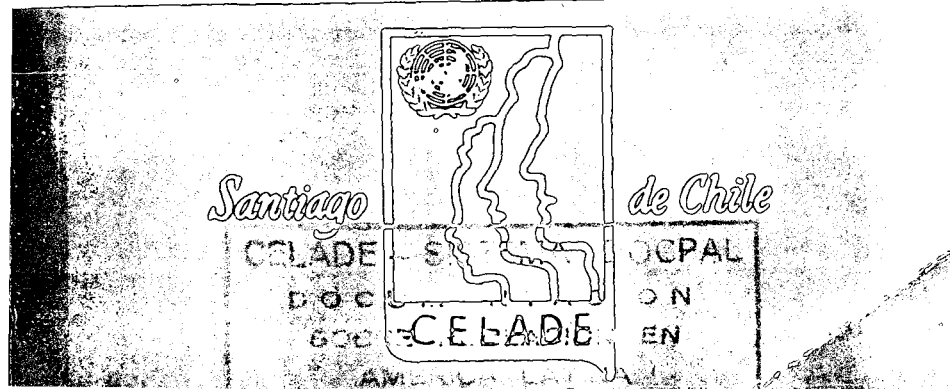


METODOS DEMOGRAFICOS  
PARA EL ESTUDIO DE LA  
**mortalidad**

CENTRO LATINOAMERICANO DE DEMOGRAFIA









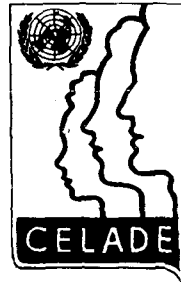
**METODOS  
DEMOGRAFICOS  
para el estudio de la  
MORTALIDAD**



97  
c-16

*Juan C. Elizaga*

**METODOS  
DEMOGRAFICOS  
para el estudio de la  
MORTALIDAD**



**CENTRO LATINOAMERICANO DE DEMOGRAFIA**

*Santiago de Chile - 1972*

CENTRO LATINOAMERICANO DE DEMOGRAFÍA  
CELADE

*Sede:* J. M. Infante 9. Casilla 91. Teléfono 257806  
Santiago (Chile)

*Subsede:* Ciudad Universitaria Rodrigo Facio  
Apartado Postal 5249  
San José (Costa Rica)

Primera edición, 1969

Segunda edición, 1972



## P R E A M B U L O

Este volumen reúne los apuntes revisados de las clases sobre Mortalidad, preparados por el autor para estudiantes del Curso Básico de Demografía del CELADE, recogiendo en ellos la experiencia de varios años de enseñanza de la materia.

Aunque la mortalidad constituye probablemente el fenómeno demográfico mejor estudiado, puede decirse que no existe un libro puesto al día comprensivo de los métodos y conocimientos demográficos sobre el tópico, laguna que por cierto es mayor en la bibliografía en idioma español. Varios excelentes manuales de demografía, algunos de los cuales están traducidos a nuestro idioma, en uno o dos capítulos, necesariamente breves, tratan de manera muy condensada muchos aspectos de interés, cuando no los dejan de lado. Las obras y artículos especializados, por otra parte, proporcionan abundante y valioso material de estudio, pero no son de fácil acceso para los estudiantes ni para los investigadores no especializados en el tema.

El lector advertirá que esta obra no dedica un capítulo especial al estudio de la tabla de mortalidad, instrumento básico de múltiples aplicaciones en demografía. Sin embargo, la extensión e importancia del tópico requieren por sí otro volumen, el que se espera publicar continuando con esta serie.

Finalmente, habría que señalar que, sin mengua de su carácter general desde el punto de vista teórico, su contenido dedica especial atención a la evolución y problemas particulares de la mortalidad en los países latinoamericanos.



## Capítulo I

### NATURALEZA, FACTORES, TENDENCIAS, ANÁLISIS POR EDAD Y CAUSAS DE MUERTE

#### 1. *Introducción*

La mortalidad es uno de los componentes fundamentales y determinantes del tamaño y de la composición por sexo y edad de la población.

La explicación del proceso de extinción de una generación a través de la edad concierne a la demografía, la medicina y la salud pública. Las dos últimas disciplinas encaran dicho problema desde el punto de vista de la etiología y causas de muerte, los medios para prevenirlas y los métodos terapéuticos para dominarlas; mas el demógrafo quiere conocer la forma en que las características físicas o biológicas, la organización social y el medio ambiente se relacionan con la mortalidad.

En los estudios de la mortalidad humana, en general se distinguen las influencias o factores ambientales de los biológicos. Estos últimos determinan la constitución de los individuos, entendiéndose por tal el conjunto de sus características anatómicas, fisiológicas y psicológicas. El medio ambiente incluye, además del medio físico que rodea al hombre, aquellas influencias que resultan de su manera de vida, tales como la ocupación, los ingresos, los hábitos alimenticios y el tipo de comunidad en que vive.

Sin embargo, en los estudios demográficos, es difícil aislar las influencias relativas de estos dos órdenes de

- 10 factores, debido, por una parte, a la naturaleza de los procesos mórbidos que terminan con la muerte de los individuos y, por otra parte, a la clase de información estadística disponible para tales estudios. Desde el primer punto de vista, es un hecho que los individuos nacen con diversa aptitud para sobrevivir, desde aquellos productos de la concepción que mueren en estado embrionario hasta aquellas personas que alcanzan singular longevidad; pero mientras en muchos procesos mórbidos la disposición para la muerte está claramente ligada a factores congénitos (prematuridad, vicios congénitos de conformación, etc.) o a caracteres heredados, en muchos otros no se ha podido establecer qué parte debe atribuirse a la constitución del individuo y cuál a las influencias ambientales (alimentación, intensidad del trabajo, hábitos higiénicos -recreación, consumo de bebidas alcohólicas, etc.- y tensiones de la vida moderna, causantes éstas en múltiples casos de enfermedades cardio-vasculares).

Desde el segundo punto de vista arriba mencionado, es evidente que la demografía no dispone de información acerca de las características constitucionales de los individuos, de modo que el conocimiento del aspecto biológico corrientemente se reduce al sexo y la edad y, por supuesto, a lo que pudieran informar en ese sentido las causas de muerte. Podría decirse, entonces, que en los estudios demográficos, y para propósitos prácticos, los factores biológicos son considerados como influencias que se manifiestan invariables en el tiempo y el espacio. El riesgo de muerte en función de la edad y la mortalidad diferencial por sexo constituyen, como se irá viendo más adelante, los aspectos más importantes en que se manifiestan las influencias biológicas.

Los factores ambientales están más directamente relacionados con las tendencias de la mortalidad y, por consiguiente, con los problemas demográficos. En los últimos cincuenta años, el notable aumento de la longevidad debe atribuirse, principalmente, a los avances de la medicina, al mejoramiento y extensión de la asistencia médica, al saneamiento del medio y, en general, a la elevación del nivel de vida de las poblaciones.

En la investigación de la influencia de los diversos factores ambientales sobre los niveles comparados y las tendencias de la mortalidad de distintas poblaciones, o de una misma población en el curso del tiempo, el conocimiento estadístico de las causas de muerte reviste la mayor impor-

tancia. Los antecedentes que se tienen de la historia natural de las enfermedades y de su etiología ambiental y social, permiten realizar provechosos estudios basados en esa información. Se ha podido establecer, por ejemplo, que los progresos más significativos en la reducción del nivel de la mortalidad se obtuvieron en los últimos 80 años merced al control de las enfermedades infecciosas y parasitarias, y puede esperarse que los mayores progresos que se alcancen en un futuro cercano en aquellas regiones del mundo que hoy día registran una mortalidad relativamente elevada, se logren también mediante la reducción de esas causas de muerte. Por otra parte, las posibilidades de disminuir substancialmente la mortalidad en las poblaciones que en lo presente registran bajos niveles, dependen de nuevas e importantes conquistas médicas sobre el cáncer y las enfermedades cardiovasculares.

11

## 2. Medición de la mortalidad: la tasa bruta

La tasa bruta es la medida más general y simple de la mortalidad de una población. La tasa de mortalidad mide la frecuencia relativa de las muertes de una población dada en un intervalo de tiempo específico, en particular durante un año civil. Por lo tanto, la tasa bruta anual de mortalidad es la razón entre el número de muertes ocurridas durante un año civil dado y la población media de dicho período, expresada, con fines comparativos, por 1 000 habitantes, o sea:

$$\frac{\text{Número de muertes ocurridas durante un año civil}}{\text{Población media del año}} \times 1\,000$$

Siguiendo análogo principio, se mide la mortalidad de cualquier segmento de la población, como la mortalidad por sexo, edad, estado civil, etc. La tasa de mortalidad de una edad  $x$  cualquiera es la razón entre el número de muertes de personas de dicha edad ocurridas durante un período determinado de tiempo -generalmente un año civil-, y la población media de igual edad en dicho período, expresada, por lo común, por cada 1 000 habitantes.

Ya se trate de la tasa bruta o de tasas específicas, el problema fundamental consiste en definir y enumerar apropiadamente el numerador y denominador de la razón respectiva. El denominador debe expresar, con la mayor aproximación posible, la población *expuesta al riesgo* de muerte, y el nume-

12 rador, a su vez, las muertes ocurridas dentro de esa población durante el tiempo de exposición al riesgo.

Definiendo las muertes y la población sobre la base del lugar de residencia, se consigue una comparación estricta entre ambos términos de la tasa. Desde este punto de vista, cabe distinguir las muertes de la población residente y las muertes ocurridas y registradas en relación a una zona determinada. Nacionalmente, las diferencias que puedan existir entre ambas cifras, en condiciones normales, carecen de importancia; pero sí la tiene en zonas pequeñas, en especial en las grandes ciudades y su zona de influencia. Por dificultades para la asistencia médica, numerosas personas fallecen fuera de su sector de residencia, haciéndolo generalmente en los centros urbanos donde están situados los servicios médicos. Si las muertes se enumeraran según el lugar de ocurrencia, la mortalidad de tales zonas se sobrestimaría, y lo contrario ocurriría en las zonas tributarias.

El principio de la enumeración de las muertes según el lugar de residencia, está implícito en las normas redactadas por la Comisión de Estadística de las Naciones Unidas,<sup>1/</sup> cuando aconseja tabular los datos de estadísticas vitales según el lugar de residencia, con preferencia a la tabulación por lugar de ocurrencia. Adicionalmente, esas normas recomiendan tomar el lugar de residencia de la madre en los casos de muertes fetales y de niños menores de un año de edad. Concordando con estos principios de tabulación, se sugiere incluir en el formulario estadístico, entre los ítem de primera prioridad, el lugar de residencia usual del fallecido o de la madre, según sea el caso;<sup>2/</sup> práctica seguida, generalmente, en los países que llevan buenas estadísticas vitales.

Respecto del denominador, de lo expuesto surge que hay que tomar la población residente, o *de jure*. Este criterio plantea una situación especial para la mayoría de los países de América Latina, cuyos últimos censos consideraron la población *de facto*. La diferencia entre población presente y población residente se espera sea de poca importancia en las divisiones administrativas mayores, o por regiones; pero puede ser importante en los centros urbanos relativamente grandes. Por esta circunstancia, hay que manejar con cautela

<sup>1/</sup> United Nations: *Principles for a Vital Statistics System*, Statistical Papers, Serie M, Nº 19, 1953, recomendación 409.

<sup>2/</sup> *Ibidem*, recomendación 308.

las tasas de mortalidad de ciudades calculadas con esa clase de estadísticas. 13

Como los censos sólo se realizan periódicamente, es necesario hacer estimaciones de población para los años intercensales. Como quiera que sea, el dato debe estar referido a la mitad del año civil. En efecto, se puede pensar razonablemente que la población estimada a la mitad del año expresa con suficiente aproximación la población media del período anual y ésta, a su vez, la cantidad total de exposición al riesgo.

Otro elemento que interviene en la definición de los términos de la tasa de mortalidad resulta de la distinción entre *fecha de ocurrencia* y *fecha de registro* de las muertes. En la práctica, la diferencia entre ambas fechas es mínima ya que los plazos legales o reglamentarios establecidos para registrar las defunciones son muy breves (dentro de las 24 horas en la mayoría de los países), teniendo en cuenta que para las inhumaciones se exige certificado de registro. Por lo tanto, las estadísticas anuales basadas en la *fecha de registro* no introducen un error significativo si el sistema de registro funciona con eficiencia. No obstante, como principio, recomiéndase que las tabulaciones finales se presenten respetando la *fecha de ocurrencia*.<sup>3/</sup>

### 3. Interpretación de las tasas de mortalidad

El número de muertes que interviene en el cálculo de una tasa está sujeto a un error de muestreo mensurable. La importancia relativa del error aumenta, como se sabe, a medida que la cifra de muertes disminuye. Por lo tanto, la tasa anual de mortalidad de un pequeño núcleo de población o de un distrito con sólo unos pocos miles de habitantes, estará sujeta a un margen de variación relativamente grande.

El cálculo de tasas para grupos específicos de población, o para subintervalos de año (meses, trimestres, etc.), también plantea el problema práctico del error de muestreo en poblaciones numerosas. Por ejemplo, la clasificación de las muertes por sexo y edad, conduce a frecuencias relativamente pequeñas, incluso al nivel nacional, sobre todo en las edades avanzadas.

Las variaciones aleatorias de año en año, incluyendo las

<sup>3/</sup> United Nations: *Principles for a Vital Statistics System*, Op. cit. recomendación 308.

- 14 debidas a factores que afectan temporalmente el nivel de la mortalidad (epidemias, por ejemplo) se reflejan en las oscilaciones de las tasas. Para analizar el nivel y las tendencias de la mortalidad, el demógrafo necesita eliminar, en la medida de lo posible, el efecto de tales variaciones aleatorias, siendo útil con tal objeto calcular valores medios de varios años, es decir, ampliar el período de observación. En general, se considera adecuado tomar datos de tres años civiles consecutivos.<sup>4/</sup> En todo caso, no es conveniente exceder ese tiempo a menos que la tendencia de la mortalidad cambie lentamente. Expresando con  $D^{-1}$ ,  $D^0$  y  $D^{+1}$  las defunciones de tres años consecutivos y con  $N^0$  la población media de todo el intervalo de tiempo, la tasa media de mortalidad es:

$$m \cdot 1\ 000 = \frac{D^{-1} + D^0 + D^{+1}}{3 \cdot N^0} \times 1\ 000$$

Esta definición es aplicable a la tasa de mortalidad de un grupo específico de población (sexo, edad, etc.) y a la tasa de cualquier subintervalo de año (meses, etc.).

La tasa bruta expresa en forma burda el nivel de la mortalidad, el cual depende principalmente, como ya se dijo, de factores biológicos (sexo, edad) y del medio ambiente, los cuales no actúan siempre en la misma dirección y con igual intensidad, ni tienen análogo significado. Dos poblaciones pueden tener una tasa bruta muy semejante y, no obstante, ser los factores ambientales (salubridad del medio, nivel de vida, etc.) sensiblemente más adversos en una de ellas.

La tasa de mortalidad de Inglaterra y Gales en 1952 fue de 11,3 por mil, o sea, bastante similar a la de Chile en esa época (13,8 por mil). Sin embargo, las condiciones sanitarias y la situación económica-social de la población de este último país eran entonces notoriamente inferiores a las de Inglaterra y Gales, lo que es evidente si se compara las tasas por edad. La tasa de mortalidad de menores de un año registrada en Chile fue de 162,0 por mil, contra 28,3 por mil en Inglaterra y Gales; en el grupo de edades 1-4 años las tasas registradas fueron 12,1 y 1,2 por mil, respectiva-

<sup>4/</sup> Si se trata de una tasa mensual, trimestral, etc., se toman los datos del correspondiente mes, trimestre, etc., en los tres años.



mente. Las diferencias se mantienen en el mismo sentido en todas las edades. 15

La verdadera explicación de la analogía existente en las tasas brutas es el efecto que sobre éstas tiene la estructura por edad de una y otra población. En Inglaterra y Gales (1951), el 42,9 por ciento de la población tenía 40 ó más años de edad, mientras que en Chile (1952) esa proporción era apenas del 22,9 por ciento. Si la población de Inglaterra y Gales hubiera tenido similar estructura por edades que la de Chile en 1952, su tasa bruta de mortalidad habría sido de 5,9 por mil en lugar de 11,3 por mil.

El procedimiento por el cual se elimina el efecto de diferentes estructuras por edad se llama tipificación. Las tasas tipificadas por edad suponen que hay homogeneidad respecto de este factor y, en consecuencia, permiten una mejor comparación del nivel de la mortalidad. La diferencia entre dos tasas tipificadas por edad reflejarían el efecto de los restantes factores, en particular de aquéllos que constituyen el medio económico y social. En el cuadro I-3, se presentan tasas tipificadas de varios países de América Latina y de Europa, con fines comparativos y de interpretación de las tasas brutas respectivas.<sup>5/</sup>

No obstante la reserva anterior, no se podría negar la utilidad práctica de la tasa bruta, sobre todo si se considera la facilidad de su cálculo y que muchas veces es la única información obtenible. Permite seguir la evolución de la mortalidad de un país o región en períodos de tiempo relativamente cortos; es decir, mientras haya motivos para pensar que no ocurren cambios importantes en la estructura por edad de la población. Este problema tiene poca importancia práctica en la mayoría de los países de América Latina, ya que en ellos la estructura por edad varió poco en las últimas décadas. De significación mucho mayor son los cambios en las cifras de muertes que quedan ocultos, por ejemplo, debido al mejoramiento de la integridad de los registros.

Para muchos fines particulares son útiles las tasas específicas. En estos casos no se obtiene un índice sintético del nivel de la mortalidad, sino un conjunto de índices que sirven para descubrir y analizar una serie de condiciones vinculadas con el nivel general de la mortalidad. Los estadísticos sanitarios, por ejemplo, para evaluar los problemas

<sup>5/</sup> Los fundamentos y los métodos de la tipificación de tasas de mortalidad son tratados *in extenso* en el apéndice I.

- 16 médico-sociales y los progresos alcanzados en esta materia, asignan gran importancia a las tasas de ciertas edades y por causas de muerte. Los demógrafos necesitan tasas por sexo y edad para preparar proyecciones de población. En general, el estudio de la influencia de los factores sociales en la mortalidad exige un conocimiento de tasas por clases sociales, nivel de instrucción, etc. Finalmente, los índices de mortalidad más refinados, como las tasas *tipificadas* y la esperanza de vida, implican una elaboración basada en tasas específicas por sexo y edad como mínimo. Sobre este tipo de índice se volverá a tratar más adelante.

4. *Niveles actuales y tendencias pasadas de la mortalidad, con especial referencia a los países de América Latina*

a) *Niveles actuales*

Al presente (1960-1965), los países con más bajo nivel de mortalidad registran tasas brutas inferiores a 10 por mil. En esta situación se encuentran la mayoría de los países de Europa, más Canadá, Estados Unidos, Australia, Nueva Zelanda, Japón, Unión Sudafricana, la Argentina y probablemente el Uruguay. Es cierto que casi la mitad de los países de América Latina presenta tasas oficiales del nivel antes indicado; pero, salvo alguna excepción, ello puede deberse al subregistro relativamente alto de sus estadísticas de muertes.

La obtención de medidas satisfactorias de la mortalidad depende fundamentalmente de la existencia de un sistema de registro y de estadísticas vitales que aseguren una enumeración relativamente completa y oportuna de las muertes. En 1833, de acuerdo con una estimación de Willcox, las regiones del mundo donde existían registros de nacimientos y defunciones estaban habitadas por menos de 100 millones de personas; o sea, un 10 por ciento de la población mundial. Cien años más tarde, en 1933, los sistemas de registros abarcaban aproximadamente a 1 000 millones y, por lo tanto, a cerca de la mitad de la población del mundo.<sup>6/</sup>

<sup>6/</sup> Willcox, Walter F.: *Studies in American Demography*, Cornell University Press, Ithaca, 1940, pág. 200; citado en "La situación y las tendencias recientes de la mortalidad en el mundo", publicado en el Boletín de Población de las Naciones Unidas, N° 6, 1962.

Se estima que en 1958 las regiones con registros contenían alrededor del 68 por ciento de la población, marcando un rápido avance en las últimas décadas. La existencia de registros no significa siempre que las estadísticas sean fidedignas. Así, en 1958 había estadísticas de muertes consideradas *completas* (por lo menos 90 por ciento de las muertes ocurridas en cada año), del 36 por ciento de la población del mundo.<sup>1/</sup> Africa, Asia, América Latina y, en general, los países menos desarrollados económicamente, son las regiones donde las estadísticas de muerte adolecen de mayores defectos, incluyendo el subregistro. En muchos de los países donde tales estadísticas son poco fidedignas, diversas medidas de la mortalidad, como son la tasa bruta y la esperanza de vida al nacer, han sido estimadas mediante el análisis de censos de población y de encuestas por muestreo. Considerando estas fuentes adicionales de información, una estimación para el período 1955-1958 indicaría que del 54 por ciento de la población del mundo se disponía de información adecuada para calcular, por lo menos, la esperanza de vida al nacer. Estas condiciones se daban para, prácticamente, la totalidad de la población de América del Norte y Europa (incluyendo la URSS); sólo se cumplían para un 69 por ciento de la de América Latina y un 37 por ciento de la de Asia, no habiendo en ningún país de Africa datos adecuados de toda la población.

De la situación descrita, resulta que para más del 40 por ciento de la población del mundo, o para un 30 por ciento de la población de América Latina, las evaluaciones del nivel de la mortalidad tenían en ese momento (1955-1958), un carácter conjetural. La información estadística, sin embargo, experimentó una evidente mejoría como consecuencia de los censos de población realizados alrededor de 1960 y debería esperarse que también, aunque probablemente en menor medida, a causa del perfeccionamiento de los sistemas de registro.

De acuerdo con las cifras más recientes publicadas en el *Demographic Yearbook* (1966) de las Naciones Unidas -salvo alguna excepción aislada que no puede tomarse como referencia-, en el período 1960-64 las tasas brutas de mortalidad están por debajo del 20 por mil y con frecuencia no alcanzan al 15 por mil. En muchos casos, en especial en los

<sup>1/</sup> Naciones Unidas: "La situación y las tendencias recientes de la mortalidad en el mundo", *Boletín de Población* N° 6, ST/SOA/Serie N/6, Nueva York, 1962, págs. 14-15.

18 países donde las tasas son relativamente altas, tales resultados deben tomarse con reservas, ya que hay pocas dudas sobre las deficiencias de las estadísticas oficiales que se utilizan. Por último, en aquellos países de los que no se publican cifras por falta de información, es legítimo pensar que soportan una mortalidad más elevada que la de los países para los cuales hay estadísticas vitales o estimaciones aceptables.

En Europa, América del Norte y en los principales países de Oceanía, las condiciones de la mortalidad al presente son muy homogéneas, en el sentido de que hay poca variación entre las tasas de los distintos países de esas regiones, como resultado de un proceso de nivelación operado en las últimas décadas. Una tasa del 9 por mil representa bien el nivel promedio de estos países, y en casos como los de Francia (11,2 por mil) y de Inglaterra y Gales (11,8 por mil) que parecen desviarse inesperadamente sobre ese nivel, la estructura relativamente vieja de sus poblaciones explica dicha situación. (Véase el cuadro I-1).

Guatemala registra la tasa más alta de América Latina con 16,7 por mil, posición que mantiene desde hace varias décadas. El segundo lugar le corresponde a Ecuador, con una tasa del 14,7 por mil. Es probable que varios otros países latinoamericanos soporten similares niveles de mortalidad o mayores todavía, como lo pone en evidencia estimaciones que se apoyan en datos censales, a pesar de que las estadísticas oficiales dan tasas muchas veces inferiores al 10 por mil, como ocurre con Bolivia (7,6), Honduras (9,1), Nicaragua (8,0) y la República Dominicana (7,4). Más confianza merecen las tasas de la Argentina (8,5), el Uruguay (8,8) y Chile (11,8) donde las estadísticas vitales están mejor organizadas que en otros lugares de la región y donde el nivel de mortalidad que reflejan sus respectivas tasas son compatibles con el nivel de vida de la población. Un estudio comparativo de las condiciones demográficas y sociales de los países latinoamericanos llevaría a la conclusión de que las tasas brutas de mortalidad que se presentan en el Demographic Yearbook, no proporcionan una adecuada evaluación del nivel de la mortalidad en la región.

Las comparaciones del nivel de la mortalidad se mejoran mediante la esperanza de vida al nacer.<sup>8/</sup> Este índice tiene

<sup>8/</sup> La esperanza de vida al nacer es el número promedio de años que se espera vivirá un recién nacido si se mantuvieran las condi-

TASAS BRUTAS DE MORTALIDAD EN PAISES SELECCIONADOS DE  
AMERICA LATINA Y DE OTRAS REGIONES DEL MUNDO,  
A PARTIR DEL QUINQUENIO 1930-34 <sup>a/</sup>  
(Tasas por 1 000 habitantes)

País	1930- 1934	1935- 1939	1945- 1949	1955- 1959	1960- 1964
<i>América del Norte y Central</i>					
Canadá	(C) <sup>b/</sup> 10,0	9,9	9,4	8,1	7,7
Costa Rica	(C) 22,0	20,0	14,0	9,6	8,5
Cuba	(I) 11,0	10,8	-	6,5	6,6
El Salvador	(C) 23,0	21,1	17,0	13,7	11,1
Estados Unidos	(C) 11,0	11,0	10,0	9,4	9,5
Guatemala	(C) 26,4	26,8	23,8	19,7	16,7
Honduras	(I) 14,9	16,2	14,3	10,5	9,1
Jamaica	(C) 17,9	16,3	13,5	9,8	8,5
México	(C) 25,6	23,3	17,8	12,2	10,4
Nicaragua	(I) 15,5	15,0	13,1	9,1	8,0
Panamá <sup>c/</sup>	(I) 12,9	12,9	10,9	9,1	7,8
Puerto Rico	(C) 21,1	19,0	12,2	7,1	6,9
República Dominicana	(I) -	8,3	11,1	9,1	7,4
Trinidad y Tobago	(C) 18,9	16,6	13,2	9,6	7,3
<i>América del Sur</i>					
Argentina	(C) 11,6	11,5	9,6	8,6	8,5
Bolivia	(I) ..	..	16,4	9,1	7,6
Colombia	(I) 13,8	16,2	14,7	12,2	10,8
Chile	(C) 23,9	23,3	17,2	12,5	11,8
Ecuador	(I) 24,9	24,6	18,9	14,7	14,7
Perú	(I) 13,3	15,5	12,5	11,8	10,3
Uruguay	(I) 11,6	11,1	9,3	8,8	8,8
Venezuela	(I) 17,9	17,9	13,5	9,0	7,2
<i>Europa</i>					
Francia	(C) 16,0	15,7	13,9	11,8	11,2
Inglaterra y Gales	(C) 12,0	12,0	11,5	11,6	11,8
Italia	(C) 14,1	13,9	11,2	9,6	9,8
Noruega	(C) 10,4	10,2	9,3	8,8	9,5
Países Bajos	(C) 9,0	8,7	9,4	7,6	7,8
Portugal	(C) 16,9	15,9	14,0	11,5	10,8
Yugoslavia	(C) 18,4	15,9	13,2	10,5	9,4
<i>África, Asia y Oceanía</i>					
Australia	(C) 8,8	9,6	9,9	8,8	8,7
Birmania <sup>d/</sup>	(I) ..	..	37,1	20,5	18,6
Filipinas	(I) 17,1	16,7	13,0	8,7	7,3
India <sup>e/</sup>	(I) — 31,2 —	—	27,4	22,8	12,9 <sup>f/</sup>
Japón	(C) 18,1	17,4	16,8	7,8	7,3
República Árabe Unida	(I) 27,1	26,9	23,0	16,9	16,5
Unión de Repúblicas Socialistas Soviéticas	(C) ..	17,9	..	7,7	7,2

<sup>a/</sup> Fuente: Naciones Unidas: *Demographic Yearbook*, 1966.

<sup>b/</sup> Las estadísticas de defunciones se califican de completas (C) o incompletas (I), según la evaluación hecha por las Naciones Unidas, a partir del período 1935-39.

<sup>c/</sup> Excluye la Zona del Canal.

<sup>d/</sup> Mortalidad de la población que vivía en ciudades y pueblos.

<sup>e/</sup> Estimaciones basadas en datos censales, de los períodos 1930-40, 1940-50 y 1950-60.

<sup>f/</sup> Promedio de los años 1962 y 1963, con base en los resultados de la Encuesta Nacional por muestreo.

20 la ventaja teórica de ser independiente de la estructura por edad de la población, aunque su cálculo no es tan sencillo y rápido como el de la tasa bruta. La deducción de la esperanza de vida implica la construcción de una tabla de vida, para lo que se necesitan datos estadísticos, de los cuales generalmente sólo se dispone en la época del censo de población. Por otra parte, dado que las estadísticas de muertes adolecen, como se dijo, de serias deficiencias en muchos países, no se solucionaría el problema construyendo tablas de vida con dicha información, ya que no reflejaría tampoco la verdadera mortalidad. Por fortuna, existen otros métodos para estimar la esperanza de vida, los cuales si bien dan resultados sólo aproximados, son el camino más seguro cuando se carece de datos fidedignos de las defunciones.<sup>9/</sup>

En el cuadro I-2 se presentan estimaciones de la esperanza de vida al nacer para una fecha reciente de todos los países latinoamericanos de los que hay información y, con fines comparativos, de algunos países de América del Norte, Europa, Asia y Oceanía. En aquellos casos de estimaciones no basados en estadísticas de muertes, se indica el método usado.

Los más bajos niveles de mortalidad están representados en el cuadro I-2, siendo la esperanza de vida al nacer de esas poblaciones de un poco más que 70 años para ambos sexos reunidos. Los Países Bajos registran los valores más altos, con 71,1 años para los varones y 74,7 años para las mujeres. De los países latinoamericanos incluidos, la población de la Argentina registra la mayor esperanza de vida al nacer con, aproximadamente, 65 años en el año 1960 (63,1 y 68,9 años, respectivamente, hombres y mujeres). La esperanza de vida de la población de Costa Rica era estimada en 63,3 años en 1963, mientras que en otros tres países (Chile y México en 1960 y Panamá en el período 1950-1960) el cálculo da valores entre 55 y 60 años. En los restantes países de la región

<sup>9/</sup> Aquí interesa referirse a la posibilidad de construir tablas de vida para un intervalo de tiempo, utilizando las relaciones de supervivencia intercensales de la población, por cohortes de edades, lo cual proporciona una descripción de la mortalidad promedio del período considerado. Las evaluaciones de la mortalidad del Brasil, donde no hay estadísticas vitales, se han basado en este método.

8 - ciones o ley de mortalidad observada en una fecha o período determinado. En el apéndice II se describe una tabla de vida y se definen sus principales funciones, incluyendo la esperanza de vida.

ESPERANZAS DE VIDA AL NACER EN PAISES SELECCIONADOS DE  
AMERICA LATINA Y OTRAS REGIONES DEL MUNDO  
ALREDEDOR DE 1960-1965 <sup>a/</sup>

País	Período	Esperanza de vida al nacer (años)	
		Hombres	Mujeres
Canadá	1960-1962	68,3	74,2
Estados Unidos	1965	66,8	73,7
Costa Rica <sup>b/</sup>	1963-1964	61,9	64,9
El Salvador <sup>c/</sup>	1951-1961	44,7	47,4
Guatemala <sup>d/</sup>	1964	46,8	48,6
Panamá <sup>e/</sup>	1960-1961	57,8	60,9
México <sup>f/</sup>	1960	57,6	60,3
Argentina <sup>g/</sup>	1960	63,1	68,9
Brasil <sup>h/</sup>	1960-1965	53,6	59,2
Colombia <sup>i/</sup>	1963-1965	57,8	61,1
Chile <sup>j/</sup>	1960-1961	54,3	59,9
Ecuador <sup>k/</sup>	1962	51,1	53,8
Francia	1964	68,0	73,1
Inglaterra y Gales	1963-1965	68,3	74,7
Países Bajos	1961-1965	71,1	75,9
Portugal	1959-1962	60,7	66,3
Yugoslavia	1961-1962	62,4	65,6
Australia	1960-1962	67,9	74,2
Japón	1965	67,7	72,9

a/ Salvo indicación contraria, la fuente es el *Demographic Yearbook*, 1966 de las Naciones Unidas.

b/ Dirección General de Estadística: "Tablas abreviadas de vida", *Revista de Estudios y Estadísticas*, San José, Costa Rica, mayo, 1966.

c/ Arretx, C.: *Proyecciones de la población de El Salvador, por sexo y grupos de edad, 1961-1981*, CELADE, Serie A, N° 70, Santiago, Chile, 1967.

d/ Alvarez, L.: *Guatemala: Proyecciones de población por sexo y edad, 1965-1980*, CELADE, Serie A, N° 72, 1967.

e/ Araica, H.: "Tablas de mortalidad de la República de Panamá: 1960-1961"; *Estadística Panameña*, año XXV, Suplemento, Dirección de Estadística y Censos, Panamá.

f/ Benítez Zenteno, R. y Cabrera Acevedo, G.: *Tablas abreviadas de mortalidad de la población de México: 1930, 1940, 1950, 1960*; El Colegio de México, 1967.

g/ Camisa, Zulma: *Argentina: Proyección de la población por sexo y edad: 1960-1980*, CELADE, Serie C, N° 62, Santiago, Chile, 1965.

h/ Escritorio de Pesquisa Económica Aplicada (EPEA): *Demografia, Diagnostico Preliminar*, Ministério do Planejamento e Coordenação Económica.

i/ Ministerio de Salud Pública: *Hechos Demográficos*, Asociación de Facultades de Medicina, Bogotá, Colombia, enero de 1968.

j/ Tacla, Odette y Pujol, José M.: *Chile, Tablas abreviadas de mortalidad, 1952-1953 y 1960-1961*. CELADE, Serie C, N° 11, Santiago, Chile, 1965.

k/ Merlo, P.: *Tabla de vida de Ecuador*, División de Estadística y Censos, Junta Nacional de Planificación, (inédito), Ecuador, 1965.

22 considerados, dicha esperanza de vida estaba por debajo de los 55 años, como son Ecuador, El Salvador, Honduras, Guatemala y Nicaragua. La estimación para Guatemala sitúa la esperanza de vida la nacer por debajo de los 50 años en el período 1963-1964; la de Honduras y Nicaragua sería similar hacia esa época. En el caso particular de la población de Nicaragua, como la esperanza de vida resultante de las condiciones medias de la mortalidad del período intercensal 1950-1963 era de un poco más que 38 años, aun en condiciones muy favorables de descenso de la mortalidad debería esperarse un valor inferior a 45 años para 1960. Estos niveles de mortalidad pueden compararse con la estimación hecha para la población de la India, correspondiente al período intercensal 1951-1960, que dio una esperanza de vida de aproximadamente 40 años, aunque esta estimación se basa en sólo el 80 por ciento de la población del país.

La aparente analogía entre los niveles de las tasas brutas de más de la mitad de los países de América Latina y los niveles registrados en América del Norte, Europa y Oceanía puede explicarse, en parte importante, por la calidad de las estadísticas respectivas, aunque también es resultado de la distinta estructura por edad de sus poblaciones. Una tasa de 10 por mil en una población estacionaria<sup>10/</sup> significa una esperanza de vida de 100 años.<sup>11/</sup> Ahora bien, las tablas de vida construidas con datos del quinquenio 1960-64 dan una esperanza de vida (ambos sexos) un poco superior a los 70 años en los países de más baja mortalidad (Noruega, Países Bajos, Suecia, Australia, etc.), lo cual se traduce, en condiciones teóricas estacionarias, en una tasa bruta de 14 por mil aproximadamente. El caso de Inglaterra y Gales y Canadá sirve para ilustrar la influencia que ejerce la estructura por edad sobre la tasa bruta. En el primero de estos países la tasa media del período 1957-1959 fue de 11,6 por mil, y en el Canadá, en igual período, de sólo 8,0 por mil, mientras que la esperanza de vida al nacer en esa misma época era prácticamente la misma: alrededor de 68 años para hombres y 73 años para mujeres. La tasa bruta de Inglaterra

<sup>10/</sup> En condiciones estacionarias, la mortalidad específica por edad no cambia y el número de nacimientos es igual al número de muertes. Estas hipótesis están implícitas en la tabla de vida.

<sup>11/</sup> La esperanza de vida al nacer ( $e_0^o$ ), deducida de la tabla de vida, es igual al recíproco de la tasa bruta de mortalidad que correspondería a la población estacionaria ( $L_x$ ) de la tabla.



y Gales es relativamente alta como consecuencia del fuerte *envejecimiento* de su población, la que a su vez es una derivación del descenso de la fecundidad en las décadas anteriores. Tal proceso de envejecimiento no se advierte en el Canadá. 23

El razonamiento que precede puede formularse en forma más general, considerando que las poblaciones están creciendo y, como consecuencia, su estructura por edad es más *joven* que en condiciones estacionarias. Entonces, un modelo teórico más plausible es una población creciente cuyas tasas de fecundidad y mortalidad no cambien; esto es, una población que a partir de un determinado momento mantenga constante su composición relativa por edad. Se demuestra que en condiciones estables, eligiendo diversos niveles de natalidad, pero manteniendo igual mortalidad específica por edad, se llega a poblaciones con distinta estructura por edad y, como forzosa consecuencia, también a distintas tasas brutas de mortalidad.<sup>12/</sup>

Por ejemplo, a un nivel de mortalidad expresado por una esperanza de vida al nacer de 50 años, corresponderían tasas brutas de mortalidad variables entre 15,8 y 18,8 por mil al pasar de tasas de natalidad de, aproximadamente, 45 a 23 por mil.<sup>13/</sup> Los países de América Latina, con la excepción de la

<sup>12/</sup> La tasa bruta equivale a un promedio ponderado de las tasas específicas por edad.

