

## Comentarios sobre algunos índices para medir el nivel y el cambio de la mortalidad\*

**Eduardo E. Arriaga\*\***

*El nivel y cambio de la mortalidad pueden medirse de diversas maneras, ya sea por el índice que se use para medir el nivel de mortalidad o por el procedimiento que se utilice para medir el cambio del índice seleccionado.*

*Este trabajo presenta los índices más frecuentemente utilizados para medir el nivel de mortalidad, incluyendo el índice de años de vida perdidos, recientemente desarrollado. Cada índice se analiza desde el punto de vista de su bondad para medir el nivel y cambio de la mortalidad, y se presentan las ventajas y desventajas de los mismos. El índice años de vida perdidos se presenta con mayor detalle, dado que ha sido desarrollado recientemente.*

### Introducción

El deseo de conocer el nivel de mortalidad en las sociedades, ha hecho que desde hace siglos se haya intentado medir este fenómeno. Todos los índices utilizados para medir la mortalidad han sido desarrollados con algún propósito y todos ellos han cumplido su objetivo (Kitagawa, 1966).

La existencia de varios índices se debe al hecho de que ninguno de orden general puede medir todos los aspectos que la mortalidad presenta; por lo mismo, tenemos varios índices utilizados regularmente en el análisis de la mortalidad. Los más comunes son: *a)* tasas brutas de mortalidad; *b)* tasas específicas de mortalidad por edad; *c)* tasas brutas de mortalidad estandarizadas; *d)* esperanzas de vida; *e)* años de vida potencialmente perdidos (y una modificación de los mismos), y últimamente, *f)* años de vida perdidos.

Este artículo tiene dos propósitos: *1)* presentar específicamente qué aspectos de la mortalidad mide cada uno de los índices mencionados; *2)* presentar las ventajas y desventajas que esos índices tienen cuando se usan para medir el nivel y el cambio de la mortalidad, ya sea la mortalidad general o por causas específicas. Consideramos que el concepto de nivel de la mortalidad no es único y depende del índi-

\* El autor agradece a la profesora Beatriz Figueroa Campos por los valiosos comentarios hechos al presente trabajo que permitieron mejorar notablemente la presentación de los temas que se discuten.

\*\* U.S. Bureau of the Census.

ce que se utilice para medirlo. Puede consistir en medir la frecuencia de muertes en la población, los años que una población vive bajo las condiciones de mortalidad, o los años de vida que una sociedad pierde por la mortalidad a la cual está expuesta. A su vez, el cambio de la mortalidad es el cambio experimentado por el "nivel" de mortalidad, cuando se observa que se han producido cambios en la mortalidad a una edad, varias edades o en todas ellas.

### **Tasas brutas de mortalidad**

La tasa bruta de mortalidad es un índice muy conocido que no necesita explicarse en este artículo. Sin embargo, es necesario indicar que si bien la tasa bruta de mortalidad de una población revela la cantidad de personas que mueren por cada mil habitantes, sólo proporciona una idea aproximada del *nivel de mortalidad*. La tasa bruta de mortalidad se calcula de la siguiente manera:

$$d_t = 1000 D_t / P_t$$

donde  $d_t$  es la tasa bruta de mortalidad del año  $t$ ,  $D_t$  es el número de defunciones durante el año  $t$ , y  $P_t$  es la población a mitad de años  $t$ .

Este índice está afectado por la estructura según edades de la población y no mide adecuadamente el nivel de mortalidad (Spiegelman, 1968; Shryock, 1973); por ello, los cambios en la estructura por edades de la población hacen cambiar el valor de la tasa bruta de mortalidad.

Si la tasa bruta de mortalidad no mide bien el nivel general de ella, tampoco puede medir adecuadamente sus cambios. El cambio de las tasas brutas de mortalidad expresado por cada mil habitantes, sólo mide el cambio en el número de muertes por cada mil habitantes de la población.

Para el caso de México, las tasas brutas de mortalidad en los años correspondientes a los últimos tres censos se presentan en el cuadro 1. Si juzgáramos el nivel y el cambio en la mortalidad por las tasas brutas de mortalidad, podríamos decir que durante la década de 1970 a 1980, las tasas brutas de mortalidad bajaron considerablemente, no así durante la siguiente. El número de muertes por cada mil habitantes se redujo entre 1970 y 1980 en casi tres muertes para los hombres, y 3.5 para las mujeres. Sin embargo, este descenso fue casi

nulo de 1980 a 1990. Así, el cambio anual porcentual de las tasas brutas de mortalidad estaría indicando lo mismo; esto es, que el ritmo del descenso fue más rápido para las mujeres que para los hombres durante la primera década, y que durante la segunda fue levemente más veloz para los hombres. Nótese que se habla de los cambios en el número de muertes por cada mil personas, mas no del cambio de la mortalidad.

CUADRO 1  
Tasas brutas de mortalidad, México 1970-1990

Año	Tasas		Diferencias por sexo	Cambio anual porcentual del periodo	
	Hombres	Mujeres		Hombres	Mujeres
1970	10.44	9.00	1.44	3.2	4.8
1980	7.52	5.53	1.99	0.4	0.3
1990	7.21	5.34	1.87		

Fuente: calculadas con la población censal y las tasas centrales de mortalidad de las tablas de mortalidad de los años correspondientes. Dichas tablas son: para población, INEGI (1972, 1983 y 1992); las tablas de mortalidad de 1970 a 1980 se encuentran en U.S. Bureau of the Census 1982 y 1993, respectivamente; y las de 1990 están en Conapo, 1994.

#### *Aplicaciones a causas de muerte*

Las tasas brutas de mortalidad pueden ser calculadas para cada causa de muerte que se desee. Por ejemplo:

$$d_{j,t} = 100.000 \times D_{j,t} / P_t$$

donde **j** es la causa de muerte bajo estudio. Nótese que la población **P** pertenece a la población total, y que se calcula con base en 100 000 personas. Por lo tanto, el resultado de la suma de las tasas brutas de mortalidad específicas por causa de muerte, es la tasa bruta de mortalidad de la población:

$$d_t = \sum_{j=1}^n d_{t,j}$$

donde **n** es el total de causas de muerte.

El problema principal de estas tasas brutas de mortalidad específicas por causas, es que el efecto de la composición de edades de la población se agudiza por el hecho de que la mortalidad para cada causa de muerte tiene su propia distribución por edades.

Por ejemplo, una tasa bruta de mortalidad por enfermedades originadas durante el periodo perinatal de 400 por cien mil y otra por enfermedades del sistema digestivo de 400 por cien mil, afectan a edades completamente distintas y su comparación debe hacerse con mucho cuidado; con ambas se obtienen los mismos resultados, y no se distingue que la mortalidad afecta a edades determinadas y diferentes para cada causa. Mientras la primera afecta a niños que han vivido muy pocos años, la segunda afecta principalmente a personas mayores de 45. Cabe mencionar que el importante aspecto de la edad no se considera en las tasas brutas de mortalidad.

