

# Common errors in disease mapping

Ricardo Ocaña-Riola

Escuela Andaluza de Salud Pública, Granada, España

**Resumen.** Durante la última década se han llevado a cabo muchos atlas de morbi-mortalidad y estudios epidemiológicos en áreas pequeñas. Sin embargo, los métodos utilizados, la interpretación de resultados y las conclusiones publicadas no siempre han sido adecuados. La proliferación de errores metodológicos ha repercutido negativamente en el avance del conocimiento científico, provocando en ocasiones la implementación de políticas de salud basadas en estudios inadecuados. Este trabajo revisa los errores más frecuentes en el diseño, análisis e interpretación de los estudios epidemiológicos en áreas pequeñas y propone un test para evaluar la calidad científica de los artículos publicados. La calidad del estudio será óptima cuando alcance la puntuación máxima (16 puntos), media si obtiene una puntuación entre 8 y 15 y baja con una puntuación de 7 o inferior. La validación sistemática de los artículos científicos publicados, junto con una mejora de la calidad en futuras investigaciones, contribuirá al incremento de la eficacia en la planificación sanitaria y la vigilancia epidemiológica basada en el análisis espacio-temporal de información ecológica.

**Palabras clave:** Áreas pequeñas, diseño ecológico mapeo de enfermedades, incidencia, mortalidad, morbilidad, Sistemas de Información Geográfica, modelo bayesiano.

## Introducción

La Estadística es un área de conocimiento con un papel crucial en la investigación, la planificación y la toma de decisiones en el sector sanitario.<sup>1, 2</sup>

El avance de las tecnologías y la incesante investigación en estadística computacional ha permitido la implementación de sofisticados modelos matemáticos en programas informáticos de fácil manejo para no especialistas.<sup>3</sup> Sin duda, esta accesibilidad ha contribuido enormemente a la difusión y transferencia del conocimiento matemático a otras disciplinas y, sobre todo, a su aplicación práctica en la investigación sanitaria.

Como resultado, las revistas médicas han publicado durante la última década numerosos trabajos en los que se hace uso de algún método estadístico novedoso. Sin embargo, la aplicación de las técnicas estadísticas y la interpretación de resultados no siempre se realizan de forma adecuada. Estudios recientes han probado que un alto porcentaje de los artículos publicados por revistas con

elevado factor de impacto contiene algún error en el análisis de datos o en la interpretación de resultados, con la consiguiente repercusión en la validez y eficiencia de la investigación.<sup>4, 5, 6</sup> El uso inapropiado de métodos estadísticos es un grave problema que afecta tanto a la calidad de las publicaciones médicas como al avance del conocimiento científico.<sup>7</sup>

Los editores de las revistas no son ajenos a este asunto. Algunos de ellos reconocen que muchos de los estudios publicados actualmente presentan serios errores metodológicos y, por tanto, plantean falsas conclusiones.<sup>8, 9</sup>

Los estudios epidemiológicos en áreas pequeñas no han quedado al margen de este problema. El estudio de la distribución geográfica de enfermedades o *disease mapping* constituye un área de investigación importante en la actualidad. Los avances de los sistemas informáticos, la disponibilidad de potentes Sistemas de Información Geográfica (SIG) y la implementación de complejos modelos matemáticos en software especializado han promovido la elaboración de múltiples atlas de morbi-mortalidad y estudios ecológicos en áreas pequeñas durante la última década.<sup>10</sup> Sin embargo, la metodología utilizada para su elaboración, la interpretación de resultados y las conclusiones publicadas en revistas especializadas no siempre son adecuadas.

El escaso debate crítico sobre este tipo de estudios ha contribuido a la

---

Correspondencia:  
Ricardo Ocaña-Riola  
Escuela Andaluza de Salud Pública  
Campus Universitario de Cartuja  
Cuesta del Observatorio, 4  
Apartado de correos 2070  
18080 Granada, España  
Tel. +34 958 027400; Fax +34 958 027503  
E-mail: ricardo.ocana.easp@juntadeandalucia.es

generación de nuevas hipótesis de investigación, la implementación de políticas sanitarias y la comunicación de riesgos a la población basados en falacias ecológicas y otros deslices metodológicos.<sup>11</sup> Con frecuencia, la proliferación de esta práctica ha derivado en la toma de decisiones ineficientes, alarma, frustración científica y desgaste político, económico y social que sin duda alguna repercute negativamente en el avance del conocimiento científico y en la puesta en marcha de políticas sanitarias adecuadas.<sup>12</sup>

Este trabajo revisa los errores más frecuentes cometidos en el diseño, análisis e interpretación de los estudios epidemiológicos en áreas pequeñas y propone un test de evaluación diagnóstica que permitirá conocer la calidad científica de los estudios publicados. La validación sistemática de estas investigaciones, junto con una mejora en la calidad de futuros estudios, contribuirá a aumentar la eficacia de la vigilancia epidemiológica y la planificación sanitaria basada en el análisis espacio-temporal de la información.

### El abuso de las tasas ajustadas

Muchos investigadores creen que una única medida resumen es más fácilmente interpretable que varias tasas específicas. Por este motivo, la mayoría de los estudios epidemiológicos en áreas pequeñas utilizan la tasa ajustada por grupos de edad y sexo. El objetivo que se pretende conseguir es comparar la morbi-mortalidad de áreas geográficas con distinta pirámide de población. Sin embargo, para que esta comparación tenga sentido, es necesario que las tasas específicas de cada área sean proporcionales a las tasas específicas de cualquier otra área, con idéntico factor de proporcionalidad entre ellas.<sup>13</sup> Esta condición indispensable ha caído en el olvido y pocos estudios la tienen en cuenta, provocando que sus resultados y conclusiones sean incorrectos.

La Tabla 1 muestra una situación en el que no es adecuado comparar dos áreas utilizando la tasa ajustada por edad (Escenario I) y otra en la que sí lo es (Escenario II). Para ello, se define la tasa ajustada como:

$$r_m = \frac{\sum_{i=1}^I P_i r_{im}}{\sum_{i=1}^I P_i} = \sum_{i=1}^I \omega_i r_{im}$$

donde  $r_{im}$  es la tasa específica de mortalidad del grupo de edad  $i$  en el área geográfica  $m$  y  $P_i$  es la población estándar o de referencia para el mismo grupo.

Realmente, la tasa ajustada no es más que una media ponderada de sus tasas específicas, donde el peso para cada grupo de edad,  $\omega_i$ , es igual a la proporción de personas de ese grupo que constituye la población de referencia.

[Tabla 1]

En el primer escenario, la tasa bruta de mortalidad es 0.028 y 0.015 en las Áreas 1 y 2 respectivamente, lo que supone un exceso de mortalidad del 87% de la primera Área con respecto a la segunda. Sin embargo, al calcular las tasas ajustadas por edad, este resultado se invierte, sugiriendo ahora que el Área 1 tiene un 30% menos de mortalidad que el Área 2. Supuestamente, el efecto de la edad se ha suprimido al usar tasas ajustadas, por lo que cabría pensar que la diferencia de mortalidad entre áreas se debe a otras causas.

La mayoría de los investigadores sugerirían establecer planes globales de salud en el Área 2, independientemente del grupo de edad, argumentando que su mortalidad es superior al Área 1. Sin embargo, la realidad es bien diferente.

Si se estudian las tasas específicas, la mortalidad del Área 2 es superior a la del Área 1 en el grupo de edad de 14 o menos años, mientras que esta situación se invierte en el grupo de 65 o más años. En este caso, la planificación sanitaria debe dirigirse hacia ambas Áreas con estrategias concretas para cada una de ellas, ya que las diferencias de mortalidad se encuentran en grupos de edad distintos. Puesto que la razón de tasas específicas no es constante en todos los grupos, el uso de una media ponderada de esas tasas para comparar áreas no reflejará la situación real de mortalidad.

En el segundo escenario, la razón de tasas específicas entre áreas se mantiene constante, mostrando que la mortalidad del Área 1 es un 50% inferior a la del Área 2 en todos los grupos de edad. Al calcular la tasa ajustada el resultado es el mismo, pudiendo afirmar que el Área 1 presenta la mitad de mortalidad que el Área 2, independientemente del grupo de edad. En este caso, el uso de la tasa ajustada será adecuado para comparar la mortalidad de ambas poblaciones.

