

Análisis de la mortalidad en ciudades: resultados en Valencia y Alicante

Andreu Nolasco^a / Inmaculada Melchor^b / Joaquín Moncho^a / Carmen García^b / José Verdú^a / Pablo Caballero^a
 Socorro Valero^b / Purificación Martínez^b / María Jesús Pérez^a

^aDepartamento de Salud Pública. Universidad de Alicante. Alicante.

^bRegistro de Mortalidad. Conselleria de Sanitat i Consum. Generalitat Valenciana. Valencia. España.

Correspondencia: A. Nolasco. Departamento de Salud Pública. Universidad de Alicante. Campus de San Vicente del Raspeig. 03080 Alicante. España.

Correo electrónico: nolasco@ua.es

Recibido: 3 de junio de 2003.

Aceptado: 23 de noviembre de 2003.

(Mortality surveillance in cities: results in Valencia and Alicante, [Spain])

Resumen

Objetivos: Describir los patrones de mortalidad, general y por causas específicas seleccionadas, en Valencia y Alicante; establecer las diferencias internas por distritos, y evaluar los cambios en la magnitud de estas desigualdades en el tiempo.

Métodos: Las defunciones ocurridas en residentes en las ciudades de Valencia y Alicante durante los períodos 1990-1992 y 1996-1998 se asignaron a los distritos municipales de residencia. La comparación entre los períodos de estudio o entre ciudades se ha realizado a través del riesgo relativo estimado mediante regresión de Poisson. Se calculó la razón comparativa de mortalidad (RCM) según los 17 grandes grupos de la Clasificación Internacional de Enfermedades (9.ª revisión). Por distritos se han calculado en cada período de estudio las tasas ajustadas por el método directo, la razón de mortalidad estandarizada (RME), la razón de años potenciales de vida perdida (RAPVP) y la esperanza de vida al nacimiento.

Resultados: Los riesgos de muerte por todas las causas disminuyen del primer al segundo período tanto en varones, como en mujeres en ambas ciudades. La esperanza de vida aumenta significativamente en ambas ciudades en los varones, y en Valencia en las mujeres. La ciudad de Valencia presenta un mayor riesgo de muerte en ambos períodos. Algunos grupos de causas de muerte aumentan (grupos 5 y 6, que incluyen trastornos mentales y enfermedades del sistema nervioso y órganos de los sentidos). Por distritos, se observa una mayor variabilidad en Valencia —donde destacan los distritos 1 y 11 con un elevado riesgo de mortalidad— que en Alicante.

Conclusiones: El proceso de vigilancia de la mortalidad interna, por distritos, es reproducible. En la ciudad de Valencia existen diferencias en la mortalidad que se mantienen en el tiempo. La ciudad de Alicante presenta una menor variabilidad interna en sus indicadores de mortalidad.

Palabras clave: Mortalidad. Desigualdades en salud. Vigilancia en Salud Pública. Ciudades.

Abstract

Objectives: To describe mortality patterns, in general and by selected specific causes in Valencia and Alicante, to establish internal inequalities by districts, and to evaluate changes in the magnitude of these inequalities over time.

Methods: Deaths among residents of Valencia and Alicante in the periods 1990-1992 and 1996-1998 were assigned to residential municipal districts. Comparisons between the periods studied and between cities were carried out using the relative risk derived from a Poisson regression model. A comparative mortality figure was calculated using the 17 largest groups of the 9th International Classification of Diseases. Rates adjusted by the direct method, standardized mortality ratio, potential years of life lost (PYLL) ratio and life expectancy at birth were calculated by districts in each study period.

Results: The risks of death from all causes decreased between the first and second periods in both men and women in both cities. Life expectancy significantly increased in both cities for men and in Valencia for women. The city of Valencia had the greatest risk of death in both periods. Some causes of death increased (groups 5 and 6, mental and nervous system disorders and sensory organ diseases). By districts, there was greater variability in Valencia than in Alicante, especially in districts 1 and 11 in Valencia, which showed a high risk of death.

Conclusions: The process of internal mortality surveillance by districts is reproducible. In the city of Valencia there were inequalities in mortality that were maintained over time. The city of Alicante showed less internal variability in its mortality indicators.

Key words: Mortality. Health inequalities. Public health surveillance. Cities.

Introducción

El desarrollo de las estadísticas de mortalidad en nuestro país durante las 2 últimas décadas ha permitido avanzar en el conocimiento de este indicador inequívoco de pérdida de salud, y establecer su magnitud, sus variaciones y sus tendencias (de mortalidad general o por causas), tanto a nivel nacional como por regiones, comunidades u otras agrupaciones geográficas. La utilidad de estos resultados es obvia ya que, además del conocimiento descriptivo y su uso en la determinación de políticas e intervenciones en salud, ha permitido realizar múltiples estudios, reproduciendo o indagando asociaciones y relaciones con variables de los entornos biológico, ambiental, socioeconómico, cultural, etc.

Sin embargo, aunque las ciudades de España concentran la mayor parte de nuestra población, la magnitud de su mortalidad, su distribución interna (por barrios, distritos u otras agrupaciones de individuos) y las variaciones en esta distribución es desconocida para la mayor parte de ellas, por lo que resulta difícil evaluar las distribuciones de los riesgos de muerte en su interior. Pensemos por un momento que si en España sólo conociéramos los indicadores de mortalidad del conjunto del país, no dudaríamos en considerar la necesidad de desagregar esta información para que nos resultara más útil.