### **Tasas específicas de mortalidad por edad**

Las tasas específicas de mortalidad por edades se calculan igual que la tasa bruta de mortalidad, pero en lugar de tomar la información para el total de la población, se considera sólo aquella relativa a edades específicas. Por lo tanto, estas tasas no están afectadas por la composición de edades de la población, siempre que el grupo de edad considerado no abarque muchas edades. La fórmula es la siguiente:

$${}_nM_{x,t} = 1000 \times {}_nD_{x,t} / {}_nP_{x,t}$$

donde M representa la tasa específica de mortalidad en el grupo de edad de  $x$  a  $x+n$ , para el año  $t$ . Y, D y P ya han sido definidas anteriormente.

La comparación de tasas específicas de mortalidad por edades permite inferir, en la mayoría de los casos, en qué población es más alto el nivel de mortalidad. Esto resulta sencillo cuando todas las tasas de mortalidad específicas por edades de una población son mayores (o menores) que en otra. En este caso, la población con tasas de mortalidad mayores tendría indiscutiblemente un nivel de mortalidad mayor.

Sin embargo, en casos donde las tasas de mortalidad de una población son muy cercanas a las de otra, determinar en cuál de ellas el nivel de mortalidad es mayor resulta difícil. Por ejemplo, mencionemos el caso de dos poblaciones, donde una de ellas cuenta con tasas

de mortalidad específicas por edad más bajas en ciertas edades y más altas en otras, que las mismas tasas que en la otra población. En estos casos es difícil determinar en dónde es mayor el nivel general de mortalidad, si solamente se analizan las tasas específicas.

Como ejemplo se presentan las tasas de mortalidad específicas por edad para México en los años 1970, 1980 y 1990 (cuadro 2). En este caso, las tasas específicas de mortalidad por edades descendieron continuamente de 1970 a 1990, salvo en las edades de 60 años y más durante la década 1980-1990. En este caso no hay dificultad para inferir que el nivel de la mortalidad descendió en el periodo 1970-1990.<sup>1</sup>

El cambio promedio anual de las tasas de mortalidad para cada edad, indica el cambio anual en las defunciones por cada mil personas para cada grupo de edad. De manera similar, el cambio porcentual anual promedio indica el porcentaje anual del cambio durante el periodo de estudio.

Estas dos dimensiones del cambio de las tasas muestran dos aspectos distintos. El cambio absoluto nos dice cuántas muertes por cada mil personas fueron postergadas a edades más avanzadas en el grupo de edad estudiado. A su vez, el cambio relativo (el cambio porcentual promedio) podría interpretarse como el esfuerzo que la sociedad ha hecho en cada grupo de edad para lograr cambiar la mortalidad. Los dos puntos de vista son útiles en el análisis de la mortalidad y ambos deben considerarse cuando se analizan los cambios.

### *Causas de muerte*

Las tasas de mortalidad específicas por edad y causa de muerte son calculadas frecuentemente para el análisis de la mortalidad por causas. Generalmente, estas tasas se calculan por 100 000 personas de la siguiente forma:

$${}_nM_{x,j,t} = 100\,000 \times {}_nD_{x,j,t} / {}_n^tP_{x,t}$$

<sup>1</sup> La mortalidad que fue más alta en 1990 que en 1980 en las edades de 60 años y más, no debe tomarse necesariamente como un hecho real. Posiblemente los métodos de construcción de las tablas de mortalidad no hayan sido los mismos en las tablas de 1980 y 1990. Si los métodos fueron distintos, el aumento en las edades avanzadas en las tablas de mortalidad podrían deberse simplemente a que se usaron procedimientos distintos. Otro factor que pudo haber influido en ese resultado inesperado podría ser que en 1980, más personas que en 1990 declararon una edad mayor a la que realmente tenían.

CUADRO 2  
Tasas de mortalidad específicas por edad y sexo, México 1970, 1980 y 1990

Edad	Tasas de mortalidad					
	Hombres			Mujeres		
	1970	1980	1990	1970	1980	1990
-1	.09109	.06071	.04231	.07615	.04876	.03400
1-4	.01000	.00345	.00289	.01038	.00323	.00263
5-9	.00204	.00091	.00066	.00190	.00071	.00051
10-14	.00126	.00092	.00062	.00101	.00057	.00036
15-19	.00204	.00188	.00115	.00139	.00084	.00053
20-24	.00321	.00314	.00191	.00209	.00118	.00079
25-29	.00403	.00412	.00271	.00275	.00154	.00108
30-34	.00496	.00485	.00351	.00352	.00198	.00143
35-39	.00630	.00574	.00438	.00441	.00260	.00190
40-44	.00786	.00723	.00551	.00536	.00352	.00263
45-49	.00990	.00908	.00723	.00673	.00481	.00382
50-54	.01317	.01197	.01004	.00908	.00685	.00583
55-59	.01791	.01580	.01471	.01315	.00988	.00924
60-64	.02498	.02215	.02251	.01982	.01481	.01503
65-69	.03542	.03065	.03543	.02991	.02207	.02479
70-74	.04990	.04461	.05654	.04438	.03411	.04108
75+	.11073	.10256	.13213	.10357	.09744	.11184

  

Edad	Cambios decenales							
	Aritmético (por mil) 1970-1980		Relativo (por ciento) 1970-1980		Aritmético (por mil) 1980-1990		Relativo (por ciento) 1980-1990	
	Hombre	Mujer	Hombre	Mujer	Hombre	Mujer	Hombre	Mujer
-1	30.4	27.4	33.4	36.0	18.4	14.8	30.3	30.3
1-4	6.5	7.2	65.5	68.9	0.6	0.6	16.4	18.5
5-9	1.1	1.2	55.2	62.5	0.3	0.2	28.0	28.2
10-14	0.3	0.4	27.3	43.1	0.3	0.2	32.7	36.8
15-19	0.2	0.5	8.0	39.4	0.7	0.3	38.8	37.1
20-24	0.1	0.9	2.3	43.6	1.2	0.4	39.1	33.1
25-29	-0.1	1.2	-2.1	44.0	1.4	0.5	34.1	29.5
30-34	0.1	1.5	2.2	43.8	1.3	0.5	27.7	27.7
35-39	0.6	1.8	8.8	41.1	1.4	0.7	23.8	26.8
40-44	0.6	1.8	8.0	34.4	1.7	0.9	23.8	25.4
45-49	0.8	1.9	8.3	28.5	1.8	1.0	20.3	20.7
50-54	1.2	2.2	9.1	24.5	1.9	1.0	16.1	15.0
55-59	2.1	3.3	11.8	24.9	1.1	0.6	6.9	6.4
60-64	2.8	5.0	11.3	25.3	-0.4	-0.2	-1.7	-1.5
65-69	4.8	7.8	13.5	26.2	-4.8	-2.7	-15.6	-12.3
70-74	5.3	10.3	10.6	21.1	-11.9	-7.0	-26.7	-20.4
75+	8.2	6.1	7.4	5.9	-29.6	-14.4	-28.8	-14.8

Fuente: mismas que cuadro 1.

donde el subíndice  $j$  indica la causa de muerte, y  $D$  y  $P$  las defunciones y población en las edades de  $x$  a  $x+n$ .