Cuando las tasas específicas de mortalidad son proporcionales entre áreas se tendrá  $r_{i1} = kr_{i2}$ , siendo  $k$  un factor de proporcionalidad constante para todos los grupos de edad. En ese caso, la razón de tasas ajustadas, dada por

$RR = \frac{\sum_{i=1}^I \omega_i r_{i1}}{\sum_{i=1}^I \omega_i r_{i2}} = k$ , será un buen indicador de la comparativa de mortalidad entre áreas.

Para comparar la tasa ajustada de todas las áreas que componen un estudio ecológico es necesario que esta condición de proporcionalidad se verifique para todas ellas. En general, es difícil que esta situación óptima se cumpla, por lo que siempre será necesario estudiar la distribución geográfica de la tasa específica para cada estrato de población de forma independiente.<sup>14, 15</sup> Por ello, la tasa específica debe ser la medida de frecuencia óptima en estudios epidemiológicos de áreas pequeñas donde la estructura de población pueda ser una variable de confusión.<sup>16, 17, 18</sup>

En la mayoría de los estudios no tendrá sentido realizar un ranking de áreas geográficas en función del valor de la tasa ajustada. Si las tasas específicas no son proporcionales, las áreas con mayor tasa ajustada no tienen que ser necesariamente las que presenten mayor morbi-mortalidad en todos los grupos de población. Igual ocurre cuando se analizan tendencias temporales.

Desafortunadamente, el uso indiscriminado del ajuste de tasas en las publicaciones científicas está llevando, en muchas ocasiones, a interpretaciones y conclusiones que producen toma de decisiones inadecuadas.

### El abuso de la Razón de Mortalidad o Incidencia Estandarizada

El ajuste de tasas descrito anteriormente se conoce por el nombre de método directo. Para su cálculo es necesario conocer la tasa específica de morbi-mortalidad en cada estrato de población. Sin embargo, a veces sólo se dispone del número total de defunciones, pero no su distribución por estratos, por lo que se suele recurrir al ajuste de tasas por el método indirecto.<sup>13</sup> Esta metodología es un caso particular de la anterior, pero su uso se ha extendido y desvirtuado tanto en los estudios epidemiológicos de áreas pequeñas que merece una discusión especial.

La Razón de Mortalidad Estandarizada (SMR) es el cociente entre el número de casos observados en el área geográfica,  $o_m$ , y el número de casos que se esperaría obtener en un área externa si tuviese la misma pirámide de población que el área estudiada,  $e_m$ . La expresión viene dada por:

$$SMR_m = \frac{o_m}{e_m} = \frac{o_m}{\sum_{i=1}^I p_{im} \frac{O_i}{P_i}}$$

donde  $p_{im}$  es la población del estrato  $i$  en el área geográfica  $m$  y  $P_i$ ,  $O_i$  son, respectivamente, la población y el número de casos observado en el área externa para el mismo estrato. Habitualmente, el área de estudio se denomina *población expuesta* y el área externa *población no expuesta*. Existirá un exceso de mortalidad, no debido a una pirámide de población diferente, si el número de casos observados en el área expuesta supera el número de casos esperado en el área no expuesta, cuya estructura de edad será igual a la anterior tras estandarizar. La misma metodología se aplica en el caso de la Razón de Incidencia Estandarizada (SIR), por tanto, los siguientes comentarios son válidos para ambas medidas.

La SMR también puede expresarse de la siguiente forma:

$$SMR_m = \frac{\sum_{i=1}^I p_{im} \frac{O_{im}}{P_{im}}}{\sum_{i=1}^I p_{im}} = \frac{\sum_{i=1}^I \omega_{im} r_{im}}{\sum_{i=1}^I \omega_{im} R_i}$$

$$= \frac{\sum_{i=1}^I p_{im} \frac{O_i}{P_i}}{\sum_{i=1}^I p_{im}}$$

donde  $r_{im}$  y  $R_i$  son, respectivamente, las tasas específicas de las áreas expuesta y no expuesta y  $\omega_{im}$  es la proporción de personas del estrato  $i$  que constituye el área de estudio  $m$ .

Visto de esta forma, la SMR no es más que una razón de tasas ajustadas por el método directo, donde la población de referencia es el área de estudio o *población expuesta*. Esta característica es fundamental para resaltar dos aspectos clave que suelen descuidar la mayoría de los estudios publicados:

- a) La SMR es un cociente de tasas ajustadas, por tanto, su cálculo sólo tendrá sentido cuando las tasas específicas de las áreas expuesta y no expuesta sean proporcionales.<sup>14, 15</sup> Esta condición es especialmente difícil de verificar cuando se aplica el método indirecto, ya que no se utilizan las tasas específicas del área expuesta. Por este motivo, el estudio de la distribución geográfica de la morbi-mortalidad mediante SMR puede diluir aspectos importantes de cada estrato de población y mostrar resultados sesgados.<sup>19, 20</sup>
- b) En el cálculo de la SMR, la población estándar o de referencia es la correspondiente a la propia área de estudio o *población expuesta*. Los pesos utilizados para hallar la media ponderada de las tasas específicas se derivan de ella, por lo que la población de referencia nunca es el área externa o *población no expuesta* como creen muchos investigadores. Las SMR de áreas geográficas distintas siempre tienen poblaciones de referencia diferentes y por tanto no es posible compararlas. Por este motivo no es

correcto afirmar que las áreas geográficas con SMR elevados presentan mayor mortalidad que las áreas con SMR bajos. Si no son comparables, no es posible hacer un ranking de sus valores como sinónimo de frecuencia de morbi-mortalidad en las áreas.<sup>20</sup>

El abuso de la SMR en los estudios epidemiológicos de áreas pequeñas se extiende también al análisis temporal de la morbi-mortalidad y las correlaciones ecológicas. La mayoría de estudios epidemiológicos modelan el logaritmo del número medio de casos observados en función del logaritmo neperiano del número de casos esperados, que actúa como *offset*, más una combinación lineal de variables explicativas, entre las que puede encontrarse el tiempo.<sup>21</sup> Los parámetros del modelo se estiman mediante métodos frecuentistas o bayesianos, de manera que la exponencial de la combinación lineal de variables explicativas es el riesgo o SMR ajustada.<sup>22</sup> Sin embargo, puesto que el orden de estos valores carece de sentido epidemiológico, es inapropiado hablar del incremento o decremento porcentual de la SMR entre dos unidades de tiempo, o dos valores de una variable explicativa, como equivalente a un aumento o descenso de la morbi-mortalidad.<sup>19, 23</sup>

El método de estandarización indirecta es sobradamente conocido. Sus limitaciones y condiciones de uso fueron expuestas a comienzos del siglo XX,<sup>24, 25</sup> los precursores de la epidemiología moderna alertaron sobre su aplicación indiscriminada y su uso ha sido ampliamente cuestionado a través de los años.<sup>19, 26</sup> A pesar de ello, casi de manera incomprensible, la SIR y la SMR se sigue utilizando para estudiar la distribución espacio-temporal de la incidencia y la mortalidad en áreas pequeñas con buena acogida entre las revistas científicas de mayor difusión internacional.

### **El abuso de la población total del área como denominador de la tasa de mortalidad por una causa específica**

El denominador de cualquier tasa bruta o específica debe ser el número de personas-año con riesgo de enfermedad, en el caso de tasas de incidencia, o con

riesgo de muerte, en el caso de tasas de mortalidad.<sup>27</sup>

Cuando se calcula la tasa de incidencia de una enfermedad que puede afectar a toda la población, el denominador coincide con el número de habitantes del área geográfica. Igual ocurre cuando se trata de la tasa de mortalidad por todas las causas.

Sin embargo, cuando se estudia la tasa de mortalidad por una causa específica, el denominador no es toda la población que constituye el área geográfica. En este caso, el número de personas a riesgo lo constituyen sólo aquellos habitantes vivos que durante el periodo de estudio presentaban la enfermedad, es decir, los casos prevalentes.<sup>27</sup>

La mayoría de los estudios publicados utilizan como denominador de la tasa de mortalidad la población total del área en lugar del número de casos prevalentes. Así, la tasa de mortalidad por una causa específica suele expresarse por

$$r_m = \frac{O_m}{P_m}, \text{ donde } O_m \text{ y } P_m \text{ son,}$$

respectivamente, el número de defunciones por la enfermedad estudiada y la población del área  $m$ . Sin embargo, la tasa de mortalidad real, calculada con los casos

$$\text{prevalentes, será } r'_m = \frac{O_m}{P'_m}, \text{ donde } P'_m \text{ es}$$

el número de personas con la enfermedad.