En nuestro país, cabe destacar el caso de la ciudad de Barcelona, al disponer de diversos estudios¹⁻⁶ que han abordado la distribución interna de la mortalidad. El caso de esta ciudad es especialmente reseñable porque permite evaluar la evolución de sus diferencias respecto a la mortalidad y la asociación de éstas con diversos factores socioeconómicos. Un reciente trabajo, publicado por Borrell y Pasarín⁷, muestra la evolución en diversos indicadores de mortalidad en agrupaciones de barrios de la ciudad de Barcelona, durante el período comprendido entre 1987 y 1998, tanto para la mortalidad general como la relacionada con causas específicas, e indica la existencia de desigualdades, matizables según las causas de muerte analizadas. En 1993, un estudio sobre la mortalidad realizado en Barcelona y Valencia (períodos 1984-1988 en Valencia, y 1987-1988 en Barcelona)⁸, basado en los barrios como unidad interna de agregación, encontró diferencias importantes en sus indicadores de mortalidad, y una asociación de éstos con un índice de pobreza. Un estudio posterior sobre la ciudad de Valencia⁹ corroboró la existencia de notables diferencias en la mayoría de los indicadores de mortalidad entre sus distritos municipales.

En otros países se han realizado estudios sobre la mortalidad en ciudades¹⁰⁻²¹ con desagregación en áreas internas o subgrupos de población, aunque son

escasos los que analizan la evolución de sus desigualdades en el tiempo.

Los objetivos de este trabajo han sido describir los patrones de mortalidad, general y por causas específicas seleccionadas, en 2 ciudades mediterráneas, Valencia y Alicante, calculando los indicadores de mortalidad desagregados por sus distritos municipales que permitan detectar los que tienen mayores riesgos de muerte, así como evaluar los cambios en la magnitud de sus indicadores entre 2 períodos (1990-1992 y 1996-1998). Se pretende así contribuir a la medición de las variaciones geográficas en mortalidad, partiendo de la idea de que su cuantificación, sus características y su evolución temporal son fundamentales para el estudio de las desigualdades en salud^{22,23}. Por otra parte, desde la perspectiva de la vigilancia en Salud Pública, las afirmaciones que encontramos en el último informe de la Sociedad Española de Salud Pública y Administración Sanitaria (SESPAS)²⁴ acerca de la escasez de indicadores de desigualdad, la falta de análisis de su evolución y del establecimiento de sistemas para su monitorización son especialmente ciertas si nos referimos a la mortalidad de las ciudades de nuestro país.

Métodos

Ámbito y diseño

Estudio ecológico transversal de mortalidad sobre los períodos 1990-1992 y 1996-1998. Se han analizado las defunciones ocurridas en residentes en las ciudades de Valencia y Alicante durante los períodos de estudio, asignándolas a sus distritos municipales de residencia (19 en Valencia y 8 en Alicante). Estas ciudades son las más pobladas de la Comunidad Valenciana. Su población hacia la mitad de los períodos estudiados ha sido de 752.909 y 265.473 habitantes, en el período 1990-1992, y de 743.047 y 273.504 habitantes en el período 1996-1998, respectivamente. El tamaño de la población por distritos presenta mayor variabilidad en Valencia: valores mínimos y máximos de 6.074 y 68.269 en Valencia, y 26.144 y 40.497 en Alicante, en el período 1990-1992, y 6.187 y 67.536 en Valencia, y 26.506 y 44.540 en Alicante, en el período 1996-1998.

Fuentes de información

La codificación de la causa de muerte de las defunciones ocurridas en los períodos de estudio se realizó en el Registro de Mortalidad de la Comunidad Valenciana según la Clasificación Internacional de Enfermedades, 9.^a revisión (CIE-9)²⁵. Las defunciones

Tabla 1. Defunciones ocurridas y defunciones analizadas en las ciudades de Valencia y Alicante en los períodos de estudio^a

	Defunciones ocurridas		Defunciones analizadas	
	1990-1992	1996-1998	1990-1992	1996-1998
Valencia	20.176	21.010	19.661	20.604
Alicante	6.266	6.605	5.879	6.420

^aDiferencias atribuidas a errores en la fuente de información (no consta la calle, la calle no corresponde a la ciudad, etc.).

ocurridas fueron asignadas a los distritos municipales de residencia utilizando un programa de asignación geográfica a partir de la residencia declarada en el Boletín Estadístico de Defunción (BED), construido sobre el entramado de calles («callejero») y números («tramero») de ambas ciudades. La información necesaria para la asignación geográfica fue obtenida del Instituto Nacional de Estadística. Un número reducido de defunciones (2,8%) no pudo ser analizado al no poder ser asignado a ningún distrito por errores en la fuente de información (ausencia de número, de calle, calle ilegible o no identificada, número erróneo) que impidieron la asignación de distrito. En la tabla 1 se recoge la distribución de las defunciones ocurridas y analizadas.

Las poblaciones por edad (grupos quinquenales) y sexo utilizadas para el cálculo de los indicadores de mortalidad se obtuvieron del Instituto Valenciano de Estadística (las del período 1996-1998 fueron estimadas a mitad de período a partir de las de 1996 y 1998, mientras que para el período 1990-1992 las poblaciones fueron las del censo de 1991).

Indicadores de mortalidad y métodos de análisis

Para el estudio de la magnitud de la mortalidad general en el conjunto de las ciudades en cada uno de los períodos se calcularon las tasas brutas y específicas por edad, separadas por sexos. La comparación en cada ciudad entre los períodos estudiados, o entre ciudades según estos períodos, se ha realizado a través del riesgo relativo estimado por un modelo de regresión de Poisson²⁶ ajustado por edades y separado por sexos. Los efectos considerados en el modelo para comparar entre períodos en cada ciudad han sido la edad y el período, y para comparar entre ciudades, la edad, el período y la ciudad. La comparación entre períodos se ha completado calculando la razón comparativa de mortalidad²⁷ (RCM) para los 17 grandes grupos de la CIE-9, con una población estándar correspondiente al conjunto de la ciudad, separada por sexos.