Las tasas de mortalidad específicas por edades permiten analizar la mortalidad y sus cambios en cada grupo de edad. Sin embargo, poco es lo que nos dicen sobre el nivel general de mortalidad de una población. Por ejemplo, en el caso de la población de México, no hay duda de que la mortalidad descendió entre 1980 y 1990, ya que la mayoría de las tasas de mortalidad específicas por edad descendieron. Sin embargo, esos índices no muestran el nivel general de mortalidad que tiene la población en cada año.

La situación se hace aún más difícil de comprender cuando se hace el análisis por causas de muerte. Utilizando estas tasas, es muy difícil determinar qué causa de muerte ha disminuido más y cuál ha sido su impacto en el nivel general de mortalidad, a menos que se realicen cálculos adicionales.

### **Tasas brutas de mortalidad estandarizadas**

Ni las tasas brutas de mortalidad, ni específicas por edad presentadas anteriormente, logran medir por sí mismas el nivel general de mortalidad de una población. Por ello, se desarrollaron procedimientos para estandarizar las tasas brutas de mortalidad con el propósito de que los resultados no estuvieran afectados por la composición por edades de la población (Spiegelman, 1968; Kitagawa, 1955 y 1966; Das Gupta, 1993).

De los dos procedimientos de estandarización –directo e indirecto–, sólo se hacen comentarios al procedimiento directo. Éstos sin embargo, sirven también para el procedimiento indirecto. Aún más, el procedimiento indirecto presenta mayores restricciones que el directo a propósito de la medición del nivel y el cambio de la mortalidad.

Las tasas estandarizadas solamente indican en cuál población es mayor o menor la mortalidad, pero no miden realmente el nivel de mortalidad. Además, tienen la desventaja de que si se cambia la población adoptada como estándar, se podrían producir cambios en el rango del nivel de mortalidad entre las poblaciones analizadas.

A los dos problemas anteriores, hay que agregar que la comparación histórica de tasas brutas estandarizadas es de difícil interpretación. Los cambios aritméticos o relativos que se obtienen, ya no se refieren al número de defunciones por mil habitantes en cada población en los años analizados.

En el caso tomado como ejemplo (México 1970, 1980 y 1990), las tasas brutas se estandarizaron con dos poblaciones diferentes: la población femenina de 1970 y la masculina de 1990. El propósito de las dos estandarizaciones fue ejemplificar el impacto del cambio de la población estándar. Las tasas estandarizadas se presentan en el cuadro 3. Nótese que las tasas estandarizadas no sólo cambian su valor; también varía la magnitud del cambio porcentual de aquéllas cuando se refieren a otra población estándar; este fenómeno representa una de las desventajas de las tasas brutas estandarizadas.

**CUADRO 3**  
**Tasas brutas de mortalidad estandarizadas, México 1970, 1980 y 1990**

Año	<i>Estándar: población censal femenina, México, 1970</i>				
	Tasas		Diferencias por sexo	Cambio anual porcentual del periodo	
	Hombres	Mujeres		Hombres	Mujeres
1970	10.70	9.00	1.70	2.7	4.3
1980	8.10	5.81	2.29	1.1	1.1
1990	7.28	5.20	2.08		
Año	<i>Estándar: población censal masculina, México, 1990</i>				
	Tasas		Diferencias por sexo	Cambio anual porcentual del periodo	
	Hombres	Mujeres		Hombres	Mujeres
1970	9.98	8.32	1.66	2.4	4.0
1980	7.84	5.53	2.31	0.8	0.8
1990	7.21	5.08	2.13		

Fuente: mismas que cuadro 1.

#### *Causas de muerte*

Las tasas brutas para cada causa de muerte también pueden ser estandarizadas con el fin de evitar el impacto del cambio de la estructura por edades. Pero si se hacen comparaciones históricas durante varias décadas, y la población real ha experimentado cambios significativos en la estructura por edades, se presenta el siguiente problema: cuanto más difiere la población estándar de la población real, más se alejan las tasas estandarizadas de la realidad. Es factible cambiar la po-

blación estándar y tomar otra, pero al hacerlo cambian también las tendencias de las tasas estandarizadas pertenecientes al pasado.

### Esperanzas de vida

La mayoría de los problemas mencionados hasta aquí, para medir el nivel de mortalidad, fueron solucionados cuando, con la ayuda de las matemáticas actuariales, se transformaron las tasas de mortalidad específicas por edades en *años de vida*. Esta transformación se llevó a cabo mediante las tablas de mortalidad, cuando se calculó la esperanza de vida al nacimiento, la cual da el promedio de los años de vida que un recién nacido viviría bajo las condiciones de mortalidad observadas en un momento dado. Este índice es comúnmente utilizado para medir el nivel de la mortalidad y tiene la ventaja de que no está afectado por la estructura por edades de la población. Las esperanzas de vida son de tres tipos: 1) esperanzas de vida a una edad  $x$ ; 2) esperanzas de vida temporarias y 3) esperanzas de vida diferidas.

*Esperanzas de vida.* Índice muy conocido que se define según las funciones de la tabla de mortalidad como:

$$e_x = T_x / l_x$$

donde  $T_x$  son el total de años de vida a vivirse, a partir de la edad de  $x$  años por un conjunto de personas que tienen la edad exacta  $x$  y que están expuestas a la mortalidad observada en un año determinado; y  $l_x$  son aquellos sujetos que bajo las condiciones anteriores tienen exactamente la edad  $x$ .

*Esperanzas de vida temporarias.* Se define con base en las funciones de la tabla de mortalidad de la siguiente forma:

$${}_u e_x = (T_x - T_{x+u}) / l_x$$

Esto es, la esperanza temporaria por  $u$  años a la edad  $x$  es el promedio de años que un grupo de personas de edad exacta  $x$  vivirá entre las edades de  $x$  y  $x+u$ , bajo las condiciones de mortalidad observadas en un año.

*Esperanzas de vida diferidas.* Frecuentemente utilizadas en el campo actuarial, y que se define mediante la fórmula:

$${}_u e_x = T_{x+u} / l_x$$

La esperanza de vida diferida por  $u$  años a la edad  $x$  es el promedio de años de vida que un conjunto de personas vivas a la edad de  $x$  vivirán a partir de la edad de  $x+u$ . Nótese que:

$$e_x = \int_u e_x + u/e_x$$

#### *Nivel de mortalidad*

Las esperanzas de vida miden adecuadamente el nivel de mortalidad de una población; pero hay que tener presente que *miden la mortalidad en función de años de vida*. Por lo tanto, este índice mide la mortalidad en función de los *años de vida* y no en función de las muertes.

