

# COMPORTAMIENTO DE INDICADORES DE MORTALIDAD EN ÁREAS GEOGRÁFICAS PEQUEÑAS: RAZÓN DE MORTALIDAD ESTANDARIZADA RELATIVA Y RAZÓN DE MORTALIDAD PROPORCIONAL ESTANDARIZADA\*

Andreu Nolasco / Santiago Pérez / Fernando García Benavides

Col·lectiu d'Estudis de Mortalitat del País Valencià. Departamento de Salud Comunitaria. Universidad de Alicante

## Resumen

Uno de los indicadores más utilizados en los estudios de mortalidad es la Razón de Mortalidad Estandarizada (RME), siendo la Razón de Mortalidad Estandarizada Relativa (RMER) un indicador de la magnitud relativa de la RME para una causa específica. Frente a estos indicadores, cuyo cálculo requiere conocer la población de riesgo, la Razón de Mortalidad Proporcional Estandarizada (RMPE) mide el exceso de mortalidad referido al comportamiento proporcional de mortalidad en una población estándar.

El objetivo de este trabajo es estudiar las condiciones teóricas descritas en la literatura para que pueda ser construido un intervalo de probabilidad para la RMER centrado en la RMPE, así como las correlaciones entre ambos indicadores y el carácter de la RMPE como predictor de la RMER. Los resultados obtenidos ponen en evidencia la dificultad para que las condiciones teóricas se produzcan, aunque sugieren la utilización de la RMPE como predictor de la RMER.

**Palabras clave:** Indicadores de mortalidad. Métodos epidemiológicos. Intervalos de confianza.

## PERFORMANCE OF SMALL AREA MORTALITY INDICATORS: RELATIVE STANDARDIZED MORTALITY RATIO AND STANDARDIZED PROPORTIONAL MORTALITY RATIO

### Summary

One of the most commonly used indicators in mortality studies is the Standardized Mortality Ratio (SMR) being the Relative Standardized Mortality Ratio (RSMR) an indicator of the relative magnitude of the SMR for a specific cause of death. Along with these indicators, which must be calculated by using the population at risk, there is the Standardized Proportional Mortality Ratio (SPMR), an indicator which measures the excess mortality referring to the proportional mortality established for a standard population.

This paper reviews the theoretic conditions described in literature as being necessary to establish a probability interval for the RSMR centered on the SPMR as well as the correlations between both indicators and the use of the SPMR as a predictor of the RSMR. The results obtained clearly show how difficult it is for these theoretic conditions to exist. However, they do suggest that the SPMR be used as a predictor of RSMR.

**Key words:** Mortality indexes. Epidemiological methods. Confidence intervals.

## Introducción

La medición de la mortalidad constituye uno de los elementos fundamentales para ciertos aspectos del contexto sanitario. Los datos de mortalidad poseen las características esenciales para su utiliza-

ción en Administración y Gestión de Servicios Sanitarios como medida indirecta de necesidades en la identificación de prioridades y evaluación de las intervenciones sanitarias, al ser datos con base poblacional disponibles en zonas geográficas reducidas. Por otra parte, constituyen una fuente de generación de

hipótesis etiológicas con vistas a la investigación epidemiológica.

Cuando el ámbito de medición de la mortalidad se refiere a las defunciones ocurridas durante un determinado período de tiempo en una o varias áreas geográficas, por una o diversas causas de defunción, la manipulación operati-

\*Parte de los resultados de este trabajo fueron presentados en la VIII Reunión Anual de la Sociedad Española de Epidemiología (Santiago de Compostela, 1989).

Este trabajo ha sido financiado por una ayuda a la investigación del FISSS, expediente 88/1133.

Correspondencia: Andreu Nolasco Bonmatí. Departamento de Salud Comunitaria. Universidad de Alicante. SAN VICENTE DEL RASPEIG (Alicante).