Para describir la mortalidad general por distritos municipales, los indicadores han sido las tasas ajustadas

por el método directo²⁷, la razón de mortalidad estandarizada (RME)²⁷, la razón de años potenciales de vida perdida (RAPVP)^{28,29}, con ajuste por el método indirecto, y la edad entre uno y 70 años, todos ellos tomando como población estándar la del conjunto de la ciudad correspondiente, y la esperanza de vida al nacimiento³⁰. Estos indicadores se calcularon en cada uno de los períodos de estudio y su significación estadística se estableció a partir del intervalo de confianza del 95%. Para el cálculo de la esperanza de vida fue necesario imputar las defunciones no asignadas a un distrito para evitar una sobrestimación. El procedimiento de imputación se basó en una asignación aleatoria proporcional al tamaño de los distritos, en el grupo de edad y sexo de la defunción imputada. Esta asignación puede considerarse «conservadora», en el sentido de que tiende a disminuir las diferencias reales. Para el resto de los cálculos, las defunciones utilizadas fueron las asignadas a un distrito municipal.

Resultados

Aunque las tasas brutas de ambas ciudades aumentan entre uno y otro período (tablas 2 y 3), al utilizar un modelo de regresión de Poisson para ajustar las tasas por la estructura de edad de cada ciudad en los períodos de estudio (1996-1998 frente a 1990-1992), obtenemos en Alicante un riesgo relativo (RR) de 0,911 (intervalo de confianza [IC] del 95%, 0,868-0,956) en los varones y de 0,909 (IC del 95%, 0,863-0,959) en las mujeres, y en Valencia de 0,926 (IC del 95%, 0,901-0,951) en los varones y de 0,900 (IC del 95%, 0,875-0,926) en las mujeres. Se produce una disminución del riesgo de muerte por todas las causas para el segundo período de estudio, en ambas ciudades y ambos sexos, con un valor similar (entre un 8 y un 10%). Este resultado se confirma a través de la esperanza de vida, que se incrementa de forma estadísticamente significativa ($p < 0,05$) en ambas ciudades en los varones, y en Valencia en las mujeres, con un aumento no significativo en Alicante, en las mujeres.

En la tabla 4 pueden observarse las RCM por grupos de causas. Entre los grupos de causas que contribuyen a la disminución de la mortalidad general cabe destacar las disminuciones del grupo 3 (que incluye el sida), el grupo 7 (enfermedades del aparato circulatorio), el grupo 13 (enfermedades del sistema osteomuscular y el tejido conjuntivo) y el grupo 17 (causas externas), pues se producen en ambas ciudades y ambos sexos. Por el contrario, aumentan los grupos 5 y 6 (trastornos mentales y enfermedades del sistema nervioso y órganos de los sentidos), y muy ligeramente el grupo 10 (enfermedades del aparato genitourinario), en ambos sexos y ambas ciudades.

Tabla 2. Indicadores de mortalidad para Valencia y Alicante por distritos, según el período de estudio (se considera población estándar la correspondiente a la ciudad en ese período). Conjunto de causas de muerte (varones)

Ciudad y distritos	Valencia							
	Tasa ajustada ^a (por 100.000) (método directo)		Razón de mortalidad estandarizada (RME)		Razón de años potenciales de vida perdidos (RAPVP)		Esperanza de vida al nacimiento	
	1990-1992	1996-1998	1990-1992	1996-1998	1990-1992	1996-1998	1990-1992	1996-1998
Toda la ciudad	962,3	1.023,0	100,0	100,0	100,0	100,0	72,5	74,0 ^f
Distrito 1	1.259,3	1.232,9	123,2 ^b	115,2 ^b	181,2 ^b	173,9 ^b	66,4	69,7
Distrito 2	942,8	984,3	94,9	97,1	106,3	80,2 ^b	72,4	73,1
Distrito 3	943,3	953,6	97,4	92,6 ^b	101,2	93,8	72,5	74,7
Distrito 4	908,5	1.116,5	92,2	106,4	77,1 ^b	75,1 ^b	73,7	74,8
Distrito 5	1.014,4	1.026,3	105,2	100,5	109,5	94,5	71,6	74,0
Distrito 6	894,9	992,8	91,6	95,7	76,4 ^b	80,1 ^b	74,2	75,1
Distrito 7	973,6	1.092,1	100,8	106,4	105,5	126,9 ^b	72,1	72,5
Distrito 8	910,4	935,3	93,2	89,9 ^b	84,5 ^b	74,3 ^b	73,3	75,5
Distrito 9	886,2	962,9	91,4 ^b	94,5	80,2 ^b	97,5	74,0	74,5
Distrito 10	917,3	1.003,1	95,5	98,1	98,9	99,9	72,9	74,0
Distrito 11	1.126,4	1.402,7	117,3 ^b	136,9 ^b	133,0 ^b	159,2 ^b	70,1	69,7
Distrito 12	939,0	975,1	97,6	95,6	106,5	96,4	72,8	74,7
Distrito 13	913,5	848,1	91,7	81,7 ^b	70,0 ^b	71,5 ^b	74,2	76,7
Distrito 14	927,4	911,6	94,8	88,7 ^b	87,1	81,5	73,0	75,6
Distrito 15	961,1	974,8	99,6	94,9	106,9	100,7	71,9	74,3
Distrito 16	954,2	879,2	96,0	86,3 ^b	72,6 ^b	88,2	73,9	75,8
Distrito 17	801,2	1.022,0	86,7	99,7	73,0	83,4	75,8	75,0
Distrito 18	1.157,0	1.031,3	119,7 ^b	101,3	104,3	112,7	71,3	74,1
Distrito 19	1.028,1	1.046,8	105,8	101,7	124,8	111,1	70,9	73,6

Ciudad y distritos	Alicante							
	Tasa ajustada ^a (por 100.000) (método directo)		Razón de mortalidad estandarizada (RME)		Razón de años potenciales de vida perdidos (RAPVP)		Esperanza de vida al nacimiento	
	1990-1992	1996-1998	1990-1992	1996-1998	1990-1992	1996-1998	1990-1992	1996-1998
Toda la ciudad	836,1	878,5	100,0	100,0	100,0	100,0	73,1	75,0 ^f
Distrito 1	793,9	801,8	93,6	91,1	102,9	87,1 ^b	72,7	76,5
Distrito 2	866,7	921,9	103,9	103,5	106,2	120,0	72,6	73,9
Distrito 3	840,5	928,2	100,5	105,3	100,8	107,1	73,2	73,7
Distrito 4	855,7	1.026,8	102,9	116,6 ^b	120,7	118,4	72,0	73,2
Distrito 5	821,8	851,1	97,9	96,7	93,9	90,0	73,5	75,8
Distrito 6	874,0	840,2	103,3	93,7	91,2	88,3	73,2	75,6
Distrito 7	756,7	906,4	89,8	102,7	80,0	93,2	74,3	75,2
Distrito 8	905,9	712,8	106,9	81,2	98,3	84,5	72,8	77,7

^aLas tasas ajustadas de las ciudades coinciden con las brutas, al utilizar como estándar la propia ciudad.

