Bibliografía

1. Belmonte Serrano MA. Publicaciones biomédicas en Internet: un reto inevitable. Med Clin (Barc); 113:23-7.
2. Fernández E. Presentación: Medline en Internet. Gac Sanit 1999;13:239-40.
3. Jordà Olives M. Las bases de datos de la National Library of Medicine de Estados Unidos. Aten Primaria 1999;23:42-6.
4. Arranz M. La búsqueda bibliográfica: algunas nociones, algunas definiciones. Gac Sanit 1997;11:44-5.
5. Arranz M. Cómo hacer una búsqueda bibliográfica. Arch Prev Riesgos Labor 1998;3:118-21.

Nueva visita al supuesto de máxima indeterminación y al empleo de errores absolutos y relativos

En fechas recientes, vuestra revista ha recogido una polémica en la sección de Cartas al director. Me refiero a la contribución de Suárez y Alonso JC[1] y a la respuesta de Marrugat J, Vila J y Pavesi M[2].

Los autores de la primera carta señalan el presunto carácter falaz del *supuesto de máxima indeterminación*, enunciado en libros especializados[3] y caracterizado por ellos del modo siguiente: «para predeterminar el tamaño muestral mínimo para estimar una proporción y cuando no se conozca en absoluto el valor de dicha proporción, suponga que $p = q = 0,50$ pues ello da lugar al máximo tamaño muestral posible». Los autores del segundo trabajo afirman haber fundamentado que tal principio no es ilegítimo y que no hay falacia alguna en él.

En mi opinión, expuesta con detalle en otro sitio[4], tal principio carece de sentido práctico y en ese punto coincido con los autores de la primera carta. Procuraré fundamentar primero este punto de vista poniéndome al margen de la controversia acerca de si, para la determinación del tamaño de muestra, ha de emplearse el absoluto o el relativo (decisión que, por una parte, es irrelevante a los efectos de enjuiciar el supuesto en cuestión y que, por otra, merece un comentario independiente para que la discusión sea más transparente).

Admitamos pues, que se trata de obtener una muestra simple aleatoria y que se aplicará la fórmula que involucra al error absoluto e:

$$n = \frac{Z_{\alpha}^{2}\, pq}{e^2}$$

Comenzaré planteando al lector un problema simple y pidiéndole que intente resolverlo valiéndose sólo de su intuición: dos investigadores quieren estimar respectivas proporciones concernientes a la población adulta de Madrid; uno de ellos quiere estimar la tasa de prevalencia de ciegos y el segundo se interesa por conocer el porcentaje de individuos que han acudido al médico al menos una vez en los últimos cinco años. ¿Cuál de los dos investigadores necesitará a su juicio una muestra mayor? Dudo que alguien opine a priori que se trate de este último.

Es bastante evidente que en el segundo caso podría emplearse una muestra de, por ejemplo, solamente 50 sujetos. No afirmo que la estimación resultante en tal caso vaya a ser «buena»; sólo que no sería descabellado trabajar con dicho tamaño. Por otra parte, un par de cálculos elementales nos permiten comprender que una muestra de 50 personas tomada de la poblacón general será flagrantemente insuficiente para estimar el primer parámetro. Veamos: es casi seguro que ella no contenga ciego alguno (en cuyo caso sacaríamos la absurda conclusión de que no hay ciegos en la ciudad, ya que no sólo la estimación puntual sería igual a cero, sino que también el error estimado sería nulo); pero si apareciera al menos un invidente en la muestra, en principio se concluiría que la tasa de ceguera es por lo menos 2%, dato casi tan absurdo como el anterior, pues se sabe positivamente que la verdadera tasa de ceguera es marcadamente menor (nótese que el intervalo de confianza en caso de que hubiera un ciego en la muestra sería aproximadamente [– 2%, 6%], lo cual equivale a no decir nada que no sepamos). Tales despropósitos no ocurrirán con el porcentaje de individuos que acudieron al médico; si por ejemplo, 20 de los 50 encuestados estuvieran en ese caso, la estimación de la tasa sería muy imprecisa, pero no sería ni mucho menos disparatada. Sin embargo, este último porcentaje está muchísimo más cerca del 50% que la tasa de ceguera. ¿Cómo sostener entonces que el cómodo recurso de suplir p por 0,50 produce el tamaño muestral mayor que pudiera exigir el problema? Dicho de otro modo: tanto la intuición como un simple análisis cuantitativo nos conducen inevitablemente a pensar que para estimar adecuadamente la prevalencia de un fenómeno muy raro necesitamos una muestra muy grande, lo contrario de lo que ocurre cuando se trata de estimar una prevalencia próxima a 50%, en contradicción con el principio que nos ocupa.