<sup>13/</sup> Los valores siguientes muestran la relación que existe entre la natalidad, la mortalidad y la estructura por edad en modelos teóricos de población. En particular se quiere llamar la atención sobre el cambio de la tasa bruta de mortalidad, para un mismo nivel de esperanza de vida al nacer, cuando cambia la estructura por edad. Con tal propósito se han tomado dos niveles de esperanza de vida al nacer (50 y 70,2 años), representativos de los niveles de mortalidad alrededor de 1960 en los países latinoamericanos donde tales niveles se mantenían relativamente altos y en países de Europa noroccidental:

Caso	Esperanza de vida al nacer	Tasa de natalidad	Estructura por edades (Porcentajes)				Tasa bruta de mortalidad
			Menos de 15	15-59	60 y más	Total	
A	50	44,9 <sup>a/</sup>	44,6	50,9	4,5	100	15,8
B	50	22,7 <sup>b/</sup>	27,0	60,0	13,0	100	18,8
C	70,2	42,9 <sup>a/</sup>	47,3	48,4	4,3	100	4,8
D	70,2	22,3 <sup>b/</sup>	29,3	57,7	13,0	100	9,4

<sup>a/</sup> Corresponde a una tasa bruta de reproducción de 3,0.

24 Argentina y el Uruguay, han mantenido una elevada tasa de natalidad, de donde resulta que sus poblaciones son relativamente jóvenes. En consecuencia, sus tasas brutas de mortalidad son más bajas que las que resultarían si sus poblaciones fueran similares a las de muchos países europeos. En conclusión, las diferencias de estructura por edad tienden a reducir el margen entre las tasas brutas.

En el cuadro I-3, se comparan las tasas brutas de mortalidad de varios países latinoamericanos y europeos y sus respectivas tasas tipificadas. Estas últimas expresan las tasas que corresponderían a cada país si su población hubiera tenido la estructura por edad de un país típico latinoamericano (en este caso, Colombia). Las tasas tipificadas de los países europeos, indican el nivel que debería haber alcanzado la tasa bruta de un país latinoamericano típico para que su mortalidad sea tan baja como la de los países europeos tomados en consideración. Las tasas tipificadas de los países latinoamericanos difieren poco de las tasas brutas respectivas, debido a que la estructura por edad de sus poblaciones son semejantes a la de la población de Colombia. Por el contrario, las tasas tipificadas de los países europeos son notoriamente más bajas que las tasas brutas respectivas. Para que el nivel latinoamericano fuera comparable en 1950 al de Noruega, Suecia o el de los Países Bajos, la tasa bruta debería haber sido de aproximadamente 5 por mil; esto es, entre un medio y un tercio de lo registrado.

#### *b) Tendencias pasadas*

En las tres últimas centurias la población del mundo experimentó un crecimiento sin precedentes en su historia. Hasta 1650 -fecha de la estimación más antigua actualmente

*b/* Corresponde a una tasa bruta de reproducción de 1,5.

Los casos A y D corresponden, aproximadamente, a las condiciones prevalecientes alrededor de 1950 en varios países de América Latina y de Europa noroccidental, respectivamente. El caso C representa una situación a la que llegarían en pocas décadas más los países latinoamericanos si se mantuvieran las tendencias actuales de fecundidad y mortalidad de esos países. El caso B no representa condiciones observadas en lo pasado y probablemente tampoco se presentará en un futuro previsible. (Véase: J. Bourgeois-Pichat: "Utilisation de la notion de population stable pour mesurer la mortalité et la fécondité des populations des pays sous-développés". *Bulletin de l'Institut International de Statistique*, Tomo 36, Estocolmo, 1958, pág.97).

TASAS BRUTAS Y TASAS TIPIFICADAS DE MORTALIDAD DE VARIOS  
PAISES DE AMERICA LATINA Y DE EUROPA, ALREDEDOR DE 1950  
(Tasas por mil habitantes)

Países	Año	Tasas brutas <sup>a/</sup>	Tasas tipificadas <sup>b/</sup>
<i>América Latina</i>			
Costa Rica	1950	12,2	12,7
Chile	1952	13,8	14,6
El Salvador	1950	14,8	15,0
México	1950	16,2	17,0
Rep. Dominicana	1950	10,0	10,0
Venezuela	1950	10,8	11,1
<i>Europa</i>			
Francia	1954	12,1	6,1
Inglaterra y Gales	1951	12,5	6,1
Noruega	1952	8,5	4,6
Países Bajos	1948	7,4	5,1
Suecia	1950	10,0	5,0

<sup>a/</sup> Naciones Unidas: *Demographic Yearbook*, 1957.

<sup>b/</sup> Tipificadas con la estructura por edad de la población de Colombia (1951). Los métodos de tipificación son expuestos en el apéndice I.

aceptada-, la población creció en forma lenta como consecuencia de la elevada mortalidad prevaletiente. A partir de esa época, el crecimiento se aceleró cada vez más llegando a duplicarse a intervalos cada vez más cortos. La población pasó de 545 millones en 1650 a 2400 millones en 1950, esto es, aumentó más de cuatro veces en tres siglos. Tal incremento es el resultado del descenso de la mortalidad, el cual compensó y excedió el efecto contrario producido por el descenso de la natalidad registrado en algunas regiones a par-del siglo XIX, en particular en Europa y América del Norte. Es probable que alrededor de 1700 la esperanza de vida en las zonas más adelantadas fuera de unos 30 a 35 años, en tanto que hoy día ha sobrepasado los 70 años.

El descenso del nivel de la mortalidad se explica principalmente por el creciente dominio del medio ambiente por parte del hombre. Este dominio fue posible gracias al concurso de cuatro factores: a) la apertura de nuevos continentes, lo cual proveyó nuevas fuentes de recursos alimenticios

26 y una salida para el exceso de la población europea; b) la expansión del comercio, que hizo posible el transporte de alimentos y bienes de capital a largas distancias; c) los cambios tecnológicos ocurridos en la agricultura, junto al desarrollo de la industria moderna, y d) el mayor éxito en la lucha contra las enfermedades, conseguido mediante viviendas mejores, medidas sanitarias, aumento de los conocimientos en medicina preventiva y, recientemente, descubrimientos de farmacología y quimioterapia, en particular antibióticos y nuevos insecticidas (DDT, etc.).

Los progresos más significativos e impresionantes en la reducción de la mortalidad se han obtenido en los últimos 80 años a través del dominio y tratamiento de las enfermedades infecciosas y parasitarias, en primer término por la acción contra las epidemias (cólera, fiebre amarilla, viruela, peste bubónica, etc.). En este avance tuvieron gran importancia el descubrimiento del origen microbiano de muchas enfermedades (Pasteur, 1870); el de los agentes de la mayoría de las enfermedades transmisibles; el descubrimiento de vacunas; la erradicación de vectores portadores (mosquitos y otros insectos) mediante el saneamiento del terreno y el uso de insecticidas (DDT), la instalación de sistemas de provisión de agua potable y la eliminación de desechos en las ciudades, las medidas de higiene en la manipulación de alimentos y la ampliación de los servicios médicos.

Los progresos en materia de salud no se han alcanzado por igual en todas las regiones del mundo. Hasta hace pocas décadas, tales progresos se limitaban prácticamente a los países de la Europa occidental, América del Norte, Australia, Nueva Zelanda, Unión Sudafricana y, en América Latina, probablemente a la Argentina y el Uruguay. Entre los países de Asia, solamente el Japón podría colocarse en una situación similar. Alrededor de 1947, aún existían en vastas poblaciones del mundo niveles de mortalidad tan elevados o incluso más altos que los predominantes cien años antes en varios países europeos. Así, en Asia (excluyendo a la Unión Soviética) y en Africa, con la excepción de unos pocos países, las tasas brutas de mortalidad se estimaron por las Naciones Unidas (*Demographic Yearbook*, 1949-1950) entre 25-30 y 30-35 por mil, según los casos. En América Latina, durante la década 1930-1940, predominaron niveles de mortalidad comparables a los de los países de Europa de más baja mortalidad en el último cuarto del siglo pasado, como son los casos de Costa Rica, México, Chile y Venezuela, cuyas tasas se situa-

ban entre 25 y 30 por mil, aunque dada la deficiencia de los registros, es probable que la mortalidad fuera todavía superior. De otros países de América Latina, de los que no hay datos disponibles para aquella época, podría pensarse en un nivel de mortalidad similar y aún más alto. En México, por ejemplo, las tasas específicas por edad, alrededor de 1940, tenían un nivel comparable con el que presentaban Inglaterra y Gales en el período 1846-50.

En las últimas décadas, los progresos han sido más rápidos que en lo pasado y como resultado de ello, la mortalidad diferencial por regiones y países se ha reducido de modo sorprendente. Comparando las tasas de los años inmediatamente anteriores a la última guerra (1935-1939) con tasas más recientes (1960-64), se comprueba que las mismas se redujeron en ese lapso entre un 40 y un 55 por ciento en aquellos países donde la mortalidad podría considerarse relativamente alta; mientras que en los países con baja mortalidad las ganancias fueron significativamente menores. Del cuadro I-1 se extractan los siguientes valores:

País	Tasas brutas (por 1 000)		Disminución relativa (Por cien)
	1935-1939	1960-1964	
Guatemala	26,5	16,7	37
México	23,3	10,4	55
El Salvador	21,1	11,1	47
Egipto	26,9	16,5	39
Japón	17,4	7,3	58
Portugal	15,9	10,8	32
Italia	13,9	9,8	30
Noruega	10,2	9,5	7
Países Bajos	8,7	7,8	10
Australia	9,6	8,7	9

Los actuales niveles de mortalidad de la Europa occidental, América del Norte y algunos países más, como Australia y Nueva Zelanda, son el resultado de un proceso de reducción iniciado hace unos ciento cincuenta años y precedido por cambios en las condiciones económicas y sociales, en el progreso científico y en la difusión de conocimientos. En el presente, se dispone de vastos conocimientos sobre salud pública y medicina que podrían aplicarse de inmediato en países con elevada mortalidad. Desde el exterior es posible proporcionar personal, servicios y ayuda financiera, de tal modo que con bajos costos para el país beneficiado, puedan crearse las condiciones necesarias para la salud sin cambiar

28 las costumbres de la población ni las instituciones económicas y sociales. Existen algunos casos elocuentes del efecto de la ayuda exterior sobre la mortalidad, entre los cuales descuella el de Ceilán. Alrededor de 1946, este país tenía una tasa de mortalidad cercana a 20 por mil, pero la aplicación de modernas medidas sanitarias de acción contra la malaria permitió reducir dicha tasa a 14,3 por mil en 1947 y a 12,0 por mil en 1952. La experiencia de muchos países de Asia, América Latina y otras regiones del mundo, demuestra que la rápida evolución de las tasas de mortalidad en los últimos veinte años obedece en su mayor parte al avance sanitario y relativamente poco, al mejoramiento del bienestar económico, en particular a una mejor alimentación. En términos generales, considérase que en América Latina los incrementos recientes de los ingresos reales han beneficiado a los sectores urbanos, no habiendo aumentado, por lo contrario, los consumos por habitante de las poblaciones agrícolas. Respecto a los programas de salud, hubo una gran aceleración de los mismos en la postguerra, especialmente en los países dependientes de la Oficina Sanitaria Panamericana, destacándose en dichos programas las campañas antipalúdicas.<sup>14/</sup>

Las tendencias pasadas de la mortalidad podrían analizarse basándose en los cambios en la esperanza de vida antes que en las tasas brutas. Desafortunadamente, sólo hay cálculos y estimaciones recientes para la mayoría de los países de América Latina y de otras regiones del mundo poco desarrolladas (véase la sección precedente), en tanto que los datos retrospectivos son escasos.

En el cuadro I-4 se ha reunido la información disponible acerca de América Latina. Con fines comparativos se incluyen datos pertinentes a Canadá y Japón y determinados países de Europa. De estas cifras se derivan dos conclusiones: primera, las ganancias en años de esperanza de vida fueron mayores, en general, en la postguerra que en el período anterior, y segunda, esas ganancias fueron más fuertes en aquellos países cuya mortalidad era relativamente alta alrededor de 1940. En efecto, el aumento anual medio de la esperanza de vida de la población femenina fue 0,85 años en México en el período 1940-1950 y de 0,93 años en el período

<sup>14/</sup> Stolnitz, G.J.: "The Revolution in Death Control in Non-industrial Countries", *The Annals*, Volumen 316, marzo, 1958; The American Academy of Political and Social Science, Filadelfia.

CAMBIOS EN LA ESPERANZA DE VIDA AL NACER EN ALGUNOS PAISES  
DE AMERICA LATINA Y DE OTRAS REGIONES DEL MUNDO, EN LAS  
ULTIMAS DECADAS<sup>a/</sup>

País	Fecha	Hombres		Mujeres	
		Esperanza de vida al nacer	Ganan- cia anual	Esperanza de vida al nacer	Ganan- cia anual
Canadá	1930-1932	60,0		62,1	
	1945	64,7	0,34	68,0	0,42
	1955-1957	67,6	0,26	72,9	0,45
	1960-1962	68,3	0,14	74,2	0,26
Argentina <sup>a/</sup>	1947	58,7		62,9	
	1960	63,1	0,34	68,9	0,46
Costa Rica <sup>c/</sup>	1950	54,6		57,0	
	1963-1964	61,9	0,61	64,9	0,66
México <sup>d/</sup>	1930	36,1		37,5	
	1940	40,4	0,43	42,5	0,50
	1950	48,1	0,77	51,0	0,85
	1960	57,6	0,95	60,3	0,93
Chile <sup>e/</sup>	1930	40,4		41,0	
	1940	40,9	0,05	43,2	0,22
	1952-1953	52,9	0,96	56,8	1,09
	1960-1961	54,3	0,17	59,9	0,39
Francia	1933-1938	55,9		61,4	
	1946-1949	61,9	0,50	67,4	0,50
	1952-1956	65,0	0,48	71,1	0,57
	1964	68,0	0,30	75,1	0,40
Noruega	1932-1941	64,1		67,5	
	1945-1948	67,8	0,37	71,7	0,42
	1951-1955	71,1	0,51	74,7	0,46
	1956-1960	71,3	0,04	75,6	0,18
Inglaterra y Gales	1931	58,7		62,9	
	1951	66,4	0,38	71,5	0,43
	1963-1965	68,3	0,15	74,4	0,22
Japón	1935-1936	46,9		49,6	
	1957	63,2	0,76	67,6	0,84
	1965	67,7	0,56	72,9	0,66

<sup>a/</sup> Fuente: Salvo otra indicación, *Demographic Yearbook, 1966* de las Naciones Unidas.

<sup>b/</sup> Camisa, Zulma: Proyección de la población ... *Op. cit.*

<sup>c/</sup> Dirección General de Estadística y Censos: *Tablas de vida de Costa Rica, 1949-1951*, San José, Costa Rica, 1957.

*Ibidem*: Tablas abreviadas de vida, Costa Rica, 1963. *Op. cit.*

<sup>d/</sup> Benítez Z., R. y Cabrera A., G: *Tablas abreviadas de mortalidad de la población de México ... Op. cit.*

<sup>e/</sup> Taciá, O. y Pujol, J.M.: *Op. cit.*

30 1950-1960; en Chile (1940-1952) alcanzó a 1,09 y en el Japón (1935-1957) a 0,84 años:<sup>15/</sup> La esperanza de vida femenina en los dos primeros países, al comienzo del período considerado, era de unos 40 años y en el caso del Japón próxima a los 50 años. Por el contrario, en Canadá, Noruega e Inglaterra y Gales, el aumento anual medio de la esperanza de vida se mantuvo desde una fecha cercana a 1930 por debajo de 0,50, y en la década 1950-1960 por debajo de 0,30. Como se puede observar en el cuadro I-4, en estos últimos países, hacia 1940, la esperanza de vida estaba cerca o había sobrepasado los 65 años.

La esperanza de vida de la población masculina siguió un comportamiento similar al de la población femenina, aunque las ganancias fueron ligeramente menores.

#### 5. Mortalidad por sexo y edad

La mortalidad varía con la edad de los individuos, lo cual es en primer término, y principalmente, una característica biológica. Pero al margen de la acción del proceso natural de deterioro de las funciones vitales por envejecimiento, varias otras consideraciones confieren especial interés al estudio de la mortalidad según la edad, ya que casi no hay análisis de este fenómeno donde no se requiera controlar esta variable.

Ello se explica dada la elevada correlación existente entre la edad y el riesgo de morir o probabilidad de muerte. En la comparación del nivel general de la mortalidad de dos poblaciones y, por lo común, en los estudios de mortalidad diferencial entre varios segmentos de población con distintas características sociales o ambientales, remover la influencia de la composición por edad es una regla metodológica elemental.

Numerosas causas de muerte son propias de ciertos períodos de la vida, o durante ellos ocurren con mayor frecuencia, como son las enfermedades contagiosas, que por producir inmunidad en los individuos que las han padecido, sólo pueden presentarse en la primera infancia; las lesiones graves

<sup>15/</sup> La esperanza de vida en 1946 traducía las condiciones excepcionales existentes al término de la guerra. En efecto, en el caso de la población femenina, tiene el mismo nivel de 1935-1936, y en el caso de la población masculina, uno inferior. Por consiguiente puede deducirse que las ganancias del período 1946-1957 fueron del orden de 1,60 por año civil.



provocadas por accidentes del trabajo y del tránsito, cuyo riesgo es más alto en adultos jóvenes y de mediana edad, o los procesos degenerativos que se manifiestan generalmente en edades avanzadas. 31

Por último, también se requiere información por edad para construir tablas de vida, preparar proyecciones de población y para introducir la variable mortalidad en diversos cálculos demográficos, tales como la tasa neta de reproducción y una tabla de nupcialidad.

Otro tanto corresponde decir respecto del sexo, vista, en general, la existencia de una mortalidad diferencial de hombres y mujeres y, en particular, el diferente riesgo de muerte asociado a ciertas causas.

Para medir la mortalidad por sexo y edad se calculan tasas específicas, por edades individuales o por grupos de edades, según sea el uso que se les vaya a dar. En las aplicaciones más corrientes, las tasas se expresan por grupos quinquenales de edades.

De acuerdo con el principio general enunciado en la sección 2, la tasa anual media del intervalo de edad  $x$  a  $x+4$  vale:

$$5m_x = \frac{D_x + D_{x+1} + D_{x+2} + \dots + D_{x+4}}{N_x + N_{x+1} + N_{x+2} + \dots + N_{x+4}} = \frac{5D_x}{5N_x}$$

donde  $D_x \dots D_{x+4}$  son las muertes ocurridas en un año civil dado, y

$N_x \dots N_{x+4}$ , la población media correspondiente. Si con el fin de eliminar variaciones aleatorias se amplía el intervalo de observación -por ejemplo, a tres años civiles-, bastará promediar las muertes y comparar el resultado con la población media del intervalo.

Por razones metodológicas, conviene comenzar por el cálculo de tasas por grupos de edades, aunque se termine con tasas por edades individuales. Tal como acontece con los datos de población, las cifras estadísticas de muertes clasificadas por edad adolecen de importantes errores accidentales y de declaración. Errores que se compensan en buena medida, cuando las cifras se agrupan tomando intervalos de edad.

En el cuadro I-5, se presenta las tasas por sexo y edad de los Estados Unidos y México, las cuales son representativas de dos niveles diferentes de mortalidad alrededor de

32 1940. En ambos casos, a pesar de la diferencia de nivel, se advierte la distribución por edades característica de todas las poblaciones humanas: en los primeros años de vida, sobre todo en el primero, la tasa es muy elevada; decrece rápidamente hasta alcanzar un mínimo absoluto cerca de los 10 años, y desde allí crece lenta, pero sostenidamente, hasta una edad próxima a los 50 años; con posterioridad, dicho crecimiento se acentúa. (Véase el gráfico I-1).

Generalizando, se puede decir que la mortalidad es elevada en los dos extremos de la existencia. Superada la primera semana de vida, desciende en forma rápida, siendo durante la niñez relativamente baja. En esta última etapa, la mayoría de las muertes se debe a enfermedades infecciosas y parasitarias y a accidentes graves; las primeras se están reduciendo cada vez más gracias al tratamiento con antibióticos y sulfamidas. En la juventud, la tensión de la vida urbana e industrial acarrea un aumento de la mortalidad, y los factores inherentes al medio económico y social y los modos de vida individuales provocan un continuo incremento del riesgo de muerte al aumentar la edad. En las edades más avanzadas, el rápido desgaste del organismo, más que las condiciones adversas del ambiente, se convierte en la causa dominante de mortalidad.<sup>16/</sup>

Como regla, la mortalidad masculina excede a la femenina a lo largo de todas las edades.<sup>17/</sup> En el cuadro I-5, se aprecia la mortalidad diferencial por sexo en los Estados Unidos y México alrededor de 1940 y 1950. En el primero de los países nombrados la sobremortalidad masculina es particularmente marcada en el primer año de vida y a partir de los 50 años de edad aproximadamente; en 1940 la sobremortalidad masculina alcanzó a 30 por ciento en el primer año de vida y a 48 por ciento (máximo absoluto) en el grupo de 55-59 años de edad.

Cuando la mortalidad desciende, la sobremortalidad masculina aumenta en cifras relativas. Esta comprobación indica que los progresos en el dominio de las causas de muerte han sido mayores respecto de la población femenina. En efecto, alrededor de 1940 la sobremortalidad relativa masculina fue mayor en los Estados Unidos que en México. En el mismo país, también la variación proporcional de las tasas femeninas fue

<sup>16/</sup> Benjamin, B.: *Elements of Vital Statistics*, Londres, 1959, pág. 81.

<sup>17/</sup> Para una discusión más amplia de estos diferenciales y sus tendencias véase el capítulo II.

mayor en el período 1940-1950 que la variación correspondiente de las tasas masculinas. (Véase el cuadro I-5, columnas 7 y 8).

Cuadro I-5

TASAS DE MORTALIDAD, POR SEXO Y GRUPOS DE EDAD,  
EN MEXICO Y LOS ESTADOS UNIDOS, 1940 Y 1950  
(Tasas por 1 000 habitantes)

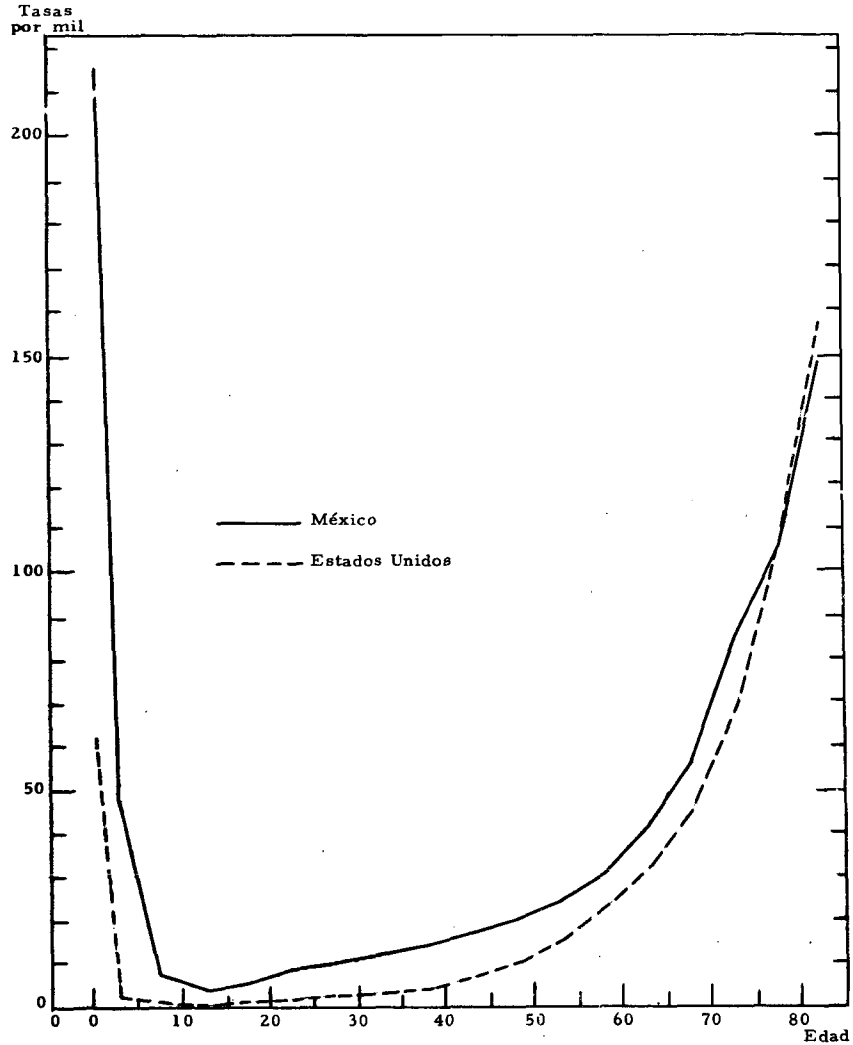
Grupos de edades	México		Estados Unidos				Porcentaje de reducción c/	
	1940 <sup>a/</sup>		1940 <sup>a/</sup>		1950 <sup>b/</sup>			
	Mascu- lino	Feme- nino	Mascu- lino	Feme- nino	Mascu- lino	Feme- nino	Mascu- lino	Feme- nino
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
Menos de 1	218,3	191,8	61,9	47,7	37,3	28,5	39,7	40,3
1 - 4	47,7	48,6	3,1	2,7	1,5	1,3	51,6	51,9
5 - 9	7,9	7,9	1,2	0,9	0,7	0,5	41,7	44,4
10 - 14	4,2	3,9	1,1	0,9	0,7	0,4	36,4	55,6
15 - 19	6,2	5,8	1,9	1,5	1,4	0,8	26,3	46,7
20 - 24	9,3	8,7	2,7	2,1	1,9	1,0	29,6	52,4
25 - 29	10,9	9,3	3,1	2,5	2,0	1,2	35,5	52,0
30 - 34	12,7	10,3	3,7	3,0	2,4	1,6	35,1	46,7
35 - 39	14,8	11,7	4,9	3,9	3,4	2,3	30,6	41,0
40 - 44	17,4	13,5	7,0	5,2	5,3	3,5	24,3	32,7
45 - 49	20,5	15,7	10,1	7,1	8,4	5,2	16,8	26,8
50 - 54	24,4	19,0	15,1	10,3	13,1	7,7	13,2	25,2
55 - 59	30,4	23,9	22,1	14,9	19,9	11,3	10,0	24,2
60 - 64	41,8	39,1	31,5	22,0	29,1	17,5	7,6	20,5
65 - 69	57,0	52,7	44,9	33,4	41,1	25,9	8,5	22,5
70 - 74	84,6	84,8	68,0	54,3	60,6	43,2	10,9	20,4
75 - 79	106,4	109,5	103,7	86,5	89,6	69,6	13,6	19,5
80 - 84	151,9	169,1	156,6	136,0	133,4	110,7	14,8	18,6
85 y más	270,3	315,6	246,4	227,6	216,4	191,9	12,2	15,7
Todas las edades	24,4	22,3	12,0	9,5	11,1	8,2	7,5	13,7

a/ Demographic Yearbook, 1949-50.

b/ "Deaths and Death Rates for 64 Selected Causes, by Age, Race and Sex", Vital Statistics, Special Reports, Vol. 37, No 11, 1950. Nat. Office of Vital Statistics, Washington.

c/ Porcentaje:  $\frac{1940-1950}{1940} \times 100$ .

TASAS MASCULINAS DE MORTALIDAD POR EDAD,  
MEXICO Y ESTADOS UNIDOS, 1940



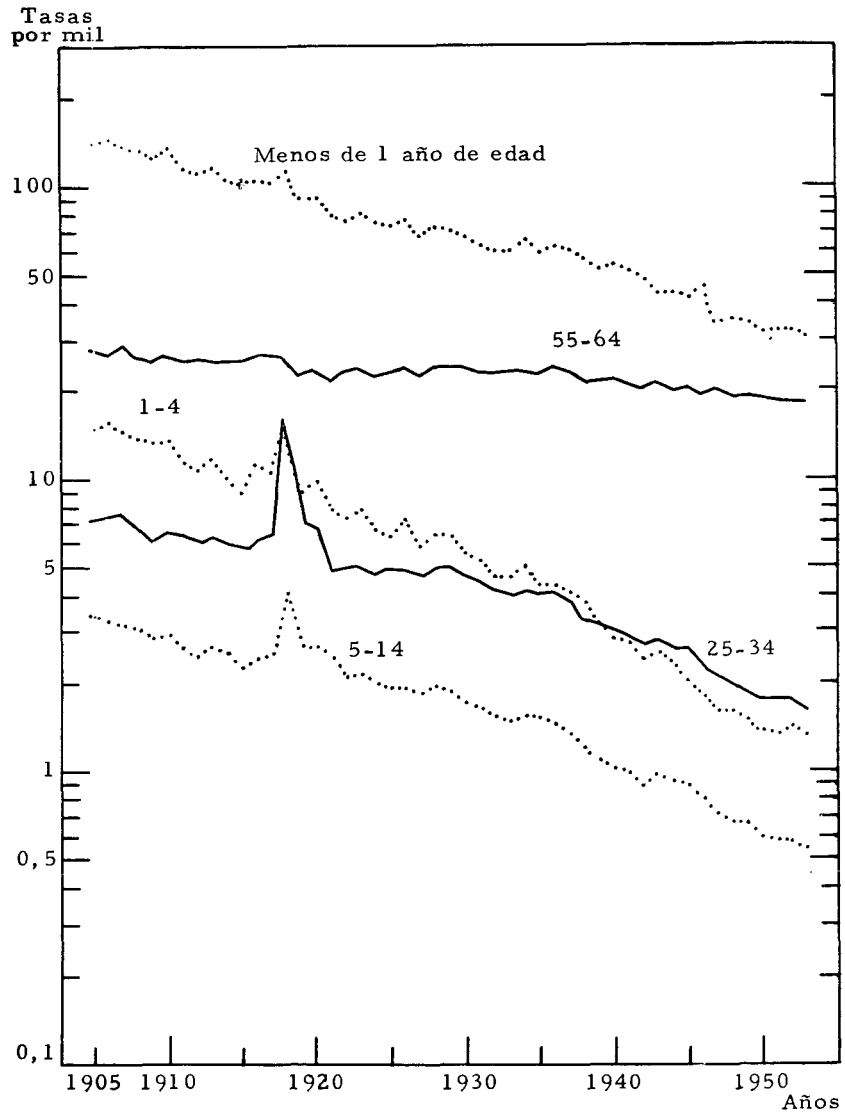
Fuente: Cuadro I-5.

Las tendencias de la tasa bruta de mortalidad expresan un resultado medio de la evolución del fenómeno en las distintas edades. Con la probable excepción del primer año de vida, los progresos en la reducción de la mortalidad disminuyen en cifras relativas cuando aumenta la edad, a consecuencia del progresivo predominio de las muertes por enfermedades degenerativas características de las edades avanzadas (cáncer, enfermedades cardiovasculares, etc.), respecto de las cuales la ciencia médica ha tenido hasta ahora menos éxito que con las causas exógenas (por ejemplo, las enfermedades infecciosas y parasitarias), o sea, las causas que han provocado y siguen provocando en todas las poblaciones la mayor parte de las muertes jóvenes. En el gráfico I-2 se registran las variaciones proporcionales de las tasas de algunos grupos de edades en el período 1905-1953, correspondientes a los Estados Unidos. Los progresos más impresionantes se produjeron en las edades tempranas (-1, 1 a 4 y 5 a 14 años) y son menos marcados a medida que la edad avanza. Así, en el grupo de 55 a 64 años de edad la tasa se redujo en casi un tercio en esos 50 años, en tanto que la reducción fue de nueve décimos en el grupo 1-4.

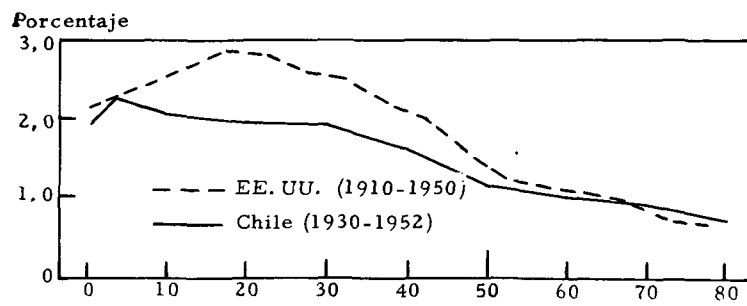
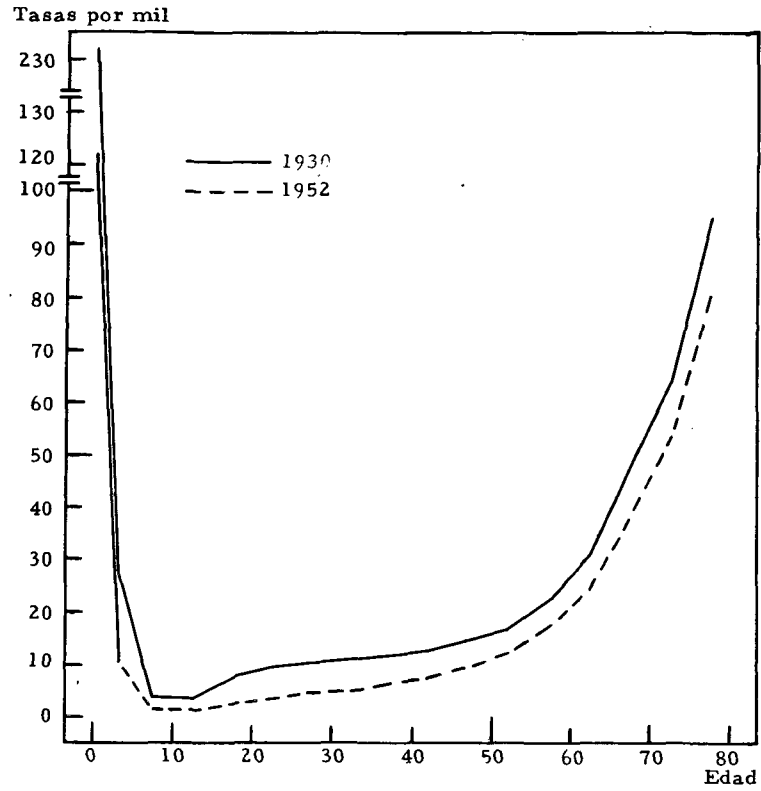
La variación de las tasas por edad no sigue una tendencia uniforme en el tiempo, como se ha visto a través de la experiencia histórica de los Estados Unidos en el presente siglo. En los países que cuentan con estadísticas retrospectivas de mortalidad se observa el mismo modelo general de cambio. Por lo tanto, según sea el nivel de la mortalidad en un momento determinado, las tasas por edad presentan una estructura particular.<sup>18/</sup> En el gráfico I-3 se representan las tasas de la población de Chile calculadas para los años 1930 y 1952; en la parte inferior se registra el porcentaje anual medio de tales tasas y se hace una comparación con el cambio experimentado en los Estados Unidos durante el período 1910-1950. Los cambios fueron más importantes en Chile que en los Estados Unidos después del primer año de vida hasta los 50 años de edad; pero más bajos en la mortalidad infantil y en las edades más altas. No obstante, respecto de esas edades es probable que las comparaciones estén afectadas por errores de las estadísticas, en particular las co-

<sup>18/</sup> En el gráfico II-1, capítulo II, aparecen ejemplos de estructuras de tasas para distintos niveles de mortalidad.

TENDENCIAS DE LA MORTALIDAD DE GRUPOS SELECCIONADOS DE  
EDAD EN LOS ESTADOS UNIDOS, 1905-1953  
(Escala semilogarítmica)



TASAS DE MORTALIDAD FEMENINA EN CHILE, 1930 Y 1952



38 rrespondientes a Chile. El promedio simple del cambio anual medio de las tasas de los distintos grupos de edades (excluyendo el de 85 años y más) es de 1,75 y 1,55 por ciento en Chile y los Estados Unidos, respectivamente.

#### 7. Tendencias de la mortalidad por edad y causas de muerte

En la sección anterior se puso de manifiesto que la tendencia universal de descenso de la mortalidad no es uniforme en todas las edades. Con la excepción del primer año de vida, esos progresos decrecen al avanzar la edad. También se adelantó que este proceso se explica por el creciente predominio que en cifras relativas van adquiriendo las muertes por causas vinculadas al envejecimiento del organismo humano. En la lucha contra estas causas se ha tenido hasta ahora menos éxito que en la acción contra las causas de muerte características de la niñez, la juventud y las edades adultas jóvenes.

Esa relación entre causa de muerte y descenso de la mortalidad específica se pone de manifiesto examinando estadísticas retrospectivas, clasificadas por causas de muerte y edad. Desgraciadamente, en América Latina este tipo de información sólo existe para años recientes, adoleciendo, además, de graves deficiencias, como son el elevado porcentaje de muertes sin certificación médica y de muertes sin información -o con información insuficiente- sobre la causa; el subregistro de las muertes, que probablemente afecte más a algunas edades y a ciertas regiones del país que a otras; y, por lo tanto, a algunas causas de muerte más que a otras; y por último, la falta de uniformidad en las prácticas de certificación médica de las causas de muerte, las que pueden variar en el tiempo y de un país a otro. No se pretende decir que tales problemas no existan en países cuyas estadísticas de muertes se consideran buenas, pero es indudable que son de menor magnitud, especialmente en lo relativo al subregistro y a la extensión de la certificación médica.

