EVALUACIÓN DE LA SIGNIFICACIÓN ESTADÍSTICA Y CÁLCULO DEL INTERVALO DE CONFIANZA DE LA RAZÓN DE MORTALIDAD ESTANDARIZADA

Enrique Regidor[1] / Salvador de Mateo[2] / Carmen Rodríguez[1] / Juan L. Gutiérrez-Fisac[1]
[1] Subdirección General de Epidemiología. Ministerio de Sanidad y Consumo. Madrid. [2] Servicio de Información Sanitaria y Vigilancia Epidemiológica. Consejería de Sanidad de la Junta de Comunidades de Castilla-La Mancha. Toledo.

Resumen

La razón de mortalidad estandarizada (RME) es la razón entre el número de muertes observadas (D) y el número de muertes esperadas (E), tomando como base las tasas de mortalidad de una población de referencia. En el análisis de la RME han sido propuestos varios tests para la evaluación de su significación estadística y para el cálculo de sus intervalos de confianza.

En el presente estudio, donde se han calculado las RME de dos causas de muerte en 27 distritos sanitarios de Castilla-La Mancha, la significación estadística de las diferentes RME se ha valorado mediante un test que utiliza la probabilidad exacta de Poisson y mediante cuatro tests que usan aproximaciones normales a Poisson: 1) cálculo de un estadístico Z basado en la asunción de que una variable de Poisson con media E tiene un error estándar $\sqrt{E}$; 2) estadístico Z con corrección de continuidad; 3) estadístico Z basado en la transformación de la variable en su raíz cuadrada; y 4) estadístico Z creado por Byar como aproximación al test exacto. Se han obtenido, igualmente, los intervalos de confianza mediante el método exacto y mediante tres métodos aproximados: 1) el de Byar; 2) el basado en el estadístico Z no corregido; y 3) el que se basa en la raíz cuadrada de una variable de Poisson.

Los resultados obtenidos con los métodos exactos y con el método Byar son muy similares, por lo que se recomienda la utilización de este último como práctica rutinaria, tanto para la evaluación estadística de una RME, como para el cálculo de sus intervalos de confianza

Palabras clave: Mortalidad. Razón de mortalidad estandarizada. Significación estadística. Intervalos de confianza.

TESTING THE SIGNIFICANCE AND ESTIMATE OF CONFIDENCE INTERVALS FOR STANDARDIZED MORTALITY RATIO

Summary

The standardized mortality ratio (SMR) is the ratio of the number of deaths observed (D) to the number expected (E), on the basis of the mortality rates of some reference population. Several procedures have been proposed in order to test its significance and to estimate its confidence intervals.

In this study, the SMR of two causes of death in 27 healths areas of Castilla-La Mancha have been calculated. The significance has been evaluated by exact Poisson test and by four methods approximating the Poisson distribution by the normal: 1) a Z statistic based on the assumption that a Poisson variate with expectation E has a standard deviation equal to $\sqrt{E}$; 2) the Z statistic with a continuity correction; 3) a Z statistic based on the square root transformation of a Poisson variable and 4) an approximation of the exact test by Byar. Also, the confidence intervals have been estimated by exact method and by three approximate procedures: 1) by Byar; 2) by Z statistic uncorrected and 3) by the square root transformation of the Poisson distribution.

With the exact methods and Byar procedure the results were very similar; therefore, using the last to testing significance and estimate the confidence intervals of SMR, is suggested.

Key words: Mortality. Standardized Mortality ratio. Significance. Confidence intervals.

Correspondencia: Enrique Regidor. Dirección General de Salud Pública. Subdirección General de Epidemiología. Ministerio de Sanidad y Consumo. Paseo del Prado 18-20. 28071 Madrid.
Este artículo fue *recibo* el 14 de octubre de 1992 y fue *aceptado* tras revisión el 24 de mayo de 1993.

Introducción

La razón de mortalidad estandarizada (RME) o *standardized mortality ratio,* que es como más se conoce en la literatura biomédica, ha sido la técnica de ajuste de tasas más ampliamente utilizada en los estudios de mortalidad ocupacional[1-3], siendo incorporada posteriormente a los estudios de diferencias sociales y geográficas en mortalidad[4-9]. En la actualidad es habitual su cálculo en los estudios epidemiológicos para comparar la experiencia en mortalidad por las distintas causas de muerte entre diversas áreas geográficas.

