



Boletín Epidemiológico

Organización Panamericana de la Salud:
Celebrando 100 Años de Salud

Vol. 24, No. 4

Diciembre 2003

Sobre la estimación de tasas de mortalidad para países de la Región de las Américas

Introducción

Se sabe que las estadísticas provenientes de la mortalidad registrada pueden verse alteradas en cualquier etapa de su producción: recolección de datos y llenado de formularios, codificación, procesamiento de datos y cómputo posterior. Los indicadores que se obtienen a partir de estos (como el número de casos y la distribución de casos por causa) y que cumplen una función en la elaboración de las tasas de mortalidad pueden sufrir modificaciones en el numerador y el denominador. Por consiguiente, es imprescindible conocer las condiciones en las cuales se generan las estadísticas y los problemas que surgen al producirlas para tenerlos en cuenta en su interpretación y uso correctos. De esta forma se pueden aplicar procedimientos para corregir los problemas y mejorar la calidad y la confiabilidad de las estadísticas.

Los errores cometidos al recolectar y procesar las bases de datos también pueden dar lugar a problemas que solamente se perciben cuando se hacen las comparaciones de datos y se estudian sus tendencias. Esto significa que cierto grado de conocimiento en la materia y experiencia en el uso regular de los datos. Para estimar las tasas de mortalidad específicas se necesita un denominador, que corresponde, por un lado, a la población por grupos de edad y, por el otro a los nacidos vivos registrados, que son parte de las tasas de mortalidad materna e infantil. La población estimada para los años intercensales se obtiene de las proyecciones, que podrían representar de forma inadecuada los problemas migratorios de algunos países. Las estadísticas de nacidos vivos también tienen algunos problemas, siendo el más importante el registro extemporáneo de los nacimientos. Como consecuencia, las tasas de mortalidad materna e infantil observadas diferirán de las tasas reales si no se tiene en cuenta el registro extemporáneo de nacimientos o la falta de registro de nacimientos y defunciones.

La calidad de los datos de mortalidad específica por una causa también se afecta por limitaciones en los conocimientos médicos actuales, errores de diagnóstico, deficiencias en

la certificación y, quizás en menor grado, errores de codificación y de otros tipos de procesamiento. El registro incompleto de las defunciones afecta, además, la validez de la distribución por causas. La causa consignada en el certificado de defunción, incluso cuando la determinan los médicos tratantes, a menudo está incompleta o es de mala calidad, entre otras razones, por falta de capacitación en certificación y una comprensión insuficiente de los usos que se hacen de la información proporcionada en el certificado de defunción. Otro problema frecuente es que los médicos pueden preferir ciertas clases de diagnósticos, como los de su área de especialidad; este sesgo puede variar de un país a otro y con el transcurso del tiempo. En muchos países en desarrollo un sector considerable de la población carece de acceso a la atención médica. Por lo tanto, es posible que los médicos no tratantes, cuya información puede ser insuficiente para el diagnóstico, firmen los certificados de defunción y que testigos sin conocimientos médicos proporcionen los informes sobre la muerte. Los países en desarrollo y desarrollados afrontan algunos de los mismos problemas. Por ejemplo, puede haber motivos jurídicos, sociales y de otra índole que conduzcan a la subnotificación en el certificado de defunción de causas de carácter delicado, como el suicidio o la infección por el VIH/SIDA. Es más, los médicos, a menudo no comprenden cómo llenar debidamente el certificado de defunción, en particular con respecto a la determinación de las causas directas, contribuyentes y básicas. La selección de una única causa básica de muerte suele ser un problema mayor en el caso de los fallecidos de edad avanzada, que a menudo padecen varias enfermedades crónicas que conducen asociadamente a la muerte.

Es evidente que hay una necesidad real de educar al público, a los médicos y a los encargados de adoptar decisiones en el sector de salud acerca de la importancia del informe exacto y completo en el certificado de defunción y las repercusiones del informe erróneo en las estadísticas de mortalidad consolidada. Las prácticas con respecto a la inclusión o

EN ESTE NÚMERO...

- *Notas metodológicas en epidemiología:*
 - Sobre la estimación de tasas de mortalidad para países de la Región de las Américas
 - La tabla de vida: una técnica para resumir la mortalidad y la sobrevivencia
 - Glosario de análisis multinivel - Parte II

- *Normas y estándares en epidemiología:*
 - Revisión del Reglamento Sanitario Internacional
- *Anuncios:*
 - Cursos de verano en epidemiología, 2004

no de las defunciones sin certificación médica en las tabulaciones de las defunciones por causas difieren de un país a otro. Una disposición de la Organización Mundial de la Salud (OMS) estipula que cuando las defunciones sin certificación médica constituyen menos de 2% del total, se incluyan en dichas tabulaciones en la categoría “causa mal definida”; cuando exceden ese porcentaje, se deben tabular por separado. Sin embargo, los países a veces aplican diferentes criterios. Las defunciones sin certificación médica se incluyen en ocasiones en las tabulaciones nacionales de causas de muerte, como sigue: bajo los códigos 798.9 [Clasificación Internacional de Enfermedades, Novena Revisión (CIE-9)]¹ o R98 (CIE-10)², “muerte sin asistencia”, cuando la causa no es externa pero se desconoce por la falta de atención médica en el momento de la muerte o durante la enfermedad o afección que condujo a la muerte; o bajo los códigos 799.9 (CIE-9) o R99 (CIE-10), “otras causas mal definidas y las no especificadas de mortalidad”. Para los datos de causa de muerte con certificación médica, el indicador más sencillo de la calidad es la proporción de defunciones asignadas a los “síntomas, signos y afecciones mal definidas” (SSMD), códigos 780-799 (CIE-9) y R00-R99 (CIE-10). Las causas de muerte “desconocidas” asignadas a los códigos 798.9 y R98, o 799.9 y R99 representan una proporción grande de las muertes atribuidas a SSMD, dado que la mayoría de éstas ocurren sin certificación médica. Sin embargo, cuando la cobertura del registro es incompleta, la proporción de las defunciones asignadas a SSMD generalmente aumentará al aumentar la cobertura, sin que haya habido una disminución real en la calidad de la certificación médica de la causa de defunción. En efecto, al margen de si se usa la CIE-9 o la CIE-10, la proporción de defunciones asignadas a SSMD es menor que la proporción de defunciones por causas mal definidas, ya que varias categorías “definidas” de la CIE-9 y la CIE-10, como el paro cardíaco y la insuficiencia cardíaca, carecen de significado diagnóstico. Asimismo, cabe señalar que las defunciones por causas “definidas” no forzosamente están “bien” definidas, sino que están sujetas a errores de diagnóstico, certificación y codificación que no se pueden detectar después de que se compilan las estadísticas. En la mayoría de los países, la proporción de defunciones asignadas a la categoría SSMD, en combinación con la proporción de defunciones certificadas por médicos tratantes o no, sirve para el monitoreo de las tendencias y las diferencias en el acceso a la atención médica. El cuadro 1 muestra el total de defunciones registradas y el porcentaje de defunciones asignadas a SSMD por país alrededor de 2000 (o los últimos tres años disponibles). En 21 países de la Región, menos de 5% de las defunciones registradas se asignaron a SSMD alrededor de 2000.

Efecto del cambio de revisiones de la CIE en los datos de mortalidad

A partir de 1996, la introducción de la Décima Revisión de la CIE en las Américas marcó los cambios más radicales en

la clasificación desde que se introdujo la Sexta Revisión en 1949 y refleja un cambio conceptual en la estructura y el contenido de las revisiones anteriores. Aunque cada revisión ha producido algunas dificultades en la comparabilidad de las estadísticas de causas de defunción, el cambio de la Novena Revisión, en uso desde 1979, a la Décima Revisión, ha tenido muchas consecuencias en la codificación de la mortalidad. La CIE-10 es considerablemente más detallada que la CIE-9 (tiene casi el doble de códigos), incluyendo cambios en los términos de inclusión y en los títulos de una categoría, una sección o un capítulo a otro; nuevos títulos de las causas de defunción y códigos y secciones de causas de defunción correspondientes; reagrupamientos de enfermedades; y, cambios en las reglas de codificación para seleccionar la causa básica de defunción. Estas modificaciones en conjunto ocasionan varias discontinuidades en la comparabilidad de las estadísticas de las causas de defunción con el transcurso del tiempo o en series históricas. Estas discontinuidades se evalúan mejor a nivel nacional a partir del análisis de los resultados de estudios de codificación doble (o codificación puente) en los datos nacionales y, observando las razones de comparabilidad.

Las razones de comparabilidad se obtienen de la clasificación doble de la causa básica de defunción en los registros de mortalidad para un año determinado, clasificado según la revisión nueva y la revisión anterior. Se obtienen dividiendo el número de defunciones por determinada causa clasificada según la revisión nueva por el número de defunciones por la causa más comparable clasificada en la revisión anterior. Una razón de 1,0 indica que el mismo número de defunciones se clasificó en una causa particular o combinación de causas, al margen de la revisión empleada. No significa forzosamente que los cambios en la clasificación y los procedimientos de codificación no hayan influido en la causa, sino que no hubo ningún cambio neto. Una razón mayor de 1,0 indica que se asignaron más defunciones a una causa de la CIE-10 que a la causa equivalente de la CIE-9, y una razón menor de 1,0 indica que se asignaron menos defunciones a una causa de la CIE-10 que a la causa equivalente de la CIE-9.

Carácter integral de los datos

En muchos países de las Américas, la cobertura del sistema del registro civil es incompleta y, en algunos países, hay que precisar más la población cubierta por los datos de mortalidad disponibles. Se sabe que el carácter integral del registro en los países varía según la zona geográfica y el grupo de edad. El registro de los hechos vitales es menos completo en las zonas rurales que en las urbanas y, en general, es peor en las zonas en las que se vive en condiciones de vida pobre. El cuadro 1 muestra también el subregistro de defunciones estimado para los países de las Américas alrededor de 2000. Las estimaciones se basan en una comparación de las tasas crudas de mortalidad obtenidas mediante la mortalidad registrada, como se notificaron a la OPS durante el período de tres

años citado y, las tasas de mortalidad estimadas empleando las tasas de mortalidad centrales de la tabla de vida abreviada (véase la sección sobre la estimación de las tasas de mortali-

dad por causa, edad y sexo), cuando estuvieron disponibles, o las tasas de mortalidad estimadas por la División de Población de las Naciones Unidas.³

Cuadro 1: Situación del registro de defunciones en países de las Américas, alrededor de 2000 (últimos tres años disponibles)