Por las circunstancias mencionadas se recurrió a la experiencia de los Estados Unidos en el período 1910-1950. Para facilitar el análisis se clasifican las muertes en cinco grandes grupos.<sup>19/</sup> Los primeros cuatro están formados por

<sup>19/</sup> Estos grupos se formaron siguiendo en gran parte la clasificación utilizada en el trabajo "La situación y las tendencias recientes de la mortalidad en el mundo", publicado en el *Bole-*



causas de muerte que presentan ciertas analogías en cuanto a su naturaleza (endógena o exógena), su tendencia histórica y su contribución al volumen de las muertes. El quinto y último grupo se obtiene por diferencia con el total y, por lo tanto, es un grupo heterogéneo. 39

Los grupos establecidos son los siguientes: <sup>20/</sup>

- I. Enfermedades infecciosas y parasitarias y otras exógenas (fiebre tifoidea; tuberculosis -todas sus formas-; disentería -todas sus formas-; difteria; tos ferina; sarampión; gastritis, duodenitis, enteritis y colitis; gripe y neumonía).

<sup>20/</sup> Las causas de muerte incluidas en los cinco grupos establecidos corresponden a las categorías identificadas por los siguientes números en la *Clasificación Estadística Internacional de Enfermedades, Traumatismos y Causas de Muerte, Revisión de 1948*:  
Grupo I : 001-019; 040; 045-048; 055; 056; 085; 543, 571, 572; 480-493.  
Grupo II : 330-334; 400-468; 592-594.  
Grupo III: 140-205.  
Grupo IV : E 800-E 802; E 840-E 962; E 810-E 835.  
Grupo V : Restantes categorías.

tín de Población Nº 6, de las Naciones Unidas. Esta clasificación se basa en el comportamiento de las causas de muerte en relación a la acción sanitaria, o sea, en su mayor o menor resistencia a los progresos médicos y programas de salud pública. Las diferencias entre la clasificación usada aquí y la seguida en el referido trabajo, las que se denominarán *modificada* y *original*, respectivamente, son las siguientes:

*Grupo I*: En la clasificación *original* se incluyen todas las enfermedades infecciosas y parasitarias (Categorías 001 a 138 de la *Clasificación Estadística Internacional de Enfermedades, Traumatismos y causas de defunción, Revisión 1955*) y adicionalmente, de gripe y neumonía (Categorías 480-483 y 490-493). En la clasificación *modificada*, sólo se incluyen algunas enfermedades infecciosas y parasitarias, las de mayor incidencia en la mortalidad, gripe y neumonía, y además gastritis, duodenitis, enteritis y colitis (Categorías 543, 571, 572 de la Revisión 1948).

*Grupo II*: Ambas clasificaciones concuerdan (Neoplasmas malignos y cáncer).

*Grupo III*: La clasificación *modificada* comprende, además de las categorías incluidas en la *original*, las siguientes: "Lesiones vasculares que afectan al sistema nervioso central" (330-334 Rev. 1948); "enfermedades de las arterias" (450-456 Rev. 1948); "enfermedades de las venas y otras enfermedades del aparato circulatorio" (460-468 Rev. 1948) y "nefritis crónica", "nefritis no especificada" y "otras nefrosis" (592-594 Rev. 1948).

*Grupo IV*: La clasificación *original* incluye en este grupo los accidentes de cualquier naturaleza, y las muertes debidas a homicidio, suicidio, y operaciones de guerra. La *modificada* sólo incluye accidentes.

*Grupo V*: En cada clasificación es el grupo residual.

Cuadro I-6

VARIACIONES EN CIFRAS ABSOLUTAS Y RELATIVAS DE LAS TASAS DE MORTALIDAD, POR GRUPOS DE EDADES Y CAUSAS DE MUERTE, CORRESPONDIENTES A LA POBLACION DE LOS ESTADOS UNIDOS, 1910-1950 <sup>a/</sup>  
(Tasas de la población femenina por 100 000)

Grupos de edades	Tasas de mortalidad por todas las causas		Reducción de las tasas en el período 1910-1950					Reducción relativa de las tasas en el período 1910-1950 (Índice con base 1910 = 100) <sup>c/</sup>						
	1910	1950	Todas las causas	Grupos de causas <sup>b/</sup>					Todas las causas	Grupos de causas <sup>b/</sup>				
				I	II	III	IV	V		I	II	III	IV	V
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)	(14)	
Todas las edades	1 374,3	823,5	550,8	418,1	-85,7	-42,3	0,0	260,7	60,2	11	124	145	100	38
Menos de 1	11 762,1	2 854,6	8 907,5	5 220,9	173,5	-4,0	1,8	3 515,3	24	7	5	211	98	40
1 - 4	1 335,3	126,7	1 208,6	881,1	24,2	-7,9	42,2	268,9	9	4	13	372	42	14
5 - 14	285,1	48,9	236,2	125,4	33,4	-4,6	6,8	75,2	17	5	15	429	67	18
15 - 24	423,3	89,1	334,2	203,9	34,8	-4,2	-4,6	104,3	21	8	28	224	134	24
25 - 34	611,7	142,7	469,0	256,3	55,4	-2,1	-2,5	161,9	23	9	35	110	120	24
35 - 44	790,4	290,3	500,1	231,1	90,9	3,9	1,1	173,1	37	11	50	95	94	30
45 - 54	1 207,2	641,5	565,7	229,5	145,7	23,1	3,3	164,1	53	12	66	89	87	41
55 - 64	2 366,0	1 404,8	961,2	373,3	289,9	20,1	8,3	269,6	59	11	72	95	81	43
65 - 74	5 240,5	3 333,2	1 907,3	792,2	458,6	-10,5	37,0	630,0	64	13	82	102	69	39
75 - 84	11 740,1	8 399,6	3 340,5	1 633,3	-188,9	-187,2	75,4	2 007,9	72	17	103	123	81	28
85 y más	24 599,8	19 194,7	5 405,1	2 728,5	-4 339,7	-464,8	158,4	7 322,7	78	27	145	156	87	19

<sup>a/</sup> Las tasas de mortalidad por edad y causas se tomaron de la serie *Vital Statistics-Special Reports*, Vol. 43, U.S. Department of Health, Education and Welfare, National Office of Vital Statistics.

<sup>b/</sup> Comprenden: Grupo I: Fiebre tifoidea (040), tuberculosis, todas sus formas (001-019), disentería, todas sus formas (045-048), difteria (055), tos ferina (056), sarampión (085), gastritis, duodenitis, enteritis y colitis (543, 571, 572), gripe y neumonía (480-493). Grupo II: Enfermedades cardiovasculares y renales (330-334, 400-468, 592-594). Grupo III: Neoplasmas malignos (140-205). Grupo IV: Accidentes, incluyendo accidentes ocasionados por vehículos de motor (E 800-E 802, E 840-E 962, E 810-E 835). Grupo V: Las restantes causas de muerte.

<sup>c/</sup>  $\frac{\text{Tasa 1950}}{\text{Tasa 1910}} \times 100$ .

- II. Enfermedades cardiovasculares y renales.
- III. Neoplasmas malignos (cáncer).
- IV. Accidentes, incluyendo accidentes ocasionados por vehículos de motor.
- V. Restantes causas de muerte.

41

En el cuadro I-6 se proporcionan las tasas de mortalidad por edad y causas de muerte de la población femenina de los Estados Unidos, correspondientes a los años 1910 y 1950. Los gráficos I-4 y I-5 muestran los cambios relativos de las tasas por grupos de causas de muerte. De la lectura de estos gráficos se desprende que las variaciones relativas ocurridas en los grupos de causas III y IV son de poca importancia si se las compara con los cambios acaecidos en los grupos I y V. En el grupo II, ocurrió en realidad un aumento de la mortalidad en las edades menores de 30 años y en las mayores de 70 años, aproximadamente. Una explicación de este hecho podría residir en el perfeccionamiento del diagnóstico médico, especialmente en lo que respecta a las primeras edades, en lugar de un crecimiento efectivo. No obstante, en años recientes, hay evidencias, en algunos países, de un crecimiento de la mortalidad por cáncer en las edades avanzadas.

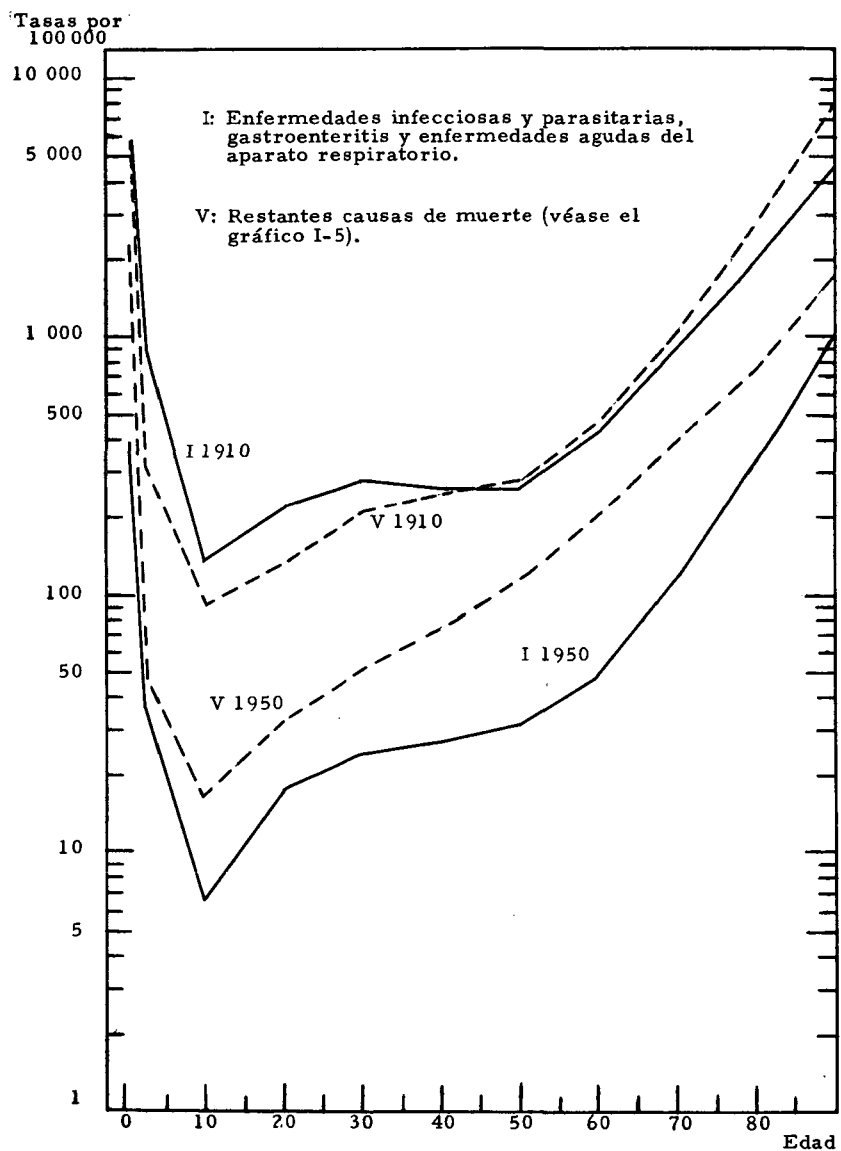
El aumento de la mortalidad en el grupo IV, entre los 15 y los 34 años, prácticamente se compensa con la reducción ocurrida en las restantes edades, en cuanto al efecto total. Como quiera que sea, estos cambios influyen poco en la mortalidad por edad.

En el grupo III se observan importantes descensos relativos por debajo de los 50 años, los que van en aumento en relación inversa a la edad. Después de los 70 años, por lo contrario, se produce un aumento moderado.

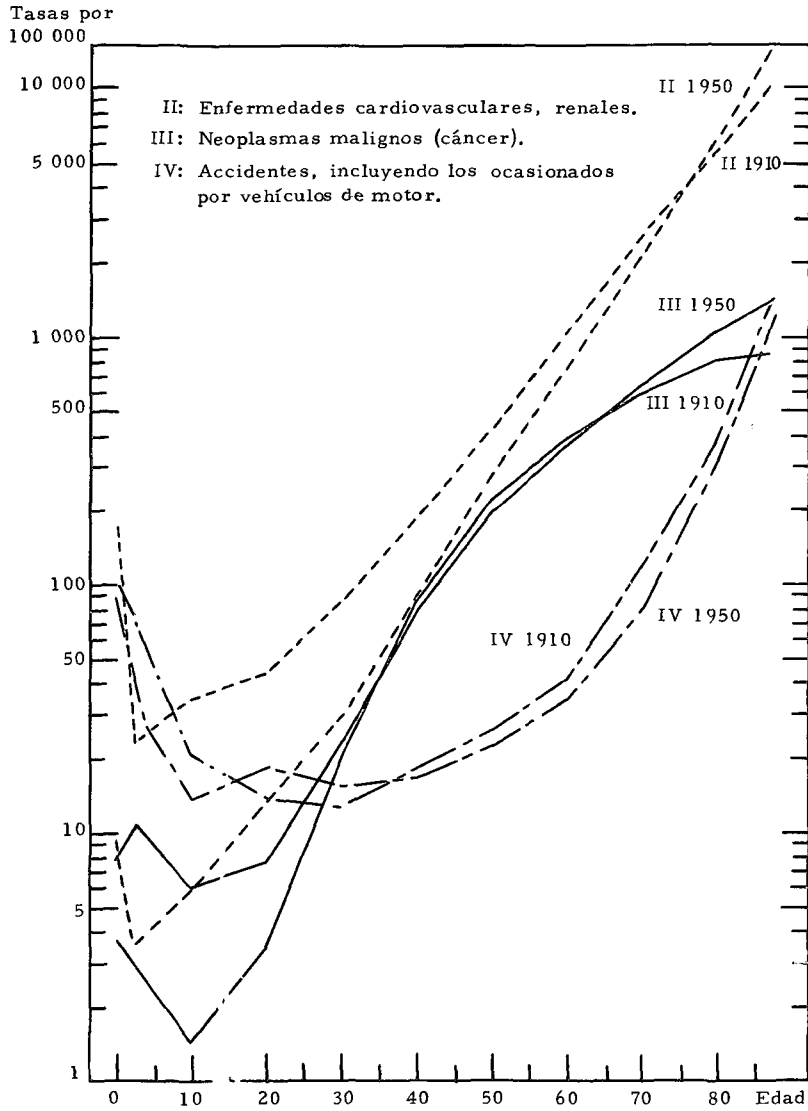
Resumiendo, los cambios verificados en estos tres grupos de causas (II, III y IV), no tuvieron un peso decisivo en la reducción de las tasas observadas en los Estados Unidos entre 1910 y 1950: en las edades más jóvenes, debido a que las tasas correspondientes a estas causas ya eran relativamente bajas en un comienzo, y en las edades medias y avanzadas, donde las tasas son importantes, dado que la reducción relativa fue pequeña, o bien, a que hubo un aumento.

La evolución de los grupos I y V presenta un panorama claramente distinto al anterior. En todas las edades, la disminución relativa en el grupo I fue superior a la regis-

TASAS DE MORTALIDAD SEGUN CAUSAS DE MUERTE,  
EN LOS ESTADOS UNIDOS, 1910 Y 1950  
(Escala semilogarítmica)



TASAS DE MORTALIDAD, SEGUN CAUSAS DE MUERTE,  
EN LOS ESTADOS UNIDOS, 1910 Y 1950  
(Escala semilogarítmica)



44 trada en cualquiera de los demás.<sup>21/</sup> El efecto de esa disminución es particularmente fuerte hasta alrededor de los 30 años de edad, y desde allí disminuye lentamente. En cuanto al grupo residual V, a partir del primer año de vida evolucionó en forma similar al grupo I, si bien los cambios relativos fueron de menor magnitud. Así, mientras que el índice de cambio fue 11 (base 100) en el grupo I, en el V fue de sólo 38, considerando en ambos casos todas las edades juntas (véase el cuadro I-6).

En el citado cuadro se muestra las tasas iniciales y finales del período correspondiente a las distintas edades, la reducción absoluta de tales valores en el intervalo de tiempo considerado, y un índice de cambio (1910=100). El nivel inicial de las tasas y la reducción absoluta de estos valores, muestran el peso que tuvo cada grupo de causas en la reducción de la mortalidad de cada grupo de edades. Probablemente, la cifra que mejor refleja el efecto de los cambios de las tasas específicas por causas, dentro de cada edad, es la reducción absoluta de tales tasas. Por ejemplo, la tasa de mortalidad de 15 a 24 años se redujo de 4,2 a 0,9 por mil, lo que significa un descenso global de 3,3, suma de los siguientes cambios en los distintos grupos de causas: grupo I, 2,0; grupo II, 0,4; grupo III, -0,04;<sup>22/</sup> grupo IV, -0,05; y grupo V, 1,0. En todas las edades, hasta los 75 años, la mayor reducción en cifras absolutas ocurrió en el grupo I, seguido por el grupo V.

El índice de cambio de las tasas específicas (véanse las columnas 9 a 14 del cuadro I-6), muestra numéricamente las variaciones relativas de la mortalidad por causas, las cuales pueden cotejarse con las observaciones que en líneas anteriores se hicieron basadas en los gráficos I-4 y I-5. En todas las edades, con la excepción de los menores de 1 año, la reducción relativa fue más fuerte en el grupo I. Después de este grupo, los mayores cambios ocurrieron en el V y, hasta los 30 años de edad, aproximadamente, en el II. Los índices del grupo III señalan que la mortalidad por esa causa aumentó en todas las edades, excepto en el interva-

<sup>21/</sup> La disminución relativa en la edad -1 año es poco menor que la verificada en el grupo III. Sin embargo, el peso de la mortalidad de este último grupo en esa edad es insignificante (aproximadamente 1 por ciento de las muertes), sea en 1910 o en 1950.

<sup>22/</sup> El signo negativo indica que la tasa aumentó.

lo 35-64, en el cual hubo una pequeña reducción. Finalmente, el grupo IV experimentó una baja moderada, con la excepción del intervalo de edad 15 a 34, en el cual ocurrió un aumento aproximado al 25 por ciento. 45

#### 8. Estructura de las muertes, según las causas

En la sección 7 se mostró la existencia de una relación bien clara entre el nivel de la mortalidad y las distintas causas de muerte, en particular las denominadas endógenas y exógenas. Cuando la mortalidad desciende, pierden importancia relativa las muertes por enfermedades infecciosas y parasitarias, por gastroenteritis y por enfermedades agudas del aparato respiratorio (gripe, neumonías), por ejemplo; y aumenta, en cambio, la importancia relativa de las muertes debidas a cáncer y a enfermedades cardiovasculares.

Ese cambio estructural se debe principalmente al descenso de la mortalidad y a la tendencia diferencial de ésta, según las causas de muerte señaladas en la sección 7. Pero también se ve motivado en parte por el *envejecimiento* relativo de la población, cuando este proceso ocurre. Ambos factores, descenso de la mortalidad y envejecimiento, conducen al aumento de la importancia relativa de las muertes por cáncer y por enfermedades cardiovasculares.

En el cuadro I-7 figura la distribución porcentual de las muertes de cinco países latinoamericanos, en grandes grupos de causas de muerte, alrededor de 1955.

Un ligero examen de los grupos A y B evidencia notables diferencias en las estructuras. El 56,1 por ciento de las muertes correspondió al grupo A (causas exógenas, excluyendo los accidentes y las muertes violentas) en el caso de Guatemala, y sólo el 12,3 por ciento en el caso del Uruguay. A la inversa, las muertes del grupo B (cáncer y enfermedades cardiovasculares), están representadas por el 3,6 por ciento en Guatemala y por el 49,3 por ciento en el Uruguay. Los restantes países incluidos en ese cuadro ocupan situaciones intermedias.

Este tipo de comparación merece algunas reservas que, si bien no desvirtúan las tendencias observadas, deberían tenerse en cuenta para una evaluación más profunda y precisa. Es así como se puede objetar que en estos países las estadísticas de mortalidad por causas no tienen la misma calidad en cuanto, por ejemplo, la certificación de la causa de muerte, lo cual resta comparabilidad a las cifras. Desde

DISTRIBUCION PORCENTUAL DE LAS MUERTES SEGUN LAS CAUSAS  
DE DEFUNCION, EN CINCO PAISES LATINOAMERICANOS<sup>a/</sup>

Causas de defunción	Guatemala (1956)	México (1955)	Chile (1954)	Argentina (1954)	Uruguay (1955)
A) Causas exógenas <sup>b/</sup>	56,1	46,3	31,2	11,5	12,3
B) Cáncer y enfermedades cardiovasculares <sup>c/</sup>	3,6	9,5	19,1	41,5	49,3
C) Enfermedades de la primera infancia <sup>d/</sup>	9,0	11,0	16,5	7,3	7,0
D) Otras causas <sup>e/</sup>	15,6	23,3	20,7	21,8	23,5
E) Causas mal definidas y causas desconocidas <sup>f/</sup>	15,7	9,9	12,5	17,9	7,9
Total	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0

<sup>a/</sup> Además por mortalidad decreciente.

<sup>b/</sup> Enfermedades infecciosas y parasitarias (B.1 a 17); gripe y neumonía (B. 30-31); y gastritis, duodenitis, etc. (B. 36).

<sup>c/</sup> (B. 18-19 y B. 24-29).

<sup>d/</sup> Malformaciones congénitas (B. 41); accidentes del parto (B. 42); infecciones del recién nacido (B. 43); otras enfermedades peculiares de la primera infancia y prematuridad (B. 44).

<sup>e/</sup> Todas las demás causas no incluidas en los grupos anteriores.

<sup>f/</sup> Senilidad sin mención de psicosis, causas mal definidas y causas desconocidas (B. 45).

*Nota:* Se indica entre paréntesis el número de la lista internacional abreviada de causas de muerte.

este punto de vista, podría pensarse que las estadísticas del Uruguay son más fidedignas que las de Guatemala.

La proporción de muertes cuya causa no fue definida o fue mal definida, es un aspecto de la calidad de las estadísticas de mortalidad por causas, que sin duda afecta a la distribución de las muertes con causas establecidas. Aquella proporción va de 17,9 por ciento en la Argentina a 7,9 por ciento en el Uruguay, en el año considerado. Ahora bien, es probable que aproximadamente un tercio de las muertes cuya causa no se establece, corresponda a personas de más de 60 años, de tal modo que la correcta asignación de esas muertes debería conducir a un porcentaje más alto de defunciones por cáncer y enfermedades cardiovasculares.

La diversa estructura por edad de la población de estos países también afecta, exagerándolas, las diferencias encon-



tradas. Esto es válido para la Argentina y el Uruguay, cuya población es relativamente más vieja. En igualdad de condiciones las diferencias entre los grupos de causas A y B serían menores. En cambio, las poblaciones de Guatemala, México y Chile tienen similares estructuras por edad, no influyendo en la práctica, por lo tanto, este factor en la comparación. 47

Se puede obviar el inconveniente que implica la diversa estructura por edad, tipificando las muertes debidas a las diversas causas. Para ello habría que calcular tasas de mortalidad por causas y por edad de cada población y aplicarlas a una población tipo. La estructura de las muertes esperadas calculadas de este modo están libres del efecto del factor edad.

La tipificación se utilizó con un propósito todavía más general en el estudio de las Naciones Unidas, *La situación y las tendencias recientes de la mortalidad en el mundo*,<sup>23/</sup> en donde se empleó, con fines de análisis, para investigar si hay un modelo definido de variación de la estructura de las muertes por causas, vinculado a variaciones del nivel de la mortalidad. Un modelo de este tipo permitiría estimar el nivel de la mortalidad (por ejemplo, la esperanza de vida al nacer), conociendo la distribución de las muertes según sus causas.

A tal efecto, se comenzó por clasificar las causas de muerte en cinco grupos, similares a los presentados en la sección 7. Con esta clasificación se usó el siguiente procedimiento:

1. Se calcularon tasas tipificadas por edad de mortalidad por causas de muerte, de 22 poblaciones de distintas partes del mundo y diferentes épocas (incluyendo cuatro países de América Latina) y utilizando como población tipo la estructura de la población del mundo. Las poblaciones observadas tenían esperanzas de vida al nacer (ambos sexos) que variaban entre 41,8 y 73,0 años.
2. Las tasas tipificadas de cada grupo de causas se llevaron a gráficos, tomando como variable en el eje de abscisas las respectivas esperanzas de vida al nacer. Estos valores se ajustaron por diversos procedimientos, incluso a mano alzada.
3. Los valores así ajustados se expresaron en porcentajes,

<sup>23/</sup> Publicado en el *Boletín de Población de las Naciones Unidas*, N° 6, 1962, págs. 106 y siguientes.

48 para lo cual la suma de las tasas ajustadas correspondientes a cada nivel de mortalidad se hizo igual a 100. (La tabla final se reproduce en el cuadro I-8).

La tabla mencionada podría usarse como guía para evaluar el nivel de la mortalidad de una población a través de las estadísticas de mortalidad por causas de muerte. Una comprobación en la que se utilizaron las estadísticas de la ciudad de Panamá de las muertes ocurridas durante los años 1959-1960,<sup>24/</sup> concordó aceptablemente con el esquema de las Naciones Unidas. La distribución porcentual de las tasas tipificadas de la ciudad de Panamá fue la siguiente: Grupo I, 12,8; grupo II, 12,3; grupo III, 28,6; grupo IV, 5,1, y grupo V, 41,2. Esta estructura corresponde aproximadamente a la de la tabla modelo con una esperanza de vida al nacer de 68 años. Una tabla de vida de la ciudad de Panamá basada en las mismas muertes, dio una esperanza de vida al nacer (ambos sexos) de 68,6 años.<sup>25/</sup>

La interpretación de la estructura de la mortalidad por causas de muerte frente a un modelo como el de las Naciones Unidas, debería hacerse teniendo en cuenta que los valores de éste son resultados medios de un grupo de poblaciones, de modo que la mortalidad por causas de muerte de una población particular no tiene por qué corresponder muy estrechamente al modelo. Por otra parte, los errores que afectan a las estadísticas de muertes por causas, no deberían afectar substancialmente a la estructura por causas, condición ésta que sólo puede averiguarse mediante un análisis detallado de tales estadísticas.

#### 9. Existencia de una ley límite

El bajo índice de mortalidad alcanzado en muchos países, unido a la naturaleza de las causas de muerte dominantes en ese nivel, hace pensar que se está alcanzando un límite inferior el cual no podría ser rebajado sin un cambio substancial de los conocimientos actuales sobre la biología del organismo humano, lo que, si bien no se descarta, constituye un elemento de incertidumbre imposible de valorar por el momento.

<sup>24/</sup> Médica, Vilma N.: *Mortalidad en la Ciudad de Panamá, 1950-1960*, CELADE, Serie C, N° 30, Santiago, Chile, 1964, págs. 27 y siguientes.

<sup>25/</sup> *Ibidem*, pág. 25.

MODELO DE VARIACION DE LA MORTALIDAD POR CAUSAS DE MUERTE,  
SEGUN LA ESPERANZA DE VIDA AL NACER <sup>a/</sup>

Esperanza de vida al nacer (ambos sexos)	Distribución porcentual de las tasas de muerte <sup>b/</sup>					
	Todas las causas	Grupo				
		I	II	III	IV	V
40	100	43,7	3,7	14,8	3,5	34,3
42	100	41,6	4,1	15,6	3,6	35,2
44	100	40,0	4,4	16,3	3,8	35,9
46	100	37,7	4,8	17,1	4,0	36,5
48	100	35,9	5,2	17,9	4,1	36,9
50	100	34,1	5,6	18,7	4,3	37,3
52	100	32,3	6,1	19,5	4,5	37,7
54	100	30,3	6,6	20,3	4,6	38,2
56	100	28,2	7,1	21,2	4,9	38,7
58	100	25,9	7,8	22,1	5,0	39,2
60	100	23,7	8,5	23,2	5,2	39,4
62	100	21,4	9,4	24,5	5,5	39,3
64	100	18,9	10,4	25,9	5,7	39,0
66	100	16,4	11,6	27,5	6,0	38,5
68	100	13,8	13,2	29,6	6,4	37,1
70	100	10,8	15,2	32,2	6,8	35,0
72	100	7,8	17,8	35,5	7,6	31,2
74	100	4,7	21,4	40,1	8,5	25,4
76	100	1,5	26,6	46,8	9,6	12,6

<sup>a/</sup> Naciones Unidas: "La situación y las tendencias de la mortalidad en el mundo", *Boletín de Población*, N° 6, 1962, cuadro V-33.

El modelo reproducido corresponde a una población con una estructura por edad joven; en este caso la de la población del mundo.

<sup>b/</sup> Los grupos de causas de muerte comprenden: Grupo I: Enfermedades infecciosas y parasitarias, influenza y neumonía, y bronquitis de menores de 5 años; Grupo II: Cáncer; Grupo III: Enfermedades cardiovasculares y bronquitis de mayores de 5 años de edad; grupo IV: Muertes por causas violentas; Grupo V: Otras causas de muerte.

Ya hacia 1950, los datos disponibles muestran, que allí donde la mortalidad era menor, una elevada proporción de los decesos obedecía a un reducido grupo de causas, que son precisamente aquellas cuya frecuencia, en los últimos treinta años, se mostró refractaria a cambios importantes. En los Estados Unidos, excluyendo a los menores de 1 año de edad, que constituyen un problema especial, el 70 por ciento de los decesos ocurridos en 1950 se deben, por orden de impor-

50 tancia, a enfermedades del corazón, neoplasmas malignos y lesiones vasculares del sistema nervioso central.<sup>26/</sup> Estas causas de muerte, junto a otras menos frecuentes y cuyas tasas también acusan poca variación, son características de las edades avanzadas. Por lo tanto, con el envejecimiento de la población, mayor sería su importancia relativa. Mas lo que interesa destacar es el contraste que ofrecen las tasas hasta alrededor de los 45 años de edad, y de allí en adelante. Todo confirma que, con la sola excepción de las muertes violentas, las causas de muerte que prevalecen son consecuencia de procesos degenerativos del organismo que sobrevienen al avanzar la edad.

Bourgeois-Pichat ha mostrado que en Noruega, alrededor de 1950, la mortalidad a partir de los 30 años de edad, deducidas las muertes por enfermedades infecciosas y afines, es una función exponencial de la edad.<sup>27/</sup> Como la mortalidad en Noruega era la más baja registrada, es lógico pensar que si todavía se excluyen las muertes debidas a causas cuya eliminación se prevé en un futuro próximo, el residuo constituye un límite provisionalmente irreductible.

A fin de facilitar la interpretación del fenómeno y su ajustamiento mediante la conocida fórmula exponencial de Gompertz, se utiliza la forma logarítmica:

$$\text{Log } q_x = \text{Log } B - r \cdot \text{Log } e \cdot x \quad (1)$$

expresada en logaritmos comunes.

Si la ley que sigue la mortalidad es exponencial, la representación gráfica de las tasas en un sistema a escala semilogarítmica mostrará una distribución lineal. Por otra parte, la alineación de la fórmula (1) permite calcular las constantes  $B$  y  $r \cdot \text{Log } e$  por mínimos cuadrados.

Otros resultados<sup>28/</sup> de la mortalidad en los Estados Unidos y seis países europeos,<sup>29/</sup> durante 1951, confirman la

<sup>26/</sup> Incluyendo las defunciones infantiles, la proporción alcanza a 66 por ciento.

<sup>27/</sup> Bourgeois-Pichat, Jean: "Essai sur la mortalité biologique de l'homme", *Population*, N° 3, 1952.

<sup>28/</sup> Tabah, L. y Sutter, J.: *Etude biométrique de la mortalité par vieillissement*, Congreso Mundial de Población, Roma, 1954.

<sup>29/</sup> Francia, Gran Bretaña, Italia, Finlandia, Noruega y Suecia.

teoría anterior. En este caso, los autores han tomado las 51  
tasas de mortalidad de origen endógeno, a partir de una edad  
cercana a los 10 años, o sea, desde los valores mínimos que  
registra la mortalidad. Las llamadas causas endógenas, por  
oposición a las exógenas, comprenden aquéllas que en líneas  
anteriores se atribuyeron a procesos degenerativos del orga-  
nismo y las que son consecuencia de su gradual debilita-  
miento.<sup>30/</sup> A pesar de las dificultades teóricas para esta-  
blecer una neta limitación entre mortalidad de origen  
endógeno o exógeno, considerando las influencias que pueden  
tener el medio y los hábitos de vida sobre muchas enfermeda-  
des que entran en la categoría de endógenas, en la práctica  
se puede hacer una clasificación aproximada de estos dos  
órdenes de causas. Un criterio que los autores citados han  
empleado en trabajos anteriores, consiste en estudiar la ley  
de variación de las tasas de mortalidad por causas específi-  
cas, a fin de establecer si la misma sigue o no la forma ex-  
ponencial. Hay que destacar la marcada analogía entre los  
coeficientes encontrados en los países observados. La razón  
de incremento varía entre  $r = 0,0953$  y  $r = 0,1096$ ; la edad  
límite entre 99,88 y 107,58; y en cuanto a los valores de  $B$ ,  
son del orden de los cien milésimos.

<sup>30/</sup> Las causas de muerte consideradas endógenas fueron las siguien-  
tes, indicando entre paréntesis el código correspondiente de la  
Lista Internacional de 1948: Cáncer y otros tumores (140-239);  
diabetes *mellitus* (260); lesiones vasculares que afectan al  
sistema nervioso central (330-334); enfermedades del sistema  
circulatorio (400-468); neumonía (490-496); nefritis (590-594);  
senilidad (794); causas indeterminadas, en proporción al total  
de las muertes por las causas anteriores. La neumonía se consi-  
deró causa endógena desde los 25 años de edad, y exógena antes.

- Benjamin, D.: *Elements of Vital Statistics*, Londres, George Allen and Unwin, 1959.
- Dorn, Harold F.: "Mortality", en *The Study of Population*, Chicago, The University of Chicago Press, 1959.
- Dublin, Louis I. y Lotka, Alfred J.: "Trends in Longevity", en *Demographic Analysis*, Glencoe (Illinois), The Free Press, 1956.
- Milbank Memorial Fund: *Trends and Differentials in Mortality*, Nueva York, Milbank Memorial Fund, 1956.
- Naciones Unidas: "La situación y las tendencias recientes de la mortalidad en el mundo" en *Boletín de Población*, N° 6, Nueva York, 1962, págs. 106 y siguientes.
- Naciones Unidas: Factores determinantes y consecuencias de las tendencias económicas, ST/SOA/Ser.A/17, Nueva York, 1953; cap. IV.
- Naciones Unidas: El futuro crecimiento de la población mundial, ST/SOA/Ser.A/28, Nueva York, 1959; capítulos I y III.
- Somoza, Jorge: "Tendencias de la mortalidad y la esperanza de vida en América Latina", en *Componentes de los cambios demográficos en América Latina*, Nueva York, Fundación Milbank Memorial, 1966.
- Spiegelman, Mortimer: *Recent Trends in Mortality at the Older Ages in Countries of Low Mortality*, International Population Conference, Nueva York, septiembre, 1961, Paper 44.
- Stolnitz, George J.: "The Revolution in Death Control in Non-industrial Countries", en *The Annals of the American Academy of Political and Social Sciences*, Filadelfia, marzo, 1958, Vol. 316.
- Stolnitz, George J.: "Recent International Differences and Trends in Expectation of Life", en *Demographic Analysis*, Glencoe (Illinois), The Free Press, 1956.
- United Nations: *Demographic Yearbook, 1957*, Capítulo I: Factors in Declining Mortality.
- United Nations: "The Mortality Pattern", en *Age and Sex Patterns of Mortality*, ST/SOA/Ser.A/22.
- United Nations: *Summary Report*, World Population Conference, 1954, E/CONF.13/412, (en particular las sesiones 2 y 4).

## Capítulo II

### FACTORES ECONOMICO-SOCIALES QUE AFECTAN A LA MORTALIDAD

#### *1. Introducción*

Si se prescinde de las influencias de los factores biológicos, cuyo efecto se manifiesta claramente en relación con la edad de los individuos, las diferencias de nivel de la mortalidad pueden explicarse, en su casi totalidad, en función de factores del ambiente económico y social. Como se dijo en el capítulo I, sección 1, en muchos procesos mórbidos que conducen a la muerte prematura no puede establecerse con seguridad cuánto se debe al deterioro natural del organismo y cuánto a las condiciones del medio que lo rodea; no obstante, el estudio de la influencia diferencial de estas últimas condiciones se facilita mediante la hipótesis aproximada de que la influencia biológica, en promedio, es constante y puede ser controlada, en gran parte, por la edad.

Aunque se tiene conciencia del ambiente económico-social como expresión compleja de múltiples elementos, es difícil establecer, definir y medir los componentes esenciales de dicho ambiente. Se puede pensar, en este sentido, en las condiciones propias de la ocupación, nivel de instrucción alcanzado, nutrición, vivienda, acceso a la asistencia médica, entretenimientos y otros elementos que conforman el nivel de vida, la mayoría de los cuales se pueden comprar y, por lo tanto, dependen del ingreso. También deben considerarse las costumbres sociales, la religión, las artes y en general las expresiones culturales que conforman valores que

54 influyen notablemente en las actitudes de los miembros de una comunidad, incluyendo aquéllas que se relacionan con los hábitos higiénicos, preparación de los alimentos, cooperación con los programas de salud pública, etc. etc.<sup>1/</sup> <sup>2/</sup> De la capacidad de adaptación de los individuos y de los grupos humanos al medio exterior -natural y social- dependerá el estado de la salud y, por consiguiente, el nivel de mortalidad; capacidad que se refleja en el progresivo dominio de las fuerzas naturales y el perfeccionamiento de la organización social.

El conocimiento de la influencia relativa de los factores económico-sociales específicos a que se hizo referencia en el párrafo anterior, enfrenta serios problemas de medición que explican su relativo atraso. Tales problemas emergen de dos hechos que imponen una importante limitación al estudio de esta materia: la falta de información estadística y la estrecha interdependencia de los diversos factores. Podría agregarse que esta última circunstancia es una dificultad especial para la obtención de datos adecuados.

Benjamin<sup>3/</sup> menciona las siguientes dificultades en la medición de la influencia específica de los elementos que forman el ambiente económico-social:

a) Muchos de estos elementos son difíciles de medir esta-

<sup>1/</sup> Benjamin, B.: *Social and Economic Factors Affecting Mortality*, Mouton and Co., La Haya-Paris, 1965.