La RME es una razón de muertes observadas (D) en un área o grupo de población definida en un período de tiempo dado y el número de muertes esperadas (E) que se supone se producirían si las tasas de mortalidad fueran las mismas que las de una población de referencia[10,11]. La significación estadística de esta razón es valorada asumiendo que D sigue una distribución de Poisson (de media RME x E) y que E, al estar basada frecuentemente en las tasas de mortalidad de una población mayor, es fijo. La hipótesis nula es que la RME es igual a 1, mientras que la hipótesis alternativa es que RME es distinta de 1.

Varios métodos estadísticos han sido propuestos para evaluar la significación estadística de la RME y para el cálculo de sus intervalos de confianza[12-17]. Algunos requieren el cálculo de la probabilidad exacta con la distribución de Poisson, aunque la mayor parte de estos procedimientos son aproximados y están basados en la distribución normal como aproximación a la de Poisson. EN el presente trabajo se pretende identificar el test más adecuado, sencillo y factible para su utilización, en la práctica habitual, en las unidades de epidemiología y de salud pública.

Material y método

Se han calculado las RME de dos causas de muerte para el período de 1982 a 1986 en los 27 distritos sanitarios provisionales de Castilla-La Mancha. Las causas seleccionadas han sido una con alta frecuencia de muertes observadas, el cáncer de pulmón, y otra con baja frecuencia, la tuberculosis.

Los datos de D se han obtenido de las cintas magnéticas con el registro final de las defunciones, facilitadas por el Instituto Nacional de Estadística, mientras que E en cada distrito sanitario se ha calculado con las tasas específicas de mortalidad por edad de Castilla-La Mancha. Las poblaciones a riesgo empleadas, por grupos de edad, corresponden al año 1984 y fueron calculadas por interpolación exponencial entre la población censal de 1981 y la del Padrón Municipal de 1986.

Se ha constrastado D con E mediante un test que utiliza la probabilidad exacta de Poisson, mediante cuatro tests que utilizan aproximaciones normales a la distribución de Poisson y que conducen a la desviación estandarizada Z.

Test exacto de Poisson. Este test obtiene la probabilidad exacta p mediante las siguientes expresiones: a) si D≥E, el valor de p para el test de una sola cola será:

$$1-\sum_{K=0}^{D-1} \frac{e^{-E}E^{K}}{K!}$$

y b) si D<E, el valor de p será:

$$\sum_{K=0}^{D} \frac{e^{-E}E^{K}}{K!}$$

Para un contraste bilateral, que ha sido el utilizado aquí, las probabilidades obtenidas mediante esas expresiones se han multiplicado por dos[10,13], excepto cuando p es superior a 0,5 en cuyo caso se ha asumido un valor de p de dos colas igual a la unidad.

Por su parte, los métodos de aproximación normal que conducen a la desviación estandarizada Z son los siguientes.

1) *Test basado en la asunción de que bajo la hipótesis nula D sigue una distribución de Poisson con media y varianza igual a E*[10,12]. La expresión del estadístico Z es la siguiente:

$$Z= |D-E| / \sqrt{E}$$

2) Al utilizar la distribución normal como aproximación a la Poisson, hay que tener en cuenta que ésta última es una distribución discreta, mientras que la normal es continua. Es útil, por tanto, introducir una *corrección de continuidad* por la que la probabilidad de una variable de Poisson D que toma valores enteros es aproximada por la probabilidad de una variable normal entre D-1/2 y D+1/2[10,18]. La expresión del estadístico Z en este caso es:

$$Z= (|D-E| - 0,5) / \sqrt{E}$$

3) *Aproximación del test exacto por Byar* mediante la expresión[12,13]:

$$Z= (9D)^{1/2} \left| 1- \frac{1}{9\,D} - \left(\frac{E}{D}\right)^{1/3} \right| \text{, donde}$$

D = D si D excede a E y D = D + 1 en otro caso, y

Tabla 1. Contraste entre las defunciones observadas (D) y esperadas (E) por tuberculosis en los distritos sanitarios de Castilla-La Mancha en el período 1982-86. Probabilidad exacta de Poisson, valor de p para cuatro aproximaciones normales a Poisson y estadísticos Z