Es fácil comprobar que ambas tasas verifican la relación  $r_m = r'_m \omega'_m$ ,

$$\text{siendo } \omega'_m = \frac{P'_m}{P_m} \text{ la prevalencia de la}$$

enfermedad en el área, cuyo valor está comprendido entre 0 y 1. De esta relación se deducen varias cuestiones importantes:

- a) El uso de la población total como denominador produce una subestimación de la tasa de mortalidad real. Esta subestimación será mayor cuanto más baja sea la prevalencia de la enfermedad en el área geográfica.
- b) El cálculo de la tasa de mortalidad con la población total como denominador será correcto sólo cuando todos los habitantes del área sean casos

prevalentes, es decir,  $P'_m = P_m$ . Por ello, el uso de la población total será adecuado para el estudio de la mortalidad por todas las causas, pero no para la mortalidad por causas específicas, especialmente en enfermedades con baja prevalencia.

Este error tan extendido afecta tanto al valor de la tasa como a la comparación de mortalidad entre dos áreas. Para

$$\text{comprobar su efecto definamos } RR = \frac{r_1}{r_2}$$

la razón de tasas que utiliza la población

$$\text{total en el denominador y } RR' = \frac{r'_1}{r'_2} \text{ la}$$

razón de tasas real, es decir, aquella que utiliza como denominador el número de casos prevalentes, en las Áreas 1 y 2 respectivamente. Ambas razones de mortalidad verifican la relación

$$RR = RR' \frac{\omega'_1}{\omega'_2}, \text{ siendo } \omega'_1 \text{ y } \omega'_2 \text{ las}$$

prevalencias de enfermedad en ambas áreas. De aquí deducen los siguientes resultados:

- a) La razón de tasas calculada con la población total como denominador produce resultados sesgados con respecto a la razón de tasas real. El factor de sesgo es igual al cociente entre las prevalencias de enfermedad de ambas áreas.
- b) La razón de tasas calculada con la población total como denominador será correcta únicamente si las áreas comparadas tienen la misma prevalencia de enfermedad.
- c) Dos áreas con la misma tasa de mortalidad real, es decir  $RR' = 1$ , pueden mostrar una diferencia de mortalidad falsa si sus tasas se calculan con la población total del área como denominador. Bastará para ello que las dos áreas tengan prevalencias de enfermedad distintas, en cuyo caso la razón de tasas calculada,  $RR$ , será igual al cociente de ambas prevalencias.

La mayoría de los estudios publicados utilizan la población total del área para calcular la tasa de mortalidad por causas específicas y a partir de ella la razón de mortalidad entre áreas. Las diferencias de mortalidad encontradas pueden ser debidas, por tanto, a la utilización de un denominador inapropiado.

Muchos autores justifican el uso de la población total como denominador aludiendo que no es posible conocer o estimar los casos prevalentes de la enfermedad estudiada. En ese caso quizá sea preferible no analizar la distribución geográfica de la mortalidad por causas específicas, o bien tener muy presente que la comparación de áreas con diferente prevalencia de enfermedad puede sugerir desigualdades geográficas en mortalidad inexistentes.

#### **El abuso de datos agregados en un periodo de tiempo amplio**

La mayoría de los estudios epidemiológicos en áreas pequeñas describen la distribución geográfica de la morbi-mortalidad utilizando un único periodo de tiempo que agrupa todas las defunciones ocurridas durante varios años. En algunos estudios, la amplitud de este periodo ha sido superior a 20 años, ofreciendo una visión estática de la morbi-mortalidad que asume una distribución geográfica invariable. Sin embargo, los resultados en salud son dinámicos, habiendo experimentado un ritmo de cambio importante en la mayoría de los países durante las últimas décadas.<sup>28, 29</sup>

Estudios metodológicos recientes han demostrado que el uso de amplios periodos de tiempo puede producir un sesgo en las estimaciones de las tasas de morbi-mortalidad y los riesgos relativos, de manera que el exceso observado en algunas áreas podría ser sólo el reflejo de una situación pasada que continúa visualizándose debido a la agregación de información.<sup>30</sup>

Cualquier estudio epidemiológico en áreas pequeñas que utilice datos longitudinales o diferentes cortes transversales en el tiempo tiene un componente espacial y otro temporal. Al igual que existe una correlación geográfica entre áreas, también puede existir una correlación temporal entre las unidades de tiempo que no puede obviarse.<sup>30</sup>

Puesto que la tasa de morbi-mortalidad cambia con el tiempo, no es buena práctica asignar a un área geográfica la morbi-mortalidad de todo un periodo, a no ser que previamente se haya comprobado que la tasa es igual en todas las unidades de tiempo que componen ese periodo.

Muchos investigadores creen que la agrupación de varios años de información dará más estabilidad a las tasas por tener numeradores y denominadores más elevados. Lejos de producir una mejora en el diseño, esta práctica puede generar resultados sesgados. Como se verá en el siguiente apartado, el pequeño número de casos no es un impedimento para obtener conclusiones válidas en estudios de áreas pequeñas.

#### **La confusión entre el tamaño de la muestra y los valores de una variable ecológica**

En un estudio epidemiológico de áreas pequeñas la unidad de análisis es el área geográfica. El tamaño de la muestra o, dicho de manera más apropiada, el número de unidades de estudio lo constituyen todas las áreas geográficas que forman parte de la investigación.

Cada una de esas unidades de análisis posee características diferentes a las de otras, mesurables mediante indicadores demográficos, económicos, sociales, sanitarios o ambientales. Estos indicadores no son más que variables aleatorias, con una distribución de probabilidad o función de densidad que permite estudiar su variabilidad entre áreas geográficas.<sup>31</sup>

Cuando se estudia la distribución espacio-temporal de la morbi-mortalidad, la variable de interés es el número de casos observado en cada área. Estos valores suelen ser pequeños en los diseños epidemiológicos de áreas pequeñas, especialmente si se analiza la información por grupos de edad y sexo de forma independiente. Por este motivo, algunos autores han afirmado que las tasas específicas pueden ser demasiado imprecisas y no fiables para utilizarlas en comparaciones detalladas.<sup>13</sup> Una mala interpretación de este aspecto ha llevado a muchos investigadores a creer que los resultados del análisis no serán

consistentes debido al *pequeño tamaño de muestra*. Sin embargo estas afirmaciones necesitan ser matizadas para evitar errores metodológicos importantes.

En un estudio ecológico, el número de casos no es más que el valor de una de las variables aleatorias de estudio, que puede ser tan pequeño o grande como marque la propia naturaleza de la variable. De hecho, precisamente el pequeño número de casos observado en cada área hace que este indicador pueda ser modelado mediante la distribución de Poisson.<sup>32</sup> Esta distribución es una de las más utilizadas para el estudio de eventos raros o poco frecuentes y constituye la base teórica de cualquier modelo de análisis geográfico.<sup>21</sup> Pudiera ocurrir incluso que el número de casos observado en todas las áreas geográficas fuese 0, uno de los valores más frecuentes de la distribución de Poisson cuando se estudian enfermedades raras. Esta situación no invalida el estudio. Tan sólo sería un reflejo de la homogeneidad de las áreas geográficas con respecto a esta variable.

Supongamos que en un área geográfica de 10,000 habitantes ocurre 1 defunción en un grupo de edad y sexo determinado. Si la tasa de referencia para ese mismo estrato es 1x10,000 habitantes, entonces el área geográfica no presentará un exceso de mortalidad. Sin embargo, si por azar se produjera una muerte más en el área, su tasa específica sería de 2x10,000 y el exceso de mortalidad con respecto a la referencia será del 100%. Algunos autores definen esta situación como tasas inestables, imprecisas o poco fiables y, una vez más, aluden al concepto erróneo del escaso tamaño de muestra como el causante de este efecto.

Lo que realmente ocurre es que, a veces, la varianza del número de casos observados presenta una heterogeneidad espacial estructurada y otra no estructurada que produce una variabilidad extra-Poisson o sobredispersión.<sup>21</sup> En estos casos, la estimación de tasas requiere técnicas estadísticas de suavizado más sofisticadas, muchas de ellas englobadas en los denominados Modelos Lineales Generalizados Mixtos.<sup>33, 34</sup> Actualmente, el modelo de Besag, York and Mollié (BYM) es uno de los más utilizados para este propósito, permitiendo el suavizado de las tasas y el estudio de la distribución

geográfica de la morbi-mortalidad en áreas pequeñas.<sup>35</sup>

La confusión entre los conceptos de tamaño muestral y valor de una variable aleatoria lleva a muchos investigadores a unir varias áreas geográficas o a agregar información de varios años, creyendo que el aumento de lo que consideran el *tamaño de muestra* conseguirá resultados más fiables. Sin embargo, esta práctica no es más que el comienzo de una serie de errores metodológicos encadenados que provocará un resultado opuesto al deseado.