<sup>2/</sup> La definición y medición del nivel de vida fue objeto de estudio de un comité de expertos convocado en virtud de una resolución del Consejo Económico y Social de las Naciones Unidas. Este comité, sin llegar a formular una definición general detallada y precisa del nivel de vida, lo refirió "las condiciones de vida reales de un grupo humano", y llegó a la conclusión de que el modo más satisfactorio de medir los niveles de vida en el orden internacional sería proceder a la medición de aspectos o partes claramente delimitados de las condiciones generales de vida que pudieran representarse cuantitativamente y que reflejasen objetivos, por lo general aceptados, de la política social y económica en el orden internacional. Como componentes susceptibles de ser expresados mediante indicadores estadísticos, que proporcionan una medición directa del nivel de vida, se señalaron los nueve siguientes: salud, consumo de alimentos y nutrición, educación, empleo y condiciones de trabajo, vivienda, seguridad social, vestido, esparcimiento, y libertades humanas (Naciones Unidas, *Informe sobre la Definición y la Medición Internacional del Nivel de vida*, Nueva York, 1954. Véase también: Naciones Unidas, *Definición y Medición Internacional del Nivel de Vida: Guía provisional*. E/CN.3/270/Rev. 1, Nueva York, 1961.

<sup>3/</sup> Benjamin, B.: *Op. cit.*



dísticamente en grupos humanos y a veces no susceptibles de medición cuantitativa. Bastaría recordar que tanto las estadísticas de muertes como los censos de población, generalmente sólo proporcionan información limitada sobre aspectos tales como la actividad económica, educación, vivienda, urbanización del lugar de residencia y, algunas veces, sobre el ingreso, y no suministran datos sobre nutrición, acceso a los servicios médicos, aspiraciones sociales y actitudes, recreación, hábitos higiénicos y tantas otras condiciones que contribuyen al nivel de vida.

b) No es posible, en relación con factores económico-sociales, tratar experimentalmente a las poblaciones humanas -por ejemplo, mediante un diseño factorial para controlar las influencias del ambiente-, como se hace con plantas y animales. Las condiciones económico-sociales surgen de la interacción de personas con diversas características que viven en grupos, determinando y siendo determinadas por el comportamiento y movimientos de los individuos en el grupo. Sería extremadamente difícil en un momento determinado, crear un conjunto estable de circunstancias económicas y separar un segmento particular de un grupo social para someterlo a esas circunstancias. Además de las dificultades prácticas, hay problemas éticos para ensayos de esta índole.

La mejor solución en tales circunstancias, anota el mismo autor, es descubrir en la población segmentos observables en la realidad que sean homogéneos respecto de factores específicos. Si los factores considerados fueran características ocupacionales y densidad de habitación por ejemplo, el procedimiento estadístico consistirá en clasificar los diversos segmentos observados, según sus características (ocupación y densidad de vivienda) medias en una tabla de doble entrada; análogamente, para  $n$  variables se necesitará una clasificación múltiple en una tabla de  $n$  entradas.

El procedimiento descrito, frecuentemente el único camino disponible, tiene sus lógicas limitaciones. Una es la selección de los segmentos (generalmente áreas geográficas), de modo que se obtenga la mayor homogeneidad dentro de cada uno de los segmentos y, por consiguiente, la mayor variación entre ellos. Otra limitación reside en que la medida de cualquier factor (índice social de cualquier clase) es un valor medio, el cual será poco representativo del grupo si éste no fuera relativamente homogéneo en relación a dicho factor.

Por lo menos, hay dos caminos para definir segmentos de población. El primero, consiste en formar los segmentos

56 basándose en las características económico-sociales de los individuos, como cuando el censo clasifica a los habitantes de un país o región, por el nivel de instrucción, por el ingreso o cualquier otra característica investigada. Este procedimiento asegura una gran homogeneidad, pero no constituye una clasificación ecológica, ya que los individuos con determinadas características específicas se encuentran dispersos en el sentido que no se identifican con una unidad espacial diferente de la de los otros segmentos. Por otra parte, este método afronta la falta de información adecuada; muchas veces, la población se presenta clasificada por una serie de características económico-sociales, pero casi no se encuentran tablas cruzadas de las mismas. Otro tanto puede decirse de las estadísticas de muertes.

El segundo camino considera segmentos geográficos, los cuales pueden ser barrios o distritos de una ciudad; divisiones administrativas (municipios, provincias, etc.); zonas urbanas o rurales; regiones económicas u otra división espacial. Con este procedimiento se dispone de una mayor riqueza de datos, pues además de los que provienen de la clasificación de las características individuales de los habitantes de cada segmento geográfico, existen otras fuentes que proporcionan información tan sólo para el colectivo. En este caso están los censos económicos, las estadísticas administrativas locales (recaudación de impuestos, permisos de edificación, estadísticas escolares, usuarios de servicios médicos y sociales, estadísticas de consumos de alimentos, etc.), y las observaciones directas de aspectos cualitativos, como son, entre otros, la existencia de fábricas con instalaciones deficientes en barrios obreros, la falta de espacios verdes, y la polución de la atmósfera debida a factores específicos. Pero frente a la ventaja de más información, la constitución de segmentos geográficos da pobres resultados desde el punto de vista de la homogeneidad interna; sobre todo porque la clasificación geográfica para la que existe información no ha sido diseñada para el análisis de factores económico-sociales, sino que responde a necesidades más generales.

La interrelación de los factores o elementos que conforman el ambiente económico-social, plantea serias exigencias a los métodos de análisis y de medición. Para resolver este tipo de problema se dispone de técnicas estadísticas relati-

vamente complejas; en particular, el análisis factorial.<sup>4/</sup> 57  
No obstante, la utilización de métodos afinados impone a los datos una serie de requerimientos que, por lo común, no cumplen; más aún, son de difícil aplicación en la observación de la realidad social. Tratándose de medidas estadísticas corrientemente disponibles, como la ocupación o el ingreso, es evidente que las mismas no traducen un elemento específico independiente; la ocupación, por ejemplo, está correlacionada positivamente con el nivel de instrucción, condiciones de vivienda, prestigio social, acceso a servicios médicos, calidad y tipo de alimentación y otros elementos que, como ya se dijo, en gran parte al menos, dependen del ingreso. Quiere decir que aislando la influencia de la ocupación sobre el nivel de la mortalidad, en realidad también se está midiendo en parte pequeña o grande la influencia de otros factores. De aquí se sigue que en el análisis de factores tiene especial importancia el orden en que son medidos, dándole prioridad a aquéllos que explican una proporción mayor de las diferencias entre los niveles de mortalidad observados. Benjamin<sup>5/</sup> presenta un ejemplo tomado de un estudio de mortalidad por tuberculosis y condiciones sociales en las 28 principales áreas administrativas del condado de Londres, referido a los años 1931-33. Un cálculo de correlación parcial de once índices (relativos a clase social, salud pública, condiciones de vivienda, nutrición, riesgo profesional, etc.), condujo a la conclusión de que una proporción relativamente alta de la variancia de las tasas de mortalidad por tuberculosis era explicada por los índices relativos a "clase social" y "densidad de habitación", sobre todo por el primero, y que muy poco se ganaba en la explicación de la variancia total introduciendo otros indicadores. Es interesante señalar que el índice de "clase social" se basó exclusivamente en la ocupación de la población, obtenida del censo de 1931.

<sup>4/</sup> El análisis estadístico de factores es una técnica relativamente compleja, en cuyo empleo sería aconsejable asesorarse con un especialista. El lector no familiarizado con tales métodos puede consultar algunos de los tratados generales que se han escrito sobre esta materia, como es: Thurstone, L.: *Multiple Factor Analysis*, Chicago, The University Chicago Press, 1957.

<sup>5/</sup> Benjamin, en su obra *Elements of Vital Statistics* (págs. 127-131), analiza un caso de investigación de factores del medio ambiente sobre la tasa de mortalidad por tuberculosis. (Véase la bibliografía al final del texto).

58 El comentario anterior revela la potencialidad analítica de ciertos indicadores sociales. Desde este punto de vista, en algunos países, ciertas características culturales, como son las asociadas a religión, origen étnico y color de la piel, en cuanto van asociadas a diferentes niveles de vida, se prestan para investigar la influencia de los factores económico-sociales. Ejemplos de esta posibilidad son la medición separada del nivel de la mortalidad de blancos y población de color en los Estados Unidos, y de población de origen europeo y de indígenas en Nueva Zelanda, Unión de Sudáfrica y otros países de esta última región.

En lo que sigue del presente capítulo se estudia la influencia del ambiente económico-social en relación con el sexo, estado civil, clase social y región.

## 2. Sexo

Así como es un hecho la más alta mortalidad entre el sexo masculino, también lo es el descenso más rápido de la mortalidad femenina cuando desciende el nivel de la mortalidad general.<sup>6/</sup> Por lo común, a niveles muy diferentes de mortalidad se encuentra que las tasas por edad son sistemáticamente más altas en la población masculina. Lo mismo ocurre, por consiguiente, con la tasa bruta y con la esperanza de vida al nacer.

Excepciones a este comportamiento general se pueden observar principalmente en poblaciones con elevada mortalidad; en tales casos, parece limitarse a un intervalo que va desde los primeros años de vida (excepto el primer año) hasta alrededor de los 45 años. En la actualidad, sólo en contados países de los que disponen de estadísticas se registra sobremortalidad femenina. La tasa bruta femenina de Ceilán en 1955 fue de 11,1 por mil, contra 10,6 por mil de mortalidad masculina. Probablemente este caso se reproduce en otros países del Asia y Africa, donde la mortalidad se presume elevada, pero de los cuales no se dispone de estadísticas. Puede decirse, con bastante seguridad, que en América Latina al presente la sobremortalidad masculina es una regla universal para todas las edades; y alguna excepción aislada pa-

<sup>6/</sup> No obstante se puede comprobar que en la última o dos últimas décadas y en algunos países con bajo nivel de mortalidad, las ganancias en esperanza de vida al nacer fueron un poco mayores en la población masculina.

ra determinado grupo de edad más bien debería atribuirse a 59 errores de los datos utilizados en el cálculo de las tasas.

En la India y Ceilán, en tablas de vida recientes, se ha encontrado una esperanza de vida al nacer mayor en la población masculina. La tabla de vida de la India para el período 1951-1960 arroja una esperanza de vida al nacer de 41,9 años para hombres y de 40,5 para mujeres. A su vez, la tabla de Ceilán de 1962 tiene una esperanza de vida de 61,9 y 61,4 años para hombres y mujeres, respectivamente. No es enteramente seguro que esta aparente anomalía no sea resultado de errores en las estadísticas.

El fenómeno de la sobremortalidad femenina en el intervalo de edad 1-45 años se puede observar en el pasado en los países europeos, cuando en ellos prevalecían elevados niveles de mortalidad, en particular porque históricamente la tuberculosis y los riesgos del embarazo y parto tuvieron en lo pasado más peso del que podrían tener en lo presente, aun en las regiones de mayor mortalidad general.

En el cuadro II-1 figuran las relaciones entre las tasas brutas masculinas y femeninas alrededor de los años 1948 y 1956, las cuales varían de 103 (Noruega) a 137 (Estados Unidos). De los 32 países observados por haber información disponible, 22 muestran mayor sobremortalidad masculina en 1956 que en 1948.

La más rápida declinación de la mortalidad femenina también se aprecia en las variaciones de la esperanza de vida al nacer de cada sexo. En el cuadro II-2 se presentan las esperanzas de vida alrededor de 1900 y 1950 en 21 países y las ganancias logradas en la longevidad de cada sexo. La esperanza de vida mediana de mujeres de estos países pasó de 49 años alrededor de 1900, a 69 años hacia 1950, o sea, tuvo un incremento de 20 años. Entre tanto, la esperanza de vida para hombres sólo aumentó 18 años en igual lapso.

Alrededor de 1900, la esperanza de vida femenina al nacer sobrepasaba a la masculina en 20 de los países señalados, siendo el excedente acumulado de 51 años; ese mismo excedente, cincuenta años más tarde alcanzaba a 82 años. Finalmente, mientras que la esperanza de vida femenina llegó a 70 o más años en 10 de esos países, sólo en uno se alcanzó un nivel equivalente por los hombres.<sup>1/</sup>

No hay evidencias suficientes para establecer el carácter predominantemente biológico (constitucional) o predominante-

<sup>1/</sup> Véase la nota 6/.

RELACION PORCENTUAL DE LA TASA BRUTA DE MORTALIDAD MASCULINA  
RESPECTO A LA TASA BRUTA FEMENINA RESPECTIVA EN 32 PAISES  
ALREDEDOR DE 1948 y 1956

País	Relación hombres/mujeres	
	Alrededor de 1948	Alrededor de 1956
Argentina	127	133
Australia	124	125
Austria	121	119
Bélgica	116	118
Berlín occidental	117	118
Canadá	125	134
China (Taiwán)	103	112
Chipre	115	117
Dinamarca	107	112
Domínica (Antilla británica)	106	104
Inglaterra y Gales	114	115
Fiji, Islas	114	121
Finlandia	124	115
Francia	116	112
Alemania oriental	122	119
Alemania occidental	125	120
Grecia	110	108
Hungría	115	115
Israel	107	114
Japón	112	115
Malta y Gozo	113	110
Países Bajos	111	114
Nueva Zelanda (Población europea)	125	124
Nueva Zelanda (Población maorí)	109	115
Irlanda del Norte	108	111
Noruega	103	105
Portugal	111	109
Santa Lucía (Antilla británica)	99	110
Escocia	108	115
Suecia	103	108
Trinidad y Tobago	109	116
Estados Unidos	133	137

Fuente: Naciones Unidas, *Demographic Yearbook*, 1957, pág. 7. Tabla E.

Cuadro II-2

ESPERANZA DE VIDA AL NACER, POR SEXO, EN 21 PAISES, ALREDEDOR DE 1900 Y 1950

País	Hombres			Mujeres		
	Alrededor de 1900	Alrededor de 1950	Ganancia en años	Alrededor de 1900	Alrededor de 1950	Ganancia en años
Austria	39	62	23	41	67	26
Bélgica	45	62	17	49	67	18
Dinamarca	53	68	15	56	70	14
Inglaterra y Gales	49	66	17	52	71	19
Finlandia	45	63	18	48	70	22
Francia	45	64	19	49	69	20
Alemania occidental	45	65	20	48	68	20
Hungría	37	59	22	38	63	25
Islandia	48	66	18	53	70	17
India	23	32	9	24	32	8
Irlanda	49	65	16	50	67	17
Japón	44	61	17	45	65	20
Países Bajos	51	71	20	53	73	20
Nueva Zelandia (europeos)	58	68	10	61	72	11
Irlanda del Norte	47	65	18	47	69	22
Noruega	55	69	14	58	73	15
España	34	59	25	36	64	28
Suecia	55	69	14	57	72	15
Suiza	49	66	17	52	71	19
Trinidad y Tobago	37	60	23	39	63	24
Estados Unidos	48	65	17	51	71	20

Fuente: Naciones Unidas, *Demographic Yearbook*, 1957, pág. 5, Tabla D.

62 mente ambiental de estos diferenciales, y aunque es probable que influyan factores constitucionales y del medio socio-económico, no se podría decir en qué medida. Varios estudios recientes<sup>8/</sup> sobre este problema parecen demostrar que las tendencias de la mortalidad por enfermedades degenerativas, en particular cardiovasculares y cáncer, son la causa principal del incremento de la mortalidad diferencial por sexo. Los resultados de tales estudios son representativos de la experiencia de países de baja mortalidad, pero puede esperarse que alcancen una situación similar en un futuro no lejano otros países cuyos niveles de mortalidad actual son relativamente altos dentro del concierto mundial.

Podría resumirse una explicación de la sobremortalidad masculina en las distintas etapas de la vida, en los siguientes puntos:

a) En los diversos niveles de mortalidad prevalecientes en poblaciones contemporáneas se advierte mayor sobremortalidad masculina en el primer año de vida y en las edades adultas medias y avanzadas, en particular después de los 45 años.<sup>9/</sup> Varias décadas atrás la tuberculosis pulmonar y los riesgos inherentes al embarazo y al parto causaban cierta sobremortalidad femenina en edades adultas jóvenes, la cual ha desaparecido en las poblaciones con estadísticas disponibles.

b) La reducción de la mortalidad se operó sobre todo como consecuencia de su descenso por causas atribuibles sobre todo a factores asociados al medio (enfermedades infecciosas y parasitarias, gastroenteritis, gripe y neumonía), respecto de las cuales la mortalidad diferencial, por lo general, es baja. Este proceso favoreció con más intensidad a la población de menos de 45 años.

c) La mortalidad por causas degenerativas, como son las enfermedades cardiovasculares y el cáncer, en general disminuyó poco en las edades altas, y respecto de algunas enfermedades (enfermedades de las coronarias, hipertensión, cáncer del pulmón), se mantiene casi sin cambios e incluso ha

<sup>8/</sup> La lista bibliográfica al final del capítulo, incluye los trabajos de los siguientes autores: Enterline, Philip E.; Koller, Siegfried y Lederman, Sully, y las publicaciones de las Naciones Unidas.

<sup>9/</sup> Después de una edad avanzada -por ejemplo, 85 años-, prácticamente desaparece la mortalidad diferencial por sexo.



aumentado en algunos países. La mortalidad por este tipo de causas acusa elevada sobremortalidad masculina.

d) La mortalidad por accidentes, en especial los provocados por vehículos de motor, experimentó un incremento. Esta causa de muerte afecta más a las edades adultas jóvenes y medias (20 a 45 años), durante las cuales la mortalidad diferencial es pronunciada.

e) Los procesos indicados con las letras b), c) y d) conducen al creciente predominio de la importancia relativa de las causas de muerte que provocan una sobremortalidad masculina más fuerte. Ello explica la mayor intensidad diferencial de la mortalidad del grupo de 45 a 64 años de edad.

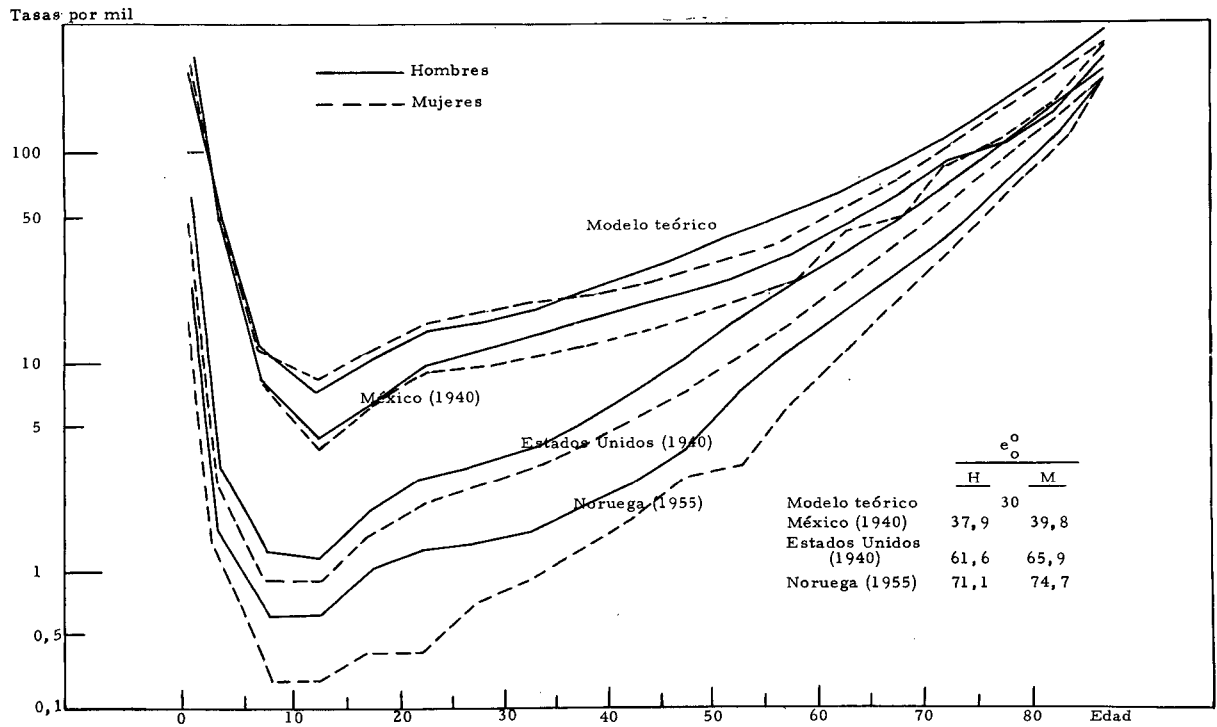
De cualquier modo, los procesos antes descritos explican la ampliación del margen entre la mortalidad masculina y la femenina, pero no el origen de esa diferencia en poblaciones de mortalidad relativamente alta. En estas últimas, la explicación total, o al menos la determinante de mayor peso, está en las causas de muerte dominantes, las cuales, como se sabe, son las enfermedades infecciosas y parasitarias y otras de origen exógeno. En un estado más avanzado de las condiciones de salubridad del ambiente, las causas de la sobremortalidad masculina son probablemente la tuberculosis pulmonar (excepto en las edades más jóvenes), y otras afecciones del aparato respiratorio (bronquitis, gripe y neumonía) y, desde luego, diversas condiciones vinculadas a los riesgos inherentes al trabajo.<sup>10/</sup>

En el gráfico II-1 aparecen las tasas por edad y sexo de cuatro poblaciones con niveles de mortalidad bien diferenciados. Una de ellas es una población hipotética, o mejor dicho un modelo teórico de mortalidad que correspondería a una esperanza de vida al nacer de 30 años (ambos sexos).<sup>11/</sup> Este nivel probablemente correspondería a las condiciones de algunos países de América Latina alrededor de 1920 (Chile, por ejemplo) o de Asia (India, período 1920-1930). Una segunda población es la de México (1940), cuya esperanza de vida era entonces de 38,8 años, aproximadamente; una tercera, la de los Estados Unidos (1940), con 63,6 años, y finalmente,

<sup>10/</sup> Benjamin (Elements of Vital Statistics, p. 81) da una explicación médica de la sobremortalidad masculina, en relación con las condiciones de Inglaterra y Gales.

<sup>11/</sup> De los modelos de tablas de vida construidos por las Naciones Unidas (Naciones Unidas, Manual III: *Métodos para preparar proyecciones de población por sexo y edad*, ST/SOA/Serie A/Nº 25, Nueva York, 1955).

MORTALIDAD POR SEXO Y EDAD EN CUATRO POBLACIONES CON DISTINTAS ESPERANZAS DE VIDA AL NACER  
(Escala semilogarítmica)



una cuarta, la de Noruega (1955), cuya esperanza de vida era 72,9 años. En la primera de las poblaciones enumeradas, aquella cuya esperanza de vida es de 30 años, hay sobremortalidad femenina entre las edades 1-4 a 35-39 (particularmente en el intervalo 10-14 a 30-34 años). En las tres restantes, la sobremortalidad masculina es un hecho común, que tiende a acentuarse cuando desciende el nivel de la mortalidad general. Como punto de interés, puede señalarse que justamente en aquellas edades (10 a 24 años) donde inicialmente existía sobremortalidad femenina, se produce, en valores relativos, la más alta sobremortalidad masculina (Noruega, 1955).

El gráfico II-1 registra la sobremortalidad masculina expresada mediante un índice de cambio porcentual (tasa masculina/tasa femenina), el que permite apreciar quizá mejor el comentario anterior. En el cuadro II-3 se muestra los índices correspondientes a algunas edades que ofrecen puntos de interés, por tratarse ya sea de las edades iniciales y finales, o de los índices máximos o mínimos prevalecientes.

La evolución diferencial que se aprecia en los gráficos II-1 y II-2, puede mostrarse de modo particular para la misma población considerada en dos momentos de tiempo diferentes. En razón de existir datos para un largo intervalo de tiempo, se toma la experiencia de los Estados Unidos comparando los cambios relativos ocurridos en las tasas masculinas y femeninas desde 1910 a 1950, o sea, mientras la esperanza de vida pasó de 51,9 a 69,0<sup>12</sup> (véase el gráfico II-3). Tales cambios son casi iguales hasta una edad cercana a los 45 años. En las restantes edades el descenso fue apreciablemente más rápido en la mortalidad femenina. El cambio diferencial más notable ocurrió en las edades 55 a 64 (16,4 contra 40,6 por ciento) y 65 a 74 (16,0 contra 36,4 por ciento). En las edades adultas jóvenes, en las cuales los cambios fueron más importantes que en las edades adultas medias o avanzadas, el cambio diferencial más fuerte ocurrió entre las de 15 a 24 años (65,3 contra 79,0 por ciento).

### 3. Estado civil

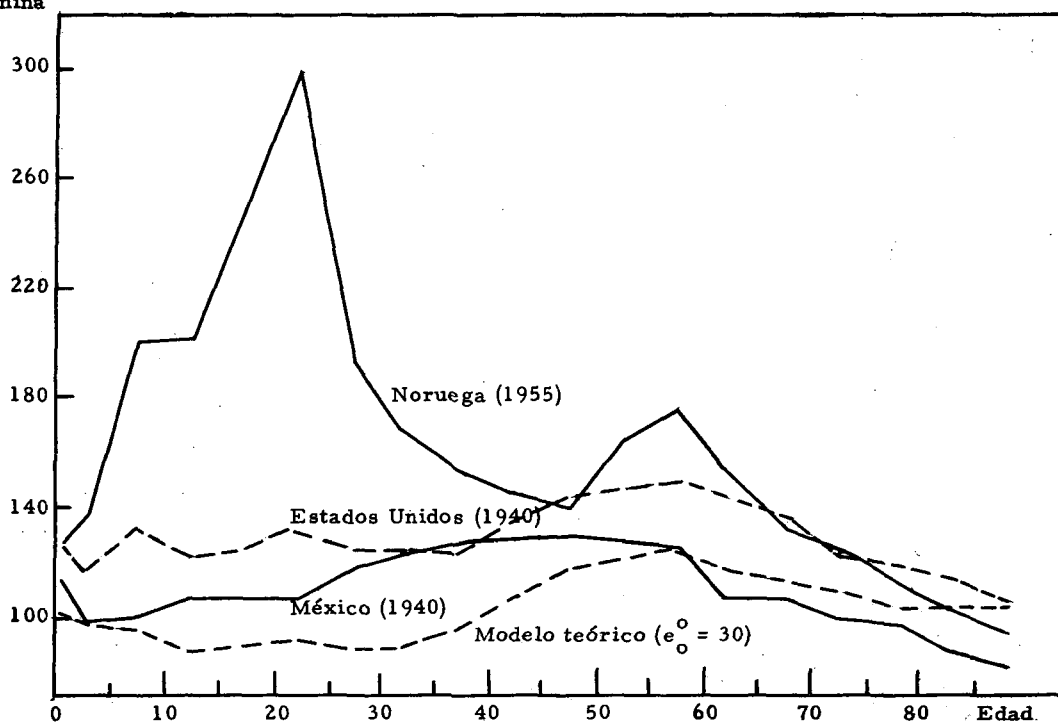
Las estadísticas disponibles ponen de relieve diferencias de mortalidad según el estado civil. Estos datos corresponden en su mayoría a países desarrollados, con bajos niveles de mortalidad y, en consecuencia, deberían ser considerados

<sup>12</sup>/ Población blanca, ambos sexos.

INDICE DE SOBREMORTALIDAD MASCULINA EN CUATRO POBLACIONES CON DISTINTAS  
ESPERANZAS DE VIDA AL NACER

$\frac{\text{Tasa masculina}}{\text{Tasa femenina}} \times 100$

(Escala natural)



INDICES DE SOBREMORTALIDAD MASCULINA EN CUATRO POBLACIONES  
CON DISTINTAS ESPERANZAS DE VIDA AL NACER

Grupos de edades	Modelo teórico ( $e_0^0 = 30$ )	México (1940) ( $e_0^0 = 38,8$ )	Estados Unidos (1950) ( $e_0^0 = 63,6$ )	Noruega (1955) ( $e_0^0 = 72,9$ )
Menos 1 año	111,6	113,8	129,8	126,3
1 - 4	98,3	98,1	114,8	136,4
15 - 19	89,9	106,9	126,7	250,0
20 - 24	91,7	106,9	128,6	300,0 <sup>a/</sup>
55 - 59	123,4 <sup>a/</sup>	127,2 <sup>b/</sup>	148,3 <sup>a/</sup>	176,6 <sup>c/</sup>
70 - 74	111,4	99,8 <sup>d/</sup>	125,2	125,7

a/ Máximo absoluto.

b/ El máximo absoluto es 128,4, en el grupo 50-54 años.

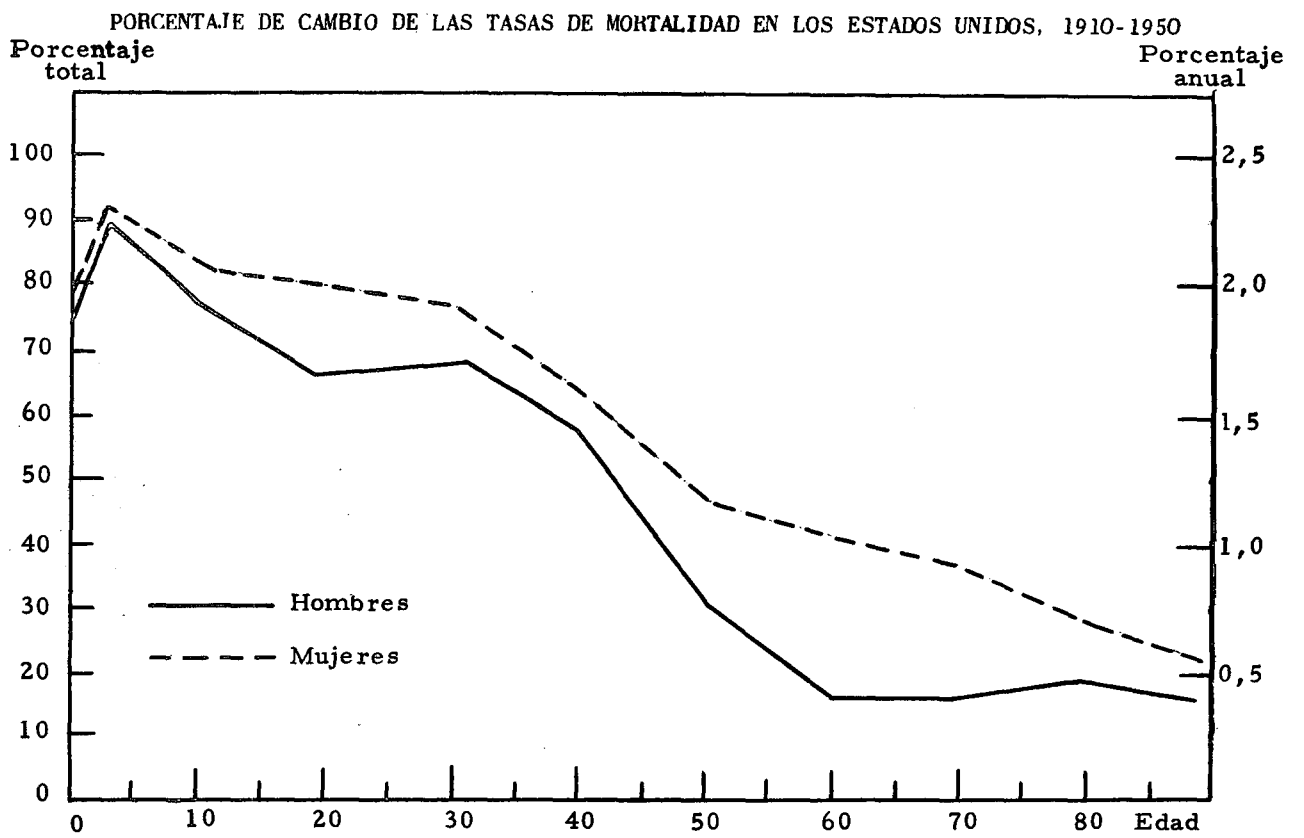
c/ Este valor es superado en todo el intervalo de 5 a 29 años.

d/ Este valor está probablemente afectado por errores de los datos que intervienen en el cálculo de las tasas; el índice del grupo 65-69 es 108,2.

representativos de las condiciones prevalecientes en dichos países. Respecto a los países en vía de desarrollo, con culturas y condiciones sociales distintas de las de Europa occidental y de los países de otros continentes de cultura anglo-sajona, no es posible afirmar el sentido del papel que el estado civil desempeña como diferenciador frente a la muerte. En América Latina y en otras regiones del mundo, existe una importante laguna en este aspecto del estudio de la mortalidad.

De acuerdo a los antecedentes disponibles, la mortalidad de solteros es más alta que la de los casados. Esta sobremortalidad se aprecia en ambos sexos y en todas las edades, con algunas excepciones en las más avanzadas. El efecto del matrimonio resulta, en parte, de la fuerza selectiva del casamiento y, en parte, según se piensa, del sistema de vida de las personas casadas y, tratándose de la mujer, también de factores vinculados con el sexo. Si existe o no ese doble efecto de la selección marital y de la vida matrimonial en sí, y en caso afirmativo cómo aislar la influencia de cada cual, son problemas por resolver.

En lo que sigue se comentan algunos resultados obtenidos en los Estados Unidos basados en las estadísticas de muerte del trienio 1949-51. Los datos disponibles se refieren a



hombres y mujeres, blancos y no blancos, por estado civil. Para facilitar el análisis, se calcularon índices de sobremortalidad de solteros con respecto a casados, viudos y divorciados respectivamente.<sup>13/</sup> Tales índices por grupos de edades y a partir de los 20 años, figuran en el cuadro II-4. Los índices de sobremortalidad de solteros sobre casados (cada sexo por separado) se representaron en los gráficos II-4 y II-5. Dicha sobremortalidad, como se puede apreciar, es más acentuada entre los hombres.

La sobremortalidad de hombres blancos solteros respecto de los casados alcanzaba su valor máximo (2,28) en el interde edad 35-44 años. Entre las mujeres blancas, el máximo (1,75) correspondió a la edad 25-34. La sobremortalidad de solteros no blancos es más acusada que la de hombres blancos (máximo 2,69 en la edad 35-44), y la de solteras no blancas también es más fuerte que la de blancas (máximo 1,86 en la edad 35-44). A medida que aumenta la edad a partir de las edades señaladas, la sobremortalidad disminuye regularmente, de tal manera que en las edades más avanzadas tiende a desaparecer la sobremortalidad de solteros y solteras.<sup>14/</sup>

Los índices de sobremortalidad de solteros respecto de viudos muestran un aspecto distinto. En este caso existe sobremortalidad de viudos, aunque dicha sobremortalidad se advierta sólo en las edades adultas jóvenes, y en general decrece al avanzar la edad. Este comportamiento es más franco en la población blanca, particularmente en la población masculina. En efecto, en esta última el índice más bajo (0,40) corresponde a la edad 20-24, alcanza la unidad cerca de los 50 años y después se sitúa por arriba de la unidad. Entre las mujeres blancas el índice se mantiene siempre debajo de la unidad. En la población no blanca los índices

13/ El índice de sobremortalidad de solteros sobre casados, por ejemplo, es:  $\frac{\text{tasa solteros}}{\text{tasa casados}}$ . Si se deseara referir todos los índices a la mortalidad de casados, bastaría dividir el índice de sobremortalidad de solteros ( $\frac{s}{c}$ ) por cada uno de los otros índices: ( $\frac{s}{v}$ ) y ( $\frac{s}{d}$ ).

14/ La diferencia mayor se produciría entre 35 y 40 años, lo cual no está de acuerdo con la observación de Benjamin (Social and Economic Factors Affecting Mortality, *op. cit.*) en el sentido de que el máximo correspondería a la edad modal de casamiento, como consecuencia del efecto acumulativo de la selección que supone el matrimonio.

INDICES DE SOBREMORTALIDAD DE SOLTEROS RESPECTO DE  
CASADOS, VIUDOS Y DIVORCIADOS, POR SEXO,  
EDAD Y RAZA, ESTADOS UNIDOS, 1949-1951<sup>a/</sup>

Sexo y edad	Sobremortalidad de solteros					
	Sobre casados <sup>b/</sup>		Sobre viudos <sup>c/</sup>		Sobre divorciados <sup>d/</sup>	
	Blancos	No blancos	Blancos	No blancos	Blancos	No blancos
<i>Hombres</i>						
20 - 24	1,53	1,49	0,40	0,58	0,59	1,00
25 - 34	2,10	2,20	0,49	0,57	0,58	0,84
35 - 44	2,28	2,69	0,79	0,91	0,64	1,17
45 - 54	1,88	2,25	0,94	0,90	0,73	1,10
55 - 59	1,66	2,08	1,08	0,99	0,80	1,15
60 - 64	1,58	1,85	1,10	0,96	0,83	1,05
65 - 69	1,48	1,95	1,12	1,17	0,82	1,06
70 - 74	1,43	1,86	1,14	1,21	0,85	1,09
75 y más	1,36	1,43	0,98	0,99	0,80	0,68
<i>Mujeres</i>						
20 - 24	1,29	1,42	0,35	0,62	0,64	0,96
25 - 34	1,75	1,83	0,66	0,77	0,79	1,23
35 - 44	1,49	1,86	0,81	0,96	0,82	1,34
45 - 54	1,22	1,60	0,86	0,88	0,87	1,20
55 - 59	1,13	1,38	0,92	0,78	0,85	1,01
60 - 64	1,05	1,49	0,88	0,88	0,79	0,99
65 - 69	1,05	1,34	0,90	0,97	0,74	0,97
70 - 74	1,08	1,33	0,95	1,07	0,72	0,86
75 y más	1,37	0,97	0,97	0,78	0,80	0,74

<sup>a/</sup> U.S. National Office of Vital Statistics: *Mortality from selected causes by marital status, United States, 1949-1951, Selected Studies, Vol 39, N° 7, 1956.*

<sup>b/</sup> Tasa solteros/tasa casados.