Distritos sanitarios	D	E	Poisson	Valores de p para diferentes estadísticos Z: Byar	No corregido	Corregido	Raíz cuadrada	Estadísticos Z: Byar	No corregido	Corregido	Raíz cuadrada
1	17	7,3	0,0030	0,0031	0,0004	0,0006	0,0045	2,96	3,59	3,41	2,84
2	8	4,1	0,1146	0,1142	0,0536	0,0930	0,1074	1,58	1,93	1,68	1,61
3	1	3,4	0,2937	0,2892	0,1936	0,3030	0,0910	-1,06	1,30	1,03	-1,69
4	1	3,0	0,3983	0,3954	0,2502	0,3844	0,1442	-0,85	1,15	0,87	-1,46
5	0	1,5	0,4463	0,4412	0,2224	0,4122	0,0143	-0,77	1,22	0,82	-2,45
6	4	8,3	0,1674	0,1676	0,1362	0,1868	0,0784	-1,38	1,49	1,32	-1,76
7	2	3,6	0,6055	0,6030	0,4010	0,5620	0,3320	-0,52	0,84	0,58	-0,97
8	1	1,4	1,0000	0,8104	0,7338	0,9362	0,7114	0,24	0,34	-0,08	-0,37
9	10	8,0	0,5668	0,5686	0,4778	0,5962	0,5028	0,57	0,71	0,53	0,67
10	8	4,8	0,2267	0,2262	0,1442	0,2186	0,2006	1,21	1,46	1,23	1,28
11	5	5,3	1,0000	0,8728	0,8966	0,9282	0,8966	0,16	0,13	-0,09	-0,13
12	3	4,3	0,7543	0,7566	0,5286	0,6966	0,4966	-0,31	0,63	0,39	-0,68
13	5	4,1	0,7814	0,7794	0,6600	0,8414	0,6744	0,28	0,44	0,20	0,42
14	3	2,1	0,7007	0,6966	0,5352	0,7794	0,5686	0,39	0,62	0,28	0,57
15	6	6,0	1,0000	0,7872	1,0000	0,8414	1,0000	0,27	0,00	-0,20	0,00
16	2	1,2	0,6747	0,6672	0,4654	0,7872	0,5222	0,43	0,73	0,27	0,64
17	0	1,0	0,7358	0,7414	0,3174	0,6170	0,0455	-0,33	1,00	0,50	-2,00
18	0	1,3	0,5451	0,5418	0,2542	0,4840	0,0226	-0,61	1,14	0,70	-2,28
19	6	5,7	1,0000	0,9840	0,8966	0,9362	0,9044	-0,01	0,13	-0,08	0,12
20	0	0,7	0,9932	1,0000	0,4010	0,8104	0,0950	0,00	0,84	0,24	-1,67
21	1	0,8	1,0000	0,9044	0,8258	0,7338	0,8336	-0,12	0,22	-0,34	0,21
22	7	6,3	0,8835	0,8808	0,7794	0,9282	0,7872	0,15	0,28	0,08	0,27
23	1	2,5	0,5746	0,5754	0,3422	0,5286	0,2460	-0,56	0,95	0,63	-1,16
24	1	3,2	0,3424	0,3370	0,2186	0,3422	0,1142	-0,96	1,23	0,95	-1,58
25	0	2,7	0,1344	0,1310	0,1010	0,1802	0,0014	-1,51	1,64	1,34	-3,29
26	2	1,4	0,8163	0,8104	0,6100	0,9362	0,6456	0,24	0,51	0,08	0,46

4) *Test basado en el cálculo de la raíz cuadrada de una variable de Poisson.* Aparte de normalizar la variable y estabilizar la varianza, se obtiene una varianza constante de valor aproximado 0,25[10,14,15]. La expresión del estadístico Z es como sigue:

$$Z= 2\,(D^{1/2}-E^{1/2})$$

Una vez calculado el valor de los estadísticos Z, se han obtenido las p de dos colas a partir de la tabla de desviación normal estandarizada.