Si bien las esperanzas de vida han sido aceptadas como el mejor índice para medir el *nivel* de mortalidad, no son necesariamente el mejor índice para medir el *cambio* en la mortalidad. A continuación se explica por qué.

#### *Cambio en la mortalidad*

Medir el cambio en la mortalidad con el cambio de las esperanzas de vida al nacimiento, significa medir los cambios del promedio de años de vida que una población vive y no necesariamente los cambios en el nivel de la mortalidad.

Por ejemplo, en México, las esperanzas de vida al nacimiento en 1970, 1980 y 1990 permiten ver que durante la primera década, el promedio anual de años de vida agregados fueron 5.0 y 7.5 para hombres y mujeres respectivamente (cuadro 4). De 1980 a 1990, el promedio de años de vida agregados fue de 1.9 y 1.2 para hombres y mujeres, respectivamente. ¿Se podría decir que el descenso de *mortalidad* en México fue mayor para las mujeres que para los hombres durante el periodo 1970-1980, y que en la siguiente década ocurrió lo contrario? Si bien la respuesta es sin duda positiva para la primera década, para el periodo 1980-1990, antes de responder es conveniente hacer un análisis más detallado.

Si consideramos los *años de vida* agregados en la población, es cierto que la población masculina de México se benefició más que la femenina durante la década de 1980 a 1990 *como consecuencia del descenso de la mortalidad*. Nótese que se dice que hubo un beneficio de vi-

**CUADRO 4**  
**Esperanzas de vida al nacimiento por sexo, 1950-1990**

Año	Esperanzas		Cambio decenal	
	Hombres	Mujeres	Hombres	Mujeres
1950	46.16	49.00		
1960	56.38	59.58	10.22	10.58
1970	58.63	62.74	2.25	3.16
1980	63.58	70.25	4.95	7.51
1990	65.52	71.43	1.94	1.18

Fuente: para los años 1950 y 1960, véase Arriaga, 1968; para los años 1970-1990, véanse las referencias del cuadro 1.

da mayor para hombres que para mujeres, *como consecuencia* del cambio de la mortalidad. Sin embargo, no se dice que la mortalidad masculina descendió más rápidamente que la femenina.

Si nos fijamos en las tasas específicas de mortalidad por edades, no hay duda de que el descenso de la mortalidad en todas las edades fue mayor entre las mujeres que entre los hombres durante la década de los setenta. Sin embargo, los descensos durante la siguiente fueron muy parecidos en cada sexo y en un número mayor de grupos de edades las mujeres tuvieron un descenso relativo más alto (o un aumento relativo menor) que los hombres (cuadro 2).

En otras palabras, aunque la mortalidad descendió relativamente con mayor rapidez en más grupos de edad entre las mujeres que entre los hombres, el cambio relativo de las esperanzas de vida al nacimiento fue más rápido entre los hombres que entre las mujeres. Esto quiere decir, que si bien hubo un descenso relativo de mortalidad más rápido entre las mujeres que entre los hombres (ajuzgar por las tasas centrales de mortalidad), el aumento de *años de vida* fue más rápido entre los hombres.

Esta aparente paradoja se debe a que la esperanza de vida al nacimiento está más relacionada con los cambios aritméticos de las tasas de mortalidad que con los cambios relativos de las mismas; es decir, se relacionan con la reducción de muertes por cada mil personas en cada edad (Keyfitz, 1968). Es por esto que un mismo cambio relativo de las tasas de mortalidad específicas por edad tiene efectos distintos sobre las esperanzas de vida, cuando éstas representan distintos niveles de mortalidad.

Por ejemplo, si se toman las tablas de mortalidad masculinas de México para 1970 y 1990 (cuadro 2), se reducen 20% todas las tasas centrales de mortalidad de las tablas de mortalidad, y se vuelven a construir las tablas de mortalidad, se tiene la situación presentada en el cuadro 5. Si bien el descenso relativo de la mortalidad por edad en cada tabla fue el mismo, la esperanza de vida al nacimiento tuvo un cambio aritmético y relativo distinto. La esperanza de vida perteneciente a la tabla con mortalidad más alta tuvo cambios de una magnitud mayor.

**CUADRO 5**

**Ejemplo hipotético del cambio de esperanzas de vida al nacimiento. México, población masculina, 1970 y 1990**

<i>Descripción</i>	<i>Años</i>	
	<i>1970</i>	<i>1990</i>
Esperanzas de vida al nacimiento (observadas)	61.7	65.5
Esperanzas de vida al nacimiento después de reducir 20% la mortalidad en todas las edades	66.3	68.9
Aumento en años de vida	4.6	3.4
Aumento relativo en las esperanza de vida al nacimiento (porcentaje)	7.5	5.2

Fuente: cálculos hechos con base en la información del cuadro 2.

No se debe medir el *cambio* de la mortalidad con base en los cambios relativos de las esperanzas de vida. Los cambios de las esperanzas de vida al nacimiento en una población deben ser analizados en términos de *años de vida agregados como consecuencia del cambio de la mortalidad* pero no como cambio de la mortalidad.

*Causas de muerte y esperanzas de vida*

El análisis de la mortalidad por causas de muerte puede hacerse por medio de las esperanzas de vida. El proceso no es complicado, aunque requiere construir tantas tablas de mortalidad como el número de causas de muerte que se analizan. El proceso consiste en calcular una tabla de mortalidad con el total de las defunciones. El paso siguiente es eliminar las defunciones de *una* causa de muerte y cons-

truir otra tabla de mortalidad. La diferencia en las esperanzas de vida entre la primera tabla y la segunda, determinan el impacto de la causa de muerte eliminada sobre la esperanza de vida.

Para hacer el análisis más real, habría que suponer que aquellos que no mueren por la causa de muerte estudiada, morirían por alguna otra. En otras palabras, debería tomarse en cuenta la teoría de los riesgos competitivos (Chiang, 1968).

Si el análisis se hace para determinar el impacto sobre la esperanza de vida que produciría eliminar una causa de muerte *en cada grupo de edad*, se deberían construir tantas tablas de mortalidad como el producto del número de causas por el número de grupos de edad que se quieren estudiar. Habría que construir una tabla de mortalidad para cada vez que se elimina una causa de muerte en un grupo de edad.

Los cálculos mencionados en el párrafo anterior permiten determinar el impacto de cada causa de muerte en cada grupo de edad sobre la esperanza de vida. Analizar todos los niveles de las esperanzas de vida y el cambio en ellas como indicadores del cambio de mortalidad no es recomendable. Como ya se mencionó, las esperanzas de vida no son índices adecuados para medir el cambio en la mortalidad total; el problema se agudiza cuando se introducen en el análisis las causas de muerte por grupos de edad.