<sup>c/</sup> Tasa solteros/tasas viudos.

<sup>d/</sup> Tasa solteros/tasa divorciados.

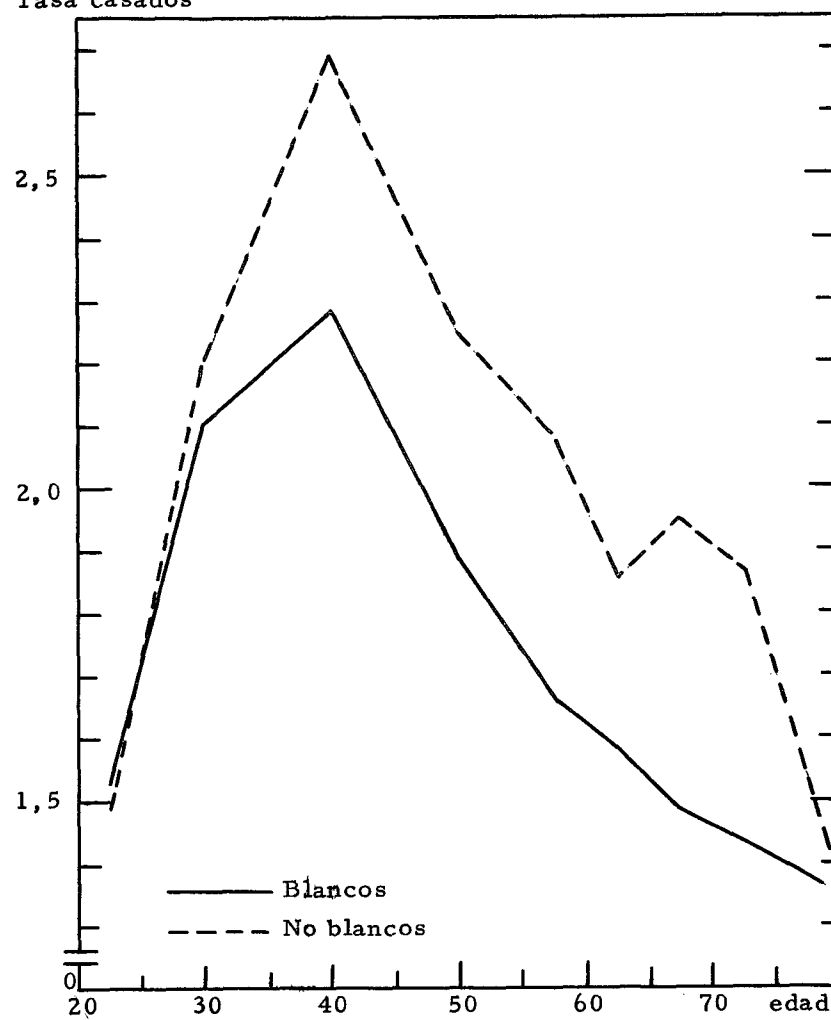
son un poco más elevados que los de la población blanca, pero el comportamiento respecto de la edad es similar.

Finalmente, los índices de sobremortalidad de solteros respecto a divorciados, son bastante análogos a los de solteros respecto de viudos. En la población masculina blanca, los índices mencionados en primer término son un poco más bajos que los segundos, y otro tanto ocurre con los índices de mujeres y hombres no blancos. En las mujeres no blancas

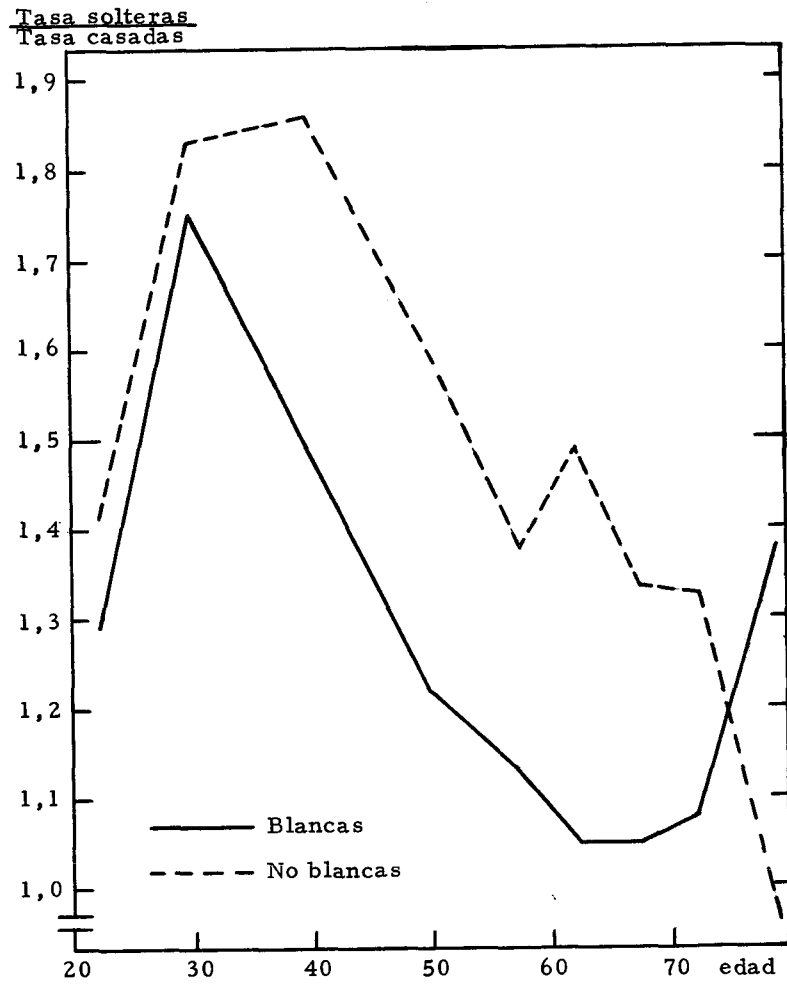


INDICE DE SOBREMORTALIDAD DE HOMBRES SOLTEROS  
SOBRE CASADOS. ESTADOS UNIDOS, 1949-1951

$\frac{\text{Tasa solteros}}{\text{Tasa casados}}$



INDICE DE SOBREMORTALIDAD DE MUJERES SOLTERAS  
SOBRE CASADAS. ESTADOS UNIDOS, 1949-1951



se produce el caso inverso. Es probable que las tasas de mortalidad de viudos y divorciados estén afectadas de errores aleatorios relativamente grandes, afectando el valor de los índices correspondientes. La misma observación es válida, cualesquiera que sea el estado civil, para las edades más avanzadas en razón de la pequeñez del número de muertes.

Las estadísticas de algunos otros países muestran, en líneas generales, un comportamiento análogo al observado en los Estados Unidos. En el cuadro II-5 se comparan los índices de sobremortalidad de este último país con los correspondientes a Portugal (1950) y Japón (1955). Para simplificar el cotejo solamente se tomó los índices de tres grupos seleccionados de edades: 20-24, 25-34 y 55-64 años.

En Portugal, al igual que en los Estados Unidos, la sobremortalidad de solteros sobre casados alcanza su valor máximo en las edades centrales. En el Japón, por lo contrario, crece la sobremortalidad al avanzar la edad, de tal modo que en la edad 55-64 el índice tiene un valor cercano a 5 para ambos sexos. Podría dudarse de la validez de esta última cifra, si se tiene presente que las tasas de mortalidad se calcularon con datos de una muestra del uno por ciento del censo de 1955.

En cuanto a la sobremortalidad de solteros respecto a viudos y divorciados, se observa que en Portugal y Japón, a semejanza de los Estados Unidos, los índices son inferiores a la unidad en las edades adultas jóvenes y superiores a ella en las edades avanzadas. En el Japón, el índice de mujeres crece más rápido, de modo que desde una edad cercana a los 30 años ya aparece sobremortalidad de solteras.

¿Es la sobremortalidad de solteros respecto de casados independiente de la causa de muerte? Las estadísticas estadounidenses dan una respuesta negativa a esta pregunta. En efecto, considerando la sobremortalidad por causas específicas de muerte, en algunos casos se encuentra sobremortalidad de solteros y en otros, lo contrario. Tomando como base de comparación el índice de sobremortalidad de solteros por todas las causas de muerte, los índices por causas específicas se sitúan unas veces por arriba y otras por abajo de ese valor medio. En los gráficos II-1 y II-2 se presentan los desvíos relativos de los índices de sobremortalidad por algunas causas de muerte seleccionadas, correspondientes a la población masculina blanca y no blanca de los Estados Unidos (1949-51).

Cuadro II-5

INDICES DE SOBREMORTALIDAD DE SOLTEROS RESPECTO DE CASADOS, VIUDOS Y DIVORCIADOS,  
EN TRES PAISES, ALREDEDOR DE 1950

Sexo y grupos de edades	Indices de sobremortalidad de solteros respecto de <sup>a/</sup>											
	Estados Unidos (1949-1951)						Portugal, 1950			Japón, 1955		
	Casados (Población blanca)	Viudos	Divor- ciados	Casados (Población no blanca)	Viudos	Divor- ciados	Casados	Viudos	Divor- ciados	Casados	Viudos	Divor- ciados
<i>Masculino</i>												
20 - 24	1,53	0,40	0,59	1,49	0,58	1,00	1,53	0,16	-	2,29	0,09	0,42
25 - 34	2,10	0,49	0,58	2,20	0,57	0,84	1,97	0,58	0,74	2,99	0,52	0,65
55 - 64 <sup>b/</sup>	1,66	1,08	0,80	2,08	0,99	1,15	1,76	1,10	1,20	5,14	2,99	2,57
<i>Femenino</i>												
20 - 24	1,29	0,35	0,64	1,42	0,62	0,96	1,13	0,28	-	1,76	0,14	0,78
25 - 34	1,75	0,66	0,79	1,83	0,77	1,23	1,58	0,60	1,58	3,04	1,48	1,10
55 - 64 <sup>b/</sup>	1,13	0,92	0,85	1,38	0,78	1,01	1,39	1,12	1,24	4,74	3,69	2,96

a/ Véase el cuadro II-4.

b/ De 55-59 en los Estados Unidos.

Entre los hombres blancos, los índices de sobremortalidad de solteros por "tuberculosis del aparato respiratorio" y por "gripe y neumonía" se encuentra sobre la media. Por lo contrario, están debajo de ella los índices correspondientes a "enfermedades del corazón" y "cáncer del aparato respiratorio". Los desvíos relativos positivos correspondientes a las dos primeras causas mencionadas se aproximan a 180 por ciento en su punto máximo; los desvíos de las otras dos, alcanzan sus puntos mínimos aproximadamente en -25 por ciento y -45 por ciento. Obsérvase en general que los desvíos disminuyen a partir de una edad comprendida entre 30 y 40 años, o un poco más adelante en el caso de "tuberculosis del aparato respiratorio".

Una quinta causa de muerte, "accidentes por vehículos de motor", presenta un aspecto mixto. Los desvíos decrecen en valor algebraico hasta una edad cercana a los 40 años y a partir de allí crecen, de suerte que entre los 50 y 55 se hacen positivos.

Entre los hombres no blancos los desvíos de sobremortalidad de solteros por las mismas causas citadas siguen un movimiento similar al de hombres blancos, aunque menos intenso y regular.

#### 4. Ocupación y clase social

La ocupación generalmente constituye un buen indicador del nivel de vida del trabajador y de su familia. El bienestar material, la jerarquía social, la educación y ciertos hábitos higiénicos están estrechamente vinculados a la actividad profesional. Por consiguiente, la ocupación es un índice social que puede utilizarse eficazmente para estudiar la mortalidad diferencial en relación a importantes aspectos del ambiente económico-social.

Los estudios demográficos sobre mortalidad por ocupaciones no son frecuentes.<sup>15/</sup> La falta de datos apropiados es

<sup>15/</sup> General Register Office: Decennial Supplement, 1951, Part. II; Whitney, J. S.: *Death by Occupation Based on Data of the United States Census Bureau, 1930*, New York, National Tuberculosis Association, 1934; Dublin, L. y Vane, R.J.: *Occupational Mortality Experience of Insured Wage Earners*, Monthly Review, junio, 1947; Daric, Jean: "Mortalité, profession et situation sociale", *Population*, N° 4, 1949; Logan, W. P. D.: "Social Class Variations in Mortality",

76 probablemente, el principal obstáculo que impide desarrollar las investigaciones sobre esta materia. Las estadísticas decenales del Registrador General de Inglaterra y Gales constituyen la única serie histórica disponible de datos nacionales cuyo origen se remonta a 1851. Las estadísticas del Anuario Demográfico (1961) sirven para apreciar la disponibilidad de datos de muertes clasificadas por ocupaciones en años recientes. Según esta fuente, sólo 14 regiones geográficas proporcionaron esta clase de información, de las cuales tres pertenecen a América Latina (El Salvador, Guatemala y la República Dominicana).

Antes de entrar a considerar los problemas de la medición, es útil preguntarse qué factores explican las diferencias de mortalidad de grupos humanos con distintas ocupaciones. Generalmente se acepta que tales diferencias reflejan la doble influencia del riesgo profesional directo y de las condiciones generales de vida inherentes a cada ocupación (ingresos, nivel de instrucción, etc.). Si fuera posible aislar la componente del índice (tasa, etc.) que expresa la influencia del riesgo profesional,<sup>16/</sup> el residuo mediría, principalmente, el efecto del nivel de vida.

Para medir esta última influencia se han ensayado distintos métodos. El seguido por el Registrador General de Inglaterra y Gales, consiste en comparar la mortalidad de los trabajadores con la correspondiente de otros miembros de sus familias (esposas, hijos, etc.), considerando que las condiciones económico-sociales son similares para todos los miembros del hogar, en tanto que el riesgo profesional directo sólo lo soportan los primeros. Otro método compara la mortalidad entre trabajadores de ocupaciones que tienen igual nivel económico-social, interpretando que las diferen-

<sup>16/</sup> Se entiende por riesgo profesional directo aquel que es consecuencia del proceso del trabajo (en razón de las substancias empleadas, las operaciones o el ambiente) y que con frecuencia puede ser identificado por las causas de muerte (accidentes del trabajo, silicosis, neumonías, etc.).

*Demographic Analysis*, págs. 138-143. Editores Spengler, J.J. y otro, The Free Press, Estados Unidos, 1956;  
Wolff, P. y Meerdink, J.: *Mortality Rates in Amsterdam According to Profession*, Actuaciones de la Conferencia Mundial de la Población, Vol. I, págs. 51-63, Roma, 1954;  
Moriyama, I.M. y Guralnick, L.: "Occupational and Social Class Differences in Mortality", *Trends and Differentials in Mortality*, Milbank Memorial Fund, Nueva York, 1956.

cias que existieran obedecerían al riesgo directo de cada ocupación. 77

Dado que el riesgo profesional directo ejerce poca influencia sobre la mortalidad del trabajador, salvo en algunas ocupaciones peligrosas o insalubres, desde el punto de vista demográfico son las condiciones económico-sociales las que se espera expliquen las diferencias de mortalidad. Varias décadas atrás, cuando las condiciones del ambiente en las fábricas y la protección legal del trabajador eran menos satisfactorias que en la actualidad, es probable que la influencia del riesgo profesional fuese también más fuerte que hoy.

La medición de la mortalidad por ocupaciones se enfrenta con problemas conceptuales de definición y de observación estadística, los cuales en la práctica corriente sólo se pueden resolver en forma aproximada. Para realizar una medición rigurosa, sería necesario disponer de estadísticas de muertes, con información sobre la duración del trabajo en la ocupación o las ocupaciones que tuvo el individuo, además de la referente al sexo, edad y causas del deceso. Esta forma precisa de medir el riesgo atribuible a cada ocupación, evitaría la deformación que se produce por cambios de ocupación en edades avanzadas o por razones de salud, cambios que por cierto representan una selección negativa para las ocupaciones más livianas o las menos calificadas, según los casos.

Correlativamente, serían necesarias estadísticas censales con la misma clase de información; pero, como es bien sabido, no se dispone de tales datos y sería aventurado suponer que podrían obtenerse. Dentro de los sistemas estadísticos actuales, en el mejor de los casos, se dispone de: a) información censal que proporciona la población clasificada por ocupaciones, la cual representa la "población expuesta a riesgo" en un momento dado de tiempo, y b) las muertes ocurridas en un período de tiempo próximo a la fecha del censo, clasificadas por la última ocupación tenida. Teóricamente sería preferible tomar las muertes de un período corto a partir del momento del censo, pero ello no siempre es posible ni aconsejable. En la práctica, se suele considerar las muertes de un año antes y de un año después, con el objeto de obtener una base numérica mayor y, por consiguiente, sujeta a variaciones aleatorias más pequeñas.

Surgen problemas adicionales relacionados con la comparabilidad de las estadísticas censales y de muertes. Es más

78 probable que el censo sea más representativo de las ocupaciones actuales, mientras que con mayor frecuencia se declararía la ocupación habitual del individuo durante la mayor parte de su vida en el caso de las muertes. También se ha observado la tendencia a declarar un *status* ocupacional más alto que el tenido efectivamente, tendencia más pronunciada cuando esa declaración proviene de los deudos del muerto que en la información suministrada para el censo.

Por último, la información sobre la ocupación presenta dificultades que también merecen consideración como vicio de comparabilidad entre el censo y las estadísticas de muertes. Aparte de los errores de declaración y de registro, los cuales no tienen por qué ser similares en ambas fuentes, son frecuentes las descripciones imprecisas de la ocupación; dos codificadores distintos y aun una misma persona en diferentes momentos, probablemente asignarían distintas unidades de clasificación a los mismos casos. Esta clase de error debería afectar más a las estadísticas de muertes, tanto por la forma más detallada y precisa de investigar la ocupación en el censo como por las personas que intervienen en la declaración de los datos. Un ejemplo de las discrepancias que se pueden encontrar entre las descripciones de la ocupación en el censo y en el registro de las muertes, es el control realizado entre los datos del censo de Inglaterra y Gales del 8 de abril de 1951 y de las muertes ocurridas en la primera semana de mayo siguiente. De un total de 4 051 muertes masculinas, se encontró que en el 44 por ciento de los casos hubo discrepancias a diferentes niveles de especificidad; no obstante las discrepancias entre grandes grupos de ocupaciones (28 en total) fue del 20 por ciento, proporción que, unida a otro 12 por ciento de discrepancias por falta de información sobre la ocupación en una o ambas fuentes, hace que el margen de error llegue al 32 por ciento. La correspondiente clasificación por clases sociales (cinco clases) reduce este margen a sólo el 19 por ciento. También es de interés anotar que la discrepancia aumenta con la edad de los individuos, sobre todo debido a la mayor frecuencia de casos con ocupación no establecida; considerando clases sociales no se advierten, en cambio, discrepancias significativas en relación con la edad. <sup>17/</sup> <sup>18/</sup>

<sup>17/</sup> <sup>18/</sup> Véase página siguiente.



Dado que la ocupación constituye un buen indicador de las condiciones económico-sociales, se presta para formar clases sociales y en tal sentido se ha utilizado dicha información en numerosas investigaciones. El Registrador General de Inglaterra y Gales, en los estudios de los años 1921, 1931 y 1951 estudia la mortalidad de clases sociales formadas con ocupaciones.<sup>19/</sup> En general, la asignación de una ocupación a una determinada clase social está guiada por el prestigio social de la ocupación más que por una información de elementos objetivos tales como el ingreso.

El empleo de "clases sociales", en lugar de ocupaciones, tiene varias ventajas. Cuando se forman categorías amplias, como son las "clases sociales" del Registrador General, se resuelven en gran parte algunos de los problemas de observación estadística antes comentados. Las discrepancias de asignación de la ocupación en el censo y en el registro de muertes, así como la falta de tiempo de referencia, en la mayoría de los casos no provocan grandes errores de clasificación en "clases sociales". Es de suponer que parte de la

<sup>17/</sup> Benjamin, B.: "Social and Economic Factors Affecting Mortality", *op. cit.*

<sup>18/</sup> En un estudio de mortalidad por ocupaciones desarrollado por investigadores de la universidad de Chicago, se cotejaron las tarjetas del censo de 1960 (1° de abril) con los certificados de las muertes ocurridas durante un período de cuatro meses (mayo-agosto) posterior a la fecha censal. Sobre un total de 340 000 muertes (en realidad una muestra de las 536 000 ocurridas) pudieron cotejarse los datos de aproximadamente 270 000; de las restantes, la asignación de datos censales fue hecha mediante laboriosos procedimientos que incluían el estudio de una muestra de unas 9 500 muertes, tomada del primer total. Con este método se perseguía conseguir la mejor correspondencia posible entre las muertes ocurridas y la población expuesta a riesgo. (Kitagawa, E.M. y Hauser Ph.M.: "Methods used in a current study of social and economic differentials in mortality", publicado en *Emerging Techniques in Population Research*, Milbank Memorial Fund, 1963).

<sup>19/</sup> Las cinco "clases sociales" están formadas por las siguientes ocupaciones:

- Clase I:* Ocupaciones profesionales, incluyendo altos funcionarios, artistas y cuadros superiores del comercio y la industria.
- Clase II:* Agricultores, pequeños comerciantes e industriales, administradores, empleados de bancos y seguros, oficinistas de la administración pública y ocupaciones semiprofesionales.
- Clase III:* Artesanos, obreros calificados, oficinistas del comercio y la industria, etc.
- Clase IV:* Obreros semicalificados.
- Clase V:* Peones, estibadores, mozos de cordel, cuidadores nocturnos, vendedores ambulantes.

INDICES DE MORTALIDAD POR "CLASES SOCIALES", INGLATERRA Y  
GALES, INVESTIGACION, 1949-1953<sup>a/</sup> <sup>b/</sup>  
(Población de 20 a 64 años)

Población	"Clases sociales" <sup>c/</sup>					Total en actividad y retirados
	I	II	III	IV	V	
<i>En actividades económicas:</i>						
Hombres	98	86	101	94	118	100
Mujeres solteras	82	73	89	89	92	100
<i>Esposas de hombres económicamente activos <sup>d/</sup></i>						
	96	88	101	104	110	100

<sup>a/</sup> El índice es el S.M.R. Se calculó dividiendo el número de muertes observadas de trabajadores (ocupados) de las respectivas ocupaciones por el número de muertes que se habrían producido si las tasas de mortalidad por edad hubieran sido las de la población masculina, femenina soltera o femenina casada, según el caso.

<sup>b/</sup> The Registrar General's Decennial Supplement, England and Wales, 1951. Occupational Mortality, Part II, Vol. I, Londres, Her Majesty's Stationary Office, 1958.

<sup>c/</sup> Véase la nota <sup>19/</sup> de este capítulo.

<sup>d/</sup> Las mujeres casadas se clasificaron según la ocupación del marido. La ocupación propia se desechó.

movilidad profesional que ocurre durante la vida del trabajador tiene lugar en el interior de una "clase social".

Para comparar niveles de mortalidad por ocupaciones o "clases sociales", se elimina la influencia diferencial de la estructura por edad. Aunque se compare la mortalidad de personas de 20 a 64 años, por ejemplo, no se puede ignorar que la estructura por edad varía según la ocupación y también según la "clase social". Con frecuencia se ha recurrido a la tipificación mediante la conocida *Standardized Mortality Ratio*.<sup>20/</sup>

Las cifras del cuadro II-6 son resultados del estudio de la mortalidad por ocupaciones de los años 1949-1953 realizado por el Registrador General de Inglaterra y Gales. Los índices (S.M.R.) obtenidos muestran la existencia de una mortalidad diferencial entre las cinco "clases sociales" es-

<sup>20/</sup> Relación entre muertes efectivas y muertes esperadas (Véase más detalles sobre este punto en el apéndice I).

tablecidas. La V (la más baja en la escala social), integrada por peones, estibadores portuarios, mozos de cordel y otros trabajadores sin calificación profesional, registró una mortalidad claramente superior a la de las restantes clases. 81

Examinando la mortalidad de hombres por causas de muerte, se encontró que el valor del índice correspondiente a ciertas causas aumenta cuando se desciende en la escala social, como también ocurre con todas las causas reunidas. En cambio el valor del índice correspondiente a otras causas muestra una relación inversa. Entre las primeras se pueden mencionar la tuberculosis del aparato respiratorio, la neumonía, la úlcera de estómago y el cáncer de estómago. Los índices correspondientes a la quinta clase son 143, 150, 144 y 130 respectivamente; los índices respectivos de la primera son 58, 53, 53 y 57.

Entre las causas de muerte que presentaron una relación inversa a la anterior (el índice aumenta con la escala social) están la leucemia, las enfermedades coronarias del corazón, la cirrosis del hígado, la diabetes y las lesiones vasculares del sistema nervioso central. Los índices de la clase I correspondientes a estas causas varían entre 123 y 207, y los correspondientes a la clase V, entre 89 y 105.

Finalmente, hay un grupo de causas de muerte en el cual no se evidencia una relación entre nivel de mortalidad y "clase social", o bien dicha relación no se observa a lo largo de la escala social entera.

Una investigación comparable a la de Inglaterra y Gales se realizó con la población masculina de los Estados Unidos a base del censo de 1950 y del registro de muertes del mismo año.<sup>21/</sup> Las ocupaciones se clasificaron en cinco "niveles" y un grupo adicional con los trabajadores agrícolas. El nivel ocupacional equivale a la "clase social" del Registro General de Inglaterra y Gales.

Los resultados obtenidos en el caso de los Estados Unidos muestran una situación similar a la de Inglaterra y Gales. La mortalidad del "nivel ocupacional" V (trabajadores no calificados) es netamente superior, en todas las edades, a la mortalidad de los restantes. En ambos países la dispersión de las tasas correspondientes a los distintos grupos socio-profesionales, respecto de las tasas promedio, decrece

<sup>21/</sup> Moriyana, I.M. y Guralnick, L.: "Occupational and Social Class Differences in Mortality", op. cit.

82 al avanzar la edad después de alcanzar un valor máximo entre los 24 y los 44 años.

Podría esperarse que los progresos médicos y sociales de las últimas décadas hayan beneficiado relativamente más a las clases sociales bajas que a las clases altas. Si ello fuera así debería producirse un acercamiento en los niveles de mortalidad de los distintos grupos socio-profesionales. La experiencia de Inglaterra y Gales entre 1921 y 1931 es una prueba en ese sentido. Pero no ocurrió lo mismo entre 1931 y 1951. La reducción de las tasas de mortalidad de la "clase social" V, por ejemplo, fue la más pequeña en todas las edades hasta los 65 años, comparada con los cambios en las demás "clases sociales". La carencia de datos no permite realizar un análisis similar de otros países.

### 5. Región

En el capítulo I se pudo apreciar la existencia de amplias variaciones en los niveles de mortalidad de los países y regiones del mundo. En esta sección se hace una breve referencia al problema de los diferenciales regionales dentro de las fronteras de una nación. No hay dudas de que tales diferenciales de mortalidad dependen principalmente, lo mismo que en el orden internacional, de factores asociados al medio económico y social, incluyendo las condiciones de salubridad del ambiente en cuanto éste puede ser modificado por el hombre.

Ni en los países más desarrollados existen condiciones regionales homogéneas. Podría decirse que tales países tienen sus propias regiones subdesarrolladas. Desafortunadamente son muy escasas las estadísticas de muertes por regiones -u otras divisiones locales- en los países de América Latina. Este problema, que existe en el plano nacional, es mucho más grave en el ámbito regional. Lo mismo puede decirse de la mayoría de los países en vías de desarrollo de otras partes del mundo.

Por lo general se encuentran estadísticas de muertes por divisiones administrativas mayores (provincias, estados, departamentos, etc.), sobre todo después de 1950. Probablemente el grado de integridad del registro es muy variable y, por otra parte, la evaluación y corrección de los errores contenidos en estos datos es tarea difícil, cuando no imposible de realizar. Lo único que parece seguro es que hay

regiones donde el subregistro podría ser apreciablemente alto, del orden del 10, 20 o más por ciento. 83

La posibilidad de comparar la mortalidad urbana y rural es todavía más remota. En primer lugar, porque el registro de defunciones, por regla general, se realiza sobre la base de divisiones administrativas, de modo que no es posible clasificar las muertes por zonas urbanas y rurales. De cualquier modo, siempre queda el recurso de comparar la mortalidad de ciudades importantes con la de otras divisiones administrativas con características rurales. Aquí de nuevo se presenta el problema de la integridad del registro, ya que es bien conocido que las estadísticas son más completas en las ciudades que en los sectores rurales.

En la actualidad se espera encontrar, en general, un nivel de mortalidad más bajo en las zonas urbanas que en las rurales. En América Latina existe un marcado contraste entre las condiciones de vida de la población de las ciudades importantes y las condiciones de vida de la población rural y de pequeños pueblos. Se ha dicho que los beneficios del desarrollo económico experimentado por muchos de estos países en las últimas décadas han recaído casi enteramente en las poblaciones urbanas. Por otra parte, se sabe que las facilidades y oportunidad de la asistencia médica son superiores en las grandes ciudades. En el pasado las ciudades tenían graves problemas sanitarios que hoy día han desaparecido o se han reducido considerablemente, como son las enfermedades epidémicas y la tuberculosis en relación con la densidad y el hacinamiento; y otras infecciones (diarreas, disenterías, tifoidea, etc.) relacionadas con la pureza del agua de consumo, la higiene en la manipulación de los alimentos y el servicio de uso común o privado del lavado de ropa.

Varios ejemplos ilustran la magnitud de la variación regional de la mortalidad. En el cuadro II-7 figura la esperanza de vida al nacer (ambos sexos) estimada de los distintos estados del Brasil, correspondiente al período 1940-1950, con resultados obtenidos siguiendo un método indirecto, que utiliza los datos censales exclusivamente.<sup>22/</sup>

<sup>22/</sup> Mortara, Giorgio: "Sobre o calculo de Tabuas de Mortalidade para os Estados do Brasil Mediante Comparação entre Censos Sucessivos", en *Contribuições para o Estudo da Demografia do Brasil*, IBGE, Conselho Nacional de Estatística, 1961. Esta metodología también se expone en la publicación de Naciones Unidas titulada "Métodos relativos al uso de las estadísticas censales para el cálculo de tablas de vida y otros índices demográficos, ST/SOA/Serie A/7, Nueva York, 1949.

ESPERANZA DE VIDA AL NACER (AMBOS SEXOS) ESTIMADA, DE LOS  
ESTADOS DEL BRASIL, 1940-1950 <sup>a/</sup>

Estado	Esperanza de vida (Ambos sexos) <sup>b/</sup>
Mato Grosso	36,3
Amazonas	37,9
Pará	38,0
Río de Janeiro	38,1
Alagoas	38,8
Minas Gerais	39,5
Goiás	40,1
Sergipe	41,0
Bahía	41,0
Maranhao	41,2
Espírito Santo	41,7
Paraíba	42,4
Piauí	42,7
Pernambuco	42,7
Río Grande do Norte	42,7
Paraná	43,1
Ceará	45,0
Distrito Federal (Guanabara)	47,6 <sup>c/</sup>
Sao Paulo	49,3
Santa Catalina	49,4
Río Grande do Sul	53,0

<sup>a/</sup> Mortara, Giorgio: *Op. cit.*

<sup>b/</sup> Estrictamente se trata de una estimación de la esperanza de vida de la población nativa de cada estado.

<sup>c/</sup> Estimada con base en los valores calculados, mediante la construcción de tablas de vida, en los años censales 1940 y 1950.

Los valores varían de 36,3 a 53,0 años, lo que da una diferencia máxima de 16,7 años. Si se eliminan los valores extremos (Mato Grosso y Río Grande do Sul), el intervalo de variación es de 11,5 años, entre un mínimo de 37,9 y un máximo de 49,4. No obstante, en 11 estados (sobre un total de 21), con el 53 por ciento de la población del país, el intervalo de variación es de sólo 3,9 años: de 38,8 a 42,7. Resumiendo, se advierte que la esperanza de vida es claramente superior en los estados situados en la región sur (Sao Paulo, Santa Catalina y Río Grande do Sul), y también

en el estado de Guanabara (ex Distrito Federal); regiones, que son al mismo tiempo las más desarrolladas.

Las estadísticas de mortalidad regional de los Estados Unidos, donde los datos son relativamente seguros y por lo tanto comparables entre sí, también muestran la existencia de una mortalidad diferencial. Un estudio<sup>23/</sup> compara los niveles de mortalidad de dos grupos de diez estados cada uno, en los años 1930, 1940, 1950 y 1957. Se tomaron los diez estados (incluyendo el Distrito de Columbia) con los más altos ingresos por habitante y los diez estados con los más bajos ingresos por habitante. El primer grupo comprende en su mayoría a los estados más industrializados y urbanizados, en particular los del noroeste. En el grupo de bajos ingresos figuran muchos estados del sur, con predominio de características rurales y mayor porcentaje de población de color. También se consideró que los recursos y las facilidades en materia de salud pública eran superiores en los estados del primer grupo.

En 1930 la tasa tipificada<sup>24/</sup> de mortalidad del "grupo con elevados ingresos" era de 12,4 por mil y la tasa correspondiente del "grupo con bajos ingresos", de 14,0 por mil, lo que representaba una diferencia relativa de 13 por ciento; este diferencial fue disminuyendo de tal modo que en 1957 era de apenas uno por ciento, (8,36 y 8,42 por mil). Esto revela que ocurrió un acercamiento en el nivel de la mortalidad y, por lo tanto, que los estados con más bajos ingresos se beneficiaron en una mayor medida con los progresos médico-sanitarios y de nivel de vida de esos 27 años.

Es interesante señalar que los diferenciales no son los mismos en todas las edades y, además, que sus tendencias variaron en el transcurso del tiempo. De 1 a 24 años y en especial de 35 a 44 años, los diferenciales eran elevados en 1930 (38 y 50 por ciento, respectivamente), comparados con los de 1957 (29 y 32 por ciento, respectivamente). De los 45 a los 64 años el diferencial era leve, tanto en 1930, como en 1957; en cambio, en el grupo de 65 y más años de edad, se pasó de un equilibrio en 1930 a un diferencial en sentido inverso en 1957, ya que la tasa de mortalidad específica del "grupo con bajos ingresos" era sólo 0,90 de la correspon-

<sup>23/</sup> Health Information Foundation: "Health Levels and Income Among the States", en *Progress in Health Services*, Vol. IX, N° 3, Nueva York, Health Information, 1960.

<sup>24/</sup> La población tipo fue la de 1940.

86 diente al "grupo con altos ingresos". En cuanto a la mortalidad de menores de un año, la situación no varió, manteniéndose en 1957 (después de haber aumentado en el intervalo) un diferencial de cerca del 25 por ciento a favor del "grupo con elevados ingresos".

La cambiante relación de mortalidad en los estados de altos y bajos ingresos es resultado en gran parte de la declinación general de las enfermedades infecciosas y parasitarias. Estas causas de muerte fueron responsables de la alta mortalidad inicial en los estados con bajos ingresos, y, si bien los diferenciales se mantuvieron, su magnitud disminuyó. Por otra parte, ocurrió que una serie de causas de muerte, que se convierten en causas prevalecientes cuando la mortalidad disminuye hasta ciertos niveles, determinaron una tendencia convergente, lo cual se explica porque, respecto de estas causas, inicialmente la mortalidad específica era más alta en los estados con altos ingresos, y porque siendo la tendencia de esta mortalidad creciente, dicho crecimiento fue más fuerte en los estados con bajos ingresos. Ejemplos de estas últimas causas de muerte son las "enfermedades del corazón", "cáncer" y "diabetes".

Cuadro II-8

ESPERANZA DE VIDA AL NACER POR REGIONES DE CHILE,  
SEGUN SEXO, 1960-1961<sup>a/</sup>

Región	Hombres	Mujeres	Ambos sexos
1. Tarapacá	56,71	63,22	59,55
2. Antofagasta	55,31	60,01	57,42
3. Atacama y Coquimbo	54,98	59,42	57,09
4. Valparaíso y Aconcagua	56,51	62,26	59,38
5. O'Higgins y Colchagua	54,44	59,82	56,96
6. Curicó, Talca, Maule y Linares	52,01	58,14	54,64
7. Ñuble, Concepción, Arauco, Bío-Bío, y Malleco	50,38	56,00	53,08
8. Cautín, Valdivia y Osorno	52,70	55,93	54,20
9. Llanquihue, Chiloé y Aisén	54,42	58,30	56,38
10. Magallanes	60,77	66,13	63,16
11. Santiago (Zona metropolitana)	56,62	63,08	59,92

<sup>a/</sup> Alvarez, L. y Pujol, J.M.: *Chile: Tablas abreviadas de mortalidad por regiones, 1960-1961*, CELADE, Serie A/76, Santiago, 1967.



En resumen, los niveles diferenciales de mortalidad por causas específicas de muerte eran y son más pronunciados que los diferenciales debidos a todas las causas. Los diferenciales por causas de origen exógeno favorecen a las regiones con mejores condiciones de vida, en tanto que los diferenciales provenientes de causas endógenas son favorables a las regiones con condiciones de vida más bajas. En el tiempo se observa una tendencia de estos diferenciales a converger hacia un nivel de mortalidad más bajo. 87

Por último, en el cuadro II-8 se presentan las esperanzas de vida al nacer de once regiones de Chile, calculadas para el año 1960.<sup>25/</sup> Excluyendo Magallanes, región aislada del extremo sur y con sólo 73 mil habitantes en aquella fecha, cuya esperanza de vida al nacer era la más elevada según el cálculo mencionado, la mayor diferencia regional alcanzó a 6,33 años en el caso de los hombres y a 7,29 años para las mujeres. Una parte importante de las diferencias entre regiones puede atribuirse al nivel de la mortalidad infantil, ya que la máxima diferencia en la esperanza de vida al cumplir un año de ella es tan sólo de 3,42 y de 4,71 años, respectivamente, en hombres y mujeres (excluyendo Magallanes).