País	Tres últimos años disponibles	Defunciones registradas acumuladas	Síntomas, signos y afecciones mal definidas alrededor de 2000 (%)	Tasa cruda de mortalidad (por 1.000 habitantes)		Subregistro estimado (%)
				registrada	estimada	
Anguila	1993-1995	169	30,2	7,2	7,2	-
Antigua	1993-1995	1.360	8,7	6,9	6,9	-
Argentina	1999-2001	852.632	6,6	7,7	8,0	3,9
Bahamas	1997,99,00	4.870	1,4	5,4	7,5	27,6
Barbados	1993-1995	7.327	3,0	9,3	9,1	-
Belice	1998-2000	4.073	3,8	6,1	6,1	-
Bermuda	1992-1994	1.468	0,7	8,3
Brasil	1998-2000	2.814.072	14,8	5,6	6,9	18,7
Canadá	1998-2000	655.683	1,3	7,2	7,2	0,4
Chile	1997-1999	240.713	4,6	5,4	5,5	2,0
Colombia	1997-1999	529.448	3,0	4,3	5,8	24,6
Costa Rica	2000-2002	45.557	1,6	3,7	3,8	2,6
Cuba	1999-2001	235.357	0,7	7,0	7,2	2,1
Dominica	1992-1994	1.657	12,4	7,6	7,6	-
Ecuador	1998-2000	166.698	13,3	4,5	6,0	25,3
El Salvador	1997-1999	87.146	16,4	4,8	6,0	20,2
Estados Unidos	1998-2000	7.132.006	1,2	8,5	8,4	-
Granada	1994-1996	2.162	7,4	7,8
Guadalupe	1997-1999	6,0	6,0	1,1
Guatemala	1997-1999	202.758	9,6	6,2	7,2	13,4
Guayana Francesa	1997-1999	4,0	3,8	-
Guyana	1994-1996	14.293	2,3	6,4	8,2	21,8
Haití	1997, 1999	13.250	44,7	0,8	10,6	92,1
Islas Caimán	1998-2000	382	1,8	3,4
Islas Turcas y Caicos	1998-2000	156	6,5	3,1
Islas Vírgenes (EUA)	1998-2000	1.915	1,1	5,3	5,2	-
Islas Vírgenes (RU)	1996-1998	4,5
Jamaica	1989-1991	35.543	12,9	5,0	6,4	21,9
Martinica	1997-1999	6,5	6,5	-
México	1999-2001	1.322.621	2,1	4,5	5,2	13,7
Montserrat	1992-1994	311	1,9	10,1
Nicaragua	1998-2000	42.127	3,7	2,8	5,7	49,9
Panamá	1998-2000	35.701	9,3	4,2	5,1	16,9
Paraguay	1998-2000	54.202	19,4	3,4	5,4	37,0
Perú	1998-2000	262.401	15,8	3,5	6,4	46,2
Puerto Rico	1998-2000	87.193	0,7	7,5	7,9	5,1
República Dominicana	1996-1998	76.230	10,6	3,2	5,0	36,3
Saint Kitts y Nevis	1994-1996	1.864	5,8	14,8
San Vicente	1997-1999	2.407	1,7	7,2	5,9	-
Santa Lucía	1993-1995	2.869	8,0	6,9	6,2	-
Suriname	1990-1992	6.171	14,1	5,1	6,2	17,8
Trinidad y Tabago	1994, 95, 98	27.942	2,1	7,4	5,9	-
Uruguay	1998-2000	94.803	7,5	9,5	9,5	-
Venezuela	1998-2000	311.536	1,4	4,4	4,4	-

...: no datos disponibles, -: magnitud 0

Las diferencias entre los países en el período empleado para estimar las tasas de mortalidad registrada reflejan las diferencias en la disponibilidad de los datos de los países en el momento de preparar el cuadro. No se cuenta con datos de mortalidad registrada para Bolivia, Honduras y Antillas Neerlandesas a nivel nacional y, sólo de años recientes y cobertura limitada para Haití. Las cifras que figuran en el cuadro 1 son un indicio de la magnitud del problema del subregistro en los países. Las características y razones fundamentales del subregistro de defunciones varían enormemente de un país a otro y también dentro de cada país. Como puede verse en el cuadro, el registro es completo o casi completo en Anguila, Antigua y Barbuda, Argentina, Barbados, Belice, Canadá, Chile, Costa Rica, Cuba, Dominica, Estados Unidos, Islas Vírgenes (EUA), Guadalupe, Martinica, San Vicente y las Granadinas, Santa Lucía, Trinidad y Tabago, Uruguay y Venezuela. En estos países, la tasa registrada durante el período mostrado es idéntica a la tasa estimada y, a veces más alta, para el quinquenio que abarca el período. El subregistro es bajo en Puerto Rico (5,1%), e intermedio en Brasil, Guatemala, México, Panamá y Surinam, cuyos registros están incompletos en 13% a 19%; estos últimos países parecen estar a punto de lograr el registro satisfactorio de las defunciones. Otros 11 países siguen teniendo graves problemas de subregistro, que se estima entre 20% y 92%. El nivel de subregistro en siete países es desconocido — Bermuda, Islas Caimán, Granada, Montserrat, Saint Kitts y Nevis, Islas Turcas y Caicos e Islas Vírgenes (RU). No se cuenta con datos de fuentes del registro civil de Bolivia, Honduras y Antillas Neerlandesas en años recientes. El subregistro es mayor para las defunciones de menores de 1 año que para las defunciones en grupos de edad mayores. Es posible que los recién nacidos que viven sólo unas pocas horas o días no se registren ni como nacidos vivos ni como defunciones de recién nacidos. La edad informada tiende a aumentarse a medida que avanza la edad, lo cual contribuye a subestimar la mortalidad en algunos grupos de adultos y a estimarla en exceso en grupos de personas mayores. El agrupamiento de las defunciones en ciertas edades debido a preferencias de notificación (por ejemplo, las edades que terminan en 0 ó 5) es otro fenómeno conocido que afecta a la distribución de defunciones registradas según edad.

Estimación de las tasas de mortalidad por causa, edad y sexo

En vista de las limitaciones mencionadas sobre la cobertura de los sistemas de registro civil y de la “calidad” de los datos de mortalidad indicada por la proporción de defunciones asignadas a la categoría SSMD, se requiere un método general más adecuado para estimar las tasas de mortalidad que permitan manejar mejor estas limitaciones.

La estimación de las tasas de mortalidad en la OPS, se basan en un procedimiento de estimación descrito en *Estadísticas de salud de las Américas, Edición de 1992*.⁴ Este

procedimiento fue actualizado para reasignar proporcionalmente las defunciones con edad y sexo desconocidos y es descrito en el siguiente párrafo, así como en la Edición del 2003 de esta publicación, que está disponible en línea en: www.paho.org.⁵

Supuestos y metodología

El procedimiento usa determinados datos de mortalidad registrada disponibles en la base de datos de la OPS y tabulados para años seleccionados, causas de muerte, grupos de edad y sexo, estimaciones de las tasas de mortalidad centrales (m_x) para los correspondientes grupos de edad y sexo, obtenidas de las tablas de vida para 20 países latinoamericanos preparadas y publicadas por el Centro Latinoamericano de Demografía (CELADE) [para los países de habla inglesa del Caribe, Canadá, Estados Unidos y Puerto Rico, se emplearon las tasas registradas de la base de datos de la OPS],³ y las estimaciones anuales de población por grupos de edad y sexo correspondientes. Los datos registrados de mortalidad se ajustan primero para las defunciones con edad y sexo desconocidos. El número de defunciones con edad desconocida se redistribuye entre los grupos de edad conocida multiplicando el número de defunciones para cada sexo y grupo de edad por un factor de ajuste, $f_a = D/D_a$, donde D es el número total de defunciones y D_a es el número de defunciones informadas por edad. Un factor de ajuste similar se usa para redistribuir el número de defunciones entre cada grupo de edad con sexo desconocido.

La estimación de las tasas se basa en los siguientes supuestos acerca de la distribución por causa de los datos de mortalidad registrados:

- a) Todas las defunciones registradas y codificadas en una causa externa en realidad se debieron a una causa externa y, ninguna de las defunciones registradas codificadas en otras categorías de causa, incluida la categoría SSMD, se debieron en realidad a causas externas. Por consiguiente, las defunciones asignadas a SSMD pueden redistribuirse proporcionalmente entre otras categorías de causas no externas, por grupos de edad y sexo, asumiendo que las defunciones de SSMD siguen la misma distribución que la que se observa en las defunciones registradas por causas “definidas” no externas.
- b) Se obtiene una estimación del total de defunciones que ocurrieron en un año o período dado, aplicando las tasas de mortalidad centrales quinquenales, correspondientes para cada grupo de edad y sexo de las tablas de vida, a las estimaciones de población, y obteniendo el total de defunciones en cada grupo de edad por sexo. Al restar el número de defunciones registradas, se obtiene una estimación del número de defunciones no registradas. Además, se presume que la distribución de las defunciones no registradas en categorías de causas, por grupo de edad y sexo, es la misma que la de las defunciones registradas. Como consecuencia, las defunciones no registradas, in-

cluidas las defunciones no registradas debidas a causas externas, se redistribuyen entre las categorías de causas correspondientes por edad y sexo en las mismas proporciones que las defunciones registradas.

Las tasas específicas por edad y sexo estimadas se obtienen acumulando las defunciones totales estimadas (registradas y no registradas) en un año o período dado, por categoría de causa, y dividiéndolas por la sumatoria de las poblaciones estimadas correspondientes. La tasa de mortalidad infantil se estima empleando como denominador el número estimado de nacidos vivos, cuando está disponible; en caso contrario, se usa como denominador la población estimada de menores de 1 año.

El número estimado de defunciones para determinado grupo de edad-sexo, d'_i , y el total de defunciones estimadas del país, D' , anualmente o para un período dado se definen en el cuadro 2, así como el número estimado de defunciones no registradas d'_{iU} en el i^o grupo de edad-sexo. La proporción de las defunciones no registradas por causas externas para el i^o grupo de edad-sexo es d''_{iex} (cuadro 2) y el total estimado de defunciones por causas externas para el i^o grupo de edad-sexo es d'_{iex} .

El número total estimado de defunciones, d'_{ic} , para cierta categoría de causas, c , y el grupo de edad-sexo, i , puede estimarse a partir de lo mencionado antes (cuadro 2). La segunda expresión en la ecuación refleja la redistribución proporcional de las defunciones registradas asignadas a SSMD y defunciones no registradas por causas no externas en el i^o grupo de edad-sexo que se reasignarán a la categoría c de causa. Al acumular las defunciones estimadas en cada grupo de causas por edad-sexo puede determinarse el número total estimado de defunciones.

Algunas limitaciones

En algunos casos, el número de defunciones registradas para un año determinado o de un período de tiempo fue mayor que la estimación obtenida a partir de las tablas de vida de CELADE. Esto indica que la tasa de mortalidad central estimada de las tablas de vida para el país en dicho período no refleja adecuadamente los patrones de mortalidad por edad observada. En esos casos y en los países en los cuales no se cuenta con las estimaciones de la tabla de vida, se emplean los datos registrados de mortalidad, ajustados por edad y sexo desconocidos, para estimar las tasas. En efecto, esto supone que no hay subregistro en ese año o período.

Como la OPS utiliza los datos de CELADE como fuente primaria para las tablas de vida, esta información no está disponible para los países de habla inglesa del Caribe, Canadá, Puerto Rico y los Estados Unidos de América. Otras fuentes sobre información de tablas de vida pueden ser consultadas incluyendo el uso de tablas de vida nacionales y modelos de tablas de vida y la factibilidad de su uso mediante estudios. La base de datos internacionales de la Oficina de Censos de los EUA (www.census.gov/ipc/www/idbacc.html)

Cuadro 2: fórmulas para el cálculo

$$d'_i = m_i * p_i$$

m_i = tasa de mortalidad central en el i^o grupo de edad

p_i = estimación de la población correspondiente

$$D' = \sum d'_i$$

$$d'_{iU} = d'_i - d_{iR}$$

d_{iR} = número de defunciones registradas en el i^o grupo de edad-sexo

$$d''_{iex} = (d_{iex} / d_{iR}) * d'_{iU}$$

d_{iex} = número registrado de defunciones por causas externas para el i^o grupo de edad-sexo

$$d'_{iex} = d_{iex} + d''_{iex}$$

$$d'_{ic} = d_{ic} + [(d_{ic} / d_{iR}) - d_{iSSI} - d_{iex}] * [d_{iSSI} + (d'_{iU} - d''_{iex})]$$

d_{ic} = número registrado de defunciones en el i^o grupo de edad-sexo debido a la causa c

d_{iSSI} = el número de defunciones en el i^o grupo de edad-sexo asignado a "síntomas, signos y afecciones mal definidas"

también tiene esos datos para algunos países del Caribe (Guadalupa, Martinica, Saint Kitts y Nevis, Santa Lucía y Trinidad y Tabago) pero sólo para años alrededor de 1980.