^bSignificativamente distinto (superior o inferior) del de la ciudad (valor 100) ($p < 0,05$).

^cIncremento significativo ($p < 0,05$) respecto al período 1990-1992.

Para comparar los riesgos de muerte entre ciudades, se ajustaron los modelos de regresión de Poisson con efectos de la edad, el período y la ciudad. Tanto en varones como en mujeres, las tasas de muerte en la ciudad de Valencia fueron superiores a las de Alicante, ajustadas por la edad y el período. Los valores estimados para el RR de muerte en Valen-

cia frente a Alicante fueron de 1,090 (IC del 95%, 1,060-1,120) en varones, y de 1,102 (IC del 95%, 1,070-1,135) en mujeres. Al comprobar las interacciones existentes a fin de establecer si los riesgos se mantenían constantes por períodos, se descartaron por no ser estadísticamente significativas las interacciones entre ciudad y período, y entre ciudad

Tabla 3. Indicadores de mortalidad para Valencia y Alicante por distritos, según el período de estudio (se considera población estándar la correspondiente a la ciudad en ese período). Conjunto de causas de muerte (mujeres)

Valencia								
Ciudad y distritos	Tasa ajustada ^a (por 100.000) (método directo)		Razón de mortalidad estandarizada (RME)		Razón de años potenciales de vida perdidos (RAPVP)		Esperanza de vida al nacimiento	
	1990-1992	1996-1998	1990-1992	1996-1998	1990-1992	1996-1998	1990-1992	1996-1998
Toda la ciudad	786,8	834,8	100,0	100,0	100,0	100,0	80,4	81,9 ^c
Distrito 1	820,2	909,3	98,8	108,2	173,0 ^b	134,8	77,8	80,4
Distrito 2	707,1	767,8	89,3 ^b	91,1 ^b	101,0	111,5	81,2	82,8
Distrito 3	681,8	747,8	87,2 ^b	89,6 ^b	81,3	96,7	82,1	83,0
Distrito 4	808,4	898,9	101,4	107,6	85,3	113,1	80,5	81,5
Distrito 5	818,4	877,6	103,9	105,1	95,6	104,8	80,1	81,0
Distrito 6	705,8	721,9	89,2 ^b	87,1 ^b	76,8	104,3	81,9	83,5
Distrito 7	778,1	879,3	98,6	105,1	109,1	123,3	80,3	81,1
Distrito 8	859,9	846,8	108,2	101,2	88,0	95,5	79,7	81,8
Distrito 9	829,4	853,4	105,4	101,3	110,5	83,3	79,6	82,0
Distrito 10	775,5	787,7	98,6	94,3	103,8	93,0	80,3	82,5
Distrito 11	867,6	1.077,5	110,0	129,6 ^b	109,5	154,6 ^b	79,5	78,9
Distrito 12	780,9	728,4	98,8	87,5 ^b	90,9	87,0	80,8	83,7
Distrito 13	720,0	686,8	91,0	81,0 ^b	85,8	62,6 ^b	81,6	84,6
Distrito 14	907,4	773,4	115,0 ^b	92,8	105,8	80,1	79,3	82,5
Distrito 15	803,4	862,7	102,7	103,9	98,5	98,3	80,2	81,6
Distrito 16	874,5	890,0	110,4	103,9	91,6	64,5 ^b	79,8	81,7
Distrito 17	1.056,6	786,8	131,9 ^b	92,9	166,7	104,1	75,9	82,6
Distrito 18	884,7	1.065,4	112,7	128,2 ^b	86,0	121,0	79,5	79,0
Distrito 19	988,4	874,6	125,8 ^b	104,0	113,4	67,8 ^b	78,3	81,8

Alicante								
Ciudad y distritos	Tasa ajustada ^a (por 100.000) (método directo)		Razón de mortalidad estandarizada (RME)		Razón de años potenciales de vida perdidos (RAPVP)		Esperanza de vida al nacimiento	
	1990-1992	1996-1998	1990-1992	1996-1998	1990-1992	1996-1998	1990-1992	1996-1998
Toda la ciudad	647,3	693,7	100,0	100,0	100,0	100,0	81,3	82,8
Distrito 1	603,3	601,3	91,7	86,2 ^b	95,2	121,4	82,6	83,6
Distrito 2	668,3	698,0	103,7	101,3	87,7	89,8	81,2	83,3
Distrito 3	634,8	721,1	98,6	104,1	105,2	108,3	81,4	82,4
Distrito 4	580,6	778,5	89,9	112,4 ^b	94,2	110,4	81,7	81,7
Distrito 5	707,6	688,0	109,4	99,3	119,4	116,7	80,8	82,6
Distrito 6	676,4	698,9	103,4	99,8	88,8	90,1	81,6	82,8
Distrito 7	667,1	695,8	102,6	99,4	102,1	72,7	81,2	83,0
Distrito 8	699,2	670,8	108,0	96,5	115,3	90,9	80,5	82,8

^aLas tasas ajustadas de las ciudades coinciden con las brutas, al utilizar como estándar la propia ciudad.