Con el propósito de evaluar la representatividad de los niveles de mortalidad encontrados en las distintas regiones, en relación con sus condiciones generales de vida, se hizo una comparación con varios indicadores médico-sanitarios, económicos y de urbanización. En general, se encontró una marcada asociación entre el nivel de la mortalidad y estos indicadores; a más baja mortalidad correspondió mayor proporción de camas hospitalarias y médicos por habitantes; mayor porcentaje de muertes con certificación médica; menor porcentaje de muertes debidas a enfermedades infecciosas y parasitarias; producto bruto interno por habitante más alto; mayor proporción de población urbana y de trabajadores no agrícolas, y mejores condiciones de vivienda.

<sup>25/</sup> Alvarez, L. y Pujol, J.M.: *Chile: Tablas abreviadas de mortalidad por regiones, 1960-1961*, CELADE, Serie A, N° 76, Santiago Chile, 1967.

- Benjamin, B.: *Elements of Vital Statistics*, Londres, George Allen and Unwin, 1959.
- Benjamin, B.: *Social and Economic Factors Affecting Mortality*, Mouton y Cia. La Haya-Paris, 1966.
- Daric, Jean: "Mortalité, Profession et Situation Sociale", *Population*, N° 4, octubre-diciembre, 1949.
- Dublin, L. y Vane, P.J.: "Occupational Mortality Experience of Insure Wage Earners", *Monthly Labor Review*, junio, 1947.
- Enterline, Philip E.: "Causes of Death Responsible for Recent Increases in Sex Mortality Differentials in the United States", *The Milbank Memorial Fund Quarterly*, abril, 1961, Nueva York, Milbank Memorial Fund.
- General Register Office: *Decennial Supplement, England and Wales*, 1951, Occupational Mortality, Part I, Londres, Her Majesty's Stationary Office, 1954.
- General Register Office: *Decennial Supplement, England and Wales*, 1951, Occupational Mortality, Part II, Vol.1, Commentary, Londres, Her Majesty's Stationary Office, 1958.
- George, Pierre: *Questions de géographie de la population*, París, Presses Universitaires de France, 1959, capítulo III.
- Health Information Foundation: "Health Levels and Income Among the States", *Progress in Health Services*, Vol. IX, N° 3, marzo, 1960, Nueva York, Health Information Foundation.
- Jacobson, Paul H.: *Mortality of Native and Foreign-Born Population in the United States*, International Population Conference, Nueva York, septiembre 1961, Paper 45.
- Kitagawa, E.M. y Hauser, Ph.M.: "Methods used in current study of Social and Economic Differentials in Mortality", en *Emerging Techniques in Population Research*, Milbank Memorial Fund, Nueva York, 1963.
- Koller, Siegfried: *The Development of Excess Male Mortality*, International Population Conference, Nueva York, septiembre, 1961, Paper 98.
- Lederman, Sully: *Difference de mortalité des adultes selon le sexe et les causes de nosologie: recherche typologique*, International Population Conference, Nueva York, septiembre, 1961, Paper 86.
- Logan, W.P.D.: "Social Class Variations in Mortality", *Demographic Analysis*, Glencoe (Illinois), The Free Press, 1956.
- Moriyana, I.A. y Guralnick, L.: "Occupational and Social Class Differences in Mortality", en *Trends and Differentials in Mortality*, Nueva York, Milbank Memorial Fund, 1956.
- Naciones Unidas: *Factores Determinantes y Consecuencias de las tendencias Demográficas*, ST/SOA/Serie A/I7, Nueva York, 1953, capítulo IV.
- Naciones Unidas: "Situación y tendencias recientes de la mortalidad en el mundo", en *Boletín de Población* N° 6, Nueva York, 1963.
- Whitney, J.S.: *Death Rates by Occupation Based on Data of the United States Census Bureau, 1930*, Nueva York, National Tuberculosis Association, 1934.
- Wolff, P., y Meerdink, J.: *Mortality Rates in Amsterdam According to Profession*, Actuaciones de la Conferencia Mundial de Población, Roma, 1954, Vol. I, págs. 51-63.

## Capítulo III

### MORTALIDAD INFANTIL

#### 1. Definiciones

"La expresión *mortalidad infantil* tiene en demografía el significado preciso de *mortalidad de los niños menores de un año*. Se llama *mortalidad neonatal* la mortalidad ocurrida en el transcurso del *período neonatal*, que comprende el primer mes o los primeros 28 días de vida".<sup>1/</sup>

"Se puede emplear la expresión *mortalidad intrauterina* para designar sin ambigüedad la mortalidad *in utero* de todo *producto de la concepción*, cualquiera que sea la *duración de la gestación*. No ocurre así con la expresión *mortalidad fetal*, cuyo significado es impreciso, a no ser como sinónimo de *mortinatalidad*. En este caso designa la mortalidad *in utero* de productos de la concepción con una duración de la gestación superior a cierto mínimo, variable según los países, pero que generalmente es del orden de seis meses".<sup>2/</sup>

La tasa convencional de mortalidad infantil es la razón entre las defunciones infantiles ocurridas durante un año civil y el número de nacidos vivos del mismo período, expresado por mil unidades. La tasa de mortalidad neonatal, análogamente, es la razón entre las muertes neonatales y los nacidos vivos. De la misma forma, se define la tasa corres-

<sup>1/</sup> Naciones Unidas: *Diccionario Demográfico Plurilingüe*, pág. 33, Nueva York, 1959.

<sup>2/</sup> *Ibidem*.

90 pondiente a cualquier subintervalo de edad, como son las de las muertes postneonatales (1 a 11 meses).

La correcta aplicación de las definiciones de mortalidad neonatal y de mortalidad fetal requiere sendas definiciones de *nacido vivo* y de *muerte fetal*. Con la finalidad de uniformar las estadísticas internacionales, la Tercera Asamblea Mundial de la Salud (1950) recomendó definiciones de las cuales se desprende que la distinción entre un *nacido vivo* y una *muerte fetal* es la presencia o la ausencia, respectivamente, de cualquier signo de vida en el producto de la concepción, una vez separado del seno materno, sin tomar en cuenta condiciones de viabilidad (prematuridad, peso del recién nacido, talla, etc.).<sup>3/ 4/</sup>

Es evidente que la distinción entre muertes fetales (mortinatos) y nacidos vivos que fallecen inmediatamente o a las pocas horas después del nacimiento, es una fuente de error que puede afectar significativamente la tasa de mortalidad infantil. Muchos de esos casos probablemente no se registran entre las muertes infantiles (por consiguiente tampoco entre los nacimientos), sino como mortinatos.<sup>5/</sup> Ciertas condiciones mórbidas congénitas, como sería la prematuridad, podrían inducir al médico que certifica la muerte a considerar el caso como de un mortinato. En las regiones donde una proporción relativamente elevada de las muertes infantiles no tienen certificación médica, es fácil suponer que a muchos nacidos vivos que mueren en los primeros días de vida se los registre como mortinatos. Desafortunadamente, donde tales deficiencias son más graves no existen evaluaciones directas de esta clase de error.

Puede decirse que las estadísticas de defunciones infantiles adolecen de errores de integralidad superiores que los de las estadísticas de muertes de mayores de un año. Hay motivos para pensar que la integralidad es más baja en las muertes neonatales, lo cual se explicaría, aparte de su confusión con los mortinatos, por las prácticas seguidas en las regiones rurales apartadas, donde muchos niños de corta edad

<sup>3/</sup> Organización Mundial de la Salud: Third World Health Assembly, *Resolutions and decisions*, 1950.

<sup>4/</sup> Se consideran signos de vida la respiración, los latidos del corazón, las pulsaciones del cordón umbilical, o los movimientos definidos de músculos voluntarios.

<sup>5/</sup> Las muertes en cuestión representan una proporción más alta del numerador de la tasa que del denominador; por consiguiente, la tasa subestima la mortalidad infantil.

no son inhumados en cementerios públicos y por consiguiente no se cumple con el requisito del registro. Esta hipótesis pareciera estar corroborada por el examen comparado de la mortalidad infantil en regiones que presentan escasa correlación entre aquélla y las condiciones sociales y culturales (nivel de ingresos, alfabetismo, etc.).

Un método que puede ser útil para una primera evaluación del nivel de la mortalidad infantil, consiste en analizar su estructura por subintervalos de edad, en particular comparándola con estructuras de otras regiones con estadísticas fidedignas. Si se encontrara, por ejemplo, una elevada proporción de muertes postneonatales, se debería esperar una tasa de mortalidad infantil relativamente alta. Para profundizar este comentario sería necesario estudiar las secciones que siguen.<sup>6/</sup>

## 2. Niveles recientes y tendencias pasadas

De acuerdo con la información disponible,<sup>7/</sup> en los países de más baja mortalidad infantil se registraron tasas cercanas a 20 por mil (Suecia, Noruega, Países Bajos, Dinamarca, Finlandia, Australia, Nueva Zelanda). En 1965 las tasas de Suecia y de los Países Bajos fueron, respectivamente, de 13,3 y 14,4 por mil nacidos vivos. En la misma época, las estadísticas oficiales de varios países de Asia y del Norte de Africa dieron tasas sobre 100 por mil; esto es, una relación de 1 a 8 en comparación con los países antes nombrados. En la mayoría de los países de América Latina las tasas oficiales del período 1960-64 oscilaban entre 70 y 120 por mil (véase el cuadro III-1).

Las cifras mencionadas revelan amplias diferencias regionales, mayores que las existentes respecto de la mortalidad en general. Los niveles alcanzados representan, en muchos casos, valores equivalentes a la mitad de las tasas que prevalecían hace 20, 30 ó 40 años, según los países. Tal cambio, da una idea de la velocidad del descenso de la mortalidad en el primer año de vida.

<sup>6/</sup> Puede consultarse: Valaoras, V.G.: "Texting deficiencies and analytical adjustment of vital statistics", *Proceedings of the World Population Conference*, 1965, Vol. III, pág. 188, Naciones Unidas, Nueva York, 1957.

<sup>7/</sup> Naciones Unidas: *Demographic Yearbook*, 1963.

Cuadro III-1

TASAS DE MORTALIDAD INFANTIL REGISTRADAS EN 18 PAISES CON ESTADISTICAS VITALES RELATIVAMENTE  
SEGURAS PERIODOS 1936-1938, 1946-1948, 1956-1958 Y 1960-1964 Y 1965<sup>a/</sup>  
(Tasas por mil nacidos vivos)

Países <sup>b/</sup>	1936-1938	1946-1948	1956-1958	1960-1964 <sup>c/</sup>	1965 <sup>c/</sup>
Chile	243	156	120	115	107
Yugoeslavia	139	110 <sup>d/</sup>	95	81	76
Costa Rica	139	93	85	73	75
El Salvador	124	103	82	70	71
México	130	103	77	69	61
Puerto Rico	129	78	53	45	43
Italia	105	82	49	40	36
Bulgaria	146	124	63	38	31
URSS	184 <sup>e/</sup>	81 <sup>f/</sup>	44	32	27
Canadá	70	46	31	27	24
Japón	113	69 <sup>g/</sup>	38	26	18
Francia	66	63	34	25	22
Estados Unidos	54	33	26	25	25
Checoslovaquia	115	94	31	22	25
Inglaterra y Gales	56	39	23	21	19
Australia	39	28	21	20	18
Países Bajos	38	34	18	16	14
Suecia	44	24	17	15	13

<sup>a/</sup> Cifras tomadas de: Naciones Unidas: *Boletín de Población* N° 6, cuadro IV.8, Nueva York, 1963, salvo que se indique otra fuente.

<sup>b/</sup> Ordenados según valor decreciente de las tasas del período 1960-1964.

<sup>c/</sup> United Nations: *Demographic Yearbook*, 1966. Promedio simple de tasas anuales.

<sup>d/</sup> Período 1949-1950.

<sup>e/</sup> 1940.

<sup>f/</sup> 1950.

<sup>g/</sup> 1947-1948.

Dicho descenso no comenzó al mismo tiempo ni tuvo el mismo ritmo en todas las regiones. La experiencia de Suecia, país que dispone de estadísticas retrospectivas fidedignas por más de 150 años, permite ver la evolución sufrida desde los comienzos del siglo XIX. En 1800 la tasa de mortalidad infantil fue, aproximadamente, de 200 por mil; un siglo después era de 100 por mil; 30 años más tarde de 50 por mil y en los últimos 20 años de 20 por mil. A intervalos cada vez más cortos se lograron reducciones del orden de 50 por ciento.

El descenso fue todavía más rápido, en su faz inicial, en la mayoría de aquellos países que sufrían una elevada mortalidad infantil hace sólo 20 ó 30 años. Chile, por ejemplo, que dispone de una de las mejores estadísticas vitales de la región, experimentó un descenso del 50 por ciento en 25 años, desde 1936-1938 a 1961, al pasar su tasa de 243 a 117 por mil. Un cambio de similar magnitud se produjo en las últimas décadas en otros países de América Latina y de otras regiones en desarrollo. Es probable que esa reducción haya sido sobrestimada, si se asume que el mejoramiento de la integridad de los registros afectó más a los datos acerca de los nacimientos que a los de las muertes infantiles. No obstante, no se podría decir con seguridad cuál ha sido el efecto combinado de los registros sobre el valor de la tasa de mortalidad infantil.

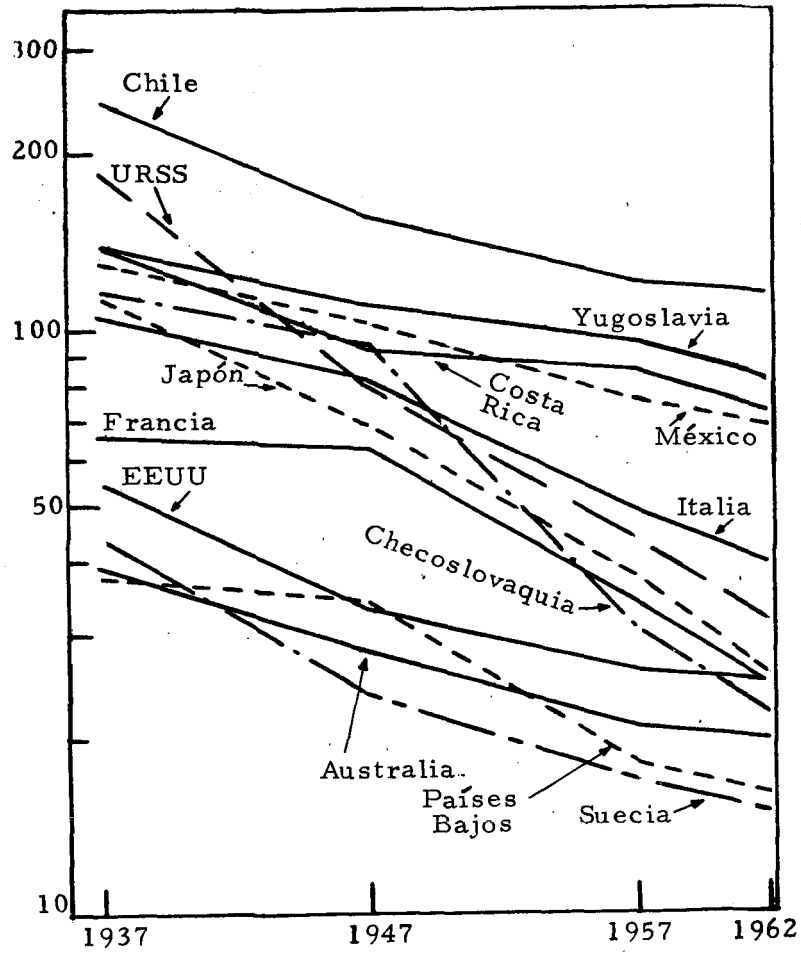
Las condiciones y factores que hicieron posible esa evolución se comentan más adelante y tienen relación con los progresos en materia de sanidad, terapéuticas, servicios médicos, sociales y de educación.

En el cuadro III-1 se muestra la evolución de la mortalidad infantil en los últimos 30 años, en un grupo de países con estadísticas vitales relativamente completas. La reducción proporcional de las tasas, como se puede observar en el gráfico III-1, disminuye al bajar la mortalidad.

### *3. Análisis por edad. Mortalidad neonatal y postneonatal*

La mortalidad decrece rápidamente entre el primer día de vida y el primer año. Es muy alta en la primera semana de vida; en los países con baja mortalidad infantil (Suecia, Países Bajos, etc.), aproximadamente dos terceras partes de los decesos ocurren en la primera semana, y tal proporción se eleva al 70-80 por ciento considerando las cuatro primeras semanas. En cambio, en países con elevada mortalidad

TASAS DE MORTALIDAD INFANTIL REGISTRADAS EN 13 PAISES  
 CON ESTADISTICAS VITALES RELATIVAMENTE SEGURAS.  
 PERIODOS 1936-1938, 1946-1948, 1956-1958 Y 1960-1964  
 (Tasas por mil nacidos vivos)



Fuente: Cuadro III-1



95  
infantil las muertes del primer mes representan aproximadamente el 40-45 por ciento y menos en algunos casos. En Chile, donde la tasa de mortalidad infantil fue de 124 por mil en el bienio 1957-1958, las muertes de la primera semana representaron un poco menos de un 1/5, y las ocurridas antes del mes un poco menos de un 1/3. En México, cuya tasa oficial de mortalidad infantil fue de 77 por mil en igual período, las proporciones son más altas: 21 y 36 por ciento, antes de la primera semana y antes del primer mes, respectivamente. Por último, con una tasa de 60 por mil, siempre en igual período, las proporciones fueron 27 y 43 por ciento en Venezuela.

En resumen, a una menor tasa de mortalidad infantil corresponde una mayor proporción de muertes neonatales.

En el cuadro III-2 figuran las tasas promedio de varios países por subintervalos de edad, agrupados los países según el nivel de la tasa de mortalidad infantil. Estas cifras permiten apreciar que cuando la mortalidad infantil desciende, lo hace más rápidamente lo que ocurre en el segundo semestre de vida y en general después del primer mes de vida; lo que significa que cuando la mortalidad infantil disminuye, la mortalidad neonatal gana importancia relativa. En Suecia, por ejemplo, el 69,6 por ciento de las muertes infantiles de 1949 correspondían a menores de un mes, en momentos en que la tasa de mortalidad infantil era 23,3 por mil; y sólo 53,5 por ciento en 1937, cuando la tasa respectiva era 43,4 por mil.

En general, a mayor tasa de mortalidad corresponde menor proporción de defunciones de menores de un mes. Esto se explica en relación con la naturaleza de las causas de muerte, cuya gran mayoría, después del primer mes de vida, son de origen predominantemente exógeno (enfermedades infecciosas y parasitarias, diarreas y enteritis, etc.), cuyo control se ha ido logrando con los avances de la sanidad y la medicina. En cambio, una parte considerable de las causas de muertes en el primer mes tienen un origen endógeno (tales como prematuridad, malformaciones congénitas, etc.). Sobre éstas los progresos fueron más lentos, de tal modo que al desaparecer gradualmente la mortalidad de origen exógeno adquiere importancia relativa la mortalidad de origen endógeno, y con ello la mortalidad neonatal.

Desafortunadamente las estadísticas de muchos países con una mortalidad infantil relativamente alta, adolecen de gruesos errores, siendo arriesgado en tales condiciones

TASAS DE MORTALIDAD, POR SUBINTERVALOS DE EDAD, DURANTE EL PRIMER AÑO DE VIDA. PROMEDIOS PARA PAISES DE DISTINTO NIVEL DE MORTALIDAD INFANTIL  
(Tasas por mil) <sup>a/</sup>

Subintervalos de edad	Suecia y Países Bajos (1958-1960) <sup>b/</sup>	Promedios de países con tasas de mortalidad infantil (Período 1936-1949) <sup>c/</sup>		
		Menores de 70	De 70 a 99	De 100 a 129
<i>Mortalidad infantil</i>	16,6	47,8	77,1	106,9
Menos de 1 mes	12,5	27,2	28,6	39,1
De 1 a 5 meses	2,7	14,0	32,5	40,0
De 6 a 11 meses	1,4	7,3	18,1	31,8

<sup>a/</sup> Las tasas están calculadas por mil supervivientes al comienzo de cada subintervalo de edad. Su suma no es necesariamente igual a la tasa de mortalidad infantil; si no fuera por el redondeo de las cifras debería ser un poco mayor.

<sup>b/</sup> United Nations: Demographic Yearbook, 1961

<sup>c/</sup> United Nations: Foetal, Infant and Early Childhood Mortality, ST/SOA/Ser. A/13. Vol. I. Cuadro 18. Nueva York, 1953.

estimar cómo se distribuyen las muertes en función de la edad. Parece lógico que el subregistro debería ser más fuerte respecto de muertes ocurridas en los primeros días de vida, en especial de aquellas muertes que acaecen inmediatamente después del nacimiento y que son una fuente de confusión con las muertes fetales tardías o mortinatalidad. Sin embargo, puede aceptarse, con base en las observaciones de muchos países, que la proporción de muertes que ocurren en el primer mes puede ser de 40 por ciento o menos cuando la mortalidad infantil es elevada.

En el cuadro III-3 figuran las tendencias en el tiempo de la mortalidad infantil y de menores de un mes en tres países (Chile, Canadá y Suecia), con diferentes niveles de mortalidad.

TASAS DE MORTALIDAD INFANTIL Y NEONATAL, POR PERIODOS  
QUINQUENALES, EN CANADA, CHILE Y SUECIA DURANTE EL  
PERIODO 1925-1964  
(Tasas por mil nacidos vivos)

Países	Mortalidad infantil	Mortalidad neonatal (menos de 1 mes)	Mortalidad postneonatal (de 1 a 11 meses)
<i>Chile</i>			
1925-1929	233,2	-	-
1930-1934	244,0	-	-
1935-1939	240,6	100,9	139,7
1940-1944	197,6	85,4	111,8
1945-1949	166,7	70,4	96,3
1950-1954 <u>b/</u>	128,4	47,2	72,2
1955-1959 <u>c/</u>	122,6	38,6	84,0
1960-1964 <u>d/</u>	115,2	36,5	78,7
<i>Canadá</i>			
1925-1929	93,8	-	-
1930-1934	79,6	-	-
1935-1939	67,3	32,5	34,8
1940-1944	55,6	29,4	26,2
1945-1949	45,8	26,3	19,5
1950-1954 <u>b/</u>	37,1	22,1	15,0
1955-1959 <u>c/</u>	30,5	19,5	11,0
1960-1964 <u>d/</u>	26,6	17,9	9,7
<i>Suecia</i>			
1925-1929	57,7	-	-
1930-1934	51,9	-	-
1935-1939	43,2	24,4	18,8
1940-1944	32,6	20,0	12,6
1945-1949	25,7	17,6	8,1
1950-1954 <u>b/</u>	20,0	14,7	5,3
1955-1959 <u>c/</u>	17,0	12,9	4,1
1960-1964 <u>d/</u>	15,5	12,6	2,9

a/ United Nations: *Foetal, Infant and Early* . . . . . *Op. cit.*

b/ United Nations: *Demographic Yearbook, 1957. Cuadro 13.*  
Promedio simple de tasas anuales.

c/ United Nations: *Demographic Yearbook, 1961. Cuadro 13.*  
Promedio simple de tasas anuales.

d/ United Nations: *Demographic Yearbook, 1966. Cuadro 15.*  
Promedio simple de tasas anuales.

#### 4. Causas de muerte

##### a) Mortalidad endógena y exógena

Para el análisis de las causas de muertes infantiles es conveniente tratar por separado la mortalidad neonatal de la postneonatal. En efecto, las causas de muerte prevalentes después del primer mes de vida (exógenas), se diferencian por su origen y por su naturaleza de otras causas (endógenas) características de las primeras semanas de vida. Las primeras, dependen de factores del medio exterior, como son los que provocan las enfermedades infecciosas y parasitarias, diarreas y enteritis, influenza, neumonía y otras. Por el contrario, las causas de origen endógeno son debidas a factores congénitos durante la vida intrauterina y otros asociados al parto.

A medida que el niño crece se independiza de la influencia materna, aumentando con ello sus riesgos de infección, a causa de la pérdida de la inmunidad natural, heredada de la madre, a ciertas enfermedades, como también a causa de la substitución del alimento materno.

Ahora bien, el descenso general de la mortalidad infantil obedeció, principalmente, a la reducción de las muertes de origen exógeno. Esto, que es más evidente en las primeras etapas del descenso de la mortalidad, respondió al control de factores del ambiente, tales como erradicación de agentes vectores, purificación del agua, higiene en la manipulación y conservación de los alimentos, etc. También dependió de la inmunización masiva de la población y del uso de nuevas drogas (antibióticos, etc.).

Por otra parte, si bien la asistencia médica materno-infantil y las modernas técnicas de la medicina curativa han contribuido a reducir considerablemente las muertes de origen endógeno, ello ha tenido más éxito en los países desarrollados, donde hay abundantes recursos, que en los países en desarrollo, donde son escasos.

Una idea de la magnitud del cambio a largo plazo de la mortalidad neonatal y postneonatal la proporciona la experiencia de Inglaterra y Gales desde 1910 a 1960. La tasa de la primera descendió de 40 a 20 por mil; la de la segunda, de 90 a 6 por mil. Suecia ofrece otro ejemplo: la tasa postneonatal descendió de 68 por mil a fines del siglo pasado, a 4,3 por mil en 1957.

El cuadro III-3, en donde se muestra la evolución en el tiempo de la mortalidad neonatal y postneonatal en tres paí

ses (Chile, Canadá y Suecia), con distintos niveles de mortalidad infantil, ilustra los comentarios anteriores relativos a las tendencias de la mortalidad. 99

El examen de las tendencias históricas y de los factores a que responden, es una ayuda valiosa para proyectar la mortalidad infantil hacia un futuro relativamente cercano. El componente exógeno, como se dijo, es susceptible de rápida reducción hasta niveles muy bajos, comparables a los ya alcanzados por los países que marchan a la cabeza en esa evolución. El componente endógeno es de evolución más lenta y requiere mayores esfuerzos. Probablemente, exija un progreso paralelo de la educación.

A niveles ya relativamente bajos, el componente endógeno presenta un límite inferior irreductible dentro del estado de los conocimientos biológicos y médicos. Una evaluación de este mínimo para los Estados Unidos de Norteamérica es del orden de 8 a 12 por mil; o sea, un nivel cercano al ya alcanzado en Suecia y los Países Bajos.<sup>8/</sup>

*b) Causas específicas*

El origen endógeno y exógeno de la mortalidad infantil señalado en la sección precedente, es útil examinarlo con mayor detalle estudiando la mortalidad por grupos de causas de muerte. Aunque la naturaleza endógena o exógena de ciertas causas puede establecerse sin dudas, en otras su naturaleza no está bien definida. Además, muchas muertes son debidas a factores endógenos y exógenos concurrentes; pero con fines estadísticos son asignadas a una causa única.

La siguiente clasificación de causas endógenas y exógenas, con algunas variantes de detalle, es la seguida en los estudios demográficos sobre la materia:

*Endógenas:*

1. Malformaciones congénitas (B-41).<sup>9/</sup>
2. Lesiones debidas al parto, asfixia y atelectasias postnatales (B-42).
3. Infecciones del recién nacido (incluye neumonías y diarreas del recién nacido) (B-43).

<sup>8/</sup> Mc Maham, C. A.: "The Lower Limit of the Infant Mortality Rate in the United States", *The Milbank Memorial Fund Quarterly*, N° 4, octubre, 1959, Nueva York.

<sup>9/</sup> Organización Mundial de la Salud: *Clasificación Estadística Internacional de Enfermedades, Traumatismos y Causas de Defunción*, 7ª revisión, Ginebra, 1955.

4. Otras enfermedades particulares de la primera infancia y prematuridad no calificada (B-44).

*Exógenas:*

5. Enfermedades infecciosas y parasitarias (B-1 a 17).
6. Enfermedades del aparato respiratorio (incluye influenza y neumonía) (B-30, 31 y 32).
7. Diarrea y enteritis (B-36).
8. Otras causas de muerte (no incluye causas *mal definidas y desconocidas*).<sup>10/</sup>

En el cuadro III-4 se presentan las tasas de mortalidad por causas específicas, correspondientes a 12 países con distintos niveles de mortalidad infantil durante el año 1956. Es evidente que las diferencias de nivel de la tasa general obedece principalmente a las causas exógenas (columnas 2 y 3), aunque también en medida importante a ciertas causas endógenas (B-43 y B-44). En cambio, otras causas endógenas (B-41 y B-42), no revelan diferenciales definidos entre países.

La clasificación de las muertes infantiles, según causas de muerte, debe examinarse con reservas, especialmente en aquellos países donde la mortalidad es relativamente alta. En efecto, esta última situación por lo general coincide con la existencia de condiciones sociales y administrativas poco propicias para el buen funcionamiento de los registros vitales. Las estadísticas por causas están afectadas, entre otros, por los siguientes hechos: 1) el grado de perfeccionamiento de los diagnósticos y de la declaración de las causas de muerte (por ejemplo, en muchos países el 20 por ciento o más de las muertes registradas no tienen certificación médica); 2) la diferente integralidad del registro por regiones, asumiendo que la integralidad del registro y el perfeccionamiento de las declaraciones es de peor calidad en las regiones con más alta mortalidad (por lo tanto, en donde es más alta la importancia relativa de las muertes por causas exógenas).

La diferencia de los niveles comparados de la mortalidad de Chile, Costa Rica y México y, en particular, las tasas por diarreas y enteritis, podrían explicarse por errores de integralidad y de clasificación.

<sup>10/</sup> Las otras causas de muerte comprenden causas de naturaleza muy diversa, pero principalmente son consideradas de origen exógeno. Representan aproximadamente 10 por ciento o menos de todas las muertes por causa conocida.

Cuadro III-4

MORTALIDAD INFANTIL EN 12 PAISES, SEGUN CAUSAS DE MUERTE, 1956<sup>a/</sup>  
(Tasas por 100 mil nacidos vivos)

Países	Causas de muerte <sup>b/</sup>								
	Todas las causas	Enf. infecciosas y parasitarias, y enf. del aparato respiratorio B-1 al 17; B 30-31-32	Diarreas y enteritis B-36	B-41	B-42	B-43	B-44	B-45	Otras causas
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
Chile	11 621	4 222	661	219	583	1 154	3 578	467	737
Costa Rica	7 158	1 589	1 700	181	299	476	1 165	1 356	392
México	7 099	2 402	1 485	196	270	1 036	1 503		207
Hungría	5 877	1 505	552	676	858	586	1 228	49	424
Puerto Rico	5 507	636	1 429	383	510	477	1 093	634	345
Italia	4 875	941	522	364	535	443	1 770	12	288
Japón	4 065	879	267	198	115	372	1 651	164	419
Canadá	3 195	505	109	512	708	158	809	56	338
Estados Unidos	2 599	266	67	377	711	110	729	61	278
Inglaterra y Gales	2 364	296	39	459	624	131	583	6	227
Países Bajos	1 897	137	15	474	511	60	418	105	177
Suecia	1 733	132	22	339	539	34	512	7	148

<sup>a/</sup> Naciones Unidas: *Boletín de Población* N° 6, cuadro IV. 10.

<sup>b/</sup> Mencionadas según los grupos de la lista internacional abreviada de causas de muerte. Para mayor detalle véase el texto.

Finalmente, habría que advertir que la importancia del grupo B-44 (otras enfermedades particulares de la primera infancia y prematuridad no calificada), depende en parte de la mayor o menor precisión en el diagnóstico y la declaración de muertes dentro de los grupos B-41, B-42 y B-43, especialmente en cuanto se relaciona con la condición de *prematuridad*.

En el cuadro III-5, se presenta la distribución porcentual de las muertes según las causas. Para tal fin se agruparon las causas exógenas (columnas 2 y 3 del cuadro III-4), y también las causas endógenas, tomando en cuenta las observaciones formuladas al comentar el cuadro III-4. Con esta clasificación resumida, se logra un cuadro más coherente de los diferenciales entre países.

El grupo de causas endógenas B-43 y B-44 (columna 4 del cuadro III-5) representa una proporción que fluctúa alrededor del 33 por ciento de todas las muertes, sin que se observe correlación definida con el nivel de la mortalidad infantil.

El comportamiento del otro grupo de causas endógenas (B-41, B-42) se presenta estrechamente asociado, en forma indirecta, con el nivel de la mortalidad infantil. Llega a representar el 50 por ciento de las muertes en los países de más baja mortalidad, y menos del 10 por ciento en los países de alta mortalidad infantil.

La situación inversa está representada con las muertes por causas exógenas: el 50 por ciento corresponde a los países de alta mortalidad, y algo menos del 10 por ciento a los de baja mortalidad.

Estas consideraciones acerca del carácter diferencial de la mortalidad de origen exógeno o endógeno se podrían generalizar un poco más tomando en cuenta su tendencia en el tiempo. Las siguientes observaciones se deducen de los cuadros III-4, III-5, III-6 y III-7:

- 1) Causas de muerte cuya tasa varía de nivel más rápidamente que la tasa de mortalidad infantil. Por consiguiente, su importancia relativa disminuye al bajar la mortalidad. Además, las tasas de mortalidad por dichas causas han estado disminuyendo con similar intensidad proporcional en países con distintos niveles de mortalidad, y explican gran parte de los diferenciales en lo pasado y en lo presente (comprende las causas exógenas)



DISTRIBUCION PORCENTUAL DE LAS MUERTES INFANTILES EN 12  
PAISES, SEGUN LAS PRINCIPALES CAUSAS DE MUERTE, 1956<sup>a/</sup>

Países	Todas	Enfermedades infecciosas y parasitarias y otras	B-41	B-43	Porcentaje de muertes con causas mal definidas o desconocidas
	las causas <sup>b/</sup>	<sup>c/</sup>	B-42	B-44	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Chile	100	43,8	7,2	42,4	6
Costa Rica	100	56,9	8,3	28,3	19
México	100	56,0	6,7	34,3	2
Hungría	100	35,3	26,3	31,1	1
Puerto Rico	100	42,4	18,3	32,2	12
Italia	100	30,1	18,5	45,5	0
Japón	100	29,4	8,0	51,8	4
Canadá	100	19,6	38,9	30,8	2
Estados Unidos	100	13,1	42,9	33,0	2
Inglaterra y Gales	100	14,2	45,9	30,3	0
Países Bajos	100	8,5	55,0	26,7	6
Suecia	100	8,9	50,9	31,6	0

<sup>a/</sup> Cifras tomadas del cuadro III-4.

<sup>b/</sup> Excluyendo las muertes con causas mal definidas o desconocidas. La diferencia entre la suma de las columnas 2, 3 y 4 y la columna 1 representa las demás causas de muerte.

<sup>c/</sup> Otras incluye influenza, neumonía, bronquitis y diarreas y enteritis.

<sup>d/</sup> Respecto de todas las muertes, incluyendo aquellas con causas mal definidas o desconocidas.

- 2) Causas de muerte cuya tasa varía de nivel con un ritmo similar al de la tasa de mortalidad infantil, manteniendo por lo tanto su importancia relativa. Explican gran parte de los diferenciales en lo pasado y en lo presente (comprende causas endógenas B-43 y B-44).
- 3) Causas de muerte cuya tasa prácticamente no varía de nivel, aumentando en consecuencia su importancia relativa. Los niveles, en países con distinta mortalidad infantil, no acusan diferenciales en un sentido definido.

Entre las causas comprendidas en 1) se encuentran las

DISMINUCION DE LA MORTALIDAD INFANTIL DEBIDA A LAS  
PRINCIPALES CAUSAS EXOGENAS, EN SIETE PAISES  
DURANTE EL PERIODO 1936-1938 A 1956 <sup>a/</sup>  
(Tasas por cien mil nacidos vivos)

Países	Diarreas y enteritis (B-36)			Enfermedades infecciosas y parasitarias (B-1 a 17) y enfermedades del aparato respiratorio (B-30, 31, 32)		
	1936-38	1956	Disminu- ción por- centual	1936-38	1956	Disminu- ción por- centual
Chile <sup>b/</sup>	2 520	639	75 <sup>c/</sup>	5 394	4 099	24 <sup>c/</sup>
Italia	2 902	522	82	3 421	941	72
Francia	593	44	93	1 484	451	70
Japón	1 974	267	86	3 302	879	73
Canadá	933	109	88	1 646	505	69
Estados Unidos	533	67	87	1 239	266	79
Australia	217	42	81	692	216	69
Países Bajos	193	15	92	898	137	85

<sup>a/</sup> Tomado de: Naciones Unidas: *Boletín de Población* N° 6, Cuadro IV. 11.

<sup>b/</sup> Período 1947 a 1957. Dirección de Estadística y Censos. *Demografía*, volúmenes 1947 a 1957. Santiago, Chile.

<sup>c/</sup> Esta disminución no es comparable con la sufrida por los restantes países del cuadro, debido a que abarcan períodos de tiempo de 10 y de 21 años, respectivamente.

*diarreas y enteritis*, probablemente las causas de muerte más sensibles a las influencias del medio social y cultural, y además, las enfermedades infecciosas y parasitarias, cuya incidencia está estrechamente relacionada con medidas de salud pública. Es importante observar que en las últimas dos décadas, la reducción de la mortalidad debida a estas causas tuvo una importancia relativa semejante en países de baja y alta mortalidad. (Véase el cuadro III-6). Desde la guerra (1936-1938) a 1956, la tasa de mortalidad por diarreas y enteritis en Italia, por ejemplo, descendió un 82 por ciento (de 29,0 a 5,2 por mil), y en los Países Bajos un 92 por ciento (de 1,9 a 0,2 por mil).

Las causas incluidas en 2) determinan importantes dife-

renciales en las tasas. Por ejemplo, en 1957: Chile, 55,6; Italia, 21,7; y Suecia, 5,4 por mil. Llama la atención que tales tasas son apenas un poco menores que seis años antes, o aun más altas, como en el caso de Chile (véase el cuadro III-7), lo que parece estar demostrando que para reducir la mortalidad debida a esas causas, se requieren servicios médicos bien equipados y, probablemente, elevar el nivel social y cultural de la población.