Según Marrugat, Vila y Pavesi, «el investigador» puede desconocer totalmente el valor de p en la población y, sin embargo, saber perfectamente con qué precisión (absoluta) quiere realizar la estimación». El asunto, sin embargo, no es si el investigador «puede» saber qué valor de e_0 va a emplear aunque ignore totalmente el de p; sino si ese valor que usará (que influye crucialmente en el valor de n) puede en tal caso elegirse de manera racional. La respuesta es que no. Si, tras fijar p = 0,50, fuera legítimo elegir el error que uno quiera sin más trámite, entonces sería también legítimo (y mucho más simple) decidir el tamaño de la muestra directamente sin fórmula alguna.

Si no se tiene idea alguna acerca de cuál es el valor de *p*, simplemente la fórmula no puede aplicarse, pues ella depende de *p*. Es imposible escaparse de esa realidad con el «truco» de suplir *p* con 0,50 porque la propia fórmula demanda dar un valor para el máximo error absluto admisible, el cual no puede fijarse racionalmente si se parte de una total ignorancia sobre el valor de *p*, punto de partida del supuesto. No se puede ignorar por completo dicho valor a las 5:10 pm (cuando se están decidiendo los datos del numerador) y tener una idea de cuál es a las 5:11 pm, cuando se está rellenando lo que la fórmula exige en el denominador.

Para fijar mejor las ideas, imaginemos que se acaba de descubrir en un laboratorio que algunos individuos tienen un componente congénito en la sangre que favorece la curación de la leucemia a quienes lo posean. Se está planificando el primer estudio epidemiológico sobre el tema, uno de cuyos objetivos es estimar el porcentaje de sujetos poseedores del rasgo en cuestión. Como no se tiene la menor idea de cuál es el valor de *p*, se echa mano del principio y se pone p = 0,50, pero ¿qué error absoluto emplear? Nadie puede fijarlo sobre bases racionales porque no existen referentes para valorar si es un error admisible o no, de manera que cualquier elección equivale a elelgir directamente el tamaño de muestra. Téngase en cuenta que, si se pone p = 0,50 en la fórmula, entonces cualquier valor de *n* que uno desee obtener se conseguirá con sólo fijar $e_0 = \dfrac{(0{,}50)z_\alpha}{\sqrt{n}}$.

Si no se tiene la menor idea de cuál es el valor de *p*, lo único sensato es procurar alguna información al respecto usando un tamaño muestral elegido sin emplear fórmula alguna.

En síntesis, la regla que se ha examinado es una seudosolución porque olvida que el conocimiento previo del valor de la prevalencia (aunque sea aproximado) es necesario no sólo para sustituirlo en la fórmula, sino también para poder elegir un valor de e_0 que tenga sentido práctico, «detalle» que la sustitución de *p* por 0,50 no resuelve.

Otra discusión paralela y emparentada con esta concierne a si es posible prescindir o no del concepto de error relativo (sin incurrir claro está, en una arbitrariedad) a la hora de determinar el tamaño muestral. Mi opinión es nuevamente que no. Pensar en términos relativos es ineludible si se aborda el problema con racionalidad.

Marrugat, Vila y Pavesi tienen sin duda razón al señalar que es inconsistente exigir un tamaño de muestra diferente para estimar un porcentaje que para estimar su complemento. Estimar el porcentaje de ciegos es lo mismo que estimar el de videntes. Precisamente por eso, un error máximo de digamos 4%, es absurdo tanto para estimar uno como el otro: concluir que el intervalo de confianza para la tasa de videntes es [94%-102%] es tan estéril e informativo como concluir que estamos muy confiados en que la tasa de ciegos está dentro del intervalo [– 2%, 6%]. Precisamente porque la muestra es una sola, hay que asegurarse de que esas estimaciones sean ambas informativas.

Para esclarecer el asunto, adviértase en primer lugar que el caso de una proporción es un caso particular. Más generalmente, está el caso en que se quiere estimar la media poblacional, donde la necesidad de fijar un error relativo (o, lo que es equivalente, de fijar un error absluto teniendo en cuenta su significado relativo) se ve con toda claridad. No se puede valorar si una precisión de un kilogramo, al estimar un peso promedio, es o no aceptable mientras se ignore qué es lo que estamos pesando (probablemente sería exageradamente exigente si se trata de camiones, adecuada si fueran personas adultas, y totalmente insuficiente si se trata fueran lombrices). Se trata de la misma encrucijada que conduce a que no sea posible decidir racionalmente si para medir la longitud de un objeto he de emplear una cinta métrica, una regla escola, un pie de rey o un micrómetro hasta que no sepa cuál es el objeto. Claro, en este caso no hay ningún valor complementario que considerar lo cual cancela toda discusión (si se quiere ser medianamente razonable).