La estimación de tasas utilizando esta metodología depende de disponer de tablas de vida apropiadas que sirvan adecuadamente para el patrón de mortalidad del país y pueden usarse para evaluar el nivel de integridad del sistema de registros vitales del país. También depende de la correcta selección y codificación de las causas básicas de defunción y de los supuestos sobre la redistribución de la categoría de causas SSMD y del "subregistro" de defunciones de acuerdo a la estructura de las causas básicas de muerte registradas. Se asume que las defunciones registradas contienen pocas codificaciones equivocadas.

Referencias:

- (1) Organización Panamericana de la Salud. *Clasificación Internacional de Enfermedades. Manual de la Clasificación Estadística Internacional de Enfermedades, Traumatismos y Causas de Defunción. Novena Revisión (1975)*. (Vols. 1 y 2). Washington, DC, OPS, 1978.
- (2) Organización Panamericana de la Salud. *Clasificación Estadística Internacional de Enfermedades y Problemas Relacionados con la Salud. Décima Revisión*. Vols. 1-3. Washington, DC, OPS, 1995.
- (3) CELADE. América Latina: Tablas de mortalidad 1950-2025. *Boletín Demográfico* (Santiago), 2001(enero); 67.
- (4) Organización Panamericana de la Salud. *Estadísticas de Salud de las Américas, Edición 1992*. Washington, D.C.:OPS, 1992 (Publicación Científica 542).
- (5) Organización Panamericana de la Salud. *Estadísticas de Salud de las Américas, Edición 2003*. (Publicación Científica 591). [Página web] Disponible en: http://www.paho.org/spanish/am/pub/PC_591.htm.

Fuente: Preparado por el Sr. John Silvi del Area de Análisis de Salud y Sistemas de Información Sanitaria (AIS) de la OPS y presentado durante la II Reunión del Comité Regional Asesor en Estadísticas de Salud (CRAES) en Washington, D.C. (Septiembre 2003).

La tabla de vida: una técnica para resumir la mortalidad y la sobrevivencia

Introducción

En un artículo previo del *Boletín Epidemiológico* sobre el método de cálculo de los años potenciales de vida perdidos (APVP)¹, se recalcó la importancia de la edad de la muerte del sujeto como variable en el análisis de mortalidad. Estrechamente vinculado al momento relativo de la muerte del sujeto está el concepto de *sobrevivencia*. Así, mientras los APVP consideran los años de vida perdidos como resultado de la *muerte prematura* del sujeto, otra técnica descriptiva utilizada en el análisis de la mortalidad considera los *años vividos* por los individuos de una población antes de su muerte. Este método se denomina tabla de mortalidad o, más comúnmente, *tabla de vida*. Se utiliza esencialmente en salud pública para medir la mortalidad y la sobrevivencia, pero también en estudios demográficos, actuariales u otros, para estudiar la longevidad, la fertilidad, las migraciones, el crecimiento de la población y para calcular proyecciones de población y los años de vida sin discapacidad.²

En esencia, la tabla de vida describe el proceso de extinción de una generación hasta la desaparición del último de sus componentes bajo la experiencia de mortalidad observada en un período dado. Las tablas de vida se caracterizan por finalizar con la muerte de todos los sujetos y la diferencia fundamental entre tablas la constituye la velocidad con que se alcanza ese final.³ La tabla de vida puede calcularse para el total de la población o para un subgrupo de población específico (p.e. mujeres, hombres, o hispanos). En su forma más sencilla, se genera a partir de las tasas de mortalidad específicas por edad y los valores resultantes se usan para medir la mortalidad, la sobrevivencia y la esperanza de vida, siendo este último el indicador proveniente de la tabla más utilizado. En otras aplicaciones, las tasas de mortalidad se combinan con datos demográficos para construir un modelo más complejo que permite medir el efecto combinado de la mortalidad y de los cambios en una característica socioeconómica o más.² Una de las ventajas principales de la tabla de vida es que no refleja los efectos de la distribución de la población por edad y no requiere el uso de una población estándar para comparar los niveles de mortalidad de diferentes poblaciones.²

Clásicamente, se han definido dos formas de tabla de vida: la *de cohorte* y la *actuarial*. La tabla *de cohorte* consiste en el seguimiento *longitudinal* de una población desde un evento determinante (p.e. generación de nacimientos o cohorte de tratamiento de un ensayo clínico) hasta su completa extinción o bien cuando se decide concluir el período de observación. Presenta una serie de dificultades prácticas para utilizarla en la descripción de la sobrevivencia de la población general, entre ellas las que cabe señalar: el gran tamaño de las poblaciones en las que se calculan las tablas de vida; el tiempo de seguimiento requerido; y las pérdidas debidas a migraciones u otras causas. La tabla *de cohorte* se usa habitualmente en el análisis de sobrevivencia de los ensayos clínicos, que se realizan sobre muestras de población más pequeñas y durante un tiempo más corto.

La tabla *actuarial* aporta una visión *transversal* de las experiencias de mortalidad y sobrevivencia a todas las edades de una población durante un corto período de tiempo, habitualmente un año. Depende directamente de las tasas específicas de mortalidad por edad del año para el que se construye. En la tabla *actuarial*, se utiliza la experiencia de mortalidad de una población durante un año determinado, que se aplica a una cohorte ficticia de 10.000, 100.000 nacidos vivos o en general de 10^k sujetos. Aunque el cálculo se base en una parte “ficticia” (el tamaño de población), la tabla de vida refleja la experiencia de mortalidad “real” de la población considerada y es una herramienta sumamente útil para comparar datos de mortalidad a nivel internacional y para valorar las tendencias de mortalidad a nivel nacional.^{4,5}

La tabla de vida clásica o *completa* se construye con las edades año a año, desde el nacimiento hasta la última edad disponible. Sin embargo, son más utilizadas las llamadas tablas de vida *abreviadas*, en las que la edad se presenta agregada en grupos plurianuales, habitualmente menores de 1 año, de 1 a 4 años y el resto, en grupos quinquenales de edad hasta el intervalo abierto final. El uso de las tablas abreviadas se extendió debido a que habitualmente se dispone de los datos de mortalidad en tasas referidas a grupos quinquenales de edad y no las tasas de mortalidad de cada año de edad. En todos los casos, se asume que las muertes se distribuyen homogéneamente en cada intervalo de edad.

Además del uso general de las tablas de vida, éstas se pueden utilizar para estudiar el impacto de una causa o grupo de causas de muerte mediante las llamadas *tablas de vida con eliminación de causa* (o tabla de múltiple decremento). Se trata de construir una tabla con todas las defunciones y otra eliminando la causa o causas de interés. Al compararlas se observará el impacto que las muertes eliminadas tienen en los diferentes indicadores de la tabla de mortalidad.⁴ Los años de esperanza de vida perdidos (AEVP) tienen un concepto similar y se presentarán en un futuro número del *Boletín Epidemiológico*.

Limitaciones de las tablas de vida

La tabla de vida presenta las limitaciones de cualquier medida basada en censos de población y registros vitales. Los datos sobre las edades y los registros de mortalidad pueden ser incompletos o sesgados. La mortalidad infantil tiene un fuerte peso en la esperanza de vida, por lo que el subregistro de este indicador, hecho habitual en muchos países, puede afectar de forma sensible los resultados de las tablas. Lo mismo puede decirse en relación al procedimiento que se elija para cerrar el intervalo abierto final de la tabla de mortalidad y de los errores de información que subyacen en dichos intervalos (85 y más, 90 y más). Es posible también que se omitan diferencias importantes en grupos específicos de edad o sexo con alta mortalidad, que tendrían un efecto limitado en la esperanza de vida general.²

En general, no se recomienda construir tablas de vida para poblaciones pequeñas, a nivel subregional o local, ya que la posibilidad de afectación de la estructura poblacional por movimientos migratorios es mayor que a niveles regional o nacional. En estos casos suele obtenerse un número muy pequeño de defunciones lo cual puede producir cálculos imprecisos de las columnas.

Construcción e interpretación de una tabla de vida

Construir una tabla de vida resulta muy sencillo. Únicamente deben seguirse unos pasos rutinarios, los cuales se facilitan enormemente si se dispone de una hoja de cálculo, como la que propone la Oficina del Censo de los Estados Unidos⁶ o cualquier otro software que, como Epidat 3.0⁷, incluya esta utilidad, ya que los cálculos son repetitivos para cada grupo de edad. A continuación se relacionan los componentes habitualmente incluidos en una tabla de vida y su interpretación.^{3,4} Las fórmulas para calcularlos se presentan en el cuadro 1.

EDAD EXACTA (x). Esta columna incluye la edad inferior de cada uno de los intervalos de edad (habitualmente quinquenios). Así la columna comienza en 0 y va incrementando a 1, 5, 10, 15 y más hasta que se llegue al último intervalo que se deja abierto. Como se mencionó antes, los primero y segundo grupos de edad son habitualmente “menores de 1” y “1-4”, por lo que los valores de las primera y segunda filas de esta columna son 0 y 1. Esto refleja también la importancia y el interés específico en la tasa de mortalidad en los menos de 1 año, conocida clásicamente como *tasa de mortalidad infantil*^a. Además, para las edades infantiles, es preferible separar el cálculo para la edad 0, y ocasionalmente para la edad 1, del grupo de edad 1-4 ó 2-4, debido a la falta de homogeneidad de la mortalidad en este intervalo. Lógicamente al incluir el estrato 0 a 1 año, el siguiente estrato 1 a 4 no es un quinquenio sino un cuatrienio. En el caso de que se disponga de estadísticas adecuadas, conviene calcular directamente las probabilidades de muerte al primer y segundo años utilizando los nacimientos y las defunciones infantiles.³

Como intervalo abierto final suele utilizarse 85 años y más, si bien dependiendo de la esperanza de vida del país puede modificarse.

AMPLITUD (EN AÑOS) DEL INTERVALO DE EDAD (n). Incluye los años en cada intervalo de edad. Habitualmente el primer valor es 1 (intervalo 0, 1), el segundo 4 (intervalo 1, 5) y los restantes valores son 5 (intervalos quinquenales), a excepción del último valor que normalmente se representa con el signo + indicando que se trata de un intervalo abierto.

NÚMERO DE DEFUNCIONES CONTABILIZADAS EN EL INTERVALO (d_x). Esta columna incluye el número de sujetos muertos en ese rango de edad durante el año al que corresponde la tabla de vida.