### **Años de vida potencialmente perdidos**

*Los años de vida potencialmente perdidos* no deben confundirse con los *años de vida perdidos* que se explican más adelante. Años de vida potencialmente perdidos es un índice utilizado por la Organización Panamericana de la Salud (OPS, 1990) y es útil para analizar la importancia de ciertas causas de muerte en poblaciones donde no se pueden construir tablas de mortalidad.

El concepto de *años de vida potencialmente perdidos* se define como la suma de los productos de las defunciones de personas menores de 65 años ( $D_x$ ) en una población, por la diferencia entre 65 y la edad de los fallecidos  $x$ , y dividiendo la suma de estos productos entre la población total  $P$ . La fórmula se expresa:

$$PAP = \left[ \sum_{x=0}^{65} D_x (65-x) \right] / P$$

Este índice indica el número de años de vida que potencialmente pierden las personas desde el nacimiento hasta la edad de 65 años por los que mueren entre esas edades, bajo la suposición de que no deberían haber muerto. El índice tiene la ventaja de que su cálculo solamente requiere de las defunciones por edades y la población total. No se necesitan tasas de mortalidad por edades, ni tablas de mortalidad. Si las defunciones están clasificadas por causa de muerte, el índice puede aplicarse a cada causa.

La desventaja de este índice es que está afectado por la estructura según edades de la población y que no está relacionado con las esperanzas de vida.

Si este índice se utilizara en comparaciones internacionales o en comparaciones históricas, los resultados estarían afectados por la distinta estructura por edades de cada población. Por ejemplo, supongamos dos poblaciones, *A* y *B*, con alta y baja fecundidad, respectivamente. Como resultado, el porcentaje (en relación con la población total) de niños en la población *A* será más alto que el mismo porcentaje en la población *B*. Si se calculan los años de vida potencialmente perdidos para las causas de muerte relacionadas con el periodo perinatal, se podría llegar a conclusiones equivocadas. La población *A* podría tener un valor mayor en los años de vida potencialmente perdidos, que el de la población *B*, simplemente porque el porcentaje de niños en *A* es mayor que en *B*.

Recientemente se modificó levemente el cálculo de los años de vida potencialmente perdidos reemplazando la edad de 65 (o cualquier otra edad que se tome para estimar cuantos años más debería haber vivido la persona que muere) por la esperanza de vida al nacimiento (Banco Mundial, 1993; Lozano, 1995).

$$AVPPM = \left[ \sum_{x=0}^{e_0} D_x (e_0 - x) \right] / P$$

Donde  $AVPPM$  representa los años de vida potencialmente perdidos modificados; los símbolos han sido definidos antes, excepto  $e_0$  que es la esperanza de vida al nacimiento.

Esta proposición no soluciona el problema del impacto de la estructura por edades sobre el valor de los años de vida potencialmente perdidos. La modificación propuesta para los años de vida potencialmente perdidos ha sido usada en conjunto con otros índices con el

propósito de determinar niveles de salud, aunque la aplicación de este índice para estos efectos no se comenta en este artículo. Sin embargo, para medir la mortalidad, esta modificación no agrega ninguna ventaja a los años de vida potencialmente perdidos propuestos por la Organización Panamericana de la Salud.

### **Años de vida perdidos**

Los años de vida perdidos están basados principalmente en las esperanzas de vida. Con base en las tasas específicas de mortalidad por edades, se calcula la vida promedio que la población vive (esperanza de vida) y se determina cuántos años de vida se pierden considerando la hipótesis sobre cuántos años debería vivir la población.

El índice de los años de vida perdidos que aquí se presenta no debe confundirse con el concepto de *años de vida potencialmente perdidos* presentado en los apartados anteriores. Como es un índice desarrollado recientemente (Arriaga, 1994) se presenta aquí con algún detalle.

Los años de vida perdidos tratan de determinar cuantos años de vida en promedio pierde una población por la muerte de las personas a determinadas edades. Como los años que cada persona debería vivir no se conocen, es necesario hacer algún supuesto. Tres supuestos distintos producen tres posibilidades de análisis:

- a) Suponer que la mortalidad debería haber sido nula entre dos edades elegidas para el análisis. Vale decir, aquellos que murieron deberían haber vivido hasta la edad superior del intervalo de edades dentro del que se analiza la mortalidad.
- b) Suponer que entre las dos edades elegidas para el análisis, aquellos que murieron a una edad determinada, de no haber muerto, deberían haber vivido tantos años como el promedio de años vividos por la población que no muere a dicha edad.
- c) No limitar la edad superior del análisis, y suponer que aquellos que murieron a una edad, de no haber muerto, habrían vivido tantos años como el resto de la población que queda viva a esa misma edad, sin limitar la edad superior.

Las edades para efectuar el análisis pueden ser cualesquiera desde el nacimiento hasta la edad más alta posible para los casos de *a)* y *b)*. Estos tres casos que en apariencia son distintos, al cumplirse un proceso iterativo de límite, posiblemente quedarían reducidos a uno solo.

De las tres posibilidades para estimar los años de vida perdidos (*a*, *b* y *c*), la primera es la más sencilla y quizás la más lógica. Este supuesto considera que la persona que muere entre las edades del intervalo de estudio, debería haber vivido hasta el límite superior del intervalo de análisis. O sea, se supone que nadie debería morir entre las edades escogidas para el análisis.

En los otros dos casos (*b* o *c*), se supone que aquellos que mueren deberían vivir tantos años como los que quedan vivos. Pero hay que recordar que las esperanzas de vida a una edad determinada o las esperanzas temporarias, están afectadas por los que mueren; esto crea un problema. Por ejemplo, si el análisis se hace sobre las edades de 0 a 65 años, aquellos que mueren a las edades de 10 a 14 deberían haber seguido viviendo a partir de la edad de 15, tantos años como  $e_{15}$  para el caso *c*) o  ${}_{50}e_{15}$  para el caso *b*). Estas esperanzas de vida, suponen que las personas siguen muriendo a partir de los 15 años. Cuando se llega a considerar a los que mueren a la edad de 25 a 29 años, se supone que los muertos a estas edades deberían haber vivido  $e_{30}$  o  ${}_{35}e_{30}$  años, y consecuentemente este supuesto afecta a las esperanzas  $e_{15}$  y  ${}_{50}e_{15}$  utilizadas con las defunciones de 10 a 15 años.

Por lo tanto, aparentemente el procedimiento *b*) o el *c*) son menos lógicos o consistentes que el *a*). Si se realiza un proceso iterativo, solamente morirían aquellas personas que están consideradas en el grupo abierto. Por lo tanto, el procedimiento *b*) sería igual al *a*) y en el procedimiento *c*) nadie moría hasta llegar a la edad del grupo abierto.