Ahora consideremos el caso en que sí rige una condición complementaria. Pero imaginemos primero un caso más general que el de *p* y *q*: supongamos que se quiere estimar una distribución donde hay *K* categorías. Es decir, se quieren estimar *K* porcentajes p_1, p_2, …, p_K que cumplen la condición:

$$\sum_{i=1}^{K} p_i = 1$$

¿Qué fórmula emplear para determinar el tamaño muestral con el fin de estimar estos porcentajes? Ha de recordarse que no se trata de determinar varios tamaños de muestra sino uno solo (la muestra es una sola).

Supongamos que $K = 3$ y que para determinar ese tamaño elegimos uno de los porcentajes de interés (digamos, p_1). En principio los tres porcentajes interesan por igual, como por ejemplo ocurriría si se tratara de estimar tasas de seronegativos, de seropositivos a VIH y de enfermos con SIDA. Si se fija un valor para p_1 a priori y un error absoluto e_1 se podrá aplicar la fórmula $n = \dfrac{z_\alpha^2\, p_1\,(1 - p_1)}{e_1^2}$. Pero, siendo así, entonces no se tendrá control alguno sobre el error que se cometerá al estimar p_2 y p_3, estimaciones que serán «rehenes» de lo que se haya decidido para p_1.

A mi juicio lo único razonable sería central el interés en el más pequeño de los tres (supongamos que éste es p_2), fijar un error que se considere razonable (directamente un error relativo, o un error absoluto, pero teniendo en cuenta cuál pudiera ser el valor de p_2, que es lo mismo que fijar un error relativo). Con esos datos, aplicar la fórmula, la cual producirá un tamaño con el cual se estimarán adecuadamente (probablemente, con creces) los otros dos.

Para ilustrar lo anterior, supongamos que hay cuatro categorías de interés y que la distribución verdadera es 3, 10, 18 y 69%. Supongamos que se elige la cuarta y que como anticipación se establece el valor p_4 = 0,70, así como un error absoluto de e_4 = 0,07. La fórmula $n = \dfrac{z_\alpha^2\, p_4\,(1 - p_4)}{e_4^2}$ produciría un tamaño de muestra igual a n = 165. Si tras seleccionar tal muestra se obtuvieran, pongamos por caso, las estimaciones 2, 10 y 18% para los tres primeros porcentajes, los respectivos errores estimados serían aproximadamente 2, 5 y 6%. Es virtualmente seguro que en el primer caso, y quizás en el segundo y hasta en el tercero, los intervalos obtenidos no ayuden a saber nada que no se conociera de antemano. Lo que hay que hacer es concentrarnos en el primero de ellos (por ser el más pequeño) y fijar como error absoluto un valor que pudiera ser quizás e_1 = 0,006 (es decir, un error de 0,6%) lo cual arrojaría que el tamño necesario es 2102. Ello producirá, a su vez, para los otros tres porcentajes, errores absolutos que pudieran ser en algunos de los casos más pequeños de lo necesario: 1,3, 1,6 y 2,0% respectivamente. Pero ése es el precio que hay que pagar por el hecho de que una de las tasas que interese sea tan pequeña.

La situación en que K = 2 no es más que un caso particular de lo anterior. Habría que elegir el menor de los dos (entre p y $1 - p$) y calcular el tamaño necesario fijando sobre bases racionales el error para éste. Es la única manera de estar seguros de que dicho error absoluto estimado (común a ambos en este caso) será razonablemente pequeño tanto para el menor como para el mayor de los dos porcentajes complementarios.

L. C. Silva
Instituto Superior de Ciencias Médicas
La Habana, Cuba. lcsilva@infomed. sld.cu

Bibliografía

1. Suárez P, Alonso JC. Sobre el supuesto de máxima indeterminación, el tamaño muestral y otras consideraciones sobre muestreo. Gac Sanit 1999;13:243-6.
2. Marrugat J, Vila J, Pavesi M. Supuesto de máxima indeterminación: ¿error absoluto o error relativo en el cálculo del tamaño de la muestra? Gac Sanit 1999;13:491-3.
3. Lemeshow S, Hosmer DW, Klar J, Lwanga SK. Adequacy of sample size in health studies. New York: Wiley; 1990.
4. Silva LC. Cultura estadística e investigación en el campo de la salud: una mirada crítica. Madrid: Díaz de Santos; 1997.