^bSignificativamente distinto (superior o inferior) del de la ciudad (valor 100) ($p < 0,05$).

^cIncremento significativo ($p < 0,05$) respecto al período 1990-1992.

y edad, y se constató que el exceso de riesgo en Valencia es constante en ambos períodos y por grupos de edad.

Por otra parte, cabe destacar la disminución de las tasas de muerte en ambas ciudades en los varones entre 15 y 35 años de edad en el período 1996-1998 (fig. 1). Este fenómeno fue detectado en el modelo de regresión

de Poisson ajustado, al obtener una interacción significativa ($p < 0,001$) entre la edad y el período, que también existe, aunque gráficamente no es tan clara (fig. 2), en las mujeres ($p < 0,004$). Este resultado podría explicarse por la disminución de la mortalidad por el grupo que incluye el sida y el conjunto de causas externas.

Tabla 4. Razones de tasas ajustadas (RCM) para el conjunto de la ciudad y por sexos (período 1996-1998 frente al 1990-1992), utilizando como población estándar la de cada ciudad en el sexo correspondiente en el período 1990-1992, para los 17 grandes grupos de la CIE-9

Grupo de causas (17 grupos de la CIE-9)	Alicante		Valencia	
	Varones	Mujeres	Varones	Mujeres
1. Enfermedades infecciosas y parasitarias	0,65 ^a	1,27	0,61 ^a	0,97
2. Tumores	1,00	1,09 ^a	1,06 ^a	0,93
3. Enfermedades de las glándulas endocrinas, nutricionales...	0,91	0,64 ^a	0,91 ^a	0,83 ^a
4. Enfermedades circulatorias y de los órganos hematopoyéticos	0,90	1,52	0,88	1,05
5. Trastornos mentales	1,22	1,19	1,30 ^a	1,91 ^a
6. Enfermedades del sistema nervioso y de los órganos de los sentidos	1,01	2,23 ^a	1,24 ^a	1,27 ^a
7. Enfermedades del aparato circulatorio	0,88 ^a	0,83 ^a	0,83 ^a	0,80 ^a
8. Enfermedades del aparato respiratorio	0,92	0,69 ^a	0,98	1,11 ^a
9. Enfermedades del aparato digestivo	0,77 ^a	1,04	0,82 ^a	0,89 ^a
10. Enfermedades del aparato genitourinario	1,09	1,06	1,14 ^a	1,04
11. Complicaciones del embarazo, parto...	-	-	-	-
12. Enfermedades de la piel y el tejido celular...	0,79	0,82	1,77	1,28
13. Enfermedades del sistema osteomuscular...	0,51 ^a	0,52 ^a	0,95	0,58 ^a
14. Anomalías congénitas	1,07	1,30	0,92	0,51 ^a
15. Afecciones durante el período perinatal	0,90	0,93	0,93	1,49
16. Signos, síntomas mal definidos	1,01	1,36	0,92	0,91
17. Causas externas, traumatismos...	0,75 ^a	0,76 ^a	0,69 ^a	0,77 ^a

^aRCM significativamente distinta de 1 ($p < 0,05$).

Los indicadores básicos por distritos pueden observarse en las tablas 2 y 3. Las esperanzas de vida presentan una variabilidad entre distritos mucho más elevada en Valencia que en Alicante. Los coeficientes de variación (CV) de la esperanza de vida son, en varones en Valencia, del 2,76% en el período 1990-1992

y el 2,46% en el período 1996-1998, mientras que en Alicante son del 0,94% en 1990-1992 y el 2,04% en 1996-1998. En mujeres, el resultado es similar: el 1,82% en 1990-1992 y el 1,77% en 1996-1998 en Valencia, frente al 0,78% en 1990-1992 y el 0,70% en 1996-1998, en Alicante.

Figura 1. Logaritmo decimal de las tasas específicas por edad para Alicante y Valencia en los períodos de estudio (varones).

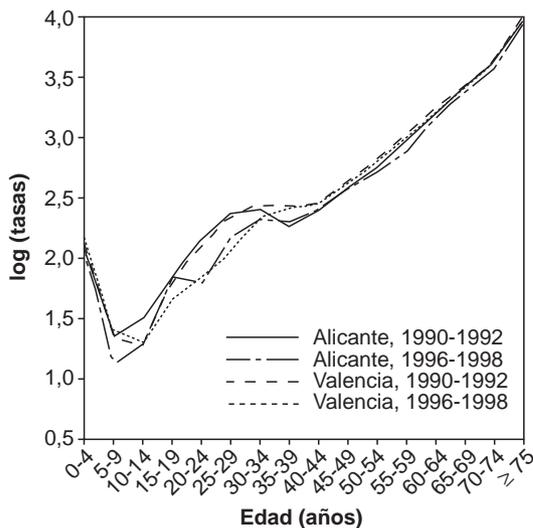
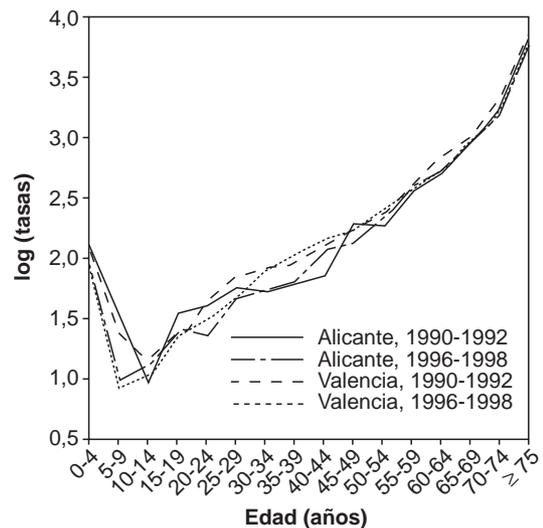


Figura 2. Logaritmo decimal de las tasas específicas por edad para Alicante y Valencia en los períodos de estudio (mujeres).