Respecto de las causas del grupo 3), prácticamente no hay cambios ni diferenciales, en el período 1952-1957, en los

Cuadro III-7

TENDENCIA DE LA MORTALIDAD INFANTIL DEBIDA A LAS  
PRINCIPALES CAUSAS ENDOGENAS, EN TRES PAISES,  
DURANTE EL PERIODO 1952-1957 <sup>a/</sup>  
(Tasas por cien mil nacidos vivos)

Causas de muerte y países	Años					
	1952	1953	1954	1955	1956	1957
Malformaciones con génitas (B-41) y le- siones debidas al parto, asfixia y atelactasia postna- tales (B-42)						
Chile	666	646	969	889	802	794 <sup>b/</sup>
Italia	860	849	874	899	899	919
Suecia	876	856	901	830	878	817
Infecciones del re- cién nacido (B-43) y otras enfermeda- des particulares de la primera in- fancia y prematu- ridad no califica- da (B-44)						
Chile	4 754	5 373	5 299	5 261	4 732	5 557 <sup>b/</sup>
Italia	2 610	2 576	2 388	2 271	2 213	2 175
Suecia	727	637	604	584	546	542

<sup>a/</sup> Tomado de: Naciones Unidas: *Boletín de Población* N° 6, Cuadros IV. 12, 13, 14, 15.

<sup>b/</sup> Datos de: Dirección de Estadística y Censos, *Demografía*, Santiago, Chile, 1957.

106 tres países examinados en el cuadro III-7. La tasa se sitúa alrededor de 8 por mil.

c) *Un método biométrico para medir la mortalidad endógena.*

En los países que poseen buenas estadísticas de causas de muerte, una adecuada clasificación de éstas, según su naturaleza endógena o exógena, permite calcular tasas de cada uno de estos componentes. Pero en aquellas regiones donde la certificación de las muertes es deficiente, no es posible seguir ese procedimiento dada la mala calidad de la información. Otras veces, sencillamente no se dispone de estadísticas por causas de muerte del país, o bien no las hay en sus divisiones administrativas principales.

Para salvar esta deficiencia se ha propuesto un método que se basa exclusivamente en la distribución de las muertes infantiles por meses de edad.<sup>11/</sup> Dicho método se apoya en una observación empírica acerca de la distribución de las muertes por causas exógenas durante el primer año de vida, según la cual, las mismas mantienen una proporción relativamente constante durante todo ese período, independientemente del nivel de la mortalidad infantil. En particular se estima que durante el primer mes de vida ocurre aproximadamente el 20 por ciento de las muertes de origen exógeno del primer año. Una segunda observación para la aplicabilidad del método es el supuesto de que la casi totalidad de las muertes por causas endógenas ocurren durante el primer mes de vida. Esta última observación probablemente pierda parte de su validez con los avances de la medicina, los cuales hacen posible la supervivencia más allá del primer mes de vida de los niños con condiciones mórbidas congénitas.

Basándose en tales supuestos, bastaría multiplicar las muertes ocurridas entre 1 a 11 meses por el factor 1,25, para encontrar el 100 por ciento de las muertes por causas exógenas. Por diferencia con las muertes totales de menos de 1 año, se obtienen las muertes de origen endógeno. Un procedimiento más refinado, que da cierta flexibilidad al método, consiste en ajustar las tasas de mortalidad de niños de más de 1 mes y proyectarlas hasta la edad cero; el valor de la tasa en este punto es la mortalidad de origen endógeno. Para usar un ajustamiento lineal, el autor del método substituye la variable natural edad  $n$  por una función  $V(n) = \log^3(n+1)$ ,

<sup>11/</sup> Bourgeois-Pichat, Jean: "La mesure de la mortalité infantile", *Population*, Nos. 2 y 3, 1951.

con lo cual consigue una buena alineación de las tasas acumuladas de mortalidad por meses de edad a partir de la tasa del primer mes. La función de ajustamiento es: 107

$$D(n) = a + b \cdot V(n)$$

Donde  $D(n)$  es la tasa de mortalidad acumulada, o probabilidad de morir antes de una edad cualquiera  $n$ . Obtenido el valor ajustado de  $D(n)$  para  $n = 30$  (primer mes), la tasa endógena es  $a$ , y la tasa exógena del primer mes la diferencia:

$$D(30) - a$$

Las tasas así calculadas se pueden comparar útilmente con las que resultan de clasificar las muertes según las causas, en el caso de que se disponga de esta estadística, cualquiera fuera su calidad.

Antes de ajustar los valores de  $D(n)$  es conveniente representarlos gráficamente tomando como abscisas los valores correspondientes de  $V(n)$ . Con frecuencia las tasas acumuladas  $D(n)$  quedan alineadas entre  $n=30$  y, aproximadamente,  $n=300$ . A partir de una cierta edad la curva tiende a bajar. En esos casos se desechan los últimos valores.

Un cálculo para Chile (1954-1956) dio los siguientes resultados: tasa endógena, 21,2 por mil; tasa exógena, 105,0 por mil. Las respectivas tasas, cuando se obtienen clasificando las muertes según las causas fueron, en igual período, de 52,8 y de 73,4 por mil. Es evidente que el primer método da una tasa endógena inaceptable y, en consecuencia, exagera la mortalidad de origen exógeno. Pero por otra parte, las estadísticas por causas de muerte ofrecen serias dudas. En primer lugar, hay una elevada proporción de muertes con certificación no médica, que en el año 1956 fue del 55 por ciento, tanto de las muertes del primer mes como de los once meses restantes. En segundo lugar, casi el 30 por ciento de las muertes de origen endógeno corresponden a niños de 1 a 11 meses. Es muy probable que muchas muertes clasificadas como endógenas correspondan a causas exógenas. En resumen, la tasa endógena debería ser superior a 21,2 por mil, pero inferior a 52,8 por mil.

La aplicación del método biométrico ha dado resultados satisfactorios para algunos países, como se podría deducir

108 de su comparación con cálculos basados en las estadísticas de causas de muerte.<sup>12/</sup>

### 5. Tasa refinada de mortalidad infantil

Usualmente, por razones de comodidad, se mide la mortalidad infantil mediante una tasa que viene dada por la razón entre el número de defunciones de niños menores de un año ocurridas durante un año civil y el número de nacidos vivos en igual período de tiempo. Si se desea una mayor exactitud en la medición, de tal modo que la tasa dé la probabilidad de supervivencia hasta cumplir el primer año de edad, es necesario computar con mayor precisión el número de expuestos a riesgo de muerte. En efecto, las defunciones de menores de un año acaecidas durante un año civil dado,  $D^z$ , corresponden en parte a nacimientos ocurridos en el mismo año calendario y en parte a nacimientos del año calendario anterior. Basándose en este razonamiento se tendrá en un año  $z$  un número  $aD^z$  de defunciones de nacidos en el mismo año, y un número  $dD^z$  de nacidos el año  $z-1$ . Designando con  $B$  los nacimientos, se pueden escribir las siguientes probabilidades de muerte:

$$aq^z = \frac{aD^z}{B^z} ; \quad dq^z = \frac{dD^z}{B^{z-1} - aD^{z-1}}$$

De donde la tasa anual será:

$$q^z = 1 - (1 - aq^z)(1 - dq^z) \quad (1)$$

La tasa convencional  $D^z/B^z$  equivale a la expresada en (1) cuando  $B^{z-1}=B^z$  y  $aq^{z-1}=aq^z$ , o sea, si el número de nacimientos y la mortalidad no varían de un año al siguiente. La principal fuente de error proviene de la desigualdad entre el número de nacimientos, cuando este número sufre un cambio

<sup>12/</sup> Un perfeccionamiento del análisis, en particular respecto de la mortalidad endógena después del primer mes, y comparaciones de tasas exógenas de 1 a 11 meses de edad por el método biométrico y por el método de las estadísticas de causas de muerte, se encuentra en: Bourgeois-Pichat, Jean: "An Analysis of Infant Mortality", *Population Bulletin*, Naciones Unidas, páginas 1-14, Nueva York, octubre, 1952.

relativamente grande (por ejemplo, 20 por ciento), lo cual en verdad no ocurre a menos que actúen factores anormales. Por lo común hay que esperar variaciones relativamente pequeñas de año en año y, por lo tanto, también errores relativamente pequeños en el resultado de la tasa convencional de mortalidad infantil. Sin embargo, aunque el error fuera relativamente pequeño, podría provocar incertidumbre acerca de la tendencia de la tasa en los casos en que tiene importancia observar sus variaciones anuales, como sucede con los programas de salud. Por ejemplo, la tasa convencional de Suecia en 1921 fue 1,2 por ciento más alta que la de 1920, en tanto que la tasa calculada con la fórmula (1) mostró un descenso del 6,5 por ciento.<sup>13/</sup>

La aplicación de la fórmula (1) tiene como inconveniente práctico, la separación de las defunciones en los dos grupos  $dD^z$  y  $dD^z$ . Las estadísticas no clasifican las muertes por el año de nacimiento; hay que recurrir a estimaciones de la proporción  $f$  de nacidos en el año inmediatamente anterior al de la muerte, o de su complemento,  $1-f$ , de nacidos en el mismo año de la muerte. El valor  $f$  se define:

$$f = \frac{dD^z}{D^z}$$

Salvo que las variaciones de  $f$  fueran de una magnitud que no alterara significativamente el cálculo de las tasas, sería necesario estimar su valor cada año. Las variaciones de  $f$  dependen de los cambios en el nivel de la mortalidad (ob-sérvese que  $f$  se hace más pequeño al disminuir la mortalidad) y de los cambios en el número anual de nacimientos. La tasa (1) tenderá a sobreestimar el nivel de la mortalidad cuando ésta desciende, permaneciendo igual los restantes factores. Pero debe saberse que  $f$  cambia lentamente y, lo que es más importante, sus cambios inciden poco sobre el valor de la tasa.<sup>14/</sup> Mucho más importante es el efecto sobre la tasa del número de nacimientos. Una fórmula no afectada -a través de  $f$ - por los cambios en el número de nacimientos, es la siguiente:

<sup>13/</sup> Citado en: Naciones Unidas: *Foetal, Infant and Early Childhood Mortality*, ST/SGA/Ser. A/13, Vol. 1, pág. 11, Nueva York, 1954.

<sup>14/</sup> Un cambio de 20 por ciento en el valor de  $f$ , por ejemplo, no modificaría el valor de la tasa en más de 0,5 puntos por mil.

$$\frac{\bar{D}^z}{(1-k) B^{z+k} B^{z-1}} \quad (2)$$

La fórmula (2) expresa la razón entre las muertes infantiles ocurridas en el año  $z$ , y el promedio ponderado de los nacimientos de los años  $z$  y  $z-1$ . Las ponderaciones  $k$  y  $1-k$  miden las proporciones de muertes atribuibles a niños nacidos en los años  $z-1$  y  $z$ , respectivamente.

Los valores de  $k$  y de  $1-k$  se definen por:

$$k = \frac{aD^z}{D^{z-1, z}}; \quad (1-k) = \frac{aD^{z-1}}{D^{z-1, z}} \quad (3)$$

Donde  $D^{z-1, z}$  son las muertes infantiles de niños nacidos en el año  $z-1$ , de las cuales  $aD^z$  ocurren durante el año  $z$ , y  $aD^{z-1}$  durante el año  $z-1$ . En el supuesto que  $k$  variara poco de un año al siguiente,

$$\frac{aD^{z-1}}{D^{z-1, z}} = \frac{aD^z}{D^{z, z+1}} \quad (4)$$

Supuesto implícito en la fórmula (2). Entonces dicha fórmula puede considerarse derivada de la siguiente igualdad:

$$\frac{aD^z}{(1-k) B^z} = \frac{aD^{z-1}}{k \cdot B^{z-1}} \quad (5)$$

O sea, las muertes indicadas en los numeradores son proporcionales a los nacimientos de los años  $z$  y  $z-1$ , multiplicados éstos por factores que expresan las probabilidades de provenir de esos universos. Pero al mismo tiempo los numeradores, cuya suma es  $D^z$ , están vinculados por  $f$ . Entonces la fórmula (5) puede escribirse:

$$\frac{(1-f) D^z}{(1-k) B^z} = \frac{f D^z}{k B^{z-1}} \quad (6)$$

Si  $B^z = B^{z-1}$ , se deduce que  $k = f$ . Si  $B^z \neq B^{z-1}$ , de la fórmula (6) se deduce que:



$$k = \frac{n}{(n-1) + 1/f} \quad (7) \quad 111$$

Siendo  $n = B^z/B^{z-1}$ .

En consecuencia, una vez calculado  $f$  se pasa a  $k$  mediante la relación (7), a los fines de aplicar la fórmula (2). Como el número de nacimientos varía, se calculará un valor de  $k$  para cada año, a partir de un valor  $f$  fijo.<sup>15/</sup>

En el cuadro III-8 se comparan las tasas que se obtienen con el método convencional, con la fórmula (1) y con la (2). Esta última fue aplicada utilizando dos alternativas: con un valor fijo de  $f$  y con valores anuales de  $k$ , llegándose con ambas prácticamente a los mismos resultados. Significa que variaciones hasta de un 10 por ciento en el factor de separación, y dentro de un margen de variación de los nacimientos de otro 10 por ciento, no afectan significativamente el resultado.

Las tasas obtenidas con la fórmula (1) tampoco difieren significativamente de las obtenidas con la fórmula (2), al menos dentro del margen de variación de los nacimientos de este ejemplo.

Finalmente, sí hay diferencias con las tasas calculadas con el método convencional. Tales diferencias son en algunos casos (años 1953 y 1956) del orden del 2 al 4 por ciento. Ello ocurre, precisamente, cuando se produce un cambio importante en el número de nacimientos.

#### 6. Factor de separación

El valor  $f$  ya mencionado se denomina factor de separación. Según el nivel de la mortalidad infantil,  $f$  toma valores entre 0,30 y 0,12, aproximadamente. Cuanto más elevada sea la mortalidad infantil más alto será el valor de  $f$ . Este factor representa la proporción de muertes infantiles de los nacimientos en un año calendario que se espera van a ocurrir durante el año siguiente; por lo tanto,  $(1-f)$  es la proporción de muertes que se calcula sucederán en el mismo año. Se ve que la edad media de las muertes a que se refiere  $f$  es más elevada que la edad media de las muertes indicadas por

<sup>15/</sup> En la sección 6 de este capítulo, se indica cómo calcular directamente el valor de  $k$ . Sin embargo, el procedimiento indicado en el texto tiene una gran ventaja práctica.

TASAS DE MORTALIDAD INFANTIL CALCULADAS CON DISTINTOS  
METODOS<sup>a/</sup>  
(Tasas por 1 000 nacimientos)

Año	Tasa conven- cional	Método de cálculo			Variación porcentual del número de na- cimientos <sup>b/</sup>
		Con factores de separación			
		(I)	(II)	(III)	
1953	99,5	103,3	102,6	102,8	+ 10,1
1954	115,6	115,2	115,7	115,7	+ 0,1
1955	119,2	118,7	118,7	118,7	- 1,2
1956	109,1	111,6	111,2	111,3	+ 6,1
1957	116,7	117,2	117,5	117,5	+ 2,0

(I) Cálculo con la fórmula (1) (véase el texto);  
 $f = 0.327$

(II) Cálculo con la fórmula (2) (véase el texto);  
 $f = 0.327$

(III) Cálculo con la fórmula (2) (véase el texto);  
usando valores de  $k = 0,3486(1953); 0,3273$   
(1954);  $0,3243(1955); 0,3402(1956); 0,3315$   
(1957).

<sup>a/</sup> Datos de Chile.

<sup>b/</sup> Porcentaje de aumento o disminución respecto del año anterior.

(1-f). En muchos países de América Latina el valor de  $f$  está entre 0,25 y 0,30.

Para calcular  $f$  bastaría disponer de datos de las muertes infantiles, clasificadas por subintervalos de edad. Si esta información estuviera disponible por meses del año, en lugar de estarlo por datos anuales, se obtendría una mejor aproximación de  $f$ .

Para simplificar la explicación, se supondrá que los datos son anuales y las muertes clasificadas en los siguientes subintervalos de edad: menos de 1 día, 1-6 días, 7-13 días, 14-20 días, 21-30 días, un mes, dos meses, ... y 11 meses. Se acepta la hipótesis de que los decesos de cada subintervalo de edad ocurren uniformemente a través de todo el año, y lo mismo se supone respecto de los nacimientos. De aquí se llega a establecer las siguientes proporciones de muertes, co-

respondientes a nacimientos del año anterior, según la edad de muerte: 113

Edad (defunciones ocurridas el año $z$ ) $i$	Proporción correspondiente a niños nacidos el año $z-1$ $f_i$
Menores de 1 día	$1/720$
1 - 6 días	$(1 + \frac{1}{2} \cdot 6) / 360$
7 - 13 días	$(7 + \frac{1}{2} \cdot 7) / 360$
14 - 20 días	$(14 + \frac{1}{2} \cdot 7) / 360$
21 - 29 días	$(21 + \frac{1}{2} \cdot 9) / 360$
1 mes	$(30 + \frac{1}{2} \cdot 30) / 360$
2 meses	$(60 + \frac{1}{2} \cdot 30) / 360$
.....	.....
11 meses	$(330 + \frac{1}{2} \cdot 30) / 360$

Multiplicando las fracciones  $f_i$  por las muertes de las edades respectivas,  $D_i$ , la suma es el número de defunciones que se estima corresponden a niños nacidos el año anterior al año del deceso. Dividiendo dicho número por el total de defunciones, se obtiene finalmente el valor  $f$ . Expresado en símbolos:

$$f = \frac{\sum (D_i \cdot f_i)}{D} = \frac{dD}{D}$$

Si hay datos mensuales se sigue un procedimiento análogo. En este caso, se procede a separar las muertes ocurridas en enero, tomando en cuenta la edad. Respecto de las muertes sucedidas durante los meses de febrero a diciembre, el cálculo es más sencillo. De las muertes de febrero en la edad de 1 mes, la mitad se asigna al año anterior; las muertes de niños menores de 1 mes corresponden a nacidos el mismo año, las de 2 meses o más a nacidos el año anterior. De las muertes de marzo en la edad de 2 meses, la mitad se asigna al año anterior; las muertes de menores de 2 meses a nacidos el mismo año, las de 3 meses o más, a nacidos el año ante-

114 rior. Así se sigue hasta diciembre, donde de las muertes de 11 meses la mitad se asigna al año anterior; y las de menores de 11 meses a nacidos en el mismo año. Este sencillo cálculo se facilita preparando una tabla de doble entrada, según el mes de ocurrencia de la muerte y la edad (en meses) al morir. Los coeficientes  $f_i$  para el cálculo de separación de las muertes ocurridas en enero se indican a continuación:

Edad (defunciones ocurridas en enero)	Proporción correspondiente a niños nacidos el año anterior $f_i$
$i$	
Menores de 1 día	$0,5/31 = 0,0161$
1 - 6 días	$4/31 = 0,1290$
7 - 13 días	$10,5/31 = 0,3387$
14 - 20 días	$17,5/31 = 0,5645$
21 - 30 días	$26,0/31 = 0,8387$
1 - 11 meses	$31/31 = 1,0000$

Multiplicando los valores  $f_i$  así calculados por las respectivas defunciones ocurridas en enero, se obtienen las muertes de enero asignadas a niños nacidos el año anterior. Si a estas últimas agregamos las calculadas, como se dijo antes, para febrero, marzo, ...diciembre, se llega al total de las muertes  $d^D$  correspondientes a nacimientos del año anterior.

Para llegar a este mismo resultado se puede seguir un camino más conveniente, el cual permite obtener al mismo tiempo un factor de separación de defunciones de menores de 1 mes de edad y otro de muertes de 1-11 meses. Es suficiente sumar las muertes de menores de 1 mes asignadas a niños nacidos el año anterior, ocurridas en los distintos meses del año. Por separado, la misma operación para las muertes de niños de 1-11 meses.

Tendríamos:

$$f_{<1 \text{ mes}} = \frac{d^{D_{<1 \text{ mes}}}}{D_{<1 \text{ mes}}} ; \quad f_{1-11 \text{ meses}} = \frac{d^{D_{1-11 \text{ meses}}}}{D_{1-11 \text{ meses}}}$$

$$f = \frac{d^D}{D}$$

Un cálculo, con datos de Chile del año 1958, dio los siguientes resultados: 115

$$f_{<1 \text{ mes}} = 0.025; f_{1-11 \text{ meses}} = 0.454; f = 0.327$$

Las estadísticas de muertes infantiles por subintervalos de edad, con frecuencia no están disponibles por meses del año. Generalmente hay datos anuales y algunas veces, por ejemplo, trimestrales. En tales casos, si se dispone del número total de defunciones infantiles de cada mes, podrían distribuirse estos totales por subintervalos de edad, adoptando la misma distribución del total anual, o del total trimestral, según el caso. Con este procedimiento se obtienen mejores resultados que calculando el factor de separación con datos anuales o trimestrales.

No obstante, muchas veces se dispone de las estadísticas de defunciones infantiles sólo por grandes subgrupos de edad; por ejemplo, menores de 1 mes, de 1 a 5 meses, 6 a 11 meses. Tal información podría corresponder a un período anual, trimestral o, menos frecuentemente, mensual. En todos estos casos, el cálculo de un factor de separación será menos refinado que operando con edades detalladas. El razonamiento básico para separar las muertes será el mismo.<sup>16/</sup>

Para calcular el factor de separación  $k$  (véase la sección 5 de este capítulo), es necesario obtener valores de  $f$  para dos años sucesivos. En efecto,  $k$  separa las muertes infantiles de una generación anual  $z$ , según el año  $z$  y  $z+1$  en que ocurren las muertes; es decir,  ${}_aD^z$  y  ${}_aD^{z+1}$ .

Siendo:

$${}_aD^z = (1-f^z) \cdot D^z$$

$${}_aD^{z+1} = f^{z+1} \cdot D^{z+1}$$

$$k = \frac{{}_aD^{z+1}}{{}_aD^z + {}_aD^{z+1}}$$

<sup>16/</sup> Este tema se trata en detalle en el artículo de W.P.D. Logan: *Cálculo de la mortalidad infantil*, Naciones Unidas, ST/SGA/Ser. N/3, Nueva York, 1963.

## 7. Sobremortalidad masculina

Esta característica general de la mortalidad es particularmente acentuada en el primer año de vida. Por otra parte, el exceso de mortalidad masculina es más alto en la mortalidad neonatal y, probablemente, todavía más alto en las muertes fetales.

Como ocurre con la mortalidad en general, a medida que desciende el nivel de la mortalidad infantil se acentúa la sobremortalidad masculina, lo cual confirmaría el origen principalmente endógeno del diferencial por sexo.

En el cuadro III-9 se resume, en forma de proporción entre la tasa masculina y la femenina, la sobremortalidad masculina observada en países con diversos niveles de mortalidad infantil, donde se podrá observar el comportamiento arriba señalado.

## 8. Edad de la madre y orden de nacimiento

Las estadísticas de mortalidad infantil muestran que el riesgo de muerte aumenta con la edad de la madre o el orden de nacimiento. Excepciones a estos comportamientos son la mortalidad de niños de madres muy jóvenes y la mortalidad neonatal del primer hijo. Por lo general, las tasas toman

Cuadro III-9

SOBREMORTALIDAD MASCULINA EN EL PRIMER AÑO DE VIDA.  
PROMEDIOS DE PAISES CON DIFERENTES NIVELES DE  
MORTALIDAD INFANTIL <sup>a/</sup>

Edad	Sobremortalidad masculina <sup>b/</sup>		
	Tasas inferiores a 70 por mil	Tasas de 70 a 99 por mil	Tasas de 100 a 129 por mil
Menores de 1 año	126,8	126,7	113,0
Menores de 1 mes	129,8	128,0	118,4
De 1 a 5 meses	128,1	129,8	112,7
De 6 a 11 meses	116,4	122,1	108,6

<sup>a/</sup> Naciones Unidas: *Foetal, Infant ... Op. cit.*, Cuadro 18.

<sup>b/</sup>  $\frac{\text{Tasa mortalidad infantil masculina}}{\text{Tasa mortalidad infantil femenina}} \times 100$ . Trátase de relaciones entre tasas medias de varios países, correspondientes al período 1936-1949.

valores mínimos para madres de 25 a 30 años y desde ese punto aumentan en forma sostenida. Respecto del orden de nacimiento, el mínimo corresponde al segundo o al tercer nacimiento. 117

Es evidente que estas dos variables no son totalmente independientes. Nacimientos de órdenes altos están fuertemente correlacionados con edades altas. No obstante, para una edad determinada, las tasas aumentan con el orden; y, para un orden dado, las tasas aumentan con la edad. Probablemente la edad sea el factor dominante, al menos en la mortalidad neonatal.<sup>17/</sup>

Hay pocas estadísticas disponibles de mortalidad infantil según la edad de la madre y el orden de nacimiento. Por el contrario, en muchos países se publican datos de mortinatalidad con esa clase de información. El cuadro III-10 contiene tasas de mortalidad neonatal y postneonatal de Inglaterra y Gales, correspondientes al período 1949-1950, según la edad de la madre y el orden de nacimiento. De estas cifras se desprenden algunas interesantes observaciones:

- 1) La mortalidad neonatal del primer hijo es más alta que la del segundo hijo;
- 2) La mortalidad neonatal aumenta con el orden de nacimiento a partir del segundo hijo;
- 3) La mortalidad neonatal alcanza su mínimo alrededor de los 30 años de edad de la madre;
- 4) La mortalidad postneonatal aumenta a partir del primer hijo;
- 5) La mortalidad postneonatal disminuye con la edad de la madre hasta, aproximadamente, los 40 años, y
- 6) Las tasas más altas (mortalidad neonatal y postneonatal) corresponden a madres jóvenes con nacimientos de orden elevado. Por ejemplo, la tasa neonatal de 20-24 años y orden quinto, es de 24 por mil; la correspondiente a madres de 35-39 años, es 19 por mil. La tasa postneonatal de madres de 20-24 años y orden quinto, es 46 por mil, contra sólo 12 por mil en las madres de 35 a 39 años.

<sup>17/</sup> Tabah y Sutter han encontrado que el factor dominante en la mortinatalidad es la edad de la madre, siendo no significativa la influencia del orden de nacimiento (Tabah, Léon y Sutter, Jean, "Influence respective de l'age maternel et du rang de naissance sur la mortinatalité", *Population*, N° 1, 1948).

TASAS DE MORTALIDAD INFANTIL (NACIMIENTOS SIMPLES LEGÍTIMOS), SEGUN LA EDAD DE LA MADRE Y EL ORDEN DE NACIMIENTO, <sup>a/</sup> INGLATERRA Y GALES, 1949-1950  
(Tasas por mil nacidos vivos) <sup>a/</sup>

Edad de la madre	Número de hijos previos						Total <sup>b/</sup>
	0	1	2	3	4	5-9	
<i>Neonatal</i>							
Total	17,3	13,6	16,2	18,2	18,1	21,8	16,2
16 - 19	21,3	24,6	...	...	...	...	21,7
20 - 24	15,2	15,5	19,2	28,5	23,9	...	15,8
25 - 29	16,1	11,4	15,2	17,6	14,8	21,7	14,3
30 - 34	20,1	12,5	14,7	15,1	16,7	19,1	15,5
35 - 39	27,6	16,2	16,7	18,7	19,1	20,9	19,3
40 - 44	35,0	23,6	22,3	23,8	22,2	25,2	25,0
45 y más	...	...	...	...	...	27,6	32,7
<i>Postneonatal</i>							
Total	7,9	10,3	13,3	15,6	16,8	19,9	10,8
16 - 19	14,2	26,6	...	...	...	...	15,8
20 - 24	8,6	15,9	25,0	32,2	45,6	...	12,3
25 - 29	6,0	9,1	14,6	20,0	24,1	29,8	10,1
30 - 34	5,8	6,9	9,2	12,6	16,2	21,7	9,0
35 - 39	6,5	7,0	9,0	10,5	11,5	16,8	9,6
40 - 44	9,3	7,4	9,1	12,8	13,8	18,8	12,8
45 y más	...	...	...	...	...	24,1	17,6

<sup>a/</sup> Heady, J.A. y Heasman, M.A.: *Social and Biological Factors in Infant Mortality*, General Register Office, Londres, 1959.

<sup>b/</sup> Incluye muertes de niños cuyas madres tenían 10 o más hijos previos.

A falta de estadísticas disponibles similares a la del cuadro III-10, se presentan datos de mortinatalidad de Chile (véase el cuadro III-11). Considerando que una elevada proporción de las muertes neonatales tienen un origen común con la mortinatalidad, el comportamiento de esta última, respecto de la edad de la madre y el orden de nacimiento, es un punto de referencia útil acerca de lo que ocurre con la mortalidad neonatal. La comparación con datos de mortinatalidad de Inglaterra y Gales puede servir de nexo con las ci-



119  
fras del cuadro III-10. Las tasas, en ambos países, revelan un aumento importante con la edad, más acentuado que el ya observado de la mortalidad neonatal en Inglaterra y Gales. Este fenómeno se debe en parte considerable a la creciente mortinatalidad del primer hijo, y en medida menor a la mortinatalidad de hijos de orden 4 y superiores. Otra observación de interés: excepto para madres muy jóvenes en las distintas edades y a partir del segundo hijo, las tasas de Chile, contra lo esperado, tienden a bajar al aumentar el orden de nacimiento. Este comportamiento podría interpretarse en el sentido de que el riesgo de mortinatalidad fue más alto en mujeres que tuvieron sus primeros hijos, presumiblemente, en edad tardía. Podría deberse también a errores de declaración del número de hijos tenidos, dado que mujeres con varios mortinatos previos omiten éstos con mayor frecuencia que las mujeres que sólo han tenido hijos nacidos vivos, con lo cual aquellos mortinatos aparecen clasificados con un número de orden más bajo que el real. Es sabido, por otra parte, que la mortinatalidad es más frecuente en madres que tienen antecedentes de hijos nacidos muertos.

Un factor adicional, que sin duda influye en la mortinatalidad y la mortalidad infantil neonatal -en relación con la salud de la mujer-, es el espaciamiento entre los nacimientos. Algunos estudios indican el efecto negativo de un espaciamiento demasiado breve (por ejemplo, menos de 12 meses) o demasiado largo (quizás más de 48 meses);<sup>18/</sup> pero, en rigor, no hay estadísticas disponibles para evaluar la influencia del espaciamiento. No obstante, es razonable pensar que un corto espaciamiento podría ser determinante de la elevada mortalidad que se observa en nacimientos de elevado orden de madres relativamente jóvenes. Esto es aplicable tanto a madres de 20 años con 3 ó 4 hijos, como a madres de 30 años con 7 u 8 hijos. Finalmente, hay que advertir que un análisis que haga intervenir el espaciamiento considera necesariamente el período de vida marital.

<sup>18/</sup> Naciones Unidas: *Perinatal, Infant and ... Op. cit.* Vol. II, pág. 9, Nueva York, 1954.

Cuadro III-11  
 TASAS DE MORTINATALIDAD, SEGUN LA EDAD DE LA MADRE Y EL ORDEN DE NACIMIENTO,  
 CHILE (1957) E INGLATEERRA Y GALES (1949-1950) <sup>a/</sup>  
 (Tasas por mil nacidos vivos)

Edad de la madre	Chile					Inglaterra y Gales <sup>b/</sup>				
	Número de hijos previos <sup>c/</sup>					Número de hijos previos <sup>d/</sup>				
	0	1	3	7	Total <sup>e/</sup>	0	1	3	5-9	Total <sup>e/</sup>
15 - 19	35,8	17,0	27,0	56,1 <sup>f/</sup>	29,1	17,8	13,7	...	...	17,3
20 - 24	32,6	15,0	15,7	15,7	21,3	17,9	11,8	18,3	...	15,8
25 - 29	46,0	17,1	16,7	17,4	23,0	23,5	13,4	18,4	22,9	17,9
30 - 34	77,5	27,5	20,7	18,0	29,8	34,7	17,0	23,8	29,8	23,0
35 - 39	137,2	32,9	42,9	24,0	38,6	47,9	23,3	28,4	38,4	31,4
40 - 44	163,3	62,9	53,0	57,7	53,1	55,8	38,0	47,9	51,4	46,4
Total <sup>g/</sup>	51,3	19,3	23,6	25,1	29,9	23,4	15,3	25,0	38,3	21,1

<sup>a/</sup> Dirección de Estadística y Censos: *Demografía*, Santiago, Chile, 1957; Heady, J.A. y Heasman, M.A. *Op. cit.*

<sup>b/</sup> De nacimientos legítimos solamente, los que representan el 95 por ciento de los nacimientos.

<sup>c/</sup> Se omiten las tasas correspondientes a los números de hijos previos 2, 4, 5, 6, 8 y siguientes.

<sup>d/</sup> Se omiten las tasas correspondientes a los números de hijos previos 2, 4 y 10 y más.

<sup>e/</sup> Incluye mortinatalidad de nacimientos de todos los órdenes.

<sup>f/</sup> Corresponde a cuatro hijos previos.

<sup>g/</sup> Incluye mortinatalidad correspondiente a madres de 45 y más años.

En el capítulo II se discuten en forma general los factores o variables de la mortalidad diferencial, en particular aquellos relacionados con las condiciones sociales, y los métodos para estudiar esos diferenciales.

Hay razones para esperar que la mortalidad infantil sufra la influencia diferencial de esas condiciones sociales de modo todavía más marcado que la mortalidad en general. Durante la vida intrauterina y los primeros meses de edad, la salud del individuo es muy vulnerable a la acción de factores patológicos de la madre y del medio exterior (higiene, alimentación, cuidados maternos, asistencia médica, etc.), los cuales van asociados al nivel social y cultural de la familia. Con frecuencia la mortalidad infantil es considerada como un excelente indicador de las condiciones sanitarias y socio-culturales.

Las siguientes variables socio-culturales figuran entre las que han merecido más atención de parte de demógrafos, sociólogos y sanitarios: a) nutrición, b) atención médica, c) habitación, d) alfabetismo e inteligencia, e) ilegitimidad, f) región, y g) *clase social*.

Respecto de las cuatro variables mencionadas en primer término, poco es lo investigado a escala demográfica. Estudios de esta clase son, generalmente, simples correlaciones estadísticas entre las tasas de mortalidad infantil y algún indicador de la nutrición, la atención médica, las condiciones de habitación y el alfabetismo, como serían: calorías consumidas por habitante; número de camas obstétricas y pediátricas, gastos públicos en servicios médicos materno-infantil, etc.; hacinamiento o densidad por cuarto; y proporción de analfabetos. En suma, se trata de establecer el grado de relación entre la mortalidad infantil y algunos de los indicadores, o varios, de diferentes unidades geográficas de población (países, divisiones de un país, diferentes momentos de tiempo de un mismo país, etc.).<sup>19/</sup>

Uno de los estudios más completos es el realizado por el *Institut National d'Etudes Démographiques* de París, mediante una encuesta sobre el comportamiento de las familias en los

<sup>19/</sup> Ilustraciones de esta clase de análisis se encuentran en: Naciones Unidas: *Foetal, Infant and ... Op. cit.* Vol. II, Nueva York, 1954.

122 departamentos Nord y Pas-de-Calais basada en una muestra de 800 familias.<sup>20/</sup>

Trátase de una encuesta intensiva que investigó, entre otras cosas, las condiciones de alojamiento, economía doméstica, alimentación y cuidados higiénicos de los niños, asistencia recibida por la madre en el último embarazo y tipo de atención prestados por los padres a los hijos. Los resultados indicarían como principales factores de la sobremortalidad en los departamentos investigados, en relación al resto del país, a: 1) insuficiencia de servicios médicos y de servicios sociales, 2) escasa educación sanitaria de la población y 3) hábitos defectuosos en el cuidado de los lactantes y niños de corta edad. Quiere decir que la más alta mortalidad infantil en Nord y Pas-de-Calais obedecería, principalmente, a factores culturales. Por el contrario, contra la opinión generalizada, ni el clima, ni los ingresos, ni la estructura profesional de esa región podrían ser responsables de la misma.

*Ilegitimidad.* Las estadísticas de diversos países señalan, sin lugar a dudas, una más alta mortalidad infantil entre los nacimientos ilegítimos que entre los legítimos. Probablemente, el factor yacente en el fondo de esta diferencia son las condiciones socio-culturales asociadas a la ilegitimidad.

Como es lógico, el problema de la elevada mortalidad ilegítima tiene más importancia en las regiones donde hay una alta proporción de nacimientos ilegítimos. En varios países de América Latina, según las estadísticas oficiales, esa proporción era en 1958 superior al 50 por ciento, y en muchos otros se situaba entre esta última cifra y el 20 por ciento. Compárese con el 5 por ciento, aproximadamente, de los Estados Unidos, Canadá e Inglaterra y Gales, o con el 10 por ciento de varios países europeos.

Por consiguiente, en América Latina la ilegitimidad, o las condiciones unidas a ella, es un importante factor de mortalidad infantil. En México (1957), el 33 por ciento de los mortinatos registrados eran ilegítimos, mientras que los nacimientos ilegítimos representaban sólo el 24 por ciento de los nacimientos registrados. En Chile (1958), los porcentajes respectivos eran de 37 contra 17. Igual tendencia se

<sup>20/</sup> Girard, Alain; Henry, Louis y Nistri, Roland: *Facteurs Sociaux et Culturels de la Mortalité Infantile*, Cahier N° 36, INED, Presses Universitaires de France, París, 1960.

advierte en países con baja mortalidad infantil y también baja ilegitimidad: en Inglaterra y Gales (1960), el 7 por ciento de las muertes fetales tardías eran de ilegítimos, siendo la proporción de nacimientos ilegítimos del 5 por ciento.