El cálculo del intervalo de confianza para cada RME se ha realizado igualmente, mediante métodos exactos y métodos aproximados. La idea básica en el cálculo del intervalo de confianza $(1-\alpha)$ es obtener unos límites, μ_i y μ_s, que contengan el 95% de los posibles valores de la media μ de la variable aleatoria D, la cual se supone distribuida según una ley de Poisson.

Método exacto. Los límites exactos, μ_i y μ_s, para el nivel de confianza $(1-\alpha)$ pueden obtenerse mediante soluciones iterativas a las siguientes fórmulas:

$$\sum_{K=0}^{D-1} \frac{e^{-\underline{D}}\underline{D}^K}{K!} = 1-\frac{\alpha}{2}$$

$$\sum_{K=0}^{D} \frac{e^{-\bar{D}}\bar{D}^K}{K!} = \frac{\alpha}{2}$$

donde $\underline{D}=\mu_i$ y $\bar{D}=\mu_s$.

Para su cálculo se ha utilizado el procedimiento RATE del paquete estadístico EPILOG.

1) *Método Byar*[12-13]. Se obtienen límites aproximados sin necesidad de realizar los cálculos iterativos del método exacto mediante las expresiones:

$$u_i = D\left(1-\frac{1}{9D}-\frac{Z_{\alpha/2}}{3D^{1/2}}\right)^3$$

$$u_s = (D+1)\left(1-\frac{1}{9\,(D+1)}+\frac{Z_{\alpha/2}}{3\,(D+1)^{1/2}}\right)^3$$

donde $Z_{\alpha/2}$ es el 100 $(1-\alpha/2)$ percentil de la distribución normal estandarizada.

2) *Método basado en la aproximación normal*[10,12]. Pueden obtenerse aproximaciones a μ_i y μ_s para un

Tabla 2. Contraste entre las defunciones observadas (D) y esperadas (E) por cáncer de pulmón en los distritos sanitarios de Castilla-La Mancha en el período 1982-86. Probabilidad exacta de Poisson, valor de p para cuatro aproximaciones normales a Poisson y estadísticos Z

Distritos sanitarios	D	E	Poisson	Valores de p para diferentes estadísticos Z				Estadísticos Z			
				Byar	No corregido	Corregido	Raíz cuadrada	Byar	No corregido	Corregido	Raíz cuadrada
1	75	57,3	0,0284	0,0285	0,0193	0,0232	0,0293	2,19	2,34	2,27	2,18
2	30	34,0	0,5607	0,5620	0,4902	0,5486	0,4778	-0,58	0,69	0,60	-0,71
3	27	27,3	1,0000	0,9442	0,9522	0,9680	0,9522	0,07	0,06	-0,04	-0,06
4	22	24,3	0,7373	0,7338	0,6384	0,7114	0,6312	-0,34	0,47	0,37	-0,48
5	8	12,4	0,2611	0,2584	0,2112	0,2670	0,1646	-1,13	1,25	1,11	-1,39
6	68	68,4	1,0000	0,9680	0,9602	0,9920	0,9602	0,03	0,05	-0,01	-0,05
7	26	29,4	0,6082	0,6100	0,5286	0,5962	0,5156	-0,51	0,63	0,53	-0,65
8	6	11,4	0,1272	0,1260	0,1096	0,1470	0,0644	-1,53	1,60	1,45	-1,85
9	78	64,9	0,1242	0,1212	0,1032	0,1188	0,1212	1,54	1,63	1,56	1,55
10	52	39,0	0,0533	0,0536	0,0375	0,0455	0,0536	1,93	2,08	2,00	1,93
11	46	43,7	0,7676	0,7642	0,7264	0,7872	0,7338	0,30	0,35	0,27	0,34
12	26	35,4	0,1244	0,1236	0,1142	0,1336	0,0892	-1,54	1,58	1,50	-1,70
13	26	34,7	0,1546	0,1556	0,1388	0,1646	0,1164	-1,42	1,48	1,39	-1,58
14	14	17,2	0,5302	0,5286	0,4412	0,5156	0,4180	-0,63	0,77	0,65	-0,81
15	41	48,5	0,3143	0,3124	0,2802	0,3124	0,2628	-1,01	1,08	1,01	-1,12
16	5	10,6	0,0951	0,0950	0,0854	0,1188	0,0414	-1,67	1,72	1,57	-2,04
17	4	8,7	0,1319	0,1310	0,1118	0,1556	0,0574	-1,51	1,59	1,42	-1,90
18	15	10,7	0,2501	0,2502	0,1902	0,2460	0,2302	1,15	1,31	1,16	1,20
19	41	47,7	0,3716	0,3734	0,3320	0,3682	0,3124	-0,89	0,97	0,90	-1,01
20	6	5,7	1,0000	0,9920	0,8966	0,9362	0,9044	-0,01	0,13	-0,08	0,12
21	9	6,5	0,4169	0,4180	0,3270	0,4354	0,3682	0,81	0,98	0,78	0,90
22	54	50,6	0,6693	0,6672	0,6312	0,6818	0,6384	0,43	0,48	0,41	0,47
23	21	20,2	0,9173	0,9204	0,8572	0,9442	0,8572	0,10	0,18	0,07	0,18
24	34	26,2	0,1621	0,1616	0,1286	0,1528	0,1556	1,40	1,52	1,43	1,42
25	23	22,2	0,9211	0,9204	0,8650	0,9522	0,8650	0,10	0,17	0,06	0,17
26	12	12,0	1,0000	0,8494	1,0000	0,8886	1,0000	0,19	0,00	-0,14	0,00