^a Nota técnica: en sentido estricto, la tasa de mortalidad infantil no es idéntica a la de menores de un año, por no tener los mismos denominadores. La primera es nacidos vivos y la segunda es menores de 1 año, cifra que operacionalmente es más difícil de determinar.

Cuadro 1: Fórmulas para calcular la tabla de vida*

$$\begin{aligned}
 {}_nM_x &= d_x / P_x \\
 {}_nq_x &= [n \cdot {}_nM_x] / [1 + (n - a_x) \cdot {}_nM_x] \\
 {}_np_x &= 1 - {}_nq_x \\
 {}_{n+x}l_x &= l_x \cdot {}_np_x \\
 \text{También se puede calcular: } {}_{n+x}l_x &= l_x - n \cdot d_x \\
 {}_nd_x &= l_x \cdot {}_nq_x \\
 {}_nL_x &= n \cdot {}_{n+x}l_x + a_x \cdot d_x \\
 (L_w &= d_w / M_w, \text{ representando w la edad más avanzada}) \\
 {}_nT_x &= T_{x+n} + {}_nL_x \\
 (T_w &= L_w, \text{ representando w la edad más avanzada}) \\
 {}_ne_x &= T_x / l_x
 \end{aligned}$$

* Nota: el subíndice derecho representa el punto inicial del intervalo. El subíndice izquierdo representa la amplitud del intervalo.

NÚMERO DE SUJETOS EN ESE RANGO DE EDAD (P_x). Son los efectivos de la población correspondientes a ese quinquenio en el año considerado.

NÚMERO MEDIO DE AÑOS VIVIDOS POR LOS QUE MUEREN ENTRE LAS EDADES x Y x+N, LLAMADO “FACTOR DE SEPARACIÓN” (a_x). Aunque sea necesario este número para calcular la tabla de vida, usualmente no se presenta como una columna de la misma. Cada individuo del intervalo de edad (x, x + n) ha vivido x años completos más una fracción del intervalo (x, x + n). En una tabla de vida completa, es válido utilizar un valor de 0,5 (o sea la mitad de un año) para los más de 5 años. Para más simplicidad, se asume también que los que mueren en un intervalo de 5 años de una tabla de vida abreviada viven un promedio de 2,5 años.² Sin embargo, este valor no es necesariamente óptimo, porque la fracción depende de los patrones de mortalidad en el intervalo entero y no de la tasa de mortalidad de cada año. Adicionalmente, como una gran proporción de las muertes infantiles ocurren en las primeras semanas de vida, este valor es mucho más bajo en el grupo de 0 a 1 año y de 1 a 4 años de edad. El cálculo del valor exacto

Cuadro 2: Factores de separación para las edades 0 y 1-4

Zonas	Factor de separación para la edad 0			Factor de separación para la edad 1-4		
	Hombres	Mujeres	Ambos sexos	Hombres	Mujeres	Ambos sexos
Tasa de mortalidad infantil > 0,100						
Norte ¹	0,33	0,35	0,3500	1,558	1,570	1,5700
Este ²	0,29	0,31	0,3100	1,313	1,324	1,3240
Sur ³	0,33	0,35	0,3500	1,240	1,239	1,2390
Oeste ⁴	0,33	0,35	0,3500	1,352	1,361	1,3610
Tasa de mortalidad infantil < 0,100						
Norte	0,0425	0,05	0,0500	1,859	1,733	1,7330
Este	0,0025	0,01	0,0100	1,614	1,487	1,4870
Sur	0,0425	0,05	0,0500	1,541	1,402	1,4020
Oeste	0,0425	0,05	0,0500	1,653	1,524	1,5240

¹ Islandia, Noruega y Suiza; ² Austria, Checoslovaquia, Italia del centro-norte, Polonia y Hungría;

³ Italia del Sur, Portugal y España; ⁴ Resto de los países del mundo.

requiere información sobre la fecha de nacimiento y de muerte de cada individuo.² Cuando no están disponibles, se usan para a_0 y a_1 valores de tablas de vida «modelos», como las calculadas por Coale y Demeny presentadas en el cuadro 2.⁸

TASA CENTRAL DE MORTALIDAD (TASA DE MORTALIDAD) POR EDAD (M_x). Esta columna resulta de calcular el cociente entre las defunciones en el intervalo $x, x+n$ (columna d_x) y el número de personas en este grupo de edad (columna P_x).

PROBABILIDAD DE MUERTE ENTRE LAS EDADES X Y $X+N$ (q_x). Las probabilidades de muerte se calculan a partir de las tasas de

mortalidad específicas para cada grupo etario. Esta columna debe interpretarse como la probabilidad de fallecer entre ambas edades para el sujeto que haya sobrevivido hasta la edad x . Para el último grupo de edad de la tabla, la muerte es inevitable y por lo tanto la probabilidad de morir es de 1. Para los otros grupos de edad el cálculo es más complejo (ver cuadro 1).

PROBABILIDAD DE SOBREVIVENCIA ENTRE LAS EDADES X Y $X+N$ (p_x). Esta columna es el complemento de la columna q_x . Como tal, en ocasiones las tablas de vida no la incluyen. Debe por tanto interpretarse como la probabilidad de que un individuo que llega a la edad exacta x vive hasta la edad exacta $x+n$.

Cuadro 3: Ejemplo de cálculo de una tabla de vida: Brasil, 2000

Datos del registro de mortalidad y del censo de población:			Algunas preguntas sobre la interpretación de los valores de la tabla:										
Grupo de edad	Defunciones ¹	Población ²											
Menos de 1	65.532	3.205.108*											
1-4	11.271	13.084.650											
5-9	5.366	16.533.114											
10-14	6.294	17.406.984											
15-19	19.255	17.847.032											
20-24	26.620	16.500.057											
25-29	25.404	14.534.868											
30-34	28.162	13.533.472											
35-39	33.578	12.953.294											
40-44	39.855	10.942.252											
45-49	45.880	9.106.099											
50-54	52.276	7.139.958											
55-59	58.078	5.425.966											
60-64	72.044	4.553.017											
65-69	81.641	3.365.780											
70-74	93.339	2.588.020											
75-79	90.927	1.602.984											
80-84	80.847	857.170											
85+	103.085	460.928											

Tabla de vida:												
x	n	d_x	P_x	a_x^{**}	M_x	q_x	p_x	l_x	d_x	L_x	T_x	e_x
0	1	65.532	3.205.108	0,05	0,02045	0,02006	0,97994	100.000	2.006	98.095	7.196.592	71,97
1	4	11.271	13.084.650	1,524	0,00086	0,00344	0,99656	97.994	337	391.143	7.098.498	72,44
5	5	5.366	16.533.114	2,5	0,00032	0,00162	0,99838	97.657	158	487.891	6.707.355	68,68
10	5	6.294	17.406.984	2,5	0,00036	0,00181	0,99819	97.499	176	487.055	6.219.463	63,79
15	5	19.255	17.847.032	2,5	0,00108	0,00538	0,99462	97.323	524	485.306	5.732.408	58,90
20	5	26.620	16.500.057	2,5	0,00161	0,00803	0,99197	96.799	778	482.053	5.247.103	54,21
25	5	25.404	14.534.868	2,5	0,00175	0,00870	0,99130	96.022	835	478.020	4.765.050	49,62
30	5	28.162	13.533.472	2,5	0,00208	0,01035	0,98965	95.186	985	473.468	4.287.030	45,04
35	5	33.578	12.953.294	2,5	0,00259	0,01288	0,98712	94.201	1.213	467.972	3.813.563	40,48
40	5	39.855	10.942.252	2,5	0,00364	0,01805	0,98195	92.988	1.678	460.744	3.345.591	35,98
45	5	45.880	9.106.099	2,5	0,00504	0,02488	0,97512	91.310	2.272	450.869	2.884.847	31,59
50	5	52.276	7.139.958	2,5	0,00732	0,03595	0,96405	89.038	3.201	437.188	2.433.978	27,34
55	5	58.078	5.425.966	2,5	0,01070	0,05212	0,94788	85.837	4.474	418.000	1.996.790	23,26
60	5	72.044	4.553.017	2,5	0,01582	0,07611	0,92389	81.363	6.192	391.334	1.578.790	19,40
65	5	81.641	3.365.780	2,5	0,02426	0,11435	0,88565	75.171	8.596	354.365	1.187.456	15,80
70	5	93.339	2.588.020	2,5	0,03607	0,16541	0,83459	66.575	11.012	305.345	833.091	12,51
75	5	90.927	1.602.984	2,5	0,05672	0,24839	0,75161	55.563	13.801	243.310	527.746	9,50
80	5	80.847	857.170	2,5	0,09432	0,38161	0,61839	41.761	15.937	168.965	284.436	6,81
85	+	103.085	460.928		0,22365	1,00000	0,00000	25.825	25.825	115.471	115.471	4,47

* Número de nacidos vivos

** Se seleccionó estos valores para el factor de separación porque la tasa de mortalidad infantil en Brasil es menor que 0,1 (i.e. menor que 100 muertes por 1.000 nacidos vivos) y en la clasificación de Coale y Demeny, Brasil hace parte del grupo "oeste".

¹ OPS. Sistema de Información Técnica: Base de Datos Regional de Mortalidad. AIS: Washington, DC: 2003.

² United National Population Division. World Population Prospects: The 2002 Revision. New York; 2003.

SOBREVIVIENTES A LA EDAD EXACTA $X(1_x)$. l_0 es el efectivo inicial o número de nacidos que componen la generación, los cuales están destinados a desaparecer por el efecto de la mortalidad. Se denomina raíz de la tabla y tiene usualmente un valor igual 100,000 (o 10^k).

DEFUNCIONES ENTRE LAS EDADES EXACTAS X Y $X+N$ (d_x). Para obtener ${}_n d_x$ se multiplica l_x por ${}_n q_x$.

NÚMERO DE AÑOS VIVIDOS POR EL TOTAL DE LA COHORTE DE 10^k NACIMIENTOS EN EL INTERVALO $X, X+N$ (L_x). Cada miembro de la cohorte que sobrevive el intervalo $x, x+n$ aporta n años a L_x , mientras que cada miembro que fallece en el intervalo $x, x+n$ contribuye con el número medio de años vividos por los que mueren en dicho período, que representa el factor de separación de las muertes mencionado antes. Para el último grupo abierto, se usa L_w .

TOTAL DE AÑOS VIVIDOS A PARTIR DE LA EDAD EXACTA X (T_x). Es esencial para el cálculo de la esperanza de vida. Indica el número total de años vividos por los sobrevivientes l_x desde el aniversario x hasta la extinción de la generación. El valor T_0 es la cantidad total de años vividos por la cohorte hasta el fallecimiento del último componente.

ESPERANZA DE VIDA A LA EDAD X (e_x). De los indicadores que aporta la tabla de vida, el más usado es la esperanza de vida (e_x), que representa el número medio de años que les quedan por vivir a los sobrevivientes a la edad x . La esperanza de vida al nacer (e_0) es el número medio de años vividos por una generación de nacidos bajo condiciones de mortalidad dadas. Este indicador sintético es uno de los más utilizados para comparar el nivel general de la mortalidad entre países y a lo largo del tiempo.²

La esperanza de vida siempre decrece de una fila a otra de la tabla, con la excepción de la segunda fila (1-4), que puede ser mayor que la primera (0-1) en países con mortalidad infantil muy alta.⁴ Para una misma población, la esperanza de vida es mayor en las mujeres que en los hombres y la global debe situarse aproximadamente entre ambas. Las excepciones a esta regla podrían darse en países con alta fecundidad y alta mortalidad materna, o en poblaciones que por razones culturales la nutrición y las condiciones de vida de la mujer es marcadamente peor que la del hombre.