En Valencia se observan diferencias estadísticamente significativas y de gran magnitud por distritos, tanto en mortalidad general como prematura, respecto al conjunto de la ciudad. En los varones, los distritos 1 y 11 presentan tasas significativamente elevadas tanto en la mortalidad general como prematura, con esperanzas de vida por debajo de los 70 años, en ambos períodos, aunque en el caso del distrito 1 hay una mejora sustancial de la esperanza de vida (de 66,40 años en 1990-1992 a 69,76 años en 1996-1998). Este resultado no se presenta en el distrito 11, que mantiene aproximadamente la misma esperanza de vida en ambos períodos. En las mujeres, cabe destacar la disminución de la mortalidad prematura del distrito 1, que dejaría de tener tasas significativamente elevadas respecto a la ciudad, y el aumento de la mortalidad general y prematura del distrito 11, que pasaría a tener tasas significativamente elevadas respecto al conjunto de la ciudad. En Alicante encontramos tasas significativamente elevadas en la mortalidad general en el distrito 4, durante el período 1996-1998, mientras que en la mortalidad prematura no hay resultados significativos de ningún distrito respecto al conjunto de la ciudad.

Discusión

La característica esencial del estudio en cuanto al proceso seguido en la asignación geográfica de las defunciones al distrito de residencia es la utilización de la información del BED, a diferencia de otros estudios de nuestro país, como los realizados en la ciudad de Barcelona, o de otras ciudades del mundo, en las que la asignación geográfica se realiza a partir de la información disponible en el padrón, por la conexión entre éste y el registro de mortalidad. Esta característica puede introducir una dificultad adicional al necesitar disponer de herramientas informáticas que, con actualización permanente, asignen la localización geográfica a las defunciones. Podemos decir que el proceso está consolidado y su reproducibilidad es aceptable tras la experiencia de este estudio, en el que se han utilizado «callejeros» y «trameros» para cada período, que se han ensayado sobre ciudades de características y tamaños diferentes. Una ventaja de este procedimiento es su capacidad para ser exportado a cualquier ciudad, siempre y cuando se disponga de su «callejero» y su «tramero» actualizados.

El aumento de las tasas brutas para las 2 ciudades, tanto en varones como en mujeres, puede ser explicado por los cambios en la estructura de edad de las poblaciones. Al ajustar por edad, el riesgo de muerte disminuyó del primer al segundo período en ambas ciudades y en magnitud similar, obteniéndose unos in-

crementos de esperanza de vida similares a los de la Comunidad Valenciana y España en los períodos estudiados³¹. Esta reducción debe ser atribuida a la disminución de los riesgos de muerte de causas frecuentes, como las incluidas en el grupo 7 (enfermedades del aparato circulatorio), la disminución en casi todos los casos (a excepción de Valencia en mujeres) del grupo 8 (enfermedades del aparato respiratorio), o del grupo 17 (causas externas, traumatismos, envenenamientos), así como al comportamiento prácticamente neutro del grupo 2 (tumores). Este patrón es parecido al obtenido en un estudio reciente sobre tendencias de la mortalidad para España³² en series de causas incluidas en los grupos descritos, que se superponen en el tiempo aproximadamente con los períodos de estudio. Entre los grupos de causas que aumentan cabe destacar el grupo 5 (trastornos mentales). Estos resultados concuerdan con los obtenidos en el estudio sobre tendencias en España, con fuertes incrementos de las causas incluidas en este grupo. Este grupo de causas fue estudiado recientemente por nuestro grupo en población de mayores de 65 años en la Comunidad Valenciana para el período 1987-1998³³, con resultados similares a los obtenidos en este trabajo.

El mayor riesgo de muerte de Valencia en ambos períodos parece inseparable de lo obtenido al estudiar la distribución interna de los riesgos de muerte por distritos. La detección de al menos 2 distritos con tasas significativamente elevadas de mortalidad general y prematura en la ciudad de Valencia, casos de los distritos 1 y 11, nos permite explicar en parte el exceso de mortalidad de esta ciudad. Al replicar el análisis a través de regresión de Poisson para estimar el RR de Valencia frente a Alicante, descartando las muertes y la población de los distritos 1 y 11 en Valencia (es decir, como si no formaran parte de la ciudad), los RR estimados pasan de 1,090 a 1,053 en varones y de 1,102 a 1,076 en mujeres. Según estos datos, ambos distritos incrementarían los excesos de riesgo de Valencia frente a Alicante en un 70% (al pasar del 5,3% sin los distritos 1 y 11 al 9% con los distritos 1 y 11) en varones, y un 34% (del 7,6% sin los distritos 1 y 11 al 10,2% con los distritos 1 y 11) en mujeres.

La detección de los distritos 1 y 11 con mayores riesgos de muerte dentro de la ciudad de Valencia es un resultado parcialmente similar al encontrado hace ya algunos años en la ciudad de Barcelona². En muchas ciudades de cualquier parte de la geografía europea, como Bristol¹², Londres¹⁴, Helsinki¹⁵, Malmö¹⁸, Budapest¹⁹ o Florencia²⁰, o de otros países no europeos, como Filadelfia¹³ o Nueva York^{16,17}, entre muchas otras se detectan áreas internas (distritos, barrios, etc.) con excesos de mortalidad, con resultados muy variados en la magnitud del exceso, aunque, en general, muestran una asociación con los indicadores socioeconómicos (peores

indicadores de mortalidad para las áreas con peores indicadores socioeconómicos).