Este artículo fue recibido el 31 de julio de 1989 y fue aceptado, tras revisión, el 28 de abril de 1990.

va de los datos obliga a sintetizar la información que contienen. Este proceso se realiza usualmente a través del cálculo de indicadores que, por su construcción, permitan una medición de la mortalidad adecuada a los objetivos a cubrir. En el ámbito descrito, se pueden resumir, en la mayoría de las ocasiones, en la comparación de la mortalidad por causas específicas entre diversas áreas geográficas a la búsqueda de identificar aquéllas con exceso de mortalidad. Uno de los indicadores más utilizados en los estudios de mortalidad es la Razón de Mortalidad Estandarizada (RME) y en particular la Razón de Mortalidad Estandarizada por una causa específica (RME<sub>i</sub>). Este indicador tiene un uso generalizado desde hace varias décadas, y sus ventajas, inconvenientes y características esenciales han sido ampliamente estudiadas, especialmente en el contexto de la mortalidad ocupacional<sup>1</sup>. En el ámbito de trabajo descrito, es un indicador útil para la comparación de la mortalidad en diferentes poblaciones estudiadas con la de una población estándar, teniendo en cuenta el efecto de las estructuras poblacionales según diversos factores (edad y sexo son los más frecuentes). Permite, por tanto, la detección de aquellas áreas con exceso de mortalidad, referido a la mortalidad de una población estándar, y puede ser interpretada como una estimación aproximada del riesgo relativo cuando se utilizan intervalos de amplitud pequeña del factor a controlar<sup>2</sup> (si es edad, intervalos menores o iguales a cinco años). Para calcularlo necesita el conocimiento de la estructura poblacional según los factores considerados.

Un indicador de mortalidad alternativo, cuya utilización resulta especialmente conveniente cuando se desconoce la estructura poblacional de los factores a controlar, es la Mortalidad Proporcional (MP) y la razón de mortalidad proporcional estandarizada (RMPE). La MP es la proporción de defunciones por una causa específica en un área dada respecto de las defunciones totales. La RMPE es el cociente entre la proporción de defunciones por una causa dada en un área dada, y la proporción esperada para esa causa en esa área según

el patrón de mortalidad proporcional de una población estándar. A diferencia de la RME, la mortalidad proporcional ha recibido menos atención en la literatura, pues ésta se ha centrado, fundamentalmente, en el estudio de su relación con la RME<sup>3,4</sup>. El motivo es claro, ante el desconocimiento de la población a riesgo, se estudia las condiciones para que la RMPE resulte una aproximación válida a la RME.

Este trabajo persigue dos objetivos fundamentales. Por una parte, se describe el indicador Razón de Mortalidad Estandarizada Relativa (RMER), cociente entre la RME para una causa específica y la RME para todas las causas, cuya utilización en estudios de mortalidad es escasa, pero cuyo aporte de información sobre la magnitud relativa de las diferentes causas de defunción puede resultar de interés. Por otra parte, se estudian las condiciones descritas en la literatura para que la RMPE resulte una aproximación adecuada a la RMER, más concretamente para que se pueda construir un intervalo de probabilidad centrado en la RMPE que contenga a la RMER, así como las correlaciones entre ambos indicadores y el carácter de la RMPE como predictor de la RMER.

## Material y métodos

Con el fin de estudiar la relación entre los indicadores RMER y RMPE se han considerado las defunciones observadas en la Comunidad Valenciana durante el período 1976-1980. Se ha tenido en cuenta una división geográfica en 23 zonas, correspondientes a las demarcaciones territoriales de las Áreas de Salud de esta comunidad (las áreas 9-12 corresponden a la ciudad de Valencia), y se ha estudiado el comportamiento conjunto de la RMER y la RMPE para la causa específica de defunción: tumor maligno de pulmón, tráquea y bronquios, causa 162 de la Clasificación Internacional de Enfermedades en su 8ª y 9ª revisiones. El estudio se ha realizado sobre las defunciones de varones, y se ha considerado como variable a controlar la edad, clasificada en intervalos de amplitud cinco años; el primero de ellos es el intervalo menores de un

año y el último, mayores de 95 años. Los datos, en forma de frecuencias, así como la RMPE e intervalo de probabilidad para la RMER de contenido probabilístico 0,95, han sido obtenidos del Análisis de la Mortalidad por Áreas de Salud en la Comunidad Valenciana (1976-1980)<sup>6</sup>. Para el cálculo de la RME y RMER para la causa específica y la RME para el total de las causas fue necesario contar con las poblaciones a riesgo para cada uno de los años considerados por Área de Salud e intervalo de edad. La fuente utilizada para las poblaciones ha sido las Poblaciones por Áreas de Salud de la Comunidad Valenciana (1976-1990)<sup>7</sup>.