Aplicaciones

La tabla de vida es una tabla estadística utilizada ampliamente en estudios demográficos y sociosanitarios. El principal objetivo de la tabla de vida es calcular la esperanza de vida, tanto al nacimiento como para las distintas edades de los sujetos. No obstante la tabla de vida proporciona otros datos interesantes en demografía sanitaria. Como mide la probabilidad de muerte en cada intervalo de tiempo, permite calcular una curva de supervivencia para una cohorte de individuos. Esta curva se usa comúnmente para comparar el efecto de diferentes terapias en cohortes de ensayos clínicos. Permite también calcular la *razón de supervivencia* para cada edad o grupo edad. Esta razón, que se presenta habitualmen-

te para periodos de 5 años (${}_5 P_x = {}_5 L_{x+5} / {}_5 L_x$) representa la supervivencia entre 2 grupos de edad, es decir la probabilidad media que una persona en un grupo de edad sobreviva 5 años más hasta el siguiente grupo de edad. Se utiliza en particular en las proyecciones de población.

Ejemplo

En el cuadro 3 se presentan los datos de defunciones y población para ambos sexos en Brasil en 2000. Estos datos permiten calcular la tabla de vida. El cálculo se inicia con la columna ${}_n M_x$.

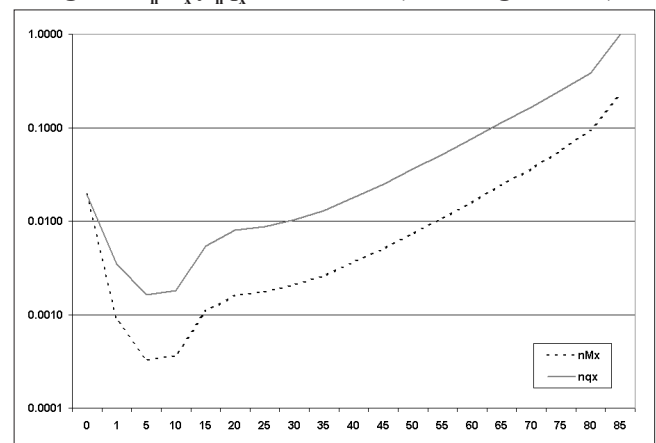
La figura 1 presenta ${}_n q_x$ y ${}_n M_x$ a partir de los datos calculados. Las curvas se presentan en una escala logarítmica porque la magnitud del rango de los dos indicadores es demasiado grande para visualizarlos en un gráfico único en una escala normal. Se puede notar que las dos curvas van en paralelo excepto en las edades extremas donde coinciden o empiezan a juntarse. En efecto, la probabilidad de morir sobrestima consistentemente la mortalidad, excepto en el grupo de menores de 1 año donde ${}_n M_x$ es mayor que ${}_n q_x$. Las curvas tienen la forma característica de «j», bajando hasta el intervalo de 5 a 9 años, donde empiezan a incrementar ligeramente hasta el grupo de 10 a 14 años, luego más rápidamente hasta el grupo de 15 a 20. Después aumentan de manera regular hasta empezar a juntarse a partir del grupo de 85 a 89 años.

Conclusión

La tabla de vida expresa la experiencia de mortalidad y supervivencia de toda la población en su conjunto y permite evaluar el efecto en grupos específicos o períodos de años. Es un instrumento sencillo que se construye fácilmente con datos recolectados rutinariamente.

No se debe olvidar que la tabla de vida se construye a partir de los datos de población provenientes de los censos y de los registros de mortalidad, y por tanto cualquier limitación en su calidad afectará, en mayor o menor medida, la validez de las estimaciones que se realicen a partir de la tabla de vida.

Figura 1: ${}_n M_x$ y ${}_n q_x$, Brasil, 2000 (escala logarítmica)



Referencias:

- (1) Organización Panamericana de la Salud. Area de Análisis de Salud y Sistemas de Información Sanitaria. Técnicas para la medición del impacto de la mortalidad: Años Potenciales de Vida Perdidos. *Boletín Epidemiológico*. 24(2):1-4; 2003
- (2) United States Bureau of the Census. Shryock H, Siegel JS et al. *The Methods and materials of Demography*, Second Printing (rev.). Washington, DC: United States Government Printing Office; 1973.
- (3) Livi-Bacci M. *Introducción a la demografía*. Barcelona: Ed Ariel; 1993.
- (4) Chiang CL. *Life Tables and Mortality Analysis*. Ginebra: World Health Organization; 1980.
- (5) Grundy EMD. Populations and population dynamics. In: Detels R, Holland WW, McEwen JMc and Omenn GS Eds. *Oxford textbook of Public Health, vol 1. The Scope of Public Health*. London: Oxford University Press; 1997.
- (6) United States Census Bureau. Population Analysis Spreadsheets (PAS) [Internet page]. Available at: <http://www.census.gov/ipc/www/pas.html>. Accessed on 5 December 2003.
- (7) Xunta de Galicia, Consellería de Sanidade e Servicos Sociais. Organización Panamericana de la Salud, Area de Análisis de Situación de Salud y Sistemas de Información. Análisis Epidemiológico de Datos Tabulados (Epidat), versión 3.0 [programa informático para Windows]; [A ser publicado]
- (8) Coale, Ansley J, Demeny P. *Regional Model Life Tables and Stable Populations*, Princeton University Press, 1966.

Fuente: Preparado por el Dr. Enrique Vázquez del Area de Análisis de Situación de Salud y Sistemas de Información Sanitaria (AIS) de la OPS en Argentina, el Dr. Francisco Camaño (Universidad de Santiago de Compostela, España), Sr. John Silvi y Sra. Anne Roca (AIS - Washington, D.C.).

Glosario de análisis multinivel

Ana V. Diez Roux

Divisiones de Medicina y de Epidemiología de la Universidad Columbia
Nueva York, Nueva York, Estados Unidos

PARTE II

ESTIMACIÓN BAYESIANA EMPÍRICA

Término utilizado para referirse a la estimación de un parámetro correspondiente a un grupo dado o a una unidad de nivel superior (por ejemplo, de la intersección o la pendiente de un grupo dado, como b_{0j} y b_{1j} en la ecuación (1) de la entrada MODELOS MULTINIVEL) que se obtiene combinando la información del propio grupo con la de otros grupos similares^{10, 19, 20}. Esto es especialmente útil para estimar los parámetros de un grupo en el que hay pocas observaciones. Estas estimaciones son promedios ponderados “óptimamente”, que combinan la información procedente del propio grupo con la media de todos los grupos similares. El promedio ponderado hace que la estimación específica del grupo (derivada de datos exclusivamente de ese grupo) se desplace hacia la media de grupos similares. Cuanto menos precisa sea la estimación específica del grupo y menor sea la variabilidad intergrupual, mayor será el desplazamiento hacia la media general grupal. Esto significa que, para un grupo dado, la estimación no sólo se basa en los datos de dicho grupo, sino que también tiene en cuenta las estimaciones de otros grupos y sus características comunes²⁰. Las estimaciones bayesianas empíricas de parámetros de un grupo dado pueden derivarse de modelos multinivel mediante estimaciones del error a nivel grupal (por ejemplo, U_{0j} y U_{1j} , véase MODELOS MULTINIVEL) para ese grupo concreto. Las estimaciones bayesianas empíricas se denominan también, a veces, “estimaciones reductoras”, pues “reducen” la estimación específica del grupo hacia la media general (aunque, de hecho, cuando la media general es mayor que la estimación específica del grupo, la estimación bayesiana empírica o estimación “reducida” puede ser realmente mayor que la estimación específica del grupo). En salud pública, la estimación bayesiana empírica puede servir, por ejemplo, para obtener mejores estimaciones de las tasas de mortalidad o morbilidad para zonas pequeñas en las que hay pocas observaciones²¹, o para estimar las tasas de resultados de diversos proveedores de atención (hospitales,

médicos, etc.)²². En otras aplicaciones (que no corresponden a individuos dentro de grupos, aunque son análogas), la estimación bayesiana empírica de los coeficientes de regresión se ha empleado para mejorar la estimación de asociaciones, en investigaciones sobre el efecto de exposiciones múltiples²³.

VARIABLE AMBIENTALES

En los estudios ecológicos y en el análisis multinivel se emplea a veces el término “variables ambientales” para referirse a mediciones grupales de exposiciones físicas o químicas. Las variables ambientales, así definidas, se han propuesto como “tipo” de VARIABLE GRUPAL, diferente de las VARIABLES DERIVADAS y de las VARIABLES INTEGRALES¹¹. Estas variables no se derivan agregando las características de los individuos, pero sí tienen análogos grupales e individuales (por ejemplo, horas de insolación en la comunidad e información sobre la exposición individual a la luz solar). Contrariamente a las variables derivadas e integrales, que pueden usarse como indicadores de constructos grupales, las variables ambientales grupales se usan exclusivamente como sustitutos de las exposiciones individuales (que pueden ser más difíciles de medir por razones logísticas o metodológicas) y no como indicadores de una propiedad grupal.

EFFECTOS FIJOS / COEFICIENTES FIJOS

Son coeficientes de regresión (intersecciones o efectos de las covariables) que no pueden variar aleatoriamente entre las distintas unidades de nivel superior (véase MODELOS MULTINIVEL). Por ejemplo, si se trata de personas consideradas en sus vecindarios, hay dos opciones para integrar en el modelo los efectos del vecindario. Se puede asignar una variable indicadora a cada vecindario y, en ese caso, los coeficientes de vecindario entran en el modelo como coeficientes fijos (llamados a veces “efectos fijos”). Otro procedimiento es suponer que los vecindarios considerados son una muestra aleatoria de un universo de vecindarios, y que los coeficientes del “efecto de vecindario” varían aleatoriamente en

torno a una media general (tal como refleja U_{0j} en la ecuación 2 de la entrada MODELOS MULTINIVEL). En este caso, el efecto correspondiente al vecindario entra en el modelo como aleatorio (y se habla a veces de “efectos aleatorios”; véase MODELOS DE EFECTOS ALEATORIOS). En el mismo ejemplo, los coeficientes de las covariables individuales también pueden incluirse en el modelo como fijos o como aleatorios. Por ejemplo, si no se permite que la relación entre ingreso individual y tensión arterial varíe aleatoriamente entre vecindarios, se modela el coeficiente de ingresos individuales como fijo (“coeficiente fijo”). En cambio, si se permite que el coeficiente de ingreso individual varíe aleatoriamente entre vecindarios en torno a una media general (como refleja U_{1j} en la ecuación 3 de la entrada MODELOS MULTINIVEL), el coeficiente correspondiente al ingreso se modela como aleatorio (y a veces se llama “coeficiente aleatorio”; véase MODELOS DE COEFICIENTE ALEATORIO). Aunque los términos “efectos fijos” y “coeficientes fijos” se distinguen a veces de esta manera, a menudo se usan indistintamente. Los modelos de efectos fijos o de coeficiente fijo son aquellos en que todos los efectos o coeficientes se modelan como fijos. Véase también EFECTOS ALEATORIOS / COEFICIENTES ALEATORIOS.