nivel de confianza (1=α) mediante las expresiones:

$$\frac{D-\mu_i}{\sqrt{\mu_i}} = |Z_{\alpha/2}| \qquad \frac{D-\mu_s}{\sqrt{\mu_s}} = |Z_{\alpha/2}|$$

Así se supone que θ es el valor desconocido de RME, puede resolverse la ecuación $(D-\theta)E)^2/\theta E= Z^2_{\alpha/2}$ y obtener las siguientes expresiones:

$$RME_i = \theta_i = RME \left[1+\frac{1}{2D} Z^2_{\alpha/2}\{1-(1+4D/Z^2_{\alpha/2})^{1/2}\} \right] \text{ y}$$

$$RME_s = \theta_s = RME \left[1+\frac{1}{2D} Z^2_{\alpha/2}\{1-(1+4D/Z^2_{\alpha/2})^{1/2}\} \right]$$

3) *Método basado en la obtención de la raíz cuadrada de una variable de Poisson*[12]. En este caso, los límites de θ se obtienen resolviendo la ecuación

$$2[D^{1/2}- (\theta E)^{1/2}] = Z_{\alpha/2}$$

con lo que se obtienen las expresiones:

$$RME_i=RME \left(1- \frac{Z_{\alpha/2}}{2D^{1/2}} \right)^2 \text{ y}$$

$$RME_s=RME \left(\frac{D=1}{D} \right) \left(1+\frac{Z_{\alpha/2}}{2\ (D+1)+^{1/2}} \right)^2$$

La presencia en la segunda ecuación de D +1 es debido a que de esta forma se mejora la exactitud del límite superior.

Resultados

En las tablas 1 y 2 aparecen, para cada una de las causas de defunción estudiadas, D y E de los diferentes distritos sanitarios, la probabilidad exacta de Poisson, y el valor de p para las cuatro aproximaciones normales a Poisson, junto a su estadístico Z. En ellas puede observarse cómo, tanto en la tuberculosis como en el cáncer de pulmón, los valores p del test de Byar son similares a los de la probabilidad exacta de Poisson, coincidiendo casi siempre a nivel de los dos primeros decimales, mientras que con el test basado en el estadístico Z no corregido, la p de las diferentes RME es inferior a la de Poisson o Byar, excepto en los casos con una diferencia entre D y E inferior a 0,5, en los que

Tabla 3. Mortalidad por tuberculosis en los distritos sanitarios de Castilla-La Mancha en el período 1982-86. Razón de mortalidad estandarizada (RME) en porcentaje e intervalos de confianza (IC) por cuatro procedimientos para α = 0,5