Con los datos disponibles se han estudiado las condiciones enunciadas por Kupper *et al.*<sup>4</sup> para la construcción del intervalo de probabilidad sobre la RMER, basado en la RMPE, haciendo uso de la prueba de hipótesis de ajuste a una distribución multinomial, a través del estadístico ji-cuadrado para cada una de las áreas en cada uno de los años. La prueba de hipótesis que realizamos a través de la estadística fórmula como hipótesis nula el ajuste de las defunciones por todas las causas a una distribución multinomial con parámetros ( $w_j$ ) definidos posteriormente en [2], condicional al número total de defunciones,  $d$ .

La relación entre los indicadores RMER y RMPE según las áreas, ha sido estudiada para cada uno de los años a través del coeficiente de correlación lineal de Pearson, y se han estimado las ecuaciones de regresión. Se ha inspeccionado la utilización de la RMPE como predictor de la RMER. En primer término se ha clasificado la RMER y la RMPE en unidades porcentuales, en  $<100$  y  $>100$  y se han dispuesto las áreas en cada uno de los años y para el conjunto de los cinco años, en su lugar correspondiente, con especial atención en la situación  $RMPE > 100$  y  $RMER > 100$  (predicción positiva, detección de exceso relativo de mortalidad estandarizando por edad). De forma más detallada se han calculado los percentiles de orden 10, 25, 50, 75 y 90 para la RMPE y la RMER en cada uno de los años y se han clasificado las áreas en sus correspondientes lugares.



*Definición de los indicadores: Razón de mortalidad proporcional estandarizada (RMPE) y razón de mortalidad estandarizada relativa (RMER)*

Supondremos que nuestro interés reside en la medición de la magnitud relativa de la mortalidad para la causa de defunción *i* en una área geográfica y período de tiempo dados, considerando como factor a controlar la variable edad. En este caso encontramos los siguientes elementos:

$d_{ij}$  = número de defunciones observadas por la causa *i* en el grupo de edad *j*.

$d_i$  = número total de defunciones por la causa *i*.

$d_{.j}$  = número de defunciones observadas en el grupo de edad *j* para todas las causas.

$d_{..}$  = número total de defunciones observadas.

$D_{ij}$  = número de defunciones por la causa *i* en el grupo de edad *j* en la población estándar.

$D_{.j}$  = número de defunciones en el grupo de edad *j* en la población estándar.

$n_{.j}$  = población a riesgo en el grupo de edad *j* de la población a estudio.

$N_{.j}$  = población del grupo de edad *j* en la población estándar. Podemos calcular entonces los siguientes indicadores:

1. Tasa de mortalidad cruda para la causa específica *i*

$$TM_i = \frac{d_i}{\sum_j n_{.j}}$$

2. Razón de mortalidad estandarizada para la causa *i* en el grupo de edad *j*.

$$RME_{ij} = \frac{d_{ij}}{\frac{D_{ij}}{N_{.j}} n_{.j}}$$

3. Razón de mortalidad estandarizada para la causa *i*

$$RME_i = \frac{d_i}{\sum_j \frac{D_{ij}}{N_{.j}} n_{.j}}$$

4. Razón de mortalidad estandarizada para todas las causas en el grupo de edad *j*.

$$RME_{.j} = \frac{d_{.j}}{\frac{D_{.j}}{N_{.j}} n_{.j}}$$

5. Razón de mortalidad estandarizada para todas las causas.

$$RME = \frac{d_{..}}{\sum_j \frac{D_{.j}}{N_{.j}} n_{.j}}$$

6. Razón de mortalidad estandarizada relativa para la causa *i*

$$RMER_i = \frac{RME_i}{RME}$$

7. Mortalidad proporcional para la causa *i*

$$MP_i = \frac{d_i}{d_{..}}$$

8. Razón de mortalidad proporcional estandarizada para la causa *i*.

$$RMPE_i = \frac{d_i}{\sum_j \frac{D_{ij}}{D_{.j}} d_{.j}}$$

Con las definiciones establecidas la  $RMER_i$  se interpreta como el peso que la causa específica *i* tiene en la población a estudio una vez eliminado el efecto de la edad en relación con el total de defunciones. Por ejemplo, si la RME para enfermedades isquémicas del corazón es 75 y la RME para todas las causas es 55, la RMER es 75/55, es decir, 1'36. Esto significa que aunque la mortalidad por enfermedades isquémicas del corazón es un 25 % menor que la esperada según las tasas de mortalidad de la población estándar, si nos referimos a la importancia de esta causa de mortalidad relativa al comportamiento estandarizado de la mortalidad por esta causa en la población a estudio, excede en un 36 % a la que debe-

riamos esperar sobre la base de la mortalidad por todas las causas.