VARIABLES GRUPALES

Término utilizado para referirse a las variables que caracterizan a los grupos. A menudo se usan indistintamente los términos “variables grupales”, “macrovariables”, “variables macro” y “variables ecológicas”^{2, 6, 11, 14, 24}. Las variables grupales pueden usarse como sustitutos de datos individuales no disponibles o poco fiables (por ejemplo, los ingresos medios del vecindario como sustituto de los ingresos individuales de las personas del vecindario) o como indicadores de constructos grupales (por ejemplo, los ingresos medios del vecindario como indicador de características del vecindario que pueden estar relacionadas con resultados individuales, con independencia de los ingresos individuales). Este segundo uso (como indicadores de constructos grupales) es de especial interés en el análisis multinivel. Las variables grupales se han clasificado en dos tipos básicos^{11, 13, 24}, VARIABLES DERIVADAS y VARIABLES INTEGRALES. A veces se distinguen otros dos tipos de variables grupales, VARIABLES ESTRUCTURALES¹³ y VARIABLES AMBIENTALES¹¹. El término “variables contextuales” se ha empleado en general como sinónimo de variables grupales^{6, 13}, aunque a veces se reserva para las variables grupales derivadas^{11, 14}.

MODELOS JERÁRQUICOS (LINEALES)

Véase MODELOS MULTINIVEL

VARIABLES INDIVIDUALES

Término empleado para referirse a variables que caracterizan a los individuos y se refieren a constructos individuales (por ejemplo, la edad o los ingresos personales).

FALACIA INDIVIDUALISTA

Término empleado como sinónimo de la FALACIA ATOMISTA. Ocasionalmente también se usa como sinónimo de FALACIA PSICOLOGISTA.

VARIABLES INTEGRALES

Son un tipo de VARIABLES GRUPALES. Como las variables integrales no son una función matemática de las características de los individuos del grupo, son diferentes de las VARIABLES DERIVADAS (otro tipo de variable grupal). Las variables integrales no tienen ningún análogo individual y se refieren necesariamente a constructos grupales. Son ejemplos de variables integrales la existencia de ciertos tipos de leyes, el sistema político o económico, la desorganización social o la densidad de población^{11, 13}. Las variables integrales también se han denominado variables primarias o globales.

CORRELACIÓN INTRACLASE

Es una medida del grado de semejanza entre unidades de nivel inferior pertenecientes a la misma unidad o agrupación de nivel superior²⁵. En el caso de individuos que forman parte de un grupo o clase (por ejemplo, vecindarios), la correlación intraclase mide el grado en que la variable dependiente tiene valores similares en los individuos del mismo grupo. La correlación intragrupal o intraclase puede considerarse la correlación promedio entre los valores de dos unidades de nivel inferior (por ejemplo, individuos) tomadas al azar de una misma unidad de nivel superior (por ejemplo, vecindario) también tomada al azar. También puede definirse como la proporción de la varianza de la variable dependiente que corresponde a diferencias entre grupos o unidades de nivel superior. En el caso de un modelo simple de intersección aleatoria²⁵, el coeficiente de correlación intragrupal es la razón de la varianza poblacional intragrupal (τ_{00}) a la varianza total ($\tau_{00} + \sigma^2$) (véase MODELOS MULTINIVEL). Más difícil y a menudo más complejo es estimar el coeficiente de correlación intraclase en modelos con efectos aleatorios de las covariables o cuando la distribución de las variables dependientes no es gaussiana.

MODELOS MARGINALES

Véase MODELOS DE PROMEDIO POBLACIONAL

MODELOS MIXTOS

Término empleado para referirse a los modelos que contienen tanto EFECTOS FIJOS (o coeficientes fijos) como EFECTOS ALEATORIOS (o coeficientes aleatorios). En los modelos mixtos solo *algunos* de los coeficientes de regresión (intersecciones o efectos de los regresores) varían aleatoriamente de unas unidades de nivel superior a otras (véase MODELOS MULTINIVEL). Por ello, los modelos mixtos pueden considerarse un caso particular de los modelos multinivel (aunque el término también se usa alguna vez como sinónimo de modelos multinivel en general). A veces se usa el término “modelos mixtos” para referirse a modelos que tienen en cuenta la correlación entre unidades de nivel inferior de otras maneras (o sea, sin incluir efectos o coeficientes aleatorios como en los modelos

multinivel), como son los modelos de patrón de covarianza²⁶, modelos marginales o MODELOS DE PROMEDIO POBLACIONAL.

ANÁLISIS MULTINIVEL

El análisis de niveles múltiples o análisis multinivel es un enfoque analítico apropiado para datos con fuentes anidadas de variabilidad, es decir, unidades de un nivel inferior o microunidades (por ejemplo, individuos) integradas en unidades de un nivel superior o macrounidades (por ejemplo, grupos como escuelas o vecindarios)^{5, 10, 19, 24, 25, 27-30}. El análisis multinivel permite estudiar simultáneamente los efectos de variables grupales y variables individuales en los resultados individuales, y a la vez da cuenta de la FALTA DE INDEPENDENCIA DE LAS OBSERVACIONES dentro de cada grupo. El análisis multinivel también permite estudiar la variabilidad intergrupala (entre grupos) e intragrupal (dentro de cada grupo), y la manera en que las VARIABLES GRUPALES y las individuales están relacionadas con la variabilidad a ambos niveles. Esto quiere decir que los MODELOS MULTINIVEL pueden servir para hacer inferencias respecto de las causas de variación interindividual (o de la relación entre las variables a nivel grupal y a nivel individual con los resultados individuales), pero también pueden hacerse inferencias acerca de la variación entre grupos (si se halla en los datos y en qué medida se explica por las características grupales e individuales). En el análisis multinivel los grupos o los contextos no se consideran de modo inconexo, sino que se conciben como procedentes de un universo de grupos sobre el que se desea hacer inferencias. Por todo ello, el análisis multinivel permite a los investigadores abordar simultáneamente el micronivel de los individuos y el macronivel de los grupos o contextos⁵.

El análisis multinivel tiene una amplia gama de aplicaciones en muchas situaciones con fuentes anidadas de variabilidad aleatoria, como las personas en sus vecindarios^{5, 30}, los pacientes agrupados según el proveedor de atención sanitaria³¹, el metanálisis (observaciones anidadas en varias investigaciones)^{19, 32}, el análisis longitudinal de datos (mediciones en personas, repetidas en el tiempo)^{28, 33, 34}, las respuestas multifactoriales (resultados múltiples para la misma persona)⁵, el análisis de encuestas transversales repetidas (observaciones múltiples anidadas en periodos temporales)³⁵, el estudio de variaciones geográficas de tasas (tasas en áreas pequeñas que forman parte de regiones o áreas mayores)³⁶ y la investigación de efectos debidos al entrevistador (entrevistados agrupados según la persona que los entrevistó)³⁷. Puede asimismo recurrirse al análisis multinivel en situaciones de contextos anidados múltiples^{19, 28} (por ejemplo, varias mediciones sucesivas en individuos considerados en sus vecindarios) y en contextos superpuestos o con clasificaciones cruzadas (por ejemplo, niños que pertenecen a distintos vecindarios y asisten a distintas escuelas sin que haya necesariamente una relación entre el vecindario de residencia y la escuela)³⁸. Los modelos estadísticos empleados en el análisis multinivel se denominan MODELOS MULTINIVEL^{25, 28, 29} o modelos jerárquicos lineales^{19, 39}.

MODELOS MULTINIVEL

Son los modelos estadísticos empleados en el ANÁLISIS MULTINIVEL^{19, 25, 28, 29}. A menudo “modelos jerárquicos” y “modelos multinivel” se consideran sinónimos. Estos modelos (o sus variantes) han aparecido en publicaciones de distintos campos científicos con nombres diversos, tales como MODELOS DE EFECTOS ALEATORIOS o MODELOS DE COEFICIENTES ALEATORIOS⁴⁰⁻⁴², “modelos de componentes de la varianza” o “modelos de componentes de la covarianza”^{43, 44} y MODELOS MIXTOS²⁶. Presentamos a continuación un ejemplo simplificado para el caso de una variable dependiente normalmente distribuida, una única variable predictiva a nivel individual (unidad de nivel inferior) y una única variable predictiva a nivel de grupo (unidad de nivel superior). Pueden formularse modelos análogos para variables dependientes no distribuidas normalmente^{10, 28, 39, 45}.

En el caso del análisis multinivel con dos niveles (por ejemplo, individuos integrados en grupos), el modelo multinivel puede considerarse como un sistema de ecuaciones en dos fases.

En la primera fase (nivel 1), se define una regresión a nivel individual para cada grupo o unidad de nivel superior:

$$(1) \quad Y_{ij} = b_{0j} + b_{1j} I_{ij} + \varepsilon_{ij} \quad \varepsilon_{ij} \sim N(0, \sigma^2) \text{ donde}$$

Y_{ij} es la variable dependiente para el individuo i -ésimo en el grupo j -ésimo;

I_{ij} es la variable de nivel individual para el individuo i -ésimo en el grupo j -ésimo;

b_{0j} es la intersección específica de grupo;

b_{1j} es el efecto específico en el grupo j de la variable individual.

Se supone que los errores individuales (ε_{ij}) son independientes y se distribuyen idénticamente con media 0 y varianza σ^2 . Generalmente se usan los mismos regresores en todos los grupos, pero los coeficientes de regresión (b_{0j} y b_{1j}) pueden variar de un grupo a otro.

En la segunda fase (nivel 2), cada uno de los coeficientes de regresión específicos del grupo o del contexto definidos en la ecuación (1) (b_{0j} y b_{1j} en este ejemplo) se estiman en función de las variables grupales (de nivel superior).

$$(2) \quad b_{0j} = \gamma_{00} + \gamma_{01} G_j + U_{0j} \quad U_{0j} \sim N(0, \tau_{00})$$

$$(3) \quad b_{1j} = \gamma_{10} + \gamma_{11} G_j + U_{1j} \quad U_{1j} \sim N(0, \tau_{11})$$

$$\text{cov}(U_{0j}, U_{1j}) = \tau_{10}$$

donde

G_j es la variable grupal;

γ_{00} es la intersección común para todos los grupos;

γ_{01} es el efecto de la variable predictiva grupal en las intersecciones específicas de grupo;

γ_{10} es la pendiente común a todos los grupos asociada con la variable individual;

γ_{11} es el efecto de la variable predictiva grupal en las pendientes específicas de grupo.

Los errores en las ecuaciones de nivel 2 (U_{0j} y U_{1j}) —a veces llamados “macroerrores” o “errores macro” se suponen distribuidos normalmente, con media 0 y varianzas respectivas τ_{00} y τ_{11} , siendo τ_{01} la covarianza entre la intersección y la pendiente. Por lo tanto, el análisis multinivel resume la distribución de los coeficientes específicos de grupo en dos partes: una parte “fija”, común para los diversos grupos (γ_{00} y γ_{01} para la intersección y γ_{10} y γ_{11} para la pendiente) y una parte “aleatoria” (U_{0j} para la intersección y U_{1j} para la pendiente) que puede variar entre grupos (véanse también las entradas COEFICIENTES FIJOS y COEFICIENTES ALEATORIOS).