Distritos sanitarios	RME	Fisher ICinf.	Fisher ICsup.	Byar ICinf.	Byar ICsup.	Aprox. normal ICinf.	Aprox. normal ICsup.	Transf raíz cuad. ICinf.	Transf raíz cuad. ICsup.
1	232,9	136,5	375,1	135,6	372,9	145,4	373,0	135,3	373,6
2	195,1	83,9	382,8	84,0	384,5	98,9	385,1	83,3	386,4
3	29,4	0,8	166,0	0,4	163,6	5,2	166,6	0,0	168,6
4	33,3	0,9	186,9	0,4	185,5	5,9	188,8	0,0	191,1
5	0,0	0,0	243,1	*	244,5	*	*	*	*
6	48,2	13,1	123,1	13,0	123,4	18,7	123,9	12,5	124,6
7	55,6	6,7	199,6	6,2	200,6	15,2	202,6	5,2	204,3
8	71,4	1,9	411,7	0,9	397,4	12,6	404,6	0,0	409,4
9	125,0	59,8	229,4	59,8	229,9	67,9	230,1	59,5	230,8
10	166,7	71,8	327,7	71,8	328,4	84,5	328,9	71,2	330,0
11	94,3	30,7	220,5	30,4	220,2	40,3	220,9	29,8	221,9
12	69,8	14,4	204,1	14,0	203,8	23,7	205,1	13,2	206,5
13	122,0	39,2	282,0	39,3	284,6	52,1	285,5	38,5	286,9
14	142,9	29,9	424,0	28,7	417,4	48,6	420,1	26,9	422,9
15	100,0	36,6	216,9	36,5	217,7	45,8	218,2	36,0	219,1
16	166,7	19,5	581,1	18,7	601,7	45,7	607,8	15,7	612,9
17	0,0	0,0	360,4	*	366,8	*	*	*	*
18	0,0	0,0	286,5	*	282,2	*	*	*	*
19	105,3	38,4	227,9	38,4	229,1	48,2	229,7	37,9	230,6
20	0,0	0,0	541,6	*	524,0	*	*	*	*
21	125,0	3,2	710,4	1,6	695,5	22,1	708,1	0,0	716,5
22	111,1	44,6	228,6	44,5	228,9	53,8	229,4	44,0	230,2
23	40,0	1,0	227,3	0,5	222,6	7,1	226,6	0,0	229,3
24	31,3	0,8	175,7	0,4	173,9	5,5	177,0	0,0	179,1
25	0,0	0,0	135,6	*	135,9	*	*	*	*
26	142,9	16,8	502,1	16,0	515,8	39,2	520,9	13,5	525,4

(*) Es imposible su cálculo al no haberse producido ninguna defunción.

unas veces presenta un valor mayor y otras un valor menor que el de Byar.

En cambio, el estadístico Z con corrección de continuidad y el basado en la raíz cuadrada de la variable, únicamente presentan resultados homogéneos cuando D es superior a 10. Así, el primero muestra valores intermedios entre la p exacta de Poisson o la de Byar y la Z no corregida y el segundo produce, salvo algunas excepciones, los valores de p más bajos.

En las tablas 3 y 4 aparecen reflejadas las RME de los diferentes distritos sanitarios y sus intervalos de confianza calculados por los diferentes procedimientos para α=0,05. Los resultados obtenidos por el método exacto de Fisher y el de Byar son casi idénticos, si bien, en algún distrito donde D es muy pequeño, el límite superior de las respectivas RME presenta pequeñas diferencias. Con la aproximación normal, el límite inferior es siempre superior al obtenido con los métodos anteriores, mientras que el límite superior es similar, a excepción de valores de D menores a 10. Por último, los intervalos de confianza que se obtienen con la transformación de la variable en su raíz cuadrada presentan unos límites similares al método exacto y al de Byar, cuando D está por encima de 10.

Discusión

Los resultados obtenidos ponen de manifiesto que, tanto en la evaluación de la significación estadística de una RME como en el cálculo de sus intervalos de confianza, los métodos exactos y el método de Byar son muy similares.