La  $RMPE_i$  es un indicador que posee la ventaja de no necesitar los datos de población a riesgo. Su cálculo se realiza como cociente entre las defunciones observadas para la causa *i* y las defunciones esperadas estimadas aplicando la proporción de defunción para la causa *i* en la población estándar al número total de muertes de la población a estudio, en cada uno de los grupos de edad.

El principal inconveniente de la RMPE para una causa específica es que puede estar distorsionada por la alta o baja tasa de mortalidad por otras causas. Así, mientras que una RME mayor de 1 indica que la tasa de mortalidad en la población a estudio excede la tasa de mortalidad en la población estándar, una RMPE mayor de 1 indica únicamente que la proporción de muerte por esa causa es mayor en la población estudio que en la población estándar.

Ahora bien, bajo ciertas condiciones podemos obtener una buena aproximación a la  $RMER_i$ , basándonos en la  $RMPE_i$ .

Siguiendo a Wong y Decoufle<sup>5</sup>, si partimos de la  $RMPE_i$ , tendremos que:

$$\begin{aligned} RMPE_i &= \frac{d_i}{\sum_j \frac{D_{ij}}{D_{.j}} d_{.j}} = \\ &= \frac{d_i}{\sum_j \left( \frac{D_{ij}}{N_{.j}} n_{.j} \right) \left( \frac{d_{.j}/n_{.j}}{D_{.j}/N_{.j}} \right)} = \\ &= \frac{d_i}{\sum_j \left( H_j \left[ \frac{D_{ij}}{N_{.j}} n_{.j} \right] \right)} = \\ &\text{donde } H_j = \frac{d_{.j}/n_{.j}}{D_{.j}/N_{.j}} \end{aligned}$$

es la RME para todas las causas en el grupo de edad *j*, es decir,  $RME_{.j}$ .

Si se verifica que las  $RME_{.j}$  por grupos de edad son constantes ( $H_j=H$ ), tendremos que:

$$RMPE_i = \frac{1}{H} \cdot \frac{d_i}{\sum_j \left( \frac{D_{ij}}{N_j} n_j \right)} = \frac{RME_i}{H}$$

Y puesto que una expresión alternativa para la RME para todas las causas es

$$RME = \frac{\sum RME_j \times h_j}{\sum h_j};$$

donde  $h_j = \frac{D_j}{N_j} \times n_j$

entonces  $RME = \frac{H \sum h_j}{\sum h_j} = H$

Siendo H la RME por todas las causas, y

$$RMPE_i = \frac{RME_i}{RME} = RMER_i \quad [1]$$

Por tanto, la condición para que la RMPE<sub>i</sub> y la RMER<sub>i</sub> coincidan es que las RME<sub>j</sub> sean homogéneas. Este hecho es en sí una condición para que la RME represente a las RME<sub>j</sub> individuales<sup>1</sup>, esta propiedad fundamental no se tiene en cuenta a menudo al interpretar las RME.

Ahora bien, en la práctica, el problema es que el investigador, al usar la RMPE, no puede validar la condición exigida. Kupper *et al.*<sup>4</sup> demuestra que bajo ciertas suposiciones la precisión de la aproximación de la RMPE<sub>i</sub> a la RMER<sub>i</sub> puede ser cuantificada a través de un intervalo que contenga a la RMER<sub>i</sub> con un alto nivel de probabilidad. Suponiendo que condicional al número total de defunciones, d.., los (d<sub>j</sub>) se distribuyen según una multinomial con parámetros (w<sub>j</sub>)

donde  $w_j = \frac{n_j \cdot \frac{D_j}{N_j}}{\sum_i n_i \cdot \frac{D_i}{N_i}} \quad [2]$

o en otras palabras, si el número esperado de defunciones por todas las causas en cada grupo de edad de la población a estudio es aproximadamente el mismo que para la población estándar, se obtiene