Al incluir un término correspondiente al error aleatorio en las ecuaciones grupales (2) y (3), los modelos dan cabida a la variabilidad muestral en los coeficientes específicos de grupo (b_{0j} y b_{1j}). La presencia de errores en el nivel superior también permite que las ecuaciones grupales no sean deterministas (es decir, admiten la posibilidad de que en el modelo no se hayan incluido todas las variables pertinentes del nivel macro). El supuesto subyacente es que las intersecciones y pendientes específicas de grupo son muestras aleatorias de una población normalmente distribuida de intersecciones y pendientes específicas de grupo, o alternativamente, que los macroerrores son intercambiables, es decir, que la variabilidad residual en coeficientes específicos de grupo no es sistemática¹⁰.

Otra manera de presentar el modelo que en el análisis multinivel se ajusta a los datos es sustituir en (1) las ecuaciones (2) y (3) para obtener:

$$(4) \quad Y_{ij} = \gamma_{00} + \gamma_{01}C_j + \gamma_{10}I_{ij} + \gamma_{11}C_jI_{ij} + U_{0j} + U_{1j}I_{ij} + \varepsilon_{ij}$$

El modelo representado en la ecuación (4) incluye los efectos de las variables grupales (γ_{01}), las variables individuales (γ_{10}) y su interacción (γ_{11}) en el resultado individual γ_{ij} . Estos coeficientes (γ_{00} , γ_{10} y γ_{11}), comunes a todos los individuos independientemente del grupo al que pertenecen, suelen llamarse EFECTOS O COEFICIENTES FIJOS. El modelo también tiene un componente de intersección aleatoria (U_{0j}) y un componente de pendiente aleatoria (U_{1j}). Los valores de estos componentes varían aleatoriamente entre grupos, por lo que U_{0j} y U_{1j} se denominan EFECTOS O COEFICIENTES ALEATORIOS. Los parámetros de las ecuaciones anteriores (coeficientes fijos, coeficientes aleatorios, varianza de los efectos aleatorios y varianza residual) se estiman simultáneamente mediante métodos iterativos. Las varianzas de nivel 1 y de nivel 2 (σ^2 , τ_{00} , τ_{11} y τ_{01}) se llaman COMPONENTES DE LA (CO)VARIANZA.

Son posibles muchas variantes del modelo general comentado. Por ejemplo, se pueden incluir como aleatorias únicamente las intersecciones específicas de grupo (b_{0j}) (estos modelos también se han llamado MODELOS DE EFECTOS ALEATORIOS). Los modelos que incorporan como aleatorios los efectos de las covariables (b_{1j} en el ejemplo anterior) se denominan a veces MODELOS DE COEFICIENTES ALEATORIOS. Cuando

algunos de los coeficientes son fijos y otros son aleatorios, se habla de “modelos de efectos mixtos” o, simplemente, MODELOS MIXTOS. Cuando todos los coeficientes se incluyen en el modelo como fijos (sin ningún error aleatorio en las ecuaciones de nivel 2), el modelo se reduce a un MODELO DE EFECTOS CONTEXTUALES tradicional. Los modelos multinivel también pueden ampliarse para permitir más de dos niveles^{19,28}. Los modelos multinivel también pueden modificarse para permitir contextos no jerárquicos, superpuestos o de clasificación cruzada (por ejemplo, niños considerados simultáneamente en el vecindario donde residen y en la escuela a la que asisten, sin que haya necesariamente una correspondencia directa entre vecindario y escuela)³⁸.

Referencias:

- NOTA: Las referencias 1-18 se incluyeron en la parte I del Glosario en Vol. 24, No. 3 (2003) del *Boletín Epidemiológico*.
- (19) Bryk AS, Raudenbush SW. *Hierarchical linear models: applications and data analysis methods*. Newbury Park: Sage, 1992.
 - (20) Rice N, Jones A. *Multilevel models and health economics*. *Health Econ* 1997;6:561-75.
 - (21) Clayton D, Kaldor J. Empirical Bayes estimates of age-standardized relative risks for use in disease mapping. *Biometrics* 1987;43:671-81.
 - (22) Thomas N, Lonford N, Rolph J. Empirical Bayes methods for estimating hospital-specific mortality rates. *Stat Med* 1994;13:889-903.
 - (23) Witte JS, Greenland S, Haile RW, et al. Hierarchical regression analysis applied to a study of multiple dietary exposures and breast cancer. *Epidemiology* 1994;5:612-21.
 - (24) Von Korff M, Koepsell T, Curry S, et al. Multi-level research in epidemiologic research on health behaviors and outcomes. *Am J Epidemiol* 1992;135:1077-82.
 - (25) Snijders TAB, Bosker RJ. *Multilevel analysis: an introduction to basic and advanced multilevel modeling*. London: Sage, 1999.
 - (26) Brown H, Prescott R. *Applied mixed models in medicine*. New York: Wiley, 2000.
 - (27) Mason W, Wong G, Entwisle B. Contextual analysis through the multilevel linear model. In: Leinhardt S, ed. *Sociological methodology*. San Francisco: Josey Bass, 1983-1984: 72-103.
 - (28) Goldstein H. *Multilevel statistical models*. New York: Halsted Press, 1995.
 - (29) Kreft I, deLeeuw J. *Introducing multilevel modeling*. London: Sage, 1998.
 - (30) Diez-Roux AV. Multilevel analysis in public health research. *Annu Rev Public Health* 2000;21:171-92.
 - (31) Sixma HJ, Spreeuwenberg PM, Pasch MAVd. Patient satisfaction with the general practitioner: a two-level analysis. *Med Care* 1998;36:212-29.
 - (32) Hedeker D, Gibbons R, Davis J. Random regression models for multicenter clinical trials data. *Psychopharmacol Bull* 1991;27:73-7.
 - (33) Rutter C, Elashoff R. Analysis of longitudinal data: random coefficient regression modelling. *Stat Med* 1994;13:1211-31.
 - (34) Cnaan A, Laird NM, Slator P. Using the general linear mixed model to analyse unbalanced repeated measures and longitudinal data. *Stat Med* 1997;16:2349-80.
 - (35) DiPrete T, Grusky D. The multi-level analysis of trends with repeated cross-sectional data. *Sociol Methodol* 1990;20:337-68.
 - (36) Langford I, Bentham G, McDonald A. Multi-level modelling of geographically aggregated health data: a case study of malignant melanoma mortality and uv exposure in the European community. *Stat Med* 1998;17:41-57.
 - (37) Hox JP, de Leeuw ED, Kreft IGG. The effect of interviewer and respondent characteristics on the quality of survey data: a multilevel model. In: Biemer PP, Lyberg LE, Mathiowetz NA, et al, eds. *Measurement errors in surveys*. New York: Wiley, 1991.
 - (38) Goldstein H. Multilevel cross-classified models. *Sociol Methods Res* 1994;22:364-75.

Fuente: Publicado originalmente con el título “A glossary for multi-level analysis” en *Journal of Epidemiology and Community Health*, 56:588-594, 2002.

Revisión del Reglamento Sanitario Internacional

Antecedentes

El Reglamento Sanitario Internacional (RSI) representa la primera iniciativa multilateral para desarrollar un marco de referencia efectivo para la prevención de la transmisión transfronteriza de enfermedades. El objetivo del RSI es armonizar la salud pública, el comercio y el tráfico, y hoy sigue siendo el único conjunto de reglamentos de carácter obligatorio para la vigilancia mundial de enfermedades infecciosas por los Estados Miembros de la Organización Mundial de la Salud (OMS).

El RSI actual fue adoptado en 1969, enmendado en 1973 con disposiciones adicionales para el cólera y, posteriormente revisado en 1981 para excluir la viruela. Hoy, las únicas enfermedades que se requiere notificar bajo el RSI son el cólera, la peste y la fiebre amarilla. Su propósito fundamental es garantizar una *máxima seguridad contra la diseminación internacional de las enfermedades con una interferencia mínima en el tráfico mundial*.

Debido a la extensa globalización de los viajes y el comercio, existe la posibilidad que enfermedades existentes en partes aún remotas del mundo se propaguen a otras áreas. En consecuencia, podrían imponerse embargos potencialmente oerjudicales al tráfico y comercio, a veces basados sólo en la percepción del riesgo de importación de enfermedades, que pueden alcanzar proporciones a nivel mundial, como sucedió durante la epidemia de cólera en las Américas a principios de los años noventa.

Para abordar la amenaza que representan el incremento sustancial de los viajes internacionales y el potencial de difusión rápida de las enfermedades infecciosas, especialmente por el transporte aéreo, la Asamblea Mundial de la Salud (AMS) solicitó la revisión del RSI en la resolución WHA 48.7 en 1995.

Avances

La revisión actual es un proceso colaborativo que se inició en 1995. Su objetivo fundamental es examinar las carencias del presente RSI y transformarlo en una herramienta reglamentaria efectiva de los Estados Miembros de la OMS para fortalecer la vigilancia mundial de enfermedades y actuar de manera proactiva en el manejo de los brotes internacionales. Los cambios propuestos para adaptar el RSI a las exigencias de la vigilancia mundial actual y del control de brotes internacionales se están desarrollando y perfeccionando. Todos los temas presentados son propuestas y como tal requieren una consulta extensa antes de presentarse a la AMS y ser aceptados por los Estados Miembros.

El enfoque de la revisión actual está basado en tres principios específicos:¹

- Asegurar que todos los riesgos para la salud pública (principalmente los de origen infeccioso) que son de importancia internacional urgente son reportados de acuerdo al Reglamento

- Evitar la estigmatización y el impacto negativo innecesario sobre los viajes y el comercio y los reportes inválidos de fuentes que no sean la oficial de los Estados Miembros, lo que puede traer graves consecuencias económicas para los países
- Asegurar que el sistema sea suficientemente sensible para detectar eventos de salud pública nuevos o reemergentes.

Para este fin, se están proponiendo tres cambios clave. Primero, se ampliará el alcance de los eventos a ser reportados para incluir *todas las emergencias de salud pública de importancia internacional*. Se creará un enlace bien definido entre lo reportado y los mecanismos de acción establecidos.

Para que un evento sea definido como una emergencia de salud pública de importancia internacional, se están proponiendo un conjunto de criterios específicos:

1. *Severidad*: El evento de salud produce un aumento anormal de la letalidad y/o las tasas de incidencia
2. *Raro o inesperado*: Un evento de salud visto por primera vez (emergente) o un evento conocido mostrando un comportamiento anormal
3. *Riesgo de propagación internacional*
4. El evento conducirá, eventualmente, a *restricciones internacionales de viajes y comercio*

Segundo, se designará un *Punto Focal Nacional* para facilitar el mayor flujo de información entre la OMS y los diferentes niveles nacionales en ambas direcciones. Específicamente, este punto focal debe ser capaz de: manejar la vigilancia internacional y las demandas de respuesta; asesorar a los funcionarios de salud de alto nivel con respecto a la notificación a la OMS y la ejecución de las medidas recomendadas por la OMS, la distribución de información y la coordinación de la recolección de información de varias áreas clave a nivel nacional, como vigilancia de enfermedades, los servicios de salud pública de puertos, aeropuertos y en cruces terrestres, así como otros departamentos del gobierno como agricultura y aduanas; y finalmente, actuar como el recurso técnico de coordinación durante los procesos de revisión e implementación del RSI.