#### *Supuesto de mortalidad nula entre dos edades*

Supongamos que el análisis se hace entre las edades de *a* a *v* ( $v-a=u$ ), y que se posee una tabla de mortalidad, y las defunciones registradas para *m* causas de muerte por edades. El primer paso es suponer que la distribución de las defunciones por causa de muerte de la tabla de mortalidad abreviada  ${}_n d_x$ , en cada grupo de edad es igual a la observada en las defunciones registradas. Si las defunciones registradas en la edad *x*, *x+n* son  ${}_n D_x$  y las correspondientes a la causa de muerte *j*,  ${}_n D_{xj}$ , luego,

$${}_n d_{xj} = {}_n d_x ( {}_n D_{xj} / {}_n D_x )$$

Los que mueren a la edad *x* a *x+n* pierden tantos años de vida

dentro de ese grupo de edad como el producto de las defunciones de la causa de muerte, por la diferencia entre el intervalo del grupo de edad  $n$  y el factor de separación de las defunciones  ${}_n k_x$ . Los años de vida que pierden durante el intervalo de  $u$  años a partir de la edad  $x+n$  es la diferencia entre  $v$  y  $x+n$ . En símbolos, los años perdidos por aquellos que mueren de la causa de muerte  $j$  en las edades de  $x$  a  $x+n$  años son:

$${}_{u,n}AP_{xj} = {}_n d_{xj} [(n-{}_n k_x) + (v-x-n)]$$

En esta fórmula, se supone que los factores de separación para cada causa de muerte son iguales dentro de un mismo grupo de edad.

El *promedio* de años de vida perdidos por las personas que están vivas a la edad inicial  $a$  del intervalo de edades bajo estudio, debido a la mortalidad de la causa  $j$  en el grupo de edad de  $x$  a  $x+n$  son:

$${}_{u,n}ap_{xj} = [{}_n d_{xj} (v-{}_n k_x - x)] / l_a$$

donde  $l_a$  es la función de las personas vivas a la edad exacta  $a$  en la tabla de mortalidad.

La suma de los años de vida perdidos entre las edades de  $a$  y  $v$  da el promedio de años de vida perdidos por la causa de muerte  $j$  en el intervalo de edad de  $u$  años.

$${}_u ap_j = \sum_{x=a}^v {}_{u,n} ap_{xj}$$

Similarmente, el promedio de años de vida perdidos entre las edades de  $x$  a  $x+n$  debido a la mortalidad de todas las causas de muerte es:

$${}_n ap_x = \sum_{j=1}^m {}_{u,n} ap_{xj}$$

evidentemente,

$$ap_{..} = \sum_{j=1}^m {}_u ap_j = \sum_{x=a}^v {}_n ap_x = u - / {}_u e_a$$

El índice  $ap_{xj}$  es el total de años de vida perdidos por la mortalidad en todas las edades bajo análisis y todas las causas de muerte. Donde  $u = va$ , y  ${}_u e_a$  es la esperanza temporaria entre las edades  $a$  y  $v$ . Nótese que  $u$  puede considerarse como una esperanza de vida temporaria de  $u$  años donde la mortalidad es nula.

#### *Mortalidad real entre dos edades*

La única diferencia entre el concepto anterior y el supuesto de mortalidad real entre las dos edades analizadas, está en los años que se pierden después de la edad  $x+n$  por aquellos que mueren entre las edades de  $x$  y  $x+n$ . Los años que se pierden conforme esta hipótesis, no son la diferencia entre  $v$  y  $x+n$ , sino la esperanza de vida temporaria entre las edades  $x+n$  y  $v$ . Si a esta diferencia entre las edades se designa como  $s = v - (x+n)$ , y la esperanza de vida temporaria como  ${}_s e_{x+n}$  la fórmula de los años de vida perdidos en promedio sería:

$${}_{u,n}ap_{xj} = [ {}_n d_{xj} (n - {}_n k_x + {}_s e_{x+n}) ] / l_a$$

#### *Mortalidad real sin límite de edad mayor.*

Este caso es similar al anterior aunque, al no limitar la edad superior en el intervalo de análisis, el grupo de edad abierto entra en el análisis. La diferencia radica sólo en la esperanza de vida, que ya no es temporaria, sino la esperanza de vida a la edad  $x+n$ .

$${}_{u,n}ap_{xj} = [ {}_n d_{xj} (n - {}_n k_x + e_{x+n}) ] / l_a$$

El primer procedimiento (a) para estimar el número de años de vida perdidos, compara la situación real de mortalidad por causas con la hipótesis de mortalidad nula entre dos edades. La desventaja de este procedimiento es el límite de la edad superior; dicha desventaja se reduce considerablemente a medida que aumenta la edad del grupo abierto. En todos los casos se recomienda tomar la edad más alta posible en el grupo de edad abierto, siempre que las estadísticas de defunciones por causas sean fehacientes. Si la declaración de las causas de muerte en las edades muy avanzadas no es confiable, limitar la

edad superior del análisis se transforma en una ventaja, ya que se eliminaría la información mal declarada. Además, la posibilidad de limitar las edades permite analizar grupos de edad especiales como edades reproductivas (15 a 49 años), edades laborales (15 a 65 años), etcétera.

El procedimiento presentado tiene la ventaja de que al comparar la mortalidad observada con la mortalidad hipotética nula, automáticamente las comparaciones quedan estandarizadas. Por lo tanto, las comparaciones históricas o entre poblaciones son válidas y pueden interpretarse fácilmente. Además, dicho procedimiento permite conocer el impacto de la mortalidad de cada causa de muerte sobre la vida de la población entre las dos edades escogidas para el análisis.

En el caso de las comparaciones históricas, la *diferencia* de los años de vida perdidos entre dos fechas distintas indica el impacto del *cambio* de mortalidad sobre la vida humana. En otras palabras, la diferencia entre los años de vida perdidos entre dos fechas es la contribución de los cambios de mortalidad por edad y causas de muerte a los cambios de las esperanzas de vida temporarias de la población bajo estudio. Los años de vida perdidos, debido a la mortalidad de cada causa de muerte y edad, explican el cambio total de las esperanzas de vida temporarias.

#### *Cambio del número de años de vida perdidos*

En esta parte se sigue un procedimiento desarrollado anteriormente para medir el cambio de las esperanzas de vida temporarias (Arriaga, 1970 y 1989). El cambio aritmético en los años de vida perdidos por la causa de muerte  $j$  entre el año  $t$  y  $t+i$ , es:

$${}_uac_{j,i} = {}_uap_{j,t} - {}_uap_{j,t+i}$$

Donde  ${}_uac_{j,i}$  es el cambio de años de vida correspondiente al cambio de mortalidad en la causa  $j$  entre el intervalo de edades  $u$ , durante el periodo de  $i$  años.

Esta diferencia ( ${}_uac_{j,i}$ ) es la respuesta a la siguiente pregunta: ¿cuál fue el beneficio promedio de años de vida recibidos por la sociedad como consecuencia del cambio de mortalidad de la causa de muerte  $j$  entre las edades de  $a$  y  $v$  (intervalo de  $u$  edades) durante el periodo de  $i$  años? Los cambios en los años de vida perdidos para ca-

da una de las causas de muerte, permiten medir el efecto positivo o negativo de cada cambio de la mortalidad por causa sobre el promedio de años de vida entre las edades analizadas.