### **El exceso de confianza en las fuentes de información**

Durante los últimos años, varios autores han alertado sobre los errores y sesgos que se están produciendo en los registros de información.<sup>36, 37</sup> Algunos estudios ponen de manifiesto la dificultad de obtener datos totalmente exentos de errores y la necesidad de mejorar tanto las fuentes de información de población como los registros de salud.<sup>38, 39, 40</sup>

Estudios realizados en España muestran que entre un 17% y un 84% de las defunciones asignadas a algunos municipios corresponden a personas que no estaban empadronadas en ellos.<sup>41, 42</sup> Otros estudios realizados en USA revelaron que el 24% de las defunciones analizadas tenía un código de residencia incorrecto en el certificado de defunción.<sup>43</sup>

Errores de este tipo no sólo se han detectado en estudios de mortalidad. También las investigaciones realizadas sobre ingresos hospitalarios, incidencia de cáncer y otros indicadores de salud han mostrado alguna deficiencia en los registros de información. Así, el 24% de los ingresos que se produjeron durante ocho meses en un hospital de Almería (Sur de España) correspondía a pacientes que residían en la ciudad pero no estaban empadronados en ella, por lo que la tasa de ingresos hospitalarios estaba sobreestimada.<sup>44</sup> De igual modo, algunos estudios advierten de la existencia de importantes diferencias en el cálculo de la incidencia de cáncer dependiendo de la fuente de información utilizada.<sup>45, 46</sup>

Recientemente se han realizado simulaciones para conocer cómo afectan los flujos migratorios no controlados por los registros oficiales de población en las tasas

de morbi-mortalidad y riesgos relativos de las áreas geográficas. Los resultados mostraron una subestimación de la tasa de morbi-mortalidad y del riesgo relativo superior al 8% y 11% respectivamente en áreas con alta emigración no controlada. Por otra parte, las áreas con alta inmigración no registrada mostraron una sobreestimación de la tasa de morbi-mortalidad y del riesgo relativo superior al 19% y 15% respectivamente.<sup>47</sup>

Todos estos hallazgos muestran que la visualización de áreas con altas tasas de morbi-mortalidad o exceso de riesgo podría ser sólo la consecuencia de una acumulación de deficiencias en el registro de la información.

Actualmente existe un interés creciente en el estudio de las desigualdades en salud a través de diseños epidemiológicos de áreas pequeñas. Desafortunadamente, la mayoría de estas publicaciones continúan sugiriendo hipótesis relacionadas con aspectos sociales, económicos o ambientales para intentar explicar las diferencias observadas entre áreas geográficas. Muy pocas, sin embargo, evalúan los errores o sesgos de las fuentes de información asociados a la movilidad geográfica de la población que podrían estar provocando esas diferencias.

### **El olvido de la leyenda numérica en la interpretación de mapas de coropletas**

Muchos autores han reflexionado sobre la mejor forma de establecer puntos de corte en una tasa de morbi-mortalidad, el número de intervalos óptimo y la gama de colores más adecuada para su representación gráfica en un mapa de coropletas.<sup>48</sup> La potencia visual de estos gráficos hace que el investigador fije su atención en los colores más oscuros, que habitualmente representan los valores más altos del indicador.<sup>49</sup> De forma inmediata, esas zonas del mapa suelen declararse de alto riesgo en las publicaciones científicas y los medios de comunicación trasladan la alarma social a la población. Sin embargo, muy pocos estudios discuten si los valores más altos de la tasa de morbi-mortalidad son muy diferentes en términos epidemiológicos a los valores más bajos.<sup>50,</sup>

<sup>51</sup> Como cualquier variable aleatoria, la tasa de morbi-mortalidad siempre mostrará una variabilidad entre áreas

geográficas que puede medirse a través de las medidas de dispersión. De ellas, el rango intercuartílico (diferencia entre el tercer y primer cuartil) es la más robusta. Un valor pequeño indicará que la tasa es relativamente homogénea en todas las áreas geográficas y, por tanto, su división en intervalos coloreados no será más que una clasificación con escaso valor epidemiológico.<sup>31</sup>

La Figura 1 muestra la tasa de mortalidad masculina suavizada en los municipios de Andalucía (Sur de España) para el estrato de edad 15-44 años.<sup>52</sup> La tasa está dividida cuartiles, utilizando el color más oscuro para los valores del último cuartil. En el gráfico se aprecia una agrupación de municipios en la zona oriental con las mayores tasas de mortalidad. Sin embargo, un rango intercuartílico de 3.18 defunciones por 10,000 habitantes sugiere cierta homogeneidad de estos valores en toda la región. Las diferencias de mortalidad entre áreas son poco relevantes desde el punto de vista epidemiológico, especialmente si se tienen en cuenta la posible existencia de flujos migratorios irregulares, su repercusión en el cálculo de tasas y la pequeña, aunque posible, variación de resultados dependiendo del modelo de suavizado elegido.<sup>47, 53</sup>

[Figura 1]

Así pues, no basta con mirar la gama de colores para interpretar correctamente la distribución geográfica de una tasa o razón de tasas. Además es necesario tener en cuenta el rango intercuartílico del indicador o cualquier otra medida de dispersión. De no ser así, los mapas de coropletas generarán desinformación y alarma no deseable.<sup>11</sup> Desafortunadamente, la mayoría de los artículos publicados tienden a olvidar este aspecto esencial en el análisis de la variabilidad geográfica de la morbi-mortalidad.

### **El aferramiento a la población de referencia como modelo a imitar**

En general, siempre existirá una variabilidad entre las tasas de morbi-mortalidad de las áreas geográficas. Puesto que se trata de variables aleatorias, las leyes de probabilidad que rigen sus

distribuciones o funciones de densidad harán poco probable que todas las áreas presenten el mismo valor. Por ello, cualquier estrategia de salud que persiga igualar las tasas de todas las áreas de una región o país irá irremediabilmente encaminada al fracaso. Lo más que se podrá conseguir será homogeneizar estos valores en torno a una referencia preestablecida, de manera que su variabilidad sea lo suficientemente pequeña para asumir que toda la región presenta tasas epidemiológicamente equiparables.

Sin embargo, existen dos problemas aún no resueltos para este propósito: Conocer cual es el valor de referencia aceptable para una tasa de incidencia o mortalidad y decidir cual es el rango de valores tolerables alrededor de esa referencia.

Al no haber un criterio epidemiológico, la mayoría de investigadores recurren a razonamientos estadísticos. Así, la tasa de morbi-mortalidad de referencia suele ser interna, tomando la suma de los casos y la población de todas las áreas geográficas estudiadas, o externa, tomando la tasa de morbi-mortalidad de la región o país al que pertenecen las áreas. Ambos métodos poseen ventajas e inconvenientes y se utilizan indistintamente.<sup>54</sup> La razón entre las tasas específicas del área y la población de referencia, junto con algún intervalo de confianza o probabilidad, suele ser el criterio estadístico más utilizado para decidir si existe un exceso de morbi-mortalidad significativo.<sup>52</sup>

A pesar de su popularidad, el criterio es arbitrario, ya que un área mostrará o no exceso de riesgo dependiendo de la población de referencia elegida.<sup>55, 56, 57</sup> Además, como cualquier área geográfica, la región de referencia está sujeta a flujos migratorios no controlados en las cifras oficiales de población, de manera que su tasa de incidencia o mortalidad estará sesgada en función de estos movimientos.<sup>47</sup> Por ello, es posible que, manteniendo la misma tasa de morbi-mortalidad, un área geográfica muestre una razón de tasas superior a la de años anteriores simplemente porque la estimación de la tasa de referencia para ese año es menor y no porque realmente el área geográfica haya aumentado su morbi-mortalidad.

Por estos motivos, la forma más adecuada de conocer el comportamiento de la morbi-mortalidad de un área es compararla consigo misma a través del tiempo, observando la tendencia de sus tasas específicas. Como complemento, es necesario establecer un intervalo de referencia que marque unos valores de morbi-mortalidad aceptables desde un punto de vista epidemiológico, político y social para cada país, en función del nivel de desarrollo tecnológico y sanitario que posea. La definición de este intervalo debe formar parte de las políticas nacionales de salud de cada gobierno, modificándolo a medida que se alcancen objetivos estratégicos. De esta forma, una tasa específica de morbi-mortalidad decreciente, enmarcada dentro del intervalo de valores preestablecido, indicará una adecuada evolución del área geográfica.