Tercero, se definirán e incluirán en el RSI *las capacidades básicas para la vigilancia y respuesta requeridas en los países, incluyendo en los puntos de entrada*. Para que los eventos nacionales urgentes se detecten tempranamente, cada país requerirá un sistema de vigilancia que pueda informar sobre eventos raros e inesperados desde la periferia al centro en un tiempo muy corto, incluida la capacidad para analizar rápidamente esos datos. En muchos países ya existe esta capacidad de vigilancia/análisis. Otros pueden necesitar un período de gracia para satisfacer este futuro requerimiento del RSI y podrían necesitarse asistencia y financiamiento externos.

La 43ª reunión del Consejo Directivo de la Organización Panamericana de la Salud (OPS) adoptó la Resolución CD43.R13 en apoyo a la revisión del RSI, instando a los Estados Miembros a participar activamente en el proceso de revisión tanto al nivel nacional como a través de los sistemas de integración regionales.

Ante el riesgo planteado por la emergencia y reemergencia de las enfermedades infecciosas, la OPS ha dirigido sus esfuerzos de cooperación técnica hacia la formación de una capacidad nacional y subregional para detectar, investigar y controlar los eventos relacionados con las enfermedades potencialmente epidémicas a través de las redes de vigilancia de enfermedades emergentes.

La OPS también ha estado trabajando con los Estados Miembros para obtener sus observaciones sobre las revisiones propuestas y para mantenerlos informados sobre el progreso dado. También se han aprovechado los grupos de trabajo en salud, creados dentro de la integración subregional para discutir la revisión del RSI.

Unos de estos grupos ha sido el Mercado Común del Sur (MERCOSUR), que incluye los países del Cono Sur (Argentina, Brasil, Paraguay y Uruguay, con Bolivia y Chile como observadores). Este grupo ha aportado ideas dentro de los cambios propuestos y ha adoptado medidas concretas con respecto al RSI, como: la inclusión de las regulaciones como un tema prioritario de su Grupo de Trabajo de Vigilancia; el apoyo unánime al proceso de revisión, especialmente en lo que se refiere a la salud en las fronteras y sus componentes de comercio; la realización de cuatro talleres que resultaron en resoluciones y convenios firmados por los Ministerios de Salud; la realización de actividades de país, incluyendo la revisión de normas nacionales para el saneamiento de los puntos de entrada y los certificados de salud de los viajeros;

prueba de la vigilancia sindrómica a nivel nacional; y la prueba del algoritmo diseñado para informar sobre los eventos de salud pública de importancia internacional.

Otro grupo es el de la subregión andina que comprende Bolivia, Chile, Colombia, Ecuador, Perú y Venezuela; su *Organismo Andino de Salud* ha incluido en su agenda de salud la revisión del RSI. Mediante un convenio cooperativo con la OPS, se han organizado dos talleres sobre el tema, a fin de informar los países sobre la revisión del RSI, para iniciar un proceso nacional que reúna a las partes interesadas y obtener perspectivas nacionales con respecto a los cambios propuestos. Dos resoluciones ministeriales surgieron de esta iniciativa. La primera estableció grupos técnicos nacionales y la segunda instó a los países a revisar y fortalecer la vigilancia epidemiológica, especialmente en las zonas fronterizas.

Próximos pasos

Según el presente calendario, los próximos hitos en el proceso de revisión incluyen:

- Distribuir el primer borrador del RSI revisado en todos los idiomas oficiales de la OMS para diciembre 2003
- Organizar reuniones de consulta regionales y subregionales con respecto a los cambios propuestos para junio de 2004
- Entregar el borrador final del RSI a cada país para noviembre de 2004
- Discutir la propuesta del proyecto del nuevo RSI en la Asamblea Mundial de la Salud en mayo de 2005

Referencias:

- (1) World Health Organization. Resolution of the Executive Board of the WHO. Revision of the International Health Regulations. Geneva: WHO; Enero de 2003. (EB111.R13)

Fuente: Preparado por el Área de Prevención y Control de Enfermedades, Unidad de Enfermedades Transmisibles (DPC/CD) de la OPS.

Cursos de verano en epidemiología, 2004

DEPARTAMENTO DE EPIDEMIOLOGÍA, BIOESTADÍSTICA Y SALUD OCUPACIONAL DE LA UNIVERSIDAD DE MCGILL – XIX PROGRAMA ANUAL DE VERANO EN EPIDEMIOLOGÍA Y BIOESTADÍSTICA

Lugar: Montreal, Quebec, Canadá

Fechas: 31 de mayo - 20 de junio de 2004.

La información sobre los cursos estará disponible pronto en la página web: <http://www.mcgill.ca/epi-biostat/summer/>

Para información, contactar al Coordinador, Summer Programme Coordinator, Department of Epidemiology, Biostatistics and Occupational Health, McGill University, Purvis may, 1020 Pine Avenue West, Room 38-B, Montreal, Québec, Canada, H3A 1A2, Tel: (514) 398-3973, Fax: (514) 398-4503, Email: summer.epid@mcgill.ca, website: <http://www.mcgill.ca/epi-biostat/summer/>

ESCUELA DE SALUD PÚBLICA DE LA UNIVERSIDAD DE HARVARD – XI SESIÓN ANUAL DE VERANO PARA ESTUDIOS DE SALUD PÚBLICA

Lugar: Boston, Massachusetts, E.U.A.

Fechas: 1 de julio - 13 de agosto de 2004.

Se ofrecerán cursos en bioestadística, salud ambiental, epidemiología, políticas y gestión de la salud y salud y comportamiento social.

Se requiere el dominio del idioma inglés. Se recibirán las candidaturas hasta el 1 de marzo de 2004.

Para información, contactar a: Hildi Keary, Administrative Assistant for Summer Programs, Summer Session for Public Health Studies, Harvard School of Public Health, 677 Huntington Avenue, Boston, MA 02115-6023, Tel: (617) 432-1052, Fax: (617) 432-2009, Email: hkeary@hsph.harvard.edu, website: <http://www.hsph.harvard.edu/summer/brochure/>

**ESCUELA DE SALUD PÚBLICA “BLOOMBERG” DE LA
UNIVERSIDAD DE JOHNS HOPKINS – XXII INSTITUTO DE
VERANO EN EPIDEMIOLOGÍA Y BIOESTADÍSTICA**

Lugar: Baltimore, Maryland, E.U.A.

Fechas: 21 de junio - 9 de julio de 2004.

Se ofrecerán los siguientes cursos:

Cursos de tres semanas:

Principios de epidemiología
Epidemiología intermedia
Epidemiología de las enfermedades infecciosas
Bases epidemiológicas para el control de la tuberculosis
Razonamiento estadístico en salud pública I y II

Cursos de dos semanas:

Análisis de regresión en la investigación de salud pública
Laboratorio de análisis de regresión

Cursos de una semana:

Aplicaciones del método de casos y controles
Métodos y aplicaciones de los estudios de cohorte
Conducir investigación epidemiológica
Ensayos clínicos: asuntos y controversias
Nuevas perspectivas sobre el manejo de estudios epidemiológicos
Taller sobre análisis de datos I y II
Análisis de sobrevivencia
Modelos multinivel
Introducción al programa estadístico SAS
Aplicaciones epidemiológicas de los SIG
Epidemiología genética basada en la familia
Biología molecular para la epidemiología genética
Epidemiología genética en poblaciones
Análisis de datos de expresión de genes
Epidemiología en las decisiones basadas en evidencia
Investigación de resultados y de efectividad
Farmacoepidemiología
Métodos epidemiológicos para planificar y evaluar servicios de salud
Epidemiología del VIH/SIDA
Epidemiología nutricional
Control del Tabaco: Enfoques nacionales e internacionales
Asuntos éticos de la investigación sobre sujetos humanos en los países en desarrollo

Cursos de fin de semana:

Investigación clínica: una introducción al diseño y al análisis

Se requiere dominio del idioma inglés. Para información, contactar a: Ayesha Khan, Program Coordinator, Graduate Summer Institute of Epidemiology and Biostatistics, Johns Hopkins Bloomberg School of Public Health, 615 N. Wolfe Street, Baltimore, MD, 21205, USA. Tel: (410) 955-7158; fax: (410) 955-0898. Email: akhan@jhsph.edu, website: www.jhsph.edu/summerepi

**ESCUELA DE SALUD PÚBLICA DE LA UNIVERSIDAD DE
MICHIGAN - XXXIX SESIÓN DE VERANO SOBRE
EPIDEMIOLOGÍA DE POSTGRADO**

Lugar: Ann Arbor, Michigan, EUA

Fechas: 11 - 30 de julio de 2004.

Se ofrecerán cursos sobre los siguientes temas:

Cursos de una y tres semanas: Fundamentos de bioestadística y epidemiología, enfermedades infecciosas, epidemiología en la práctica de la salud pública, cáncer, lesiones traumáticas, ensayos clínicos, aplicaciones de microcomputadoras, medidas epidemiológicas, modelo logístico, epidemiología ambiental y ocupacional, modificación del comportamiento, violencia, economía de la salud, epidemiología social, estudios longitudinales, PC-SUDAAN, salud mundial, genética, epidemiología del bioterrorismo, farmacoepidemiología y sistemas de información geográfica.

Cursos especiales de fin de semana: introducción a la genética en epidemiología, riesgos ocupacionales para trabajadores de salud, avances en la epidemiología de la diabetes, integración de los biomarcadores en los servicios de epidemiología.

Es necesario el dominio del idioma inglés. Para información, contactar a: Jody Gray, Graduate Summer Session in Epidemiology, The University of Michigan School of Public Health, 109 Observatory St., Ann Arbor, MI 48109-2029, Tel: (734) 764-5454, Fax: (734) 764-3192, Email: umichgss@umich.edu

El *Boletín Epidemiológico* agradece a las siguientes personas por sus revisiones y comentarios sobre artículos publicados en 2003: Jaume Canela (OPS), Vance Dietz (OPS), Ana Diez-Roux (Universidad de Columbia, New York, E.U.A.), John Ehrenberg (OPS), Charles Eisner (OPS), José Antonio Escamilla (OPS/Brasil), Gabriela Fernández (OPS), Margaret Hazlewood (OPS), Patricia Ruiz (OPS), Roberto Salvatella (OPS/Panaftosa), Gabriel Schmunis (OPS), Juan Sentís (Universidad de Barcelona, Spain), Clovis H. Tigre (OPS), Enrique Vázquez (OPS/Argentina), Helen Walters (Universidad de Johns Hopkins, Baltimore, E.U.A.), Thomas Yerg (OPS).

Editor en Jefe: Dr. Carlos Castillo-Salgado

Editor Senior : Dr. Enrique Loyola

Editora: MSP Anne Roca

Comité Editorial:

Dra. Saskia Estupiñán	Dr. Hugo Prado
Dr. Luiz Galvão	Dr. Rodolfo Rodríguez
Dr. César Gattini	Dra. Mirta Roses
Dra. Elsa Gómez	Dra. Gina Tambini
Dr. Armando Peruga	

El *Boletín Epidemiológico* de la OPS se publica en forma trimestral en inglés y español. Forma parte de la colección de la Biblioteca Nacional de Medicina de los Estados Unidos. Impreso en papel sin ácido.

Internet: <http://www.paho.org/spanish/DD/AIS/bsindexs.htm>



ORGANIZACION PANAMERICANA DE LA SALUD
Oficina Sanitaria Panamericana, Oficina Regional de la
ORGANIZACION MUNDIAL DE LA SALUD

525 Twenty-Third Street, N.W.

Washington, DC 20037