$$P[(1-K_i) RMPE_i < RMER_i < (1+K_i) RMPE_i] \geq 1-\alpha$$

donde K<sub>i</sub> es

$$K_i = \alpha^{1/2} (1/d.. (\sum (D_{ij}/D_j)^2 d_{ij}/d.. - \sum (D_{ij}/D_j) d_{ij}/d..)^2 / (\sum (D_{ij}/D_j) d_{ij}/d..))^{1/2}$$

de esta manera se puede conocer con un nivel de probabilidad establecido, 1-α (p. ej. 0.95) un intervalo que contendrá a la RMER<sub>i</sub> con tal probabilidad.

De hecho, la suposición exigida por Kupper *et al.*<sup>4</sup> es equivalente a que el valor esperado de la RME para todas las causas por grupos de edad, condicional a las muertes observadas, sea constante e igual a la RME:

$$E[RME_{.j}] = E[H_j] = E \left[ \frac{d_{.j}/n_j}{D_j/N_j} \right] = \frac{E[d_{.j}]/n_j}{D_j/N_j} = \frac{d_{.j} w_j/n_j}{D_j/N_j} = \frac{d.. \left( n_j \frac{D_j}{N_j} / \sum_i n_i \frac{D_i}{N_i} \right) / n_j}{D_j/N_j} =$$

$$= \frac{d..}{\sum_j n_j \frac{D_j}{N_j}} \cdot \frac{n_j}{N_j} \cdot \frac{N_j}{n_j} \cdot \frac{D_j}{D_j} = \frac{d..}{\sum_j n_j \frac{D_j}{N_j}} = RME$$

## Resultados

La tabla 1 presenta los valores de la ji-cuadrado para cada una de las áreas en cada uno de los años estudiados. Los valores obtenidos permiten rechazar la hipótesis nula con niveles de significación reducidos. Únicamente se obtienen tres áreas en las que se puede aceptar la hipótesis nula con nivel de significación 0,05 y un área con nivel 0,01. Estos resultados se producen en 1980.

La tabla 2 muestra los resultados sobre correlación lineal y rectas de regresión entre la RMER y la RMPE, utilizando los 20 valores observados de ambos indicadores (valores en cada una de las áreas). A título indicativo (puesto que es necesaria normalidad para una inferencia rigurosa), los coeficientes de

Tabla 1. Valores de la ji-cuadrado para el ajuste de las defunciones por todas las causas en las diferentes áreas a distribuciones multinomiales

Área	Año				
	1976	1977	1978	1979	1980
1	134,7	099,9	119,9	148,1	040,8
2	250,8	283,8	283,0	253,4	085,5
3	173,5	155,3	176,5	159,4	044,6
4	117,9	138,1	113,9	104,7	040,9
5	199,6	135,0	142,6	174,8	062,2
6	078,2	076,3	076,0	077,2	017,0*
7	074,6	084,2	096,2	099,4	039,2
8	084,5	081,7	071,8	064,1	045,5
9-12	1058,9	1011,9	1094,6	1162,9	555,8
13	162,3	144,7	150,8	149,4	057,6
14	143,8	145,3	122,3	155,4	039,2
15	140,9	135,7	162,8	112,1	030,0**
16	188,6	167,2	184,2	172,9	062,2
17	121,7	113,3	133,7	115,5	024,5*
18	114,6	122,7	103,4	098,8	032,8
19	124,1	152,3	128,1	147,6	094,5
20	157,3	157,0	162,2	150,7	061,8
21	378,0	385,9	470,0	394,1	148,7
22	121,6	163,6	109,3	127,1	022,3*
23	148,2	146,3	132,4	123,8	042,9

(\*) p > 0,05      (\*\*) p > 0,01

**Tabla 2. Coeficientes de correlación de Pearson entre la RMER y la RMPE y rectas de regresión (RMER=A+B RMPE) para cada uno de los años**

	r	A	B
1976	0,989	-5,115	1,153
1977	0,988	-5,343	1,155
1978	0,990	-7,061	1,121
1979	0,990	-0,366	1,067
1980	0,993	-1,133	1,068

**Tabla 3. Coeficientes de correlación de Pearson entre la RMER y la RMPE para cada una de las áreas**

Área	r
1	0,979
2	0,995
3	0,986
4	0,963
5	0,980
6	0,989
7	0,986
8	0,986
9-12	0,960
13	0,997
14	0,986
15	0,970
16	0,990
17	0,951
18	1,000
19	0,972
20	0,995
21	0,999
22	0,993
23	0,987

correlación obtenidos permiten el rechazo de la hipótesis nula (corrección nula) con nivel de significación 0,01 en todos los casos.