Los estudios epidemiológicos publicados hasta la fecha no innovan en este sentido. La mayoría sólo replican estudios anteriores con poblaciones de referencia diferentes, por lo que el avance científico es muy limitado y, en ocasiones, de escaso interés epidemiológico.<sup>58</sup>

### **La incorrecta interpretación de correlaciones ecológicas**

Con frecuencia, las publicaciones sobre estudios epidemiológicos en áreas pequeñas muestran un mapa que representa las tasas de morbi-mortalidad y, junto a él, otra figura que describe la distribución geográfica de la contaminación atmosférica, renta per cápita, desempleo o cualquier otro indicador ecológico. Si las áreas con tasas de morbi-mortalidad más elevadas coinciden con las áreas de mayor contaminación o menor desarrollo socioeconómico, los autores suelen concluir que no pueden establecer una relación causal entre ambos indicadores para no incurrir en la conocida falacia ecológica. Sin embargo, afirman que la correlación geográfica entre las áreas más desfavorecidas y las de peor estado de salud sugiere hipótesis de investigación que deberán comprobarse en futuros trabajos mediante diseños de base individual.

La falacia ecológica consiste en asumir que la correlación ecológica observada entre áreas geográficas también existe a nivel individual.<sup>59</sup> A pesar de

reconocer su existencia, la mayoría de autores menciona que la correlación ecológica es una pista para descubrir la misma correlación a nivel individual, afirmación que deja sin valor la falacia ecológica previamente mencionada. Este circunloquio, es un grave error de interpretación que pasa el filtro de revisores y editores sin mayor dificultad.

La Figura 2a muestra una correlación positiva perfecta entre los porcentajes de desempleo y mortalidad en tres áreas geográficas. Las áreas con mayor desempleo muestran mayor mortalidad. Sin embargo, la Tabla 2 muestra que ese exceso de mortalidad es debido a un mayor número de defunciones entre las personas ocupadas. En las 3 áreas, el porcentaje de muertes es inferior en el grupo de desempleados. El riesgo de muerte, medido a través de *Odds Ratios*, es un 62% inferior en los desempleados que en los empleados en el Área 1, un 89% inferior en el Área 2 y un 98% inferior en el Área 3. En este caso, el resultado a nivel individual es totalmente opuesto a lo que podría parecer a nivel ecológico.

[Figura 2]

Al contrario que la descripción anterior, la Figura 2b muestra una correlación negativa entre desempleo y mortalidad. Las áreas con mayor desempleo muestran menor mortalidad, resultado que posiblemente sorprendería a gran parte de los investigadores. Sin embargo, la Tabla 2 muestra que en las 3 áreas el porcentaje de muertes es inferior en el grupo de ocupados. En esta ocasión, el riesgo de muerte en los desempleados es el doble que en los ocupados en todas las áreas. De nuevo, el resultado a nivel ecológico no es extrapolable al nivel individual.

[Tabla 2]

Al tratarse de datos agregados, el nivel de exposición de los individuos a cualquier factor de riesgo es desconocido, por lo que toda hipótesis que sugiera una relación entre el exceso de mortalidad observado en algunas áreas y las desigualdades sociales, uso de servicios de salud, exposiciones medioambientales o riesgos laborales de los individuos incurren en la falacia ecológica.<sup>60</sup>

Además de este frecuente error de interpretación, algunos estudios utilizan gráficos de dispersión donde la SMR o SIR actúa como variable dependiente. Sin embargo, este procedimiento no es apropiado, ya que el orden de los valores dispuestos en el eje vertical no equivale a un orden en la morbi-mortalidad de las áreas, a no ser que las tasas específicas sean proporcionales a las tasas de la población con la que se compara.<sup>19</sup> La representación gráfica y modelización de tasas específicas sería más adecuada, aunque no evitaría la presencia del sesgo o falacia ecológica.

Un excelente trabajo de Morgenstern realiza interesantes comentarios sobre los estudios de correlación geográfica y los sesgos que aparecen en la estimación de efectos.<sup>59</sup> A pesar de las advertencias que durante años han realizado diversos autores, muchos investigadores continúan realizando conjeturas a partir de estudios de correlación geográfica que pueden provocar conclusiones sesgadas.

### Consideraciones finales

El diseño y análisis de estudios epidemiológicos en áreas pequeñas debe contemplar una selección apropiada de la unidad de análisis territorial y temporal, una validación sistemática de las fuentes de información, un minucioso análisis de las tasas específicas y una cuidadosa interpretación de resultados. Conseguir este propósito requiere, como en otras áreas de conocimiento, una formación metodológica apropiada.<sup>61</sup>

La calidad de los estudios geográficos en los que se basará la planificación sanitaria jugará un papel fundamental para conseguir los objetivos estratégicos propuestos. Por ello, es esencial disponer de un procedimiento que permita analizar y discernir lo que pueden aportar los estudios publicados a la toma de decisiones. En este contexto, la teoría de evaluación diagnóstica ofrece un marco apropiado para desarrollar pruebas estandarizadas que permitan conocer el nivel de excelencia de estas investigaciones.<sup>62</sup>

Siguiendo esta metodología, la Tabla 2 recoge doce preguntas que evalúan la calidad científica de un estudio epidemiológico en áreas pequeñas. Cada

pregunta puede tener una o varias respuestas que el evaluador deberá marcar sobre la segunda columna. La tercera columna indica la puntuación máxima que puede tener cada pregunta.<sup>63</sup>

La puntuación global del estudio vendrá dada por la suma de todos los puntos marcados sobre la segunda columna. La calidad será *Óptima* cuando se alcance la máxima calificación (16 puntos), *Media* si se obtiene entre 8 y 15 puntos y *Baja* si la puntuación es 7 o inferior. Cualquier estudio que no alcance una calidad óptima deberá ser tratado con precaución, tanto en la difusión de sus resultados como en la elaboración de planes de salud.

[Tabla 3]

La aplicación sistemática de esta u otras herramientas de evaluación contribuirá a mejorar la calidad de la investigación teórica y aplicada y, por tanto, al avance del conocimiento científico en este campo.

## Referencias

<sup>1</sup> Nicholls D. Statistics into the 21st century (with discussion). *Australian & New Zealand Journal of Statistics* 1999; 41(2): 127.

<sup>2</sup> Zeger SL, Diggle PJ, Liang KY. *A Cox model for biostatistics of the future* [Department of Biostatistics working paper]. Berkeley: Johns Hopkins University, 2004.

<sup>3</sup> Buchan IE. StatsDirect-Statistical Software for Medical Research in the 21st Century. *British Medical Journal* 2000; 321: 7275.

<sup>4</sup> Armitage P, Berry G, Matthews JNS. *Statistical Methods in Medical Research* (4<sup>th</sup> edition). Oxford: Blackwell Scientific, 2002

<sup>5</sup> Basskin L. Statistical interpretation can also bias research evidence. *British Medical Journal* 2003; 327(7417): 752.

<sup>6</sup> García E, Alcaraz C. Incongruence between test statistics and P values in medical papers. *BMC Medical Research Methodology* 2004; 4: 13.

<sup>7</sup> Wang Q, Zhang B. Research design and statistical methods in Chinese Medical Journals. *JAMA* 1998; 280(3): 283-285.

<sup>8</sup> Smith R. Medical editor lambasts journals and editors. *BMJ* 2001; 323: 651

<sup>9</sup> Editorial. Published research contains high level of statistical errors. *Health & Medicine Week* 2004; June 21, p. 887.

<sup>10</sup> Gundersen L. Mapping it out: using atlases to detect patterns in health care, disease and mortality. *Annals of Internal Medicine* 2000; 133:161-164.

<sup>11</sup> Monmonier M. *How to lie with maps* (2nd Edition). London: University of Chicago Press, 1996.

<sup>12</sup> Smith D, Neutra RR. Approaches to disease cluster investigations in a state health department. *Statistics in Medicine* 1993; 12: 1757-1762.

<sup>13</sup> Fleiss JL, Levin B, Paik MC. The standardization of rates. In: Fleiss JL, Levin B, Paik MC (eds). *Statistical methods for rates and proportions (Third Edition)*. New Jersey: John Wiley & Sons, 2003 (pp. 627-647).