Los años de vida perdidos también permiten medir los cambios relativos de la mortalidad de cada causa de muerte. Vale decir, permiten determinar cuán rápido está cambiando la mortalidad de cada causa de muerte (aunque no sea necesariamente la causa de muerte que más contribuye al cambio de años de vida).

El cambio relativo de la mortalidad de cada causa de muerte dentro de las edades consideradas y durante el mismo periodo de  $u$  años, se mide de la siguiente forma:

$${}_{u}ar_{j,i} = ( {}_{u}ap_{j,t} - {}_{u}ap_{j,t+i} ) / {}_{u}ap_{j,t}$$

Este cambio relativo correspondería al cambio total del periodo de  $i$  años. El cambio relativo *anual* promedio para el mismo periodo de  $i$  años se obtiene:

$${}_{u}arp_{j,i} = 1 - ( 1 - {}_{u}ar_{j,i} )^{1/i}$$

Este cambio anual relativo multiplicado por 100 es el porcentaje de cambio anual de los años de vida perdidos debido al cambio de la mortalidad de una causa de muerte.

Interpretaciones parecidas, aunque no iguales, pueden hacerse cuando se utiliza la mortalidad real entre dos edades escogidas o la mortalidad real sin límite de edad mayor.

### Ejemplos

Se presentan a continuación algunos ejemplos tendientes a ilustrar los aspectos complementarios del análisis de mortalidad que detectan los años de vida perdidos.

#### *Cambio de la mortalidad total*

Durante el periodo 1950-1990, México experimentó cambios muy grandes en la mortalidad. Esto se ve reflejado en el aumento de las esperanzas de vida al nacimiento que hubo para cada sexo durante el

periodo 1950-1990 (cuadro 4). El número de años de vida perdidos entre las edades de 0 a 75 años, y la tasa de cambio para cada periodo se presentan en el cuadro 6.

CUADRO 6  
Años de vida perdidos de 0 a 75 años de edad, México, 1950-1990

Año	Años perdidos		Cambio decenal		Cambio anual porcentual del periodo	
	Hombre	Mujer	Hombre	Mujer	Hombre	Mujer
1950	30.56	28.20				
1960	21.49	18.92	9.07	9.28	-3.52	-4.00
1970	19.54	16.40	1.95	2.52	-1.09	-1.63
1980	15.42	10.45	4.12	5.95	-2.40	-4.64
1990	12.58	8.51	2.84	1.94	-2.08	-2.03

Fuente: cálculos hechos con base en los cuadros 1 y 4.

Los años de vida perdidos en el cuadro anterior, indican que el periodo donde el descenso de la mortalidad agregó más años de vida a la población de México fue entre 1950 y 1960. Para los hombres, este periodo fue también el del descenso relativo más rápido de la mortalidad. Pero para el sexo femenino, el periodo de descenso relativo más rápido de la mortalidad corresponde al de 1970-1980. También, calculando la velocidad del descenso de la mortalidad con los años de vida perdidos, se ve que durante la década 1980-1990 el tiempo del descenso de la mortalidad masculina y femenina fue prácticamente igual (2% anual). Esta medida está de acuerdo con los cambios relativos observados en cada una de las tasas centrales de mortalidad, como se presentó en el cuadro 2.

La estimación del cambio de la mortalidad considerando años de vida perdidos da resultados más próximos al cambio promedio de las tasas específicas de mortalidad por edad, que la estimación cifrada en los cambios de las esperanzas de vida. En un ejemplo anterior se vio que luego de reducir 20% las tasas centrales de mortalidad de las tablas de vida de México para 1970 y 1990, los cambios relativos de las esperanzas de vida no reflejan adecuadamente los cambios ocurridos en las tasas centrales de mortalidad (cuadros 5 y 7). Si en el mismo ejemplo se usan los años de vida perdidos, los resultados son más realistas (cuadro 7).

**CUADRO 7**  
**Ejemplo hipotético de los cambios de las esperanzas de vida temporarias y de los años de vida perdidos. México, 1970 y 1990**

<i>Esperanzas de vida temporarias de 0 a 75 años</i>	<i>1970</i>	<i>1990</i>
Observadas	55.46	62.42
Con una reducción de 20% de la mortalidad	58.70	64.54
Diferencia	3.24	2.12
Cambio relativo porcentual	5.80	3.40
<i>Años de vida perdidos de 0 a 75 años</i>	<i>1970</i>	<i>1990</i>
Observados	19.54	12.58
Con una reducción de 20% de la mortalidad	16.30	10.46
Diferencia	3.24	2.12
Cambio relativo porcentual	16.60	16.90

Fuente: cálculos hechos con base en la información provista por las referencias del cuadro 1.

El cambio aritmético de los años de vida perdidos en este ejemplo hipotético es igual al cambio en las esperanzas de vida temporarias, como se mencionó teóricamente. Sin embargo, el cambio relativo es distinto; en el caso de las esperanzas de vida temporarias, los cambios son de una magnitud mucho menor al cambio de las tasas centrales de mortalidad, y además son distintos. Cuando el cambio relativo se calcula para los años de vida perdidos (16.6 y 16.9%), los índices no sólo son más cercanos a los cambios en las tasas centrales de mortalidad (20%), sino que, principalmente, son parecidos en cada uno de los sexos.

El análisis de la mortalidad utilizando años de vida perdidos puede hacerse fácilmente para cada causa de muerte, de acuerdo con lo sugerido en el presente trabajo.

#### *Años de vida perdidos por causas de muerte*

A veces se mencionan ciertas estadísticas en relación con las causas de muerte más importantes que tiene una población. Por ejemplo, en Estados Unidos, en 1990 murieron 112 000 hombres de infarto agudo al miocardio, entre las edades de 0 a 85 años. El total de muertes masculinas en las mismas edades por cualquier tipo de accidente fue

59 000 en el mismo año, casi la mitad del total de infartos agudos. Sin embargo, siempre dentro de las edades desde el nacimiento hasta los 85 años, los accidentes provocaron que se perdieran 1.43 años de vida, mientras que los infartos sólo 1.40 (Arriaga, 1994); esto significa que si las 112 000 defunciones por infartos agudos se eliminaran en su totalidad, la esperanza de vida temporaria entre el nacimiento y la edad de 85 años aumentaría 1.40 años, mientras que si se lograra reducir a cero las 59 000 defunciones por accidentes, la esperanza de vida temporaria mencionada aumentaría 1.43 años. ¿Qué debe considerarse más importante, los infartos agudos al miocardio o los accidentes? La respuesta depende del punto de vista con que se analiza la mortalidad.