En el caso que nos ocupa, los distritos 1 y 11 de Valencia están geográficamente bien separados en la ciudad (el distrito 1, centro histórico de la ciudad, está situado aproximadamente en el centro geométrico de ésta, mientras que el distrito 11 abarca la zona portuaria y de costa de la ciudad), y son distritos con características diferentes que, en general, favorecen al distrito 1. Así, según los indicadores disponibles por distritos para 1996³⁴, comparado con el conjunto de la ciudad, el distrito 1 presenta un perfil con menor porcentaje de analfabetismo (el 1,8 frente al 2,5%), similar porcentaje de población de origen local (el 59,2 frente al 59,1%), mucho mayor porcentaje de viviendas desocupadas (el 35,8 frente al 17,4%), mayor porcentaje de población que habla, habla y lee, o habla, lee y escribe valenciano (el 52,4 frente al 46,1%), una alta tasa de vehículos (turismos) por 100 habitantes (el 54,5 frente al 39,3%) y una disminución en la densidad de población de los períodos 1990-1992 a 1996-1998 (el 11 frente al 2,4%). Sin embargo, el perfil del distrito 11 es diferente, pues, comparado con el conjunto de la ciudad, presenta unos mayores porcentajes de analfabetismo (4,6%), población de origen local (68,9%), viviendas desocupadas, aunque muy inferior al del distrito 1 (19,0%) y población que habla, habla y lee, o habla, lee y escribe valenciano (57,9%), y una tasa menor de turismos (35,1%); su densidad de población no ha cambiado entre períodos.

Un aspecto a discutir es la influencia de la elección de los distritos municipales como unidad de análisis. El análisis de la mortalidad en áreas pequeñas está sujeto a diversas limitaciones, entre ellas las de la asignación de la residencia³⁵—que, como ya ha sido comentado, cobra una especial importancia en los estudios en ciudades—, la magnitud del error aleatorio o los sesgos atribuibles a un estudio ecológico³⁶. Respecto a la asignación del distrito de residencia la valoración es favorable, con un porcentaje muy bajo de no asignados, aunque en un estudio previo realizado en la ciudad de Valencia⁹ por barrios (70 unidades) este porcentaje apenas se incrementó. El tamaño poblacional de los distritos, con los valores mínimos y máximos descritos en la sección de métodos, junto con la consideración de períodos de 3 años, permite establecer unos errores aleatorios razonables para detectar diferencias significativas, además de disponer de la información sobre población necesaria para construir los indicadores. Por último, el sesgo de agregación por la utilización de distritos, en cuya construcción no han sido utilizados criterios de interés social, puede tener relevancia a la hora de explicar las diferencias encontradas entre los distritos de la ciu-

dad de Valencia y las escasas diferencias entre los distritos de la ciudad de Alicante. Además del tamaño, el modelo de desarrollo urbanístico de las ciudades estudiadas también ha sido diferente durante las últimas décadas, especialmente en el caso de la ciudad de Alicante, influido por el impacto turístico a partir de la década de los sesenta. El resultado de este desarrollo puede haber quedado plasmado en una estructura urbana con distritos con mayor heterogeneidad de riesgo de muerte. En un estudio realizado en la ciudad de Alicante³⁷, al comparar la utilización de los distritos municipales con una reestructuración *ad hoc* de la ciudad en otras unidades geográficas, los autores señalaron la utilidad de la estructura por distritos en función de la disponibilidad y la accesibilidad, y detectaron excesos en indicadores tanto en los distritos como en agrupaciones de otra índole. Los excesos de mortalidad general detectados en el distrito 4 de la ciudad de Alicante deberán ser evaluados en sucesivos períodos.

La variabilidad en los indicadores de mortalidad por distritos, como por ejemplo las diferencias en esperanza de vida entre el mejor y peor distrito, ha sido superior en la ciudad de Valencia. En esta ciudad, estas diferencias se sitúan en 9,4 y 7,0 años en los períodos 1990-1992 y 1996-1998 en varones, y en 6,2 y 5,7 años en mujeres, y son ligeramente superiores a las obtenidas en la ciudad de Barcelona⁷ para los años 1991 y 1997 entre agrupaciones de barrios de mejor nivel socioeconómico frente a barrios de peor nivel, resultados que se pueden explicar por la utilización de un mayor número de distritos frente a la agrupación realizada en la ciudad de Barcelona en 2 grupos de barrios.

Por último, queremos resaltar la necesidad de monitorizar la mortalidad de las ciudades de nuestro país, y añadir que entre los aspectos que merecen mayor profundidad investigadora, aparte del estudio pormenorizado según las causas o grupos de causas de muerte, a nuestro juicio cabría citar la incorporación de indicadores para medir los cambios entre períodos por distritos y el nivel de desigualdad existente entre ellos, la incorporación de indicadores del entorno socioeconómico y cultural, así como la utilización de técnicas de análisis basadas en la consideración de las muertes como procesos puntuales^{38,39}.

Agradecimientos

Este estudio ha sido parcialmente financiado por una ayuda a la investigación del Fondo de Investigaciones Sanitarias (FIS 00/0964).