<sup>14</sup> Woolsey TD. Adjusted death rates and other indices of mortality. In Linder FE, Grove RD (eds). *Vital statistics rates in the United States, 1900-1940*. Washington DC: US Government Printing Office, 1959.

<sup>15</sup> Elveback LR. Discusión of Indices of mortality and tests of their statistical significance. *Hum Biol* 1966; 38: 322-324.

<sup>16</sup> Julious SA, Nicholl J, George S. Why do we continue to use standardized mortality ratios for small area comparisons?. *Journal of Public Health Medicine* 2001; 23(1): 40-46.

- 
- <sup>17</sup> Choi BCK, de Gguia NA, Walsh P. Look before you leap: Stratify before you standardize. *Ameriacn Journal of Epidemiology* 1999; 149(12): 1087-1096.
- <sup>18</sup> Pickle LW, White AA. Effects of the choice of age-adjustment method on maps of death rates. *Statistics in Medicine* 1995; 14: 615-627.
- <sup>19</sup> Breslow NE, Lubin JH, Marek P, Langholz B. Multiplicative models and cohort analysis. *J Am Stat Assoc* 1983; 78: 1-12.
- <sup>20</sup> Armstrong BG. Comparing standardized mortality ratios. *Ann Epidemiol.* 1995; 5:60-64.
- <sup>21</sup> Lawson AB. *Statistical methods in spatial epidemiology* (second edition). Chichester: John Wiley & Sons, 2006.
- <sup>22</sup> Lawson AB, Browne WJ, Vidal Rodeiro CL. *Disease mapping with WinBUGS and MlwiN*. Chichester: John Wiley & Sons, 2003.
- <sup>23</sup> Greenland S, O'Rourke K. Meta-Analysis. In: Rothman KJ, Greenland S, Lash TL (ed). *Modern Epidemiology* (Thrid Edition). Philadelphia: Lippincott Williams & Wilkins, 2008, p. 665.
- <sup>24</sup> Wolfenden HH. On the methods of comparing the mortalities of two or more communities, and the standardization of death rates. *J. R. Stat. Soc.* 1923; 86: 399-411.
- <sup>25</sup> Yule GU. On some points relating to vital statistics, more specially statistics of occupational mortality. *J. R. Stat Soc.* 1934; 97: 1-84.
- <sup>26</sup> Rothman KJ, Greenland S, Lash TL (ed). *Modern Epidemiology* (Thrid Edition). Philadelphia: Lippincott Williams & Wilkins, 2008.
- <sup>27</sup> Greenland S, Rothman KJ. Measures of occurrence. In: Rothman KJ, Greenland S, Lash TL (ed). *Modern Epidemiology* (Thrid Edition). Philadelphia: Lippincott Williams & Wilkins, 2008. pp. 32-50.
- <sup>28</sup> Frenk J. *La salud de la población: Hacia una nueva Salud Pública*. México: Fondo de Cultura Económica, 1997.
- <sup>29</sup> European Public Health Association. Diez afirmaciones sobre el futuro de la salud pública en Europa. *Gaceta Sanitaria* 2007; 21(4): 349-354.
- <sup>30</sup> Ocaña-Riola R. The misuse of count data aggregated over time for disease mapping. *Statistics in Medicine* 2007; 26(24):4489-4504.
- <sup>31</sup> Ebdon D. *Statistics in Geography* (Second Edition). Oxford: Wiley-Blackwell, 1985.
- <sup>32</sup> Feller W. *An Introduction to Probability Theory and its Applications*, vol. I. New York: Wiley, 1957.
- <sup>33</sup> Breslow NE, Clayton DG. Approximate inference in generalized linear mixed models. *J Am Stat Assoc* 1993; **88**: 9-25.
- <sup>34</sup> Fernández C, Green PJ. Modelling spatially correlated data via mixtures: A Bayesian approach. *J Roy Stat Soc B* 2002; **64**: 805-826.
- <sup>35</sup> Besag J, York J, Mollié A. Bayesian image restoration with applications in spatial statistics (with discussion). *Ann I Stat Math* 1991; **43**: 1-59.
- <sup>36</sup> Boyle P. Population geography: migration and inequalities in mortality and morbidity. *Progress in Human Geography* 2004; 28: 767 - 776.
- <sup>37</sup> Polissar L. The effect of migration on comparison of disease rates in geographic studies in the United States. *American Journal of Epidemiology* 1980; 111: 175-182.
- <sup>38</sup> Librero J, Benavides FG, Godoy C. Análisis de la mortalidad en áreas pequeñas: el problema de la residencia. *Gaceta Sanitaria* 1993; 7: 169-175.
- <sup>39</sup> Gómez JA, Mateos A, Reolid M, Almar E. Padrón municipal: ¿Es útil como base poblacional de un estudio de prevalencia?.

---

*Revista ROL de Enfermería* 1994; 190: 85-88.

<sup>40</sup> Arts DGT, De Keizer NF, Scheffer GJ. Defining and improving data quality in medical registries: A literature review, case study, and generic framework. *J Am Med Inform Assoc* 2002; 9: 600-611.

<sup>41</sup> Librero J, Benavides FG. La validez del municipio de residencia en las estadísticas de mortalidad: Hallazgos a partir de la actualización de los padrones municipales en dos municipios de la comunidad valenciana. *Gaceta Sanitaria* 1995; 9: 232-236.

<sup>42</sup> Saavedra JM, Bello LM, Núñez D, Ortega P, Medrano MJ. Mortalidad por enfermedad isquémica del corazón en las Islas Canarias: Errores en la certificación de la variable residencia de los fallecidos en zonas turísticas. *Boletín Epidemiológico* 2001; 9: 161-168.

<sup>43</sup> Williams AN, Johnson RA, Bender AP. Use of coded mortality data to assess area cancer rates: impact of residence reporting and coding errors. *American Journal of Epidemiology* 1990; 132: 178-182.

<sup>44</sup> Salas J, Díez F, Puerta J, Zambrana JL, Delgado M, Rivera F, Gallego F. Tasa de empadronamiento real de los pacientes hospitalizados en el Hospital de Poniente almeriense. *Gaceta Sanitaria* 2003; 17: 312-315.

<sup>45</sup> Roos LL, et al. Registries and administrative data: organization and accuracy. *Med Care* 1993; 31: 201-212.

<sup>46</sup> Phipps AI, Clarke CA, Ereman RR. Impact of intercensal population projection and error of closure on breast cancer surveillance: Examples from 10 California counties. *Breast Cancer Research* 2005; 7: 655-660.

<sup>47</sup> Ocaña-Riola R, Fernández A, Mayoral JM, Toro S, Sánchez-Cantalejo C. Uncontrolled migrations as a cause of inequality in health and mortality in small area studies. *Epidemiology* 2009; 20(3): 411-418.

---

<sup>48</sup> Slocum TA, McMaster RB, Kessler FC, Howard HH. *Thematic Cartography and Geovisualization* (Third Edition). New Jersey: Pearson Prentice Hall, 2009.

<sup>49</sup> MacEachren AM. *How Maps Work: Representation, Visualization, and Design*. New York: The Guilford Press, 1995.

<sup>50</sup> Pickle LW, Herrmann DJ. *Cognitive research for the design of statistical rate maps*. Proceedings of the Survey Research Methods Section (The American Statistical Association) 1999; 1: 186-191.

<sup>51</sup> Monmonier M. Lying with maps. *Statistical Science* 2005; 20: 215-222.

<sup>52</sup> Ocaña-Riola R., Mayoral JM, Sánchez-Cantalejo C, Toro S, Fernández A, Méndez C. Interactive mortality atlas in Andalusia, Spain (AIMA). *Revista Española de Salud Pública* 2008; 82(4): 379-394.

<sup>53</sup> Best N, Richardson S, Thomson A. A comparison of Bayesian spatial models for disease mapping. *Statistical Methods in Medical Research* 2005; 14: 35-59.

<sup>54</sup> Greenland S. Bias in indirectly adjusted comparisons due to taking the total study population as the reference group. *Stat Med* 1987; 6: 193-195.

<sup>55</sup> Sorlie PD, Thom TJ, Manolio T, Rosenberg HM, Anderson RN, Burke GL. Age-adjusted death rates: consequences of the Year 2000 standard. *Ann Epidemiol.* 1999; 9: 93-100.