Los otros métodos basados en el cálculo del estadístico Z ofrecen resultados similares sólo cuando D es superior a 10. La razón de ello radica en que la distribución de Poisson, cuando el número de acontecimientos es muy pequeño, es muy sesgada y las aproximaciones normales resultan inadecuadas, dando lugar a situaciones paradójicas. Tal es el caso del test basado en la transformación de la variable en su raíz cuadrada y la mortalidad por cáncer de pulmón en el distrito 16:

Tabla 4. Mortalidad por cáncer de pulmón en los distritos sanitarios de Castilla- La Mancha en el periodo 1982-86. Razón de mortalidad estandarizada (RME) en porcentaje e intervalos de confianza (IC) por cuatro procedimientos para α = 0,5

Distritos sanitarios	RME	Fisher ICinf.	Fisher ICsup.	Byar ICinf.	Byar ICsup.	Aprox. normal ICinf.	Aprox. normal ICsup.	Transf raíz cuad. ICinf.	Transf raíz cuad. ICsup.
1	130,9	103,0	164,2	102,9	164,1	104,4	164,1	102,9	164,1
2	88,2	59,6	126,1	59,5	126,0	61,8	126,0	59,5	126,1
3	98,9	65,2	144,0	65,2	143,9	68,0	143,9	65,1	144,1
4	90,5	56,7	137,0	56,7	137,1	59,8	137,1	56,7	137,3
5	64,5	27,8	126,7	27,8	127,1	32,7	127,3	27,6	127,7
6	99,4	77,2	126,1	77,2	126,0	78,4	126,0	77,2	126,1
7	88,4	57,7	129,4	57,8	129,6	60,4	129,6	57,7	129,7
8	52,6	19,3	114,6	19,2	114,6	24,1	114,8	18,9	115,3
9	120,2	95,0	150,0	95,0	150,0	96,3	150,0	95,0	150,0
10	133,3	99,6	174,9	99,6	174,9	101,7	174,8	99,6	174,9
11	105,3	77,0	140,4	77,1	140,4	78,9	140,4	77,0	140,5
12	73,4	48,0	107,7	48,0	107,6	50,1	107,6	47,9	107,8
13	74,9	48,9	109,6	48,9	109,8	51,1	109,8	48,9	109,9
14	81,4	44,4	136,4	44,5	136,6	48,5	136,6	44,3	136,9
15	84,5	60,7	114,7	60,7	114,7	62,3	114,7	60,6	114,8
16	47,2	15,3	110,1	15,2	110,1	20,1	110,4	14,9	111,0
17	46,0	12,5	117,8	12,4	117,7	17,9	118,2	12,0	118,9
18	140,2	78,2	230,1	78,4	231,2	85,0	231,3	78,2	231,8
19	86,0	61,6	116,5	61,7	116,6	63,4	116,6	61,7	116,7
20	105,3	38,8	230,1	38,4	229,1	48,2	229,7	37,9	230,6
21	138,5	63,0	261,5	63,2	262,9	72,8	263,2	62,8	264,0
22	106,7	80,2	139,3	80,2	139,2	81,8	139,2	80,2	139,3
23	104,0	64,2	158,6	64,3	158,9	68,0	158,9	64,3	159,2
24	129,8	90,0	181,6	89,9	181,3	92,9	181,3	89,8	181,5
25	103,6	65,8	155,8	65,7	155,5	69,0	155,5	65,6	155,7
26	100,0	51,7	174,8	51,6	174,7	57,2	174,8	51,4	175,2

mientras el contraste da un valor de p inferior a 0,05, el intervalo de confianza incluye el valor de la hipótesis nula.

Por otro lado, hay que destacar que la hipótesis es rechazada más fácilmente con unos métodos que con otros. Es el caso del estadístico Z basado en la asunción de que la variable de Poisson D tiene una media y varianza igual a E y el basado en la transformación de la variable en su raíz cuadrada. Así, por ejemplo, en el distrito 10, al contrastar D por cáncer de pulmón con E se obtiene una p por debajo de 0,05, tanto con la Z no corregida como con la corrección de continuidad. Estos resultados son consistentes con la obtención del límite inferior del intervalo de confianza por encima de 100 que se observa en la tabla 4.

Un aspecto que no se ha tenido en cuenta hace referencia a la potencia de los tests. En este sentido, recientemente se ha señalado que el método de Byar presenta una potencia menor que el método basado en la Z corregida, con lo que el efecto mínimo que detecta aquél, para un determinado riesgo α y un determinado poder, es superior al que detecta éste[19]. Quizás por ello, los autores de ese trabajo han comentado la excesiva valoración que se hace de las probabilidades exactas o sus aproximaciones cuando no se ha contrastado la hipótesis del tipo de distribución.