Otro ejemplo que puede presentarse es el de Chile en 1989, donde la población femenina tuvo 10 325 muertes relacionadas con el sistema circulatorio y 7 094 por tumores entre las edades de 15 a 75 años. Estos totales de muertes femeninas tan diferentes, como distinta es la distribución por edad, producen que los años de vida perdidos entre las edades de 15 a 75 años por tumores sea 1.38, mientras que las defunciones relacionadas con el sistema circulatorio producen solamente 0.94 años de vida perdidos (Arriaga, 1995).

#### *El ritmo o velocidad del cambio de la mortalidad por causas*

Otro aspecto del estudio de la mortalidad por causas de muerte que nos interesa conocer, consiste en determinar cuáles son las causas de muerte que están aumentando o disminuyendo en la población y detectar las que están cambiando rápidamente. Por ejemplo, en Estados Unidos hubo distintos tipos de cáncer cuya mortalidad aumentó rápidamente en el periodo 1985-1990. Entre las mujeres, el cáncer que creció con un ritmo mayor es el que afecta a los órganos respiratorios. En la población masculina, entre los distintos tipos de tumores, el cáncer en los órganos genitales fue el que más rápidamente aumentó durante el periodo de 5 años (Arriaga, 1994).

En México se observaron descensos rápidos en la mortalidad por ciertas causas de muerte durante el periodo 1980-1986. Entre los hombres, las tres causas de muerte cuya incidencia disminuyó más rápidamente durante el periodo, fueron 1) influenza, 2) neumonía y 3) accidentes relacionados con fuego. Las dos primeras fueron también las que registraron el descenso más rápido entre las mujeres. Además,

para el sexo femenino hubo una rápida reducción de la mortalidad por accidentes automotores y la relacionada con embarazos.<sup>2</sup>

### Conclusiones

La medición del nivel y cambio de la mortalidad enfrenta el problema de no contar con un índice único que sirva para medir ambos aspectos adecuadamente. Las tasas brutas de mortalidad (estandarizadas o no) no son muy útiles para medir estos aspectos; la esperanza de vida al nacimiento mide bien el nivel, pero no el cambio relativo de la mortalidad. Cuando el análisis se hace por causas de muerte, los problemas se agudizan, y ni las tasas brutas ni las esperanzas de vida son los índices más adecuados para el análisis.

El de años de vida perdidos, tampoco es un índice perfecto. Requiere limitar las edades bajo estudio y dejar fuera del análisis las edades de un grupo de edad abierto. A medida que éste es más joven, el problema es mayor, aunque si se toma un grupo abierto de edad alta, el problema no es tan grave. Desde luego, en comparaciones históricas o de distintas poblaciones, deben usarse los mismos grupos de edad.

Sin embargo, una de las ventajas que ofrece el uso del número de años de vida perdidos es la de poder medir con el mismo índice el nivel y el cambio de la mortalidad en forma tal que refleje cercanamente el cambio en el nivel general de la mortalidad.

Otra ventaja del índice de años de vida perdidos es que facilita la interpretación de la mortalidad por causas de muerte en relación con los años de vida promedio de una población, es decir, las esperanzas de vida. Aún más, los cambios en las esperanzas de vida se explican en su totalidad por los cambios en los años de vida perdidos por cada causa de muerte y edad.

Por último, un análisis que utilice el índice años de vida perdidos junto con la etiología de las enfermedades, puede relacionarse fácilmente con los programas de salud pública. Estos análisis permitirían delinear programas tendientes a maximizar el aumento de las esperanzas de vida de la sociedad teniendo en cuenta la limitación de los recursos. Del mismo modo, su aplicación a estudios regionales dentro

<sup>2</sup> La mortalidad por embarazos se calcula en relación con el total de mujeres. No debe confundirse con mortalidad materna que se calcula con base en el número de madres.

de un país puede ser de gran utilidad para detectar regiones y causas de muerte cuyo tratamiento debería tener alta prioridad en los planes de salud.

### Bibliografía

- Arriaga, Eduardo (1989), "Changing Trends in Mortality Decline During the Last Decades", en Ruzicka *et al.* (eds.), *Differential Mortality*, Oxford, Oxford Press, pp. 105-130.
- (1994), "Measuring the Level and Change of Mortality by Causes of Death: The Use of Years of Life Lost", trabajo presentado en la Conferencia de Población de la Population Association of America, Miami.
- (1970), "Mortality Decline and its Demographic Effects in Latin America", *Population Monograph Series*, núm. 6, Berkeley, University of California, pp. 60-65.
- (1968), *New Life Tables for Latin American Populations in the Nineteenth and Twentieth Centuries*, Berkeley, University of California (Population Monograph Series, 3), pp. 204-207.
- (1995), "Principales causas de muerte en América Latina: tendencias en años recientes y posibilidades futuras", en Anales del Taller Internacional de Trabajo sobre Consecuencias de las Transiciones Epidemiológica y Demográfica en América Latina, México, octubre de 1995 (mimeo).
- Banco Mundial (1993), *Informe mundial de desarrollo. Invertir en salud*, Washington D.C. (citado por Rafael Lozano *et al.*, 1995).
- Conapo (1994), Comunicación directa con el licenciado Virgilio Partida, México.
- Chiang, Chin Long (1968), *Introduction to Stochastic Processes in Biostatistics*, Nueva York, John Wiley & Sons, pp. 242-264.
- Das Gupta, Prithwis (1993), *Standardization and Decomposition of Rates: A User's Manual*, Current Population Report, Washington, U.S. Bureau of the Census (Special Studies P23-186).
- INEGI (1972), *IX Censo de población, 1970. Resumen general*, México.
- (1983), *X Censo de población y vivienda, 1980. Resumen general*, México.
- Kitagawa, Evelyn (1955), "Components of a Difference between Two Rates", *Journal of the American Statistical Association*, vol. 50, núm. 272, pp. 1168-1174.
- (1966), "Theoretical Considerations in the Selection of a Mortality Index and Some Empirical Comparison", *Human Biology*, vol. 38, núm. 3, pp. 293-308.
- Keyfitz, Nathan (1968), *Introduction to the Mathematics of Population*, Addison-Wesley Publishing Company, pp. 185-194.

- Lozano, Rafael, C. Murray y J. Frenk (1995), "El peso de la enfermedad en México", trabajo presentado en el Seminario Internacional sobre Consecuencias de las Transiciones Demográficas y Epidemiológicas en América Latina, México, octubre de 1995.
- Organización Panamericana de la Salud (1990), *Condiciones de Salud en las Américas*, Washington D. C.
- Shryock, Henry, Jacob Siegel y Asociados (1973), *The Methods and Materials of Demography*, Washington, U.S. Bureau of the Census, capítulo 4.
- Spielgelman, Mortimer (1968), *Introduction to Demography*, Harvard University Press, capítulo 4.
- U. S. Bureau of the Census (1982), *Detailed Statistics on the Urban and Rural Population of Mexico 1950 to 2010*, Washington D. C., Department of Commerce.
- (1993), "World Population, 1993", información correspondiente a México, Washington D. C. (mimeo).