<sup>56</sup> Wilczyńska U, Szeszenia-Dabrowska N, Szymczak W. [Effect of the selection of reference population on the evaluation of the degree of the risk of death among industrial cohorts]. *Med. Pr.* 1990; 41:175-180.

<sup>57</sup> Morin JJ, Tremblay D. [The choice of health priorities: the use of standardized mortality rates]. *Cah Que Demogr.* 1981; 10: 467-72.

<sup>58</sup> Rothman KJ. A sobering start for the cluster busters' conference. *Am J Epidemiol* 1990; 132: S6-S13.

<sup>59</sup> Morgenstern H. Ecologic studies. In: Rothman KJ, Greenland S, Lash TL (ed). *Modern Epidemiology* (Third Edition). Philadelphia: Lippincott Williams & Wilkins, 2008.

<sup>60</sup> Wakefield J, Shaddick G. Health-exposure modelling and the ecological fallacy. *Biostatistics* 2006; **7**: 438–455.

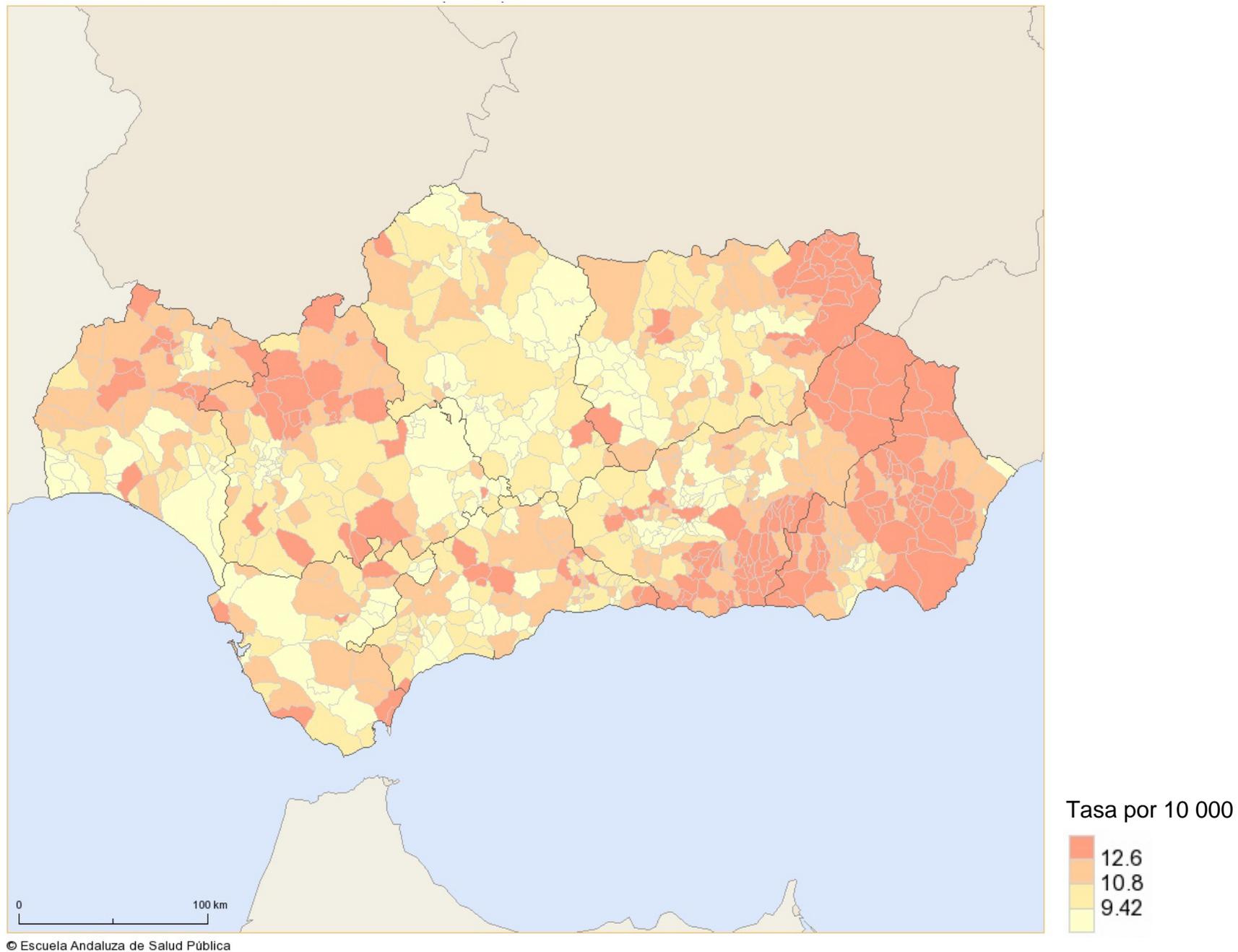
<sup>61</sup> Altman DG, Goodman SN, Schroter S. How statistical expertise is used in Medical Research. *JAMA* 2002; **287**(21): 2817-2820.

<sup>62</sup> Wyatt-Smith C, Cumming J (eds). *Educational Assessment in the 21st Century: Connecting Theory and Practice*. Springer, 2009.

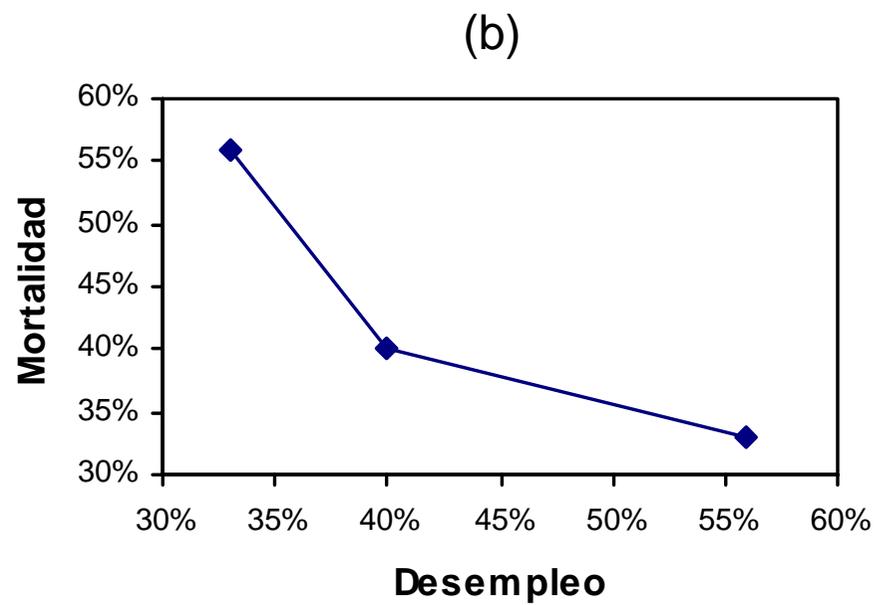
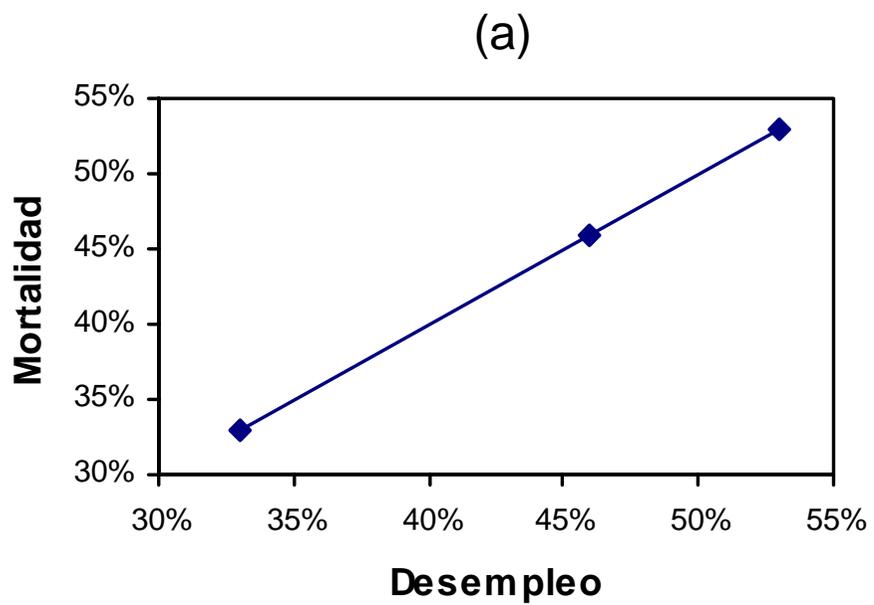
<sup>63</sup> Hogan TP. *Educational Assessment: A practical introduction*. New York: John Wiley & Sons, 2005.