Otros métodos propuestos, aparte de los reflejados aquí, para el cálculo del intervalo de confianza de una RME son el basado en la relación existente entre la distribución de Poisson y la distribución de la χ^2[16,17] y el que tiene en cuenta la aproximación normal de la distribución de D con error estándar $\sqrt{E}$ (o con error estándar $\sqrt{D}$ en aquéllos en los que la hipótesis nula no es que la RME sea igual a la unidad)[10]. No obstante, el primero ofrece unos resultados muy similares a los del método que utiliza la raíz cuadrada de la variable, mientras que el segundo es la forma menos aproximada de utilizar la normalidad asintótica de la distribución de D, ya que reemplaza los errores estándar $\sqrt{\theta_i}E$ y $\sqrt{\theta_s}^E$ por $\sqrt{E}$.

En la actualidad, todos estos métodos analizados están accesibles y pueden ser perfectamente utilizados en las diferentes unidades de epidemiología y salud pública en España. Como con los métodos exactos puede resultar tedioso, en muchos casos, el cálculo de la significación estadística, la concordancia encontrada entre los resultados que éstos ofrecen y el de Byar, incluso para un bajo número de defunciones, unida a la sencillez de cálculo de este último, hacen aconsejable la utilización de este método aproximado, tanto para la evaluación de la significación estadística de una RME, como para el cálculo de sus intervalos de confianza. No obstante, como se ha indicado, en aquellas circunstancias en las que se estime prioritario una alta potencia, debería considerarse la posible elección del test basado en la Z con corrección de continuidad.

Bibliografía

1. Office of Population Censuses and Surveys. *Occupational mortality, decennial supplement 1970-1972.* London: HMSO, 1978.

2. Office of Population Censuses and Surveys. *Occupational mortality. The Registrar General's decennial supplement for Great Britain*, 1979-80, 1982-83. London: HMSO, 1986.

3. Checkoway H, Pearce N, Crawford-Brown DJ. *Research Methods in Occupational Epidemiology.* New York: Oxford University Press,1989; 125-8.

4. López-Abente G, Escolar A, Errezola M (eds). *Atlas de cáncer en España.* Vitoria: Gráficas Santamaría, 1984.

5. Townsend P, Davidson N. *Inequalities in health: the Black report.* Harmondsworth Penguin, 1982.

6. Marmot MG, McDowall ME. Mortality decline and widening social inequalities. *Lancet* 1986; 2: 274-6.

7. Alonso J, Antó JM. Desigualdades de Salud en Barcelona. *Gac Sanit* 1988; 2: 4-12.

8. Ortega A, Puig M. El análisis de la mortalidad en áreas urbanas. *Med Clin (Barc)* 1991; 96: 328-32.

9. Carstairs V, Morris R. Deprivation, mortality and resource allocation. *Community Med* 1989; 11: 364-72.

10. Armitage P, Berry G. *Statistical Methods in medical research.* Oxford: Blackwell Scientific Publications, 1987.

11. Fleiss JF. *Statistical methods for rates and proportions.* New York: John Willey & Sons 1981; 237-55.

12. Breslow NE, Day NE (eds). *Statistical methods in cancer research.* Vol 2. The design and analysis of cohort studies. IARC: Lyon, 1987; 48-81.

13. Liddell FD. Simple exact analysis of the standardized mortality ratio. *J Epidem Community Health* 1984; 38: 85-8.

14. Vandenbroucke JP. A shortcut method for calculating the 95% confidence interval of the standardized mortality ratio. *Am J Epidem* 1982; 115: 303-4.

15. Ury HK. Another shortcut method for calculating the confidence interval of a Poisson variable (or of a standardized mortality ratio). *Am J Epidem* 1985; 122: 197-8.

16. Ulm K. A simple method to calculate the confidence interval of a standardized ratio (SMR). *Am J Epidem* 1990; 131: 373-5.

17. Muider GH. An exact method for calculating a confidence interval of a Poisson parameter. *Am J Epidem* 1983; 117: 377.

18. Breslow NE, Day NE (eds). *Statistical methods in cancer research.* Vol 1. The design and analysis of case-control studies. IARC: Lyon, 1980; 131-3. .

19. Samuels SJ, Beauont JJ, Breslow NE. Power and detectable risk of seven test for standardized mortality ratios. *Am J Epidemiol* 1991; 133: 1191-7.