La tabla 3 recoge los valores del coeficiente de correlación de Pearson en cada una de las áreas, utilizando los cinco valores observados de ambos indicadores (para cada uno de los años). Los coeficientes obtenidos son significativos también de forma indicativa,  $p < 0,01$ , en todos los casos, excepto en el área 17, que lo es con  $p < 0,05$ .

Respecto de la utilización de la RMPE como predictor de la RMER, la tabla 4 muestra el número de áreas para las que la RMPE y la RMER (en porcentajes) son mayores o menores que 100 simultáneamente, para cada uno de los años y para el total de los cinco años. En el conjunto de los cinco años únicamente un caso de  $RMPE > 100$  no se corresponde con  $RMER > 100$ , y al estimar los valores predictivos positivos y negativos, para la RMPE como predic-

tor de la RMER, se obtienen las probabilidades

$$p(RMER > 100 / RMPE < 100) = \frac{46}{47} = 0,98$$

$$p(RMER < 100 / RMPE < 100) = \frac{40}{53} = 0,75$$

La tabla 5 presenta los valores de la RMER y RMPE para todas las áreas de salud de la Comunidad Valenciana en cada uno de los años. Se han ordenado en sentido creciente de RMER y RMPE y se exponen los cortes correspondientes a los percentiles de orden 10, 25, 50, 75 y 90. Al inspeccionar más detalladamente la distribución de la RMER y RMPE, observamos que las áreas son las mismas cuando consideramos su situación por encima del percentil 90, en todos los años estudiados.

**Tabla 4. Clasificación conjunta de las áreas según RMER y RMPE**

RMER	1976		1977		1978		1979		1980		TOTAL	
	<100	>100	<100	>100	<100	>100	<100	>100	<100	>100	<100	>100
RMPE <100	7	4	8	5	9	0	7	3	9	1	40	13
RMPE >100	0	9	0	7	0	11	1	9	0	10	1	46

**Tabla 5. Valores de la RMER y RMPE para las áreas de salud (AS) de la Comunidad Valenciana (1976-1980), ordenados en sentido creciente, con expresión de los percentiles de orden 10, 25, 50, 75 y 90**

	1976				1977				1978				1979				1980			
	AS	RMER	AS	RMPE	AS	RMER	AS	RMPE	AS	RMER	AS	RMPE	AS	RMER	AS	RMPE	AS	RMER	AS	RMPE
Percentil 10	6	48	6	49	6	53	6	53	1	47	1	51	18	66	18	59	6	62	6	59
	3	57	3	52	19	62	19	57	6	56	22	57	7	71	7	68	1	66	2	64
	1	70	20	64	18	65	18	58	22	60	18	62	19	77	19	73	2	68	1	68
	20	71	1	66	1	70	2	68	18	69	6	63	14	81	14	74	23	78	18	71
Percentil 25	17	91	8	62	7	74	1	72	19	77	14	72	1	81	23	76	18	80	23	74
	7	93	14	87	2	76	7	73	14	77	19	76	23	81	1	79	3	80	3	81
	8	97	17	87	16	84	16	79	21	84	21	76	22	89	22	84	19	87	19	83
	14	100	7	89	8	97	8	83	7	95	20	91	3	98	21	91	21	97	21	87
Percentil 50	19	103	19	91	20	105	17	89	20	98	7	93	21	102	15	97	5	98	14	93
	21	103	21	93	15	107	23	96	16	106	9	101	15	103	9	99	14	101	5	95
	4	105	13	97	13	107	13	97	3	107	16	104	20	111	3	101	9	108	9	100
	13	106	4	100	17	108	15	99	9	108	17	107	9	111	13	107	20	113	20	111
Percentil 75	16	110	23	106	23	108	20	99	5	113	5	108	13	113	2	108	15	119	15	113
	2	112	16	107	14	117	14	108	17	115	3	109	2	114	6	108	8	126	16	121
	23	122	2	108	3	121	22	108	2	118	2	117	6	119	20	109	16	126	8	123
	9-12	123	9-12	109	22	122	5	111	15	129	15	117	17	122	17	117	22	128	22	123
Percentil 90	18	127	18	110	5	122	9	111	23	141	23	133	4	126	16	118	7	135	7	124
	22	132	22	120	9	125	3	114	4	146	4	140	16	127	4	121	17	141	17	131
	15	152	15	137	21	138	21	125	13	155	13	145	5	155	5	149	4	143	4	136
	5	165	5	145	4	151	4	133	8	175	8	154	8	173	8	156	13	155	13	143