Bibliografía

1. Alonso J, Antó JM. Desigualdades de salud en Barcelona. *Gac Sanit* 1988;2:4-12.
2. Borrell C, Plasencia A, Pañella H. Excés de mortalitat en una àrea urbana cèntrica: el cas de la Ciutat Vella a Barcelona. *Med Clin (Barc)* 1991;110:161-6.
3. Borrell C, Arias A. Desigualtats en mortalitat als barris de Barcelona. *Gac Sanit* 1993;7:205-20.
4. Borrell C, Arias A. Socio-economic factors and mortality in urban settings: the case of Barcelona (Spain). *J Epidemiol Community Health* 1995;49:460-5.
5. Borrell C, Plasència A, Pasarín MI, Ortún V. Widening social inequalities in mortality: the case of a southern European city (Barcelona). *J Epidemiol Community Health* 1997; 51:659-67.
6. Borrell C, Regidor E, Arias LC, Navarro P, Puigpinós R, Domínguez V, et al. Inequalities in mortality according to educational level in two large Southern European cities. *Int J Epidemiol* 1999;28:58-63.
7. Borrell C, Pasarín MI. Desigualdades sociales en mortalidad en Barcelona. En: Ronda E, editor. *Desigualdades sociales en salud: situación en España en los últimos años del siglo xx*. Alicante: Universidad de Alicante. Sede Universitaria de Concentaina, 2002; p. 37-58.
8. Arias A, Rebagliato M, Palumbo MA, Bellver R, Ashton J, Colomer C, et al. Desigualdades de salud en Barcelona y Valencia. *Med Clin (Barc)* 1993;100:281-7.
9. Nolasco A, Moncho J, Godoy C, Molina V, Vanaclocha H. Análisis de la mortalidad en la ciudad de Valencia (1990-92). Valencia: Generalitat Valenciana. Conselleria de Sanitat i Consum, 1995.
10. Myers GC, Manton KG. The structure of urban mortality. A methodological study of Hannover, Germany (part I). *Int J Epidemiol* 1977;6:203-12.
11. Manton KG, Myers GC. The structure of urban mortality. A methodological study of Hannover, Germany (part II). *Int J Epidemiol* 1977;6:214-23.
12. Townsend P, Simpson D, Tibbs N. Inequalities in health in the city of Bristol: a preliminary review of statistical evidence. *Int J Health Serv* 1985;15:637-63.
13. Dayal H, Goldberg-Alberts R, Kinman J, Ramos J, Sharrar R, Shapiro H. Patterns of mortality from selected causes in a urban population. *J Chron Dis* 1986;39:877-88.
14. Williams ES, Scott CM, Scott SM. Using mortality data to describe geographic variations in health status at sub-district level. *Public Health* 1995;109:67-73.
15. Poikolainen K, Eskola J. Regional and social class variation in the relative risk of death from amenable causes in the city of Helsinki, 1980-86. *Int J Epidemiol* 1995;24:114-8.
16. Fang J, Bosworth W, Madhavan Sh, Cohen H, Alderman MH. Differential mortality in New York city (1988-1992). *Bull NY Acad Med* 1995;72:483-99.
17. Fang J, Madhavan S, Bosworth W, Alderman MH. Residential segregation and mortality in New York city. *Soc Sci Med* 1998;47:469-76.
18. Tyden P, Hansen O, Janzon L. Intra-urban variations in incidence and mortality in myocardial infarction. A study from the myocardial infarction register in the city of Malmö, Sweden. *Eur Heart J* 1998;19:1795-801.
19. Józán P, Forster DP. Social inequalities and health: ecological study of mortality in Budapest, 1980-1983 and 1990-1993. *BMJ* 1999;318:914-5.
20. Biggeri A, Marchi M, Dreasi E, Baldi P, Benvenuti A, Merler E. Studio Longitudinale Toscano: un'analisi per quartiere per la città di Firenze e Livorno. *Epidemiol Prev* 1999;23: 161-74.
21. Rytkonen M, Rusanen J, Nayha S. Small-area variation in mortality in the city of Oulu, Finland, during the period 1978-1995. *Health Place* 2001;7:75-9.
22. Navarro V, Benach J. Desigualdades sociales de salud en España. *Rev Esp Salud Pública* 1996;70:505-636.
23. Borrell C, Pasarín MI. The study of social inequalities in health in Spain: where are we? *J Epidemiol Community Health* 1999;53:388-9.
24. Bernal E, Pradas F. Prioridades en vigilancia en Salud Pública. En: Cavases JM, Villalbí JR, Aibar C, editores. *Informe SES-PAS 2002. Invertir para la salud. Prioridades en Salud Pública*. Valencia: EVES, 2002; p. 59-64.
25. OPS/OMS. Clasificación Internacional de Enfermedades, 9.^a revisión. Washington: OPS/OMS, 1975.
26. Breslow NE, Day NE. *Statistical methods in cancer research. Vol II: the design and analysis of cohort studies*. Lyon: International Agency for Research in Cancer, 1987.
27. Rué M, Borrell C. Los métodos de estandarización de tasas. *Rev Salud Pública* 1993;3:263-95.
28. Romeder JM, McWhinnie JR. Potential years of life lost between ages 1 and 70. An indicator of premature mortality for health planning. *Int J Epidemiol* 1977;6:834-40.
29. Benavides FG, Pérez S, Cayuela A, Nolasco A, Vanaclocha H. Col·lectiu d'Estudis de Mortalitat del País Valencià. Razón de años de vida perdidos evitables: un indicador para identificar exceso de mortalidad en áreas de salud. *Gac Sanit* 1990; 4:12-7.
30. Chiang CL. *The life table and its applications*. Malabar: Krieger Publishing Company, 1984.
31. INE. INEbase. Demografía y población [accedido 5/05/2003]. Disponible en: <http://www.ine.es>
32. López-Abente G, Pollán M, Aragonés N, Pérez B, Llácer A, Pérez J, et al. Tendencias de la mortalidad en España, 1952-1996. Efecto de la edad, de la cohorte de nacimiento y del período de muerte. Madrid: Instituto de Salud Carlos III, 2002.
33. Melchor I, García C, Nolasco A, Moncho J, Valero S, Martínez P, et al. Mortalidad por demencias y desórdenes neurodegenerativos en la población de 65 y más años en la Comunidad Valenciana. Período 1987-1998. *Gac Sanit* 2001; 15(Supl 3):31.
34. Ajuntament de València. *Anuari estadístic de la ciutat de València 1998*. València: Ajuntament de València, 1999.
35. Libroero J, Benavides FG, Godoy C. Análisis de la mortalidad en áreas pequeñas: el problema de la residencia. *Gac Sanit* 1993;7:169-75.
36. Morgenstern H. Uses of ecologic analysis in epidemiologic research. *Am J Publ Health* 1982;72:1336-44.
37. Armero MJ, Frau MJ, Colomer C. Indicadores de salud en el medio urbano. Variaciones en función de la coherencia social de las áreas geográficas utilizadas. *Gac Sanit* 1991;5:17-20.
38. Cressie N. *Statistics for spatial data*. New York: Wiley, 1993.
39. Diggle P. *Statistical analysis of spatial point patterns*. London: Academic Press, 1983.