Tabla 1. Comparación de la tasa ajustada por edad entre dos áreas geográficas

<b>Escenario I</b> Grupo de edad	Población estándar		Área 1			Área 2			Comparativa Área 1/Área 2 Razón de tasas
	Población ( $P_i$ )	Peso ( $\omega_i$ )	Casos	Población	Tasa específica ( $r_{i1}$ )	Casos	Población	Tasa específica ( $r_{i2}$ )	
14 o menos	2000	0.250	7	1000	0.007	67	1000	0.067	0.10
15-44	3000	0.375	45	5000	0.009	90	10000	0.009	1.00
45-64	2000	0.250	161	7000	0.023	92	4000	0.023	1.00
65 o más	1000	0.125	268	4000	0.067	14	2000	0.007	9.57
<b>Total</b>	<b>8000</b>	<b>1.000</b>	<b>481</b>	<b>17000</b>		<b>263</b>	<b>17000</b>		
Tasa bruta					0.028			0.015	1.87
Tasa ajustada					0.019			0.027	0.70
<b>Escenario II</b> Grupo de edad	Población estándar		Área 1			Área 2			Comparativa Área 1/Área 2 Razón de tasas
	Población ( $P_i$ )	Peso ( $\omega_i$ )	Casos	Población	Tasa específica ( $r_{i1}$ )	Casos	Población	Tasa específica ( $r_{i2}$ )	
14 o menos	2000	0.250	7	1000	0.007	14	1000	0.014	0.50
15-44	3000	0.375	45	5000	0.009	180	10000	0.018	0.50
45-64	2000	0.250	161	7000	0.023	184	4000	0.046	0.50
65 o más	1000	0.125	268	4000	0.067	268	2000	0.134	0.50
<b>Total</b>	<b>8000</b>	<b>1.000</b>	<b>481</b>	<b>17000</b>		<b>646</b>	<b>17000</b>		
Tasa bruta					0.028			0.038	0.74
Tasa ajustada					0.019			0.038	0.50



**Figura 1.** Distribución geográfica de la tasa de mortalidad masculina suavizada en Andalucía, 2006 (grupo 15-44 años).  
Fuente: *Atlas Interactivo de Mortalidad en Andalucía (AIMA)*



**Figura 2.** Correlación geográfica entre los porcentajes de desempleo y mortalidad por todas las causas

Tabla 2. Correlación ecológica entre desempleo y mortalidad por todas las causas en población activa

Correlación ecológica positiva – Figura 2a									
	Área 1			Área 2			Área 3		
	Muertos	Vivos	Total	Muertos	Vivos	Total	Muertos	Vivos	Total
Desempleados	100 (20%)	400	500 (33%)	175 (20%)	700	875 (46%)	130 (20%)	530	660 (53%)
Ocupados	400 (40%)	600	1000	700 (69%)	308	1008	530 (91%)	50	580
Total	500 (33%)	1000	1500	875 (46%)	1008	1883	660 (53%)	580	1240
Correlación ecológica negativa – Figura 2b									
	Área 1			Área 2			Área 3		
	Muertos	Vivos	Total	Muertos	Vivos	Total	Muertos	Vivos	Total
Desempleados	200 (67%)	100	300 (33%)	200 (50%)	200	400 (40%)	200 (40%)	300	500 (56%)
Ocupados	300 (50%)	300	600	200 (33%)	400	600	100 (25%)	300	400
Total	500 (56%)	400	900	400 (40%)	600	1000	300 (35%)	600	900

Tabla 3. Test de evaluación diagnóstica de estudios epidemiológicos en áreas pequeñas

<b>PREGUNTA</b>	<b>Puntuación</b>	<b>Máximo</b>
<b>1. ¿Cómo se define el área geográfica analizada en este estudio?</b> (marcar una sola opción)		<b>1</b>
a) Es la unidad territorial básica que se desea describir y sobre la que se pretende intervenir	1	
b) Es una agrupación de las unidades territoriales básicas, justificando que el valor de la tasa es la misma para todas	1	
c) Es una agrupación de las unidades territoriales básicas, pero no se comprueba si el valor de la tasa es la misma para todas	0	
<b>2. ¿Cómo se define el periodo de tiempo analizado?</b> (marcar una sola opción)		<b>1</b>
a) Es la menor unidad de tiempo para la que existe información	1	
b) Son varias unidades de tiempo agrupadas, justificando que la distribución geográfica del indicador es la misma para todas ellas	1	
c) Son varias unidades de tiempo agrupadas, pero no se comprueba la invariabilidad de los valores del indicador a través de ellas	0	
<b>3. ¿Qué acciones se han realizado para asegurar la calidad de las fuentes de información?</b> (marcar una o varias opciones)		<b>3</b>
a) Ninguna	0	
b) Comprobar que el domicilio de residencia de cada caso coincide con el de empadronamiento	1	
c) Comprobar que la patología base o la causa básica de defunción asignada a cada caso es correcta	1	
d) Comprobar la inexistencia de migraciones no registradas en las cifras oficiales de población o corregir su efecto en cada área	1	
<b>4. ¿Se analiza la tasa bruta?</b> (marcar una sola opción)		<b>1</b>
a) No	1	
b) Sí, justificando que no existe confusión por grupos de edad y sexo	1	
c) Sí, pero no se comprueba si existe confusión por grupos de edad y sexo	0	
<b>5. ¿Se analiza la tasa ajustada por el método directo?</b> (marcar una sola opción)		<b>1</b>
a) No	1	
b) Sí, justificando previamente que la tasa específica de cada área es proporcional a la del resto de áreas	1	
c) Sí, pero no comprueba si existe proporcionalidad entre las tasas específicas de todas las áreas	0	
<b>6. ¿Se analiza la Razón de Mortalidad Estandarizada (SMR) o la Razón de Incidencia Estandarizada (SIR)?</b> (marcar una sola opción)		<b>1</b>
a) No	1	
b) Sí, justificando previamente que la tasa específica de cada área es proporcional a la de la población externa	1	
c) Sí, pero no comprueba la proporcionalidad entre las tasas específicas de cada área y la población externa	0	
<b>7. ¿Se analiza de forma independiente la tasa específica de cada estrato de población?</b> (marcar una sola opción)		<b>1</b>
a) No	0	
b) Sí	1	
<b>8. ¿Se analiza la tasa de mortalidad por causas?</b> (marcar una sola opción)		<b>1</b>
a) No	1	
b) Sí, usando como denominador la población prevalente	1	

c) Sí, usando como denominador la población total del área y justificando que todas las áreas tienen la misma prevalencia de enfermedad	1	
d) Sí, usando como denominador la población total del área, pero sin comprobar que todas las áreas tengan la misma prevalencia	0	
<b>9. ¿Existe un criterio para definir el exceso o defecto de morbi-mortalidad en cada área? (marcar una sola opción)</b>		<b>1</b>
a) No	0	
b) Sí, comparando la tasa del área con la tasa del país o región a la que pertenece	0	
c) Sí, comparando la tasa del área con un rango de valores aceptables preestablecido por expertos	1	
<b>10. ¿Se estudia la correlación entre indicadores ecológicos? (marcar una sola opción)</b>		<b>1</b>
a) No	1	
b) Sí, utilizando la tasa específica como variable dependiente	1	
c) Sí, utilizando la SMR, SIR o tasa ajustada por el método directo como la variable dependiente	0	
<b>11. ¿Se interpretan los mapas de coropletas? (marcar una o varias opciones)</b>		<b>2</b>
a) No	0	
b) Sí, utilizando para ello la gama de colores de la leyenda	1	
c) Sí, utilizando para ello la el rango intercuartílico u otra medida de dispersión del indicador	1	
<b>12. ¿Qué mencionan la discusión y las conclusiones del estudio? (marcar una o varias opciones)</b>		<b>2</b>
a) Las limitaciones del diseño en áreas pequeñas, incluida la falacia ecológica	1	
b) Cautela en la interpretación de resultados	1	
c) Hipótesis de investigación de base individual que podrían explicar las diferencias entre áreas	0	
	<b>Total (*)</b>	<b>16</b>

(\*) Suma de todas las puntuaciones marcadas en la columna. Calidad del estudio: Baja (0-7 puntos), Media (8-15 puntos), Alta (16 puntos)