## Discusión

Al observar la ecuación [1], la RMPE puede ser un buen estimador de la RME por causa si se verifican dos suposiciones:

a) Las razones de mortalidad estandarizadas para todas las causas de defunción son homogéneas por grupos de edad.

b) La RME por todas las causas toma un valor próximo a 1.

El problema es que cuando el investigador calcula la RMPE no puede validar estas suposiciones. Si pensamos en la RMPE como estimador de la RMER, la condición b) no es necesario que se cumpla. Es difícil suponer, sin embargo, que las razones de mortalidad estandarizadas para todas las causas sean homogéneas.

Los resultados obtenidos al comprobar el ajuste a una distribución multinomial exigido por Kupper *et al* como condición para poder construir un intervalo de probabilidad para la RMER basado en la RMPE, ponen de manifiesto la dificultad para asumir esta condición.

En ninguno de los años estudiados

encontramos, en conjunto, ajustes razonables.

Este resultado es independiente de la causa específica elegida en nuestro trabajo, puesto que está referido a las defunciones por todas las causas. Esto supone que para cualquier otra causa específica seleccionada, la condición teórica para la construcción del intervalo tampoco puede aceptarse.

Sin embargo, los resultados obtenidos al estudiar la correlación entre la RMPE y la RMER y las posibilidades predictivas de la RMPE sobre la RMER sugieren que, con una utilización precavida, la RMPE puede ser un indicador útil si centramos nuestra atención en la detección de áreas geográficas con exceso relativo de mortalidad y no en la magnitud concreta de la RMER. Por último, las altas correlaciones obtenidas muestran la posibilidad de utilización de la RMPE en el análisis de las tendencias temporales o geográficas de la RMER.

Como conclusión global se sugiere dirigir la capacidad predictiva de la RMPE sobre la RMER en lugar de sobre la RME, dado que las suposiciones para que la RMPE resulte un buen estimador de la RMER son menos restrictivas y que los resultados obtenidos eviden-

cian un buen comportamiento predictivo de la RMPE para la detección de áreas con exceso relativo estandarizado de mortalidad.

## Bibliografía

1. Pou Tsai S, Wen CP. A review of methodological issues of the Standardized Mortality Ratio (SMR) in occupational cohort studies. *Int J Epidemiol* 1986; 15, 1: 8-21.
2. Symons MJ, Taulbee JD. Practical considerations for approximating relative risk by the standardized mortality ratio. *J Occup Med* 1981; 23: 413-6.
3. Decoufle P, Thomas TL, Pickle LW. Comparison of the proportional mortality ratio and standardized mortality ratio risk measures. *Am J Epidemiol* 1980; 111, 3: 263-9.
4. Kupper LL, Mc Michael AJ, Symons MJ, Most BM. On the utility of proportional mortality analysis. *J Chron Dis* 1978; 31: 15-22.
5. Wong O, Decoufle P. Methodological issues involving the standardized mortality ratio and proportionate mortality ratio in occupational studies. *J Occup Med* 1982; 24, 4: 299-304.
6. García Benavides F, Nolasco A, Pérez S, Godoy C, Moya C, Vanaclocha H. *Análisis de la mortalidad por áreas de Salud en la Comunidad Valenciana. 1976-1980*. Valencia. Generalitat Valenciana. Conselleria de Sanitat i Consum. 1988.
7. Pérez S, Nolasco A, Godoy C, Moya C, Vanaclocha H, García Benavides F. *Poblaciones por Áreas de Salud de la Comunidad Valenciana (1976-1990)*. Valencia. Generalitat Valenciana. Conselleria de Sanitat i Consum. IVESP, 1988.

