* 2001;15 Supl 4:23-33.
22. 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.
23. Nolasco A, Melchor I, Moncho J, García C, Verdú J, Caballero P, et al. Análisis de la mortalidad en ciudades: resultados en Valencia y Alicante. *Gac Sanit.* 2004;18:7-15.
24. Albert X, Bayo A, Alfonso JL, Cortina P, Corella D. The effectiveness of health systems in influencing avoidable mortality: a study in Valencia, Spain, 1975-90. *J Epidemiol Community Health.* 1996;50:320-5.
25. Regidor E, Calle ME, Domínguez V, Navarro P. Mortalidad según las características sociales y económicas: estudio de mortalidad de la Comunidad Autónoma de Madrid. *Med Clin (Barc).* 2001;116:726-31.
26. Huisman M, Kunst AE, Matthias B, et al. Educational inequalities in cause specific mortality in middle-aged and older men and women in eight western European populations. *Lancet.* 2005;365:493-500.
27. 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.
28. Huisman M, Kunst AE, Mackenbach JP. Socioeconomic inequalities in morbidity among the elderly: a European overview. *Soc Sci Med.* 2003;57:861-73.
29. Pasarín MI, Borrell C, Plasència A. ¿Dos patrones de desigualdades sociales en mortalidad en Barcelona? *Gac Sanit.* 1999;13:431-40.
30. Arber S, Ginn J. Gender and inequalities in health in later life. *Soc Sci Med.* 1993;36:33-46.