Las tasas de mortalidad infantil de Chile, en el período 1955-1957, indican que la mortalidad entre los nacimientos ilegítimos era cercana a 190 por mil, esto es más del cien por ciento de la mortalidad de legítimos (90 por mil).

Cifras de Inglaterra y Gales (1959) indican una elevada mortalidad diferencial según la legitimidad de los nacimientos, aplicable a la mortalidad neonatal y postneonatal. Tal diferencial se observa, sistemáticamente, en madres de distintas edades. (Véase el cuadro III-12).

Dado que no se disponía de datos sobre mortalidad infantil según la edad de la madre, en el cuadro III-13 se presenta una información sobre la mortinatalidad diferencial en Chile (1957), la cual se compara con datos de Inglaterra y Gales (1959). Como se podrá ver, el diferencial según legitimidad es más acentuado en Chile (66 contra 22 por mil), disminuyendo con la edad de la madre. En Inglaterra y Gales, los diferenciales de la mortinatalidad son menores que los

Cuadro III-12

MORTALIDAD INFANTIL NEONATAL Y POSTNEONATAL, POR EDAD DE LA MADRE, SEGUN LA LEGITIMIDAD DE LOS NACIMIENTOS, INGLATERRA Y GALES, 1959<sup>a/</sup>  
(Tasas por mil)

Edad de la madre	Neonatal		Postneonatal	
	Legítimos	Ilegítimos	Legítimos	Ilegítimos
Todas edades <sup>b/</sup>	16,2	26,1	10,8	19,4
16 - 19	21,7	26,8	15,8	17,8
20 - 24	15,8	25,8	12,3	21,2
25 - 29	14,3	22,3	10,1	18,8
30 - 34	15,5	25,5	9,0	18,9
35 - 39	19,3	27,6	9,6	17,3
40 - 44	25,0	36,1	12,8	21,5

<sup>a/</sup> Heady, J.A. y Heasman, M.A.: *Op. cit.*

<sup>b/</sup> Incluye defunciones de nacimientos de madres de edad no establecida.

MORTINATALIDAD POR EDAD DE LA MADRE, SEGUN LA LEGITIMIDAD  
DE LOS NACIMIENTOS, INGLATERRA Y GALES (1959)  
Y CHILE (1957)  
(Tasas por mil)<sup>a/</sup>

Edad de la madre	Inglaterra y Gales <sup>b/</sup>		Chile <sup>c/</sup>	
	Legítimos	Ilegítimos	Legítimos	Ilegítimos
Todas las edades	21,1	28,5	22,1	66,5
15 - 19	17,3	21,0	17,0	59,0
20 - 24	15,8	21,4	14,6	53,1
25 - 29	17,9	24,3	18,4	53,1
30 - 34	23,0	28,2	25,2	62,3
35 - 39	31,4	38,9	32,5	78,2
40 - 44	46,4	48,4	47,0	98,4
45 - 49	..	..	50,2	112,0

<sup>a/</sup> Las tasas de Inglaterra y Gales son por mil nacimientos, incluyendo mortinatos. Las de Chile, por mil nacidos vivos.

<sup>b/</sup> Heady, J.A. y Heasman, M.A.: *Op. cit.*

<sup>c/</sup> Dirección de Estadística y Censos: *Demografía*, Santiago, Chile, 1957.

observados en la mortalidad neonatal y postneonatal respecto de la legitimidad.

*Clase social.* Como ocurrió con la mortalidad en general, el estudio de la mortalidad infantil por *clases sociales* tiene una larga tradición demográfica. La ocupación del padre es el criterio usado con más frecuencia para la determinación de las clases sociales.

Este tipo de estudios muestran invariablemente que la mortalidad infantil aumenta al descender en la escala de las *clases sociales*. También se ha demostrado en varios estudios que las diferencias son independientes de la edad de la madre y del orden de nacimiento, ya que el mismo patrón se observó en madres de distintas edades y en nacimientos de distintos órdenes. Finalmente, también se encontró que son independientes de la región geográfica, en el sentido de que los diferenciales se observan en regiones de climas y culturas diversas.

Seguidamente se resumen resultados de cuatro estudios de mortalidad infantil diferencial, según *clases sociales*, los cuales analizan estadísticas vitales de cinco países: Inglaterra y Gales, Francia, Italia, Hungría y Chile.

i) *Inglaterra y Gales*<sup>21/</sup>

Las cifras a las que se hará referencia provienen de 748 mil nacimientos ocurridos en 1959, incluyendo 17 mil mortinatos. Las defunciones infantiles producidas en esa cohorte sumaron 23 mil.

En este estudio se consideran cinco clases sociales, formadas según la ocupación del padre. Trátase de las mismas clases que utiliza el *General Register Office* en los censos y estadísticas vitales.<sup>22/</sup>

El método de análisis consistió en calcular tasas tipificadas por edad de la madre y orden de nacimiento, a fin de eliminar el efecto de estas dos variables. Para ello se usó como estructuras típicas, la composición por edad de las madres y el número de nacimientos, de los nacimientos legítimos simples, incluso mortinatos, en Inglaterra y Gales durante 1959.

La tipificación tuvo sólo un leve efecto sobre las tasas por clases sociales de mortinatalidad, mortalidad neonatal y postneonatal; por consiguiente, la tipificación no alteró los diferenciales. El cambio individual más importante ocurrió en la mortalidad postneonatal de la clase social I, cuya tasa pasó de 4,9 a 5,6 por mil (14 por ciento de aumento).

La comparación de los diferenciales por clases sociales de 1939 con los de 1959, mostró pocos cambios.

También se encontró que los diferenciales por clases sociales siguen un patrón similar en las cuatro regiones geográficas en que se dividió la población. Los resultados aparecen en el cuadro III-14.

Como conclusión se establecen tres órdenes de factores que influyen sobre la mortalidad infantil y la mortinatalidad; a) las variables, edad de la madre y orden de nacimiento, b) la *clase social*, y c) la región. Estos tres factores no se consideran totalmente independientes en un sentido estadístico, pero su grado de independencia es

<sup>21/</sup> Morris, J.N.; Heady, J.A. y Daly, C.: *Social and Biological Factors in Infant Mortality. England and Wales, 1949-1950*. Actitudes de la Conferencia Mundial de Población, 1954, Vol. I, páginas 227-249.  
Heady, J.A. y Heasman, M.A.: *Social and Biological Factors in Infant Mortality*, General Register Office, Londres, 1959.

<sup>22/</sup> Dicha clasificación puede consultarse en el capítulo II.

MORTALIDAD INFANTIL NEONATAL Y POSTNEONATAL, POR  
CLASES SOCIALES Y POR REGIONES, INGLATERRA  
Y GALES (1959)<sup>a/</sup>  
(Tasas tipificadas por mil nacidos vivos)<sup>b/</sup>

Regiones	Neonatal			Postneonatal		
	Clases sociales <sup>c/</sup>			Clases sociales <sup>c/</sup>		
	I y II	III	IV y V	I y II	III	IV y V
A	12,5	14,1	15,8	4,8	7,4	8,7
B	14,0	16,4	17,9	5,4	9,3	12,2
C	14,1	17,2	18,9	6,8	12,5	17,2
D	16,7	17,5	20,6	9,0	12,9	16,3

<sup>a/</sup> Heady, J.A. y Heasman, M.A.: *Op. cit.*

<sup>b/</sup> Tipificadas por edad de la madre y orden de nacimiento. Comprende solamente nacimientos simples legítimos.

<sup>c/</sup> Véase el texto.

grande y tendría mayor significación que cualquier interacción estadística.

ii) Francia<sup>23/</sup>

Para medir la mortalidad infantil por clases sociales se parearon los registros estadísticos de las muertes de 1959-1960 con los de los nacimientos respectivos, a fin de asegurar que la ocupación del padre fuera la misma en ambas fuentes.

Se encontraron diferencias que pueden resumirse como sigue:

- \* Tasas de 16 a 18,5 por mil: industriales, comerciantes y ocupaciones de medio y alto nivel de la industria, el comercio y la administración pública.
- \* Tasas de 22 a 25 por mil: pequeños comerciantes, empleados y operarios especializados.
- \* Tasas de 40 a 41 por mil: mineros y trabajadores manuales.

<sup>23/</sup> Croze, Marcel: "La mortalité infantile en France suivant le milieu social", en *International Population Conference*, Ottawa, 1963, International Union for the Scientific Study of Population, Lieja, 1964.



La relación extrema entre grupos profesionales fue de 1 a 2,5. En la mortalidad neonatal de 1 a 1,8, y en la postneonatal, de 1 a 5. 127

Un análisis de la jerarquía social de las ocupaciones indicaría al nivel cultural, más que al ingreso, como factor de mortalidad diferencial.

En el interior de los grupos sociales se encontraron diferencias regionales. En las regiones pobres, con pequeñas explotaciones agrícolas, la mortalidad infantil de hijos de agricultores era más alta que la correspondiente a regiones ricas con explotaciones de mayor tamaño. En estas últimas regiones, la mortalidad infantil en el grupo de trabajadores agrícolas es más alta que en el de agricultores; diferencia que no se advirtió en regiones pobres.

En el período 1950-1951 a 1959-1960 la mortalidad infantil bajó proporcionalmente en forma análoga en los distintos grupos de ocupaciones. Si no se toma en cuenta la mortalidad del grupo de hijos de mineros -cuya tasa al comienzo era la más alta y que descendió más rápidamente que la media- y del de los profesionales -cuya tasa era al comienzo la más baja y que descendió menos rápidamente que la media- el campo de variación de las tasas pasó de 23,1-48,7 a 13,0-35,2; o sea, se mantuvieron los diferenciales.

### iii) Italia<sup>24/</sup>

Se analizaron las tasas de mortalidad infantil por ocupación del padre, formándose ocho clases sociales, durante el período 1955-1960.

El 70 por ciento de las muertes ocurrieron en el primer mes de edad en el grupo social más alto; en las clases tercera y cuarta, sólo el 50 por ciento. Esto indica el carácter predominantemente exógeno de la mortalidad de las clases bajas.

Los diferenciales por clases sociales son más amplios en la mortalidad postneonatal (1-11 meses) que en la mortalidad neonatal. Por ejemplo, las tasas postnatales de las clases primera y segunda están debajo de 10 por mil, mientras que en las clases siguientes superan el 20 por mil. En la mortalidad neonatal la relación sería, aproximadamente, 18 a 25

<sup>24/</sup> Liberati, Fabrizio: *Infant Mortality in Italy According to the Profession of the Father*, Proceedings of the World Population Conference, 1965, Vol. II, pág. 338, United Nations, Nueva York, 1957.

MORTALIDAD INFANTIL NEONATAL Y POSTNEONATAL,  
 POR CLASES SOCIALES, ITALIA, 1955-1960<sup>a/</sup>  
 (Tasas por mil nacidos vivos)

Clases sociales	Mortalidad de:	
	Menores de 1 mes	De 1 a 11 meses
<i>Todas las clases</i>	25	23
1	17	7
2	19	9
3	29	27
4	25	23
5	22	16
6	24	23
7	14	5
8	18	26

a/ Liberati, Fabrizio: *Op. cit.*

(véase el cuadro III-15). Algunas incoherencias, como sería la tasa postneonatal de 5 por mil de la clase 7, -la cual comprende personas que buscan trabajo por primera vez y estudiantes-, podrían estar afectadas por errores de clasificación y por el pequeño tamaño de las cifras.

iv) Hungría<sup>25/</sup>

Este estudio abarca la información del período 1948 a 1959. En él se establecen tasas de mortalidad infantil según la ocupación del padre, o de la madre si son nacimientos ilegítimos, distinguiendo *empleados e independientes*. A su vez los empleados se clasificaron en *manuales y no manuales*; también se estudió por separado las ocupaciones *agrícolas y las no agrícolas*, entre los trabajadores manuales.

La tendencia de la mortalidad infantil de aquella década se traduce en la disminución de los diferenciales entre los grupos manuales y no manuales, como también entre los subgrupos de agrícolas e industriales. Así, la mortalidad infantil del grupo de manuales pasó de 99 a 55 por mil; la del

<sup>25/</sup> Szabady, Egon: *Social and Biological Factors Affecting Infant Mortality in Hungary*, documento presentado a la Conferencia Mundial de Población, Belgrado, 1965.

grupo de no manuales de 46 a 42. Entre los hijos de trabajadores agrícolas, de 123 a 58 por mil.

El análisis de los datos de 1959 revela que la mortalidad de origen endógeno no ofrece diferencias por clases sociales, lo cual sí se produce con la mortalidad de origen exógeno (véase el cuadro III-16).

El nivel de educación de los padres presentaba una clara relación con la mortalidad infantil, nivel que se supone vinculado estrechamente a la clase social. En el grupo de madres sin ningún año de estudios, la tasa de mortalidad infantil era 95,3 por mil; con seis años de estudios, la tasa era casi 50 por mil; y con 13 años o más (nivel universitario o técnico superior), cerca de 30 por mil. Similares resultados se obtuvieron basándose en el nivel de educación del padre.

v) *Chile*<sup>26/</sup>

Trátase de un estudio de las 28 688 muertes infantiles ocurridas en este país en 1957, tomando como indicador del

Cuadro III-16

MORTALIDAD INFANTIL DE ORIGEN ENDOGENO Y EXOGENO,  
POR CLASES SOCIALES, HUNGRIA, 1959<sup>a/</sup>  
(Tasas por mil nacidos vivos)

Clases sociales	Endógeno	Exógeno
<i>Empleados</i> <sup>b/</sup>		
No manuales	31,9	10,1
Manuales:	31,5	23,6
Industriales	29,9	20,8
Agrícolas	31,7	25,9
<i>Independientes</i>		
Agricultores	26,7	21,1
Otros	28,4	24,6

<sup>a/</sup> Szabady, Egon: *Op. cit.*

<sup>b/</sup> Empleados y miembros de cooperativas de producción.

<sup>26/</sup> Behm Rosas, Hugo: *Mortalidad infantil y nivel de vida*, Universidad de Chile, Santiago, 1962.

130 nivel de vida la ocupación del padre la que fue clasificada en dos clases: obreros y no obreros.<sup>27/</sup> Pareando los informes estadísticos de las defunciones con los de los nacimientos correspondientes de los años 1957 y 1956, se aseguró la correcta comparación de numerador y denominador de las tasas.

Aunque la clasificación de las ocupaciones en las dos clases consideradas no fue enteramente satisfactoria,<sup>28/</sup> los resultados del cuadro III-17 ponen de manifiesto el diferente nivel de mortalidad de ambos grupos. Tal diferencial es más acusado, como se podría esperar, en la mortalidad postneonatal, sobre la cual la acción del medio social, es más fuerte.

En la publicación de referencia también se presenta un análisis por provincias, siendo el sentido del diferencial el mismo en todas las regiones del país.

Cuadro III-17

MORTALIDAD INFANTIL, NEONATAL Y POSTNEONATAL DE HIJOS  
DE OBREROS Y DE NO OBREROS, CHILE 1957<sup>a/</sup>  
(Tasas por mil nacidos vivos)

Clases sociales	Mortalidad		
	Infantil	Neonatal	Postneonatal
Obreros	126	37	89
No obreros	67	24	43
General	111	34	77

<sup>a/</sup> Behm Rosas, Hugo: *Op. cit.*

<sup>27/</sup> Se consideran obreros a los trabajadores manuales y, en general, a aquéllos con ocupaciones de bajo prestigio social.

<sup>28/</sup> El estudio excluyó al 9,8 por ciento de las muertes de niños cuyos padres habían declarado la categoría de *patrón*, debido a la imposibilidad de separar a muchos trabajadores independientes que caerían en la clase de obrero. Además, para un 12,7 por ciento de las defunciones se carecía de información sobre la ocupación de los padres, pero tales casos fueron asignados al grupo de los obreros.

MORTALIDAD INFANTIL, NEONATAL Y POSTNEONATAL DE HIJOS DE  
 OBREROS Y DE NO OBREROS, SEGUN LA CLASE DE ATENCION  
 DEL PARTO, CHILE 1957<sup>a/</sup>  
 (Tasas por mil nacidos vivos)

Clases sociales	Mortalidad					
	Infantil		Neonatal		Postneonatal	
	Con aten- ción médica	Sin aten- ción	Con aten- ción médica	Sin aten- ción	Con aten- ción médica	Sin aten- ción
Obreros	102	157	28	49	74	108
No obreros	57	109	21	34	36	75

<sup>a/</sup> Behm Rosas, Hugo: *Op. cit.*

Uno de los elementos que componen el nivel de vida, es la atención médica. En consecuencia, puede pensarse que una adecuada clasificación en clases sociales debería contener a ese factor. Sin embargo, difícilmente podrían definirse en forma estadística clases sociales totalmente homogéneas respecto de la atención médica, y la clasificación seguida en el estudio comentado de obreros y no obreros, no es, en rigor, una excepción. Precisamente en dicho estudio se analiza ese factor.

A falta de otra información más apropiada como indicador de la atención médica recibida por los niños menores de un año de edad, se consideró la clase de atención recibida por la mujer en el parto. Este dato aparece en el informe estadístico y permite distinguir los nacimientos con atención profesional (en hospitales, clínicas o en el domicilio) y aquéllos sin atención de médico o de matrona. A juicio del autor del estudio citado y con base en los antecedentes sobre la atención médica en el país, la atención médica del parto está correlacionada con las consultas pediátricas, por lo menos en la población que recibe prestaciones del Servicio Nacional de Salud. Con todas las limitaciones que se señalan en el estudio, en particular por el hecho de que la omisión del registro debería ser más importante en los nacimientos sin atención profesional, los diferenciales corroboran la influencia de este factor. (Véase el cuadro III-18).

132      Una de las conclusiones más significativas sería la marcada influencia de la atención médica en la mortalidad neonatal. Los factores económico-sociales (otros además de la atención médica), serían preponderantes en la mortalidad postneonatal, esto es, después del primer mes de vida.

- Behm Rosas, H.: *Mortalidad infantil y nivel de vida*, Universidad de Chile, Santiago, 1962.
- Bourgeois-Pichat, Jean: "La mesure de la mortalité infantile", *Population*, N° 2 y 3, 1951.
- Bourgeois-Pichat, Jean: "An Analysis of Infant Mortality", *Population Bulletin*, páginas 1-14, Naciones Unidas, Nueva York, Octubre, 1952.
- Croze, Marcel: *La mortalité infantile en France suivant le milieu social*, documento de la Conferencia Internacional de Población de Ottawa, 1963, UNESCO, Lieja, 1964.
- Girard, Alain; Henry, Louis y Nistri, Roland: *Facteurs Sociaux et Culturels de la Mortalité Infantile*, Cahier N° 36, INED, Presses Universitaires de France, Paris, 1960.
- Heady, J.A. y Heasman, M.A.: *Social and Biological Factors in Infant Mortality*, General Register Office, Londres, 1959.
- Logan, W.P.D.: *Cálculo de la mortalidad infantil*, Naciones Unidas, Nueva York, 1963. Tomado de ST/SOA/Ser. N/3.
- Mc Mahan, C.A.: "The Lower Limit of the Infant Mortality Rate in the United States", *The Milbank Memorial Fund Quarterly*, octubre, 1959, N° 4, Nueva York.
- Morris, J.N.; Heady, J.A. y Daly, C.: "Social and Biological Factors in Infant Mortality, England and Wales, 1949-1950", *Actuaciones de la Conferencia de Población*, 1954, Vol. I, páginas 227-249.
- Naciones Unidas: *Foetal, Infant Mortality and Early Childhood Mortality*, Volúmenes I y II, Nueva York, 1954.
- Naciones Unidas: *Boletín de Población* N° 6, Cuadro IV. 10, Nueva York, 1963.
- Tabah, L. y Sutter, Jean: "Influence respective de l'age maternel et du rang de naissance sur la mortinatalité", *Population*, N° 1, 1948.
- Valaoras, V.G.: "Testing Deficiencies and Analytical Adjustment of Vital Statistics" en *Proceedings of the World Population Conference*, 1965, Vol. III, pág. 188, United Nations, Nueva York, 1957.

SECRETARÍA DE ESTADO DE SALUD PÚBLICA

INSTITUTO NACIONAL DE ESTADÍSTICA

SECRETARÍA NACIONAL DE SALUD

SECRETARÍA DE SALUD





## Capítulo IV

### MÉTODOS DE PROYECCION DE LA MORTALIDAD

#### *1. Introducción*

El procedimiento clásico para realizar proyecciones de población por sexo y edad -el llamado método de los componentes-, consiste, fundamentalmente, en proyectar el número de nacimientos y defunciones, estas últimas por grupos de edad. Como es lógico, los cambios que sufran las diversas cohortes de edad de la población existente en el momento inicial de la proyección, dependen exclusivamente de la mortalidad que las mismas cohortes experimenten en lo futuro, suponiendo que los movimientos migratorios carecen de significación numérica. Por consiguiente, el principal uso práctico de las proyecciones de la mortalidad en el campo demográfico se relaciona con las proyecciones de población por sexo y edad.

Fuera de éstos, se pueden mencionar otros usos, que muestran la utilidad de las proyecciones de mortalidad en el análisis demográfico. Es lo que ocurre, por ejemplo, en la construcción de tablas de vida, de nupcialidad, de fecundidad, de vida activa y otras, donde interviene el factor mortalidad, cuando se calculan para épocas futuras.

También podría servir una proyección de mortalidad para estimar la medida en que teóricamente pudieran reducirse las tasas prevalecientes por sexo y edad, sobre la base de hipótesis de variación que tengan en cuenta los probables adelantos en un futuro relativamente cercano, los conocimientos médicos y sanitarios y su amplia aplicación.

Los métodos demográficos ideados para proyectar se fundan en ciertos principios básicos. Lógicamente la importancia concedida a determinados principios, varía con los métodos como se verá en las secciones que siguen. Tales principios podrían resumirse en los cinco siguientes:

i) Las tendencias pasadas de la mortalidad de la misma población. Como ocurre en general en las ciencias que se basan en la observación de los hechos, la tendencia histórica del fenómeno estudiado constituye un punto de partida de gran importancia. El curso futuro de la mortalidad de una población está determinado, en gran parte, por los niveles y las tendencias de las últimas décadas, y quizás, en mayor grado, por el curso del fenómeno en los años más recientes.

ii) Las tendencias seguidas por la mortalidad de la población de otras regiones o países del mundo, en distintas épocas. La experiencia histórica del descenso de la mortalidad en los países más avanzados en los últimos 50 u 80 años, o en períodos más cortos, permite establecer con suficiente certeza que la mortalidad de otras poblaciones, cuyo nivel es ahora relativamente elevado, seguirá la misma tendencia y, además, que la velocidad<sup>1/</sup> de descenso estará estrecha e inversamente correlacionada con el nivel de la mortalidad.

iii) El conocimiento de los factores que influyen sobre el nivel de la mortalidad y la dirección de los cambios que se operan en tales factores. Una forma de resumir esos factores consiste en considerar dos clases de mortalidad: mortalidad de origen exógeno y mortalidad de origen endógeno. La primera refleja las condiciones sanitarias generales del medio y las condiciones de vida (higiene, alimentación, asistencia médica) de los individuos, y se manifiesta principalmente a través de las muertes por enfermedades infecciosas y parasitarias; la mortalidad de origen endógeno, en cambio, está representada principalmente por las enfermedades degenerativas y propias del envejecimiento del organismo (cáncer, enfermedades cardio-vasculares, etc.). La primera se ha caracterizado por su descenso continuo y bastante rápido y cabe pensar que prácticamente se puede eliminar casi en su totalidad, como lo muestra la situación de países donde la mortalidad actual registra los niveles más bajos (Noruega, por ejemplo). En la segunda, el descenso ha si-

<sup>1/</sup> En otras palabras, la tasa de cambio de la tasa de mortalidad.

do más bien lento en general, y respecto de algunas causas particulares (tales como el cáncer), no ha habido cambios apreciables. Podría pensarse que la mortalidad de origen endógeno representa hoy en algunos países un mínimo irreducible, cuya disminución dependería de un cambio importantísimo en los conocimientos médicos actuales.

iv) El nivel de la mortalidad tiende a un valor mínimo, el cual se alcanzará en un tiempo más o menos largo, según la situación actual de la mortalidad estudiada. En relación con el punto iii), este mínimo (por sexo y edad) se podría intentar establecerlo idealmente considerando el estado actual de los conocimientos médicos. Una forma práctica de resolver este problema en poblaciones con mortalidad relativamente elevada, es adoptar como mínimos los menores niveles ya logrados por otras poblaciones. Como por lo general se supone que estos mínimos se alcanzarán en una época relativamente lejana (por ejemplo, unos 30 años o más a partir de la fecha de la última información), el error de estimación que se cometa respecto de dichos mínimos tiene poca importancia. Como se trata de valores pequeños, un error relativo del 50 ó 100 por ciento, por ejemplo, influye poco en las tasas proyectadas de los años más próximos; y en los años más lejanos, si bien el efecto sobre la proyección de la mortalidad es significativa, su efecto sobre la proyección de población en que será usada podrá considerarse sin importancia.

v) Los valores proyectados deben tener cierta concordancia interna, en particular en los resultados comparados de hombres y mujeres y en los distintos grupos de edades. Respecto del primer punto, las observaciones indican una mayor mortalidad masculina, la cual se acrecienta al descender el nivel general de la mortalidad. Con relación a la edad, ya se ha mostrado que existe una marcada regularidad de la forma de la curva de las tasas específicas de mortalidad, sobre todo entre grupos de edades adyacentes. No hay ninguna evidencia que señale la posibilidad de cambios en estos comportamientos, y, por lo tanto, deben ser respetados.

Cualquiera que sea el método seguido, una proyección de mortalidad no constituye una previsión o pronóstico de su curso futuro. Simplemente se trata de una extensión razonable de las tendencias pasadas, mediante hipótesis que se basan en conocimientos demográficos deducidos de la observación y del análisis de la **tendencia** y ritmo de las varia-

138 ciones del fenómeno en poblaciones donde ya se han alcanzado niveles más bajos de mortalidad, de los factores que determinan el nivel y del probable cambio de tales factores.

Con fines puramente expositivos, se clasifican a continuación los distintos métodos de proyección de mortalidad que se desarrollarán más adelante. Varios de estos métodos tienen entre sí muchos puntos comunes, lo cual no debe extrañar desde el momento que, en mayor o menor medida, se apoyan en los principios enunciados; sus diferencias más marcadas residen, más bien, en las técnicas de cálculo de los elementos básicos de la proyección. Tales métodos son:

- a) Proyección de las tasas de mortalidad, por sexo y edad observadas, mediante funciones matemáticas de ajuste o por interpolación.
- b) Modelos de evolución de la mortalidad por sexo y edad. Incluye modelos matemáticos y los *modelos de tablas de vida* de las Naciones Unidas.
- c) Proyección por generaciones.
- d) Método de proyección de la población de los Estados Unidos, 1945-1975, utilizado por la Oficina del Censo.

Para aplicar los métodos a) y c) es necesario disponer de series históricas de las tasas de mortalidad por sexo y edad, o de los elementos para poder calcularlas, que abarquen un período de tiempo relativamente largo. No obstante, el cambio de tendencia experimentado en la mayoría de las poblaciones durante el período de postguerra (aceleración del descenso de las tasas), resta parte de su valor a la experiencia de preguerra, de modo que la proyección a) podría basarse por entero en el curso que siguió la mortalidad en los últimos quince años aproximadamente. Esta última observación tiene gran importancia para los países de América Latina, en donde, justamente en esa época, hubo un importante mejoramiento en las estadísticas censales y de defunciones, aunque sin alcanzar todavía un grado suficiente de calidad.

El procedimiento señalado en el punto d), más que un método en sí, es un caso particular de proyección, que, como es lógico, tomó en cuenta la amplia información estadística disponible sobre mortalidad de la población de los Estados Unidos.

Los métodos comprendidos en el grupo b) se han elaborado con miras a su aplicación en países con estadísticas deficientes, en los cuales es problemático o imposible usar los

otros métodos de proyección. De cualquier modo, siempre es necesario, como punto de partida, estimar el nivel de la mortalidad en el momento inicial de la proyección. 139

2. *Proyección de las tasas de mortalidad por sexo y edad observadas, mediante funciones matemáticas de ajuste o por interpolación*

Si se dispone de series históricas de las tasas específicas de mortalidad que abarquen un período de tiempo tal que permita descubrir la tendencia de cada serie y describirla con suficiente fidelidad, un método razonable es ajustar dichos valores mediante una función matemática apropiada, por medio de la cual se proyectan hacia adelante. En determinadas circunstancias, por ejemplo, cuando el descenso de la mortalidad se ha acelerado en los últimos años, como ocurrió en la mayoría de los países de América Latina, puede bastar una serie que abarque, poco más o menos, una década. Sin embargo, como norma, debería pensarse en series de 20 años o más.

Este método plantea, además de los problemas comunes a todo método de proyección, uno especial: la elección de la función de ajuste, o eventualmente, la función de interpolación. Como es lógico, la forma de la función depende de la tendencia, pero puede afirmarse que ciertos tipos de funciones han resultado adecuados para describir las tendencias de la mortalidad en muchos casos particulares. Tales son las funciones de tipo exponencial, pudiendo mencionarse también la logística. Estas funciones suelen describir bastante bien valores decrecientes, cuya velocidad de descenso se amortigua gradualmente, y que tienden a un valor asintótico.

a) *Funciones exponenciales*

Con el propósito de ilustrar el método de proyección mediante funciones matemáticas de ajuste de tipo exponencial, se describen las hipótesis y pasos fundamentales de la proyección de la mortalidad en Inglaterra y Gales preparada por el *Government Actuary's Department*,<sup>2/</sup> cuya finalidad principal fue usarla en las proyecciones de población de Inglaterra y Gales desde 1944 a 1978. A tales efectos se disponía de la serie anual de las tasas de mortalidad por sexo y grupos de edad desde 1885 a 1945.

<sup>2/</sup> Royal Commission on Population: "The course of mortality in Great Britain", *Report and Selected Papers of the Statistics Committee, Papers*, Vol. II, Londres, 1950.

Se utilizaron las series de tasas a partir del año 1900. Los años anteriores se descartaron dado que el nivel de las tasas mostraba más bien cierta estabilidad, en tanto que el descenso comenzaba claramente a comienzos del siglo actual. Para eliminar las variaciones *accidentales* que afectaban la tendencia (variaciones provocadas por epidemias, factores climáticos o simples variaciones aleatorias), se promediaron las tasas de cada cinco años civiles, utilizándose para la proyección los valores medios. De los años de guerra, sólo se tomaron en cuenta las muertes de la población civil.

Con las tasas medias quinquenales se construyó un gráfico a escala semilogarítmica para apreciar las variaciones proporcionales -tasa de cambio- de la mortalidad. Se aceptó que la tendencia que expresaban esos valores no cambiaría en los años siguientes, en el sentido de que algunas tasas aumentasen de nivel respecto al alcanzado en los últimos años; más bien, era de esperar que el descenso pudiese acelerarse aún en algunas edades, por algún tiempo, ante la posibilidad de progresos médicos importantes.

Se ensayaron ajustes por cuadrados mínimos con distintos tipos de funciones. Los mejores resultados se obtuvieron con la función exponencial  $e^{a-bt}$ , donde  $t$  indica el tiempo. No obstante, en las edades más altas, donde la tendencia es suave, se consideró que la función de la recta ( $a-bt$ ) daba los mejores resultados.

Los valores ajustados y los proyectados se evaluaron por varios métodos con el propósito de apreciar su calidad y su coherencia interna. La bondad del ajuste de las distintas curvas sirvió para seleccionar la mejor función de ajuste y para tener la seguridad de que los valores teóricos se aproximaban a los datos reales, sobre todo en los años cercanos a 1945.<sup>3/</sup> También se comprobó la correspondencia entre los valores de la tabla de vida de Inglaterra y Gales de 1930-32 con los valores teóricos encontrados para esa misma época, para lo cual estos últimos fueron convertidos en sus correspondientes  $l_n p_x$  mediante las tablas de Reed-Merrel. Las diferencias encontradas fueron del orden de los cien milésimos hasta los 70 años de edad (sin considerar el grupo 1-4), de manera que la correspondencia era satisfactoria. Finalmente, se juzgó la coherencia de la proyección al año

<sup>3/</sup> El método consistió en observar el comportamiento de los desvíos y la suma de los desvíos en **valor** absoluto.

1978, al final del período, mediante un examen del nivel y de la estructura de las tasas de mortalidad de las distintas edades. Incluso se compararon tales valores con las tasas más bajas registradas en otros países hasta 1944. El cuadro IV-1 contiene los resultados obtenidos usando una función exponencial. 141

Como se puede apreciar en el cuadro IV-1, entre 1942-44 y 1978 la mortalidad disminuye a ritmos muy diversos según la edad. En el grupo de 1-4 años desciende un 83 por ciento. No obstante, se considera imposible bajar a un nivel de dos por mil en dicho intervalo (lo que equivale aproximadamente a un promedio anual de 0,27 por mil). Por otra parte, tampoco debería esperarse que la mortalidad de 1 a 4 años fuera inferior a la de 5 a 9. Por estas razones, se resolvió modificar el nivel último de la mortalidad del grupo de 1-4 años a 3 por mil para el sexo femenino.

En general, hacia 1978 las tasas son inferiores a los valores más bajos registrados antes de 1944. En realidad, en varias edades prácticamente se habían alcanzado los últimos niveles proyectados alrededor de 1953. Sin embargo, parecen demasiado bajas las tasas superiores a 35 años.

La coherencia podría probarse construyendo una tabla de mortalidad con las tasas proyectadas a 1978 y calcular entonces la esperanza de vida al nacer. Por ejemplo, según la tabla de vida de Inglaterra y Gales de 1953, la esperanza de vida al nacer es de 72,4 años para el sexo femenino. Al parecer, con las tasas proyectadas a 1978, la esperanza de vida femenina podría llegar quizás a 74 años, lo cual no es un valor alejado del promedio real en algunos países.

Para dar una segunda ilustración del método, se ajustó las tasas de mortalidad de algunos grupos de edades quinquenales correspondientes a los Estados Unidos en el período 1931-50 (hombres blancos). A fin de regularizar los datos de base, se promediaron las tasas de cada cuatro años civiles (1931-34, 1935-38, etc.), asignando el valor medio a la mitad a cada período. Estos valores fueron ajustados por mínimos cuadrados usando las funciones exponenciales:

$$m_x = 10^{a+b \cdot t+c \cdot t^2} \quad (1)$$

y

$$m_x = 10^{a+b \cdot t} \quad (2)$$

PROYECCION DE LA MORTALIDAD EN <sup>1</sup>GRAN BRETAÑA,  
POBLACION FEMENINA, 1978<sup>a/</sup>  
(Valores de 1 000(1 - <sub>n</sub>p<sub>x</sub>))

Grupos de edades x, x+n-1	Valores de la tabla de vida de 1942-44	Valores proyectados para 1978 (usando curva exponencial)	Valores mínimos registrados en otros países hasta 1944
	(1)	(2)	(3)
0	44,4	22,6	25,4
1 - 4	11,8	2,0	8,5
5 - 9	5,8	2,3	3,5
10 - 14	4,5	2,1	3,0
15 - 19	8,2	5,5	4,5
20 - 24	11,2	8,1	7,0
25 - 34	23,8	13,4	20,3
35 - 44	31,6	15,4	30,6
45 - 54	61,5	34,0	59,2
55 - 64	131,5	82,0	118,6
65 - 74	313,6	235,0	286,8
75 - 84	641,1	573,8	

a/ La proyección para Gran Bretaña se hizo sobre la base del ajuste de la tendencia de Inglaterra y Gales; pero partiendo de los valores de la tabla de vida de Gran Bretaña de 1942-44. A tal efecto se multiplicaron los valores proyectados para Inglaterra y Gales por un factor constante igual a la relación entre los valores de la tabla mencionada y los valores del ajuste hacia 1943; o sea, un factor indicativo de la relación entre la mortalidad en Gran Bretaña y en Inglaterra y Gales. Este supuesto se apoya en que en la mortalidad de estas dos regiones existió en el pasado un paralelismo.

Para decidir el empleo de la función (1) o de la (2), se representaron en un gráfico los logaritmos de las tasas. Si la curva es aproximadamente lineal se emplea la función (2); mas si su forma es hiperbólica es preferible la (1), siempre que el coeficiente  $c$  resulte positivo; si es negativo, el valor de  $m_x$  se anulará rápidamente, por lo que en dicho caso deberá usarse la función (2).

En el cuadro IV-2, se proporcionan algunos valores ajustados y proyectados que se comparan con los valores medios del período 1947-50.



b) *Función logística*

143

En determinadas circunstancias, la función logística provee un método cómodo para describir y proyectar la tendencia de la mortalidad. Por ejemplo, cuando la mortalidad de un país ha descendido en forma notable, en un tiempo relativamente corto. Este tipo de evolución se presentó en un

Cuadro IV-2

TASAS DE MORTALIDAD DE ALGUNOS GRUPOS DE EDADES, VALORES AJUSTADOS Y PROYECTADOS, HOMBRES BLANCOS, ESTADOS UNIDOS (10 000 m<sub>x</sub>)

Grupos de edades	Período 1947-50		Proyección	
	Promedio de tasas observadas	Tasas ajustadas	1959-62	1967-70
	(1)	(2)	(3)	(4)
1 - 4	15,25	15,40	7,76	6,58
10 - 14	7,5	7,62	4,22	2,85
30 - 34	21,25	22,15	13,76	10,02
35 - 39	31,50	31,77	21,15	16,28
50 - 54	126,00	128,08	116,00	108,58
75 - 79	924,50	926,69	828,13	768,32

Las respectivas funciones de ajuste son las siguientes:

$$\log m_{1-4} = 1,38412 - 0,07077 \cdot t + 0,0017591 \cdot t^2 \quad \underline{a/}$$

$$\log m_{10-14} = 1,01040 - 0,04278 \cdot t \quad \underline{a/}$$

$$\log m_{30-34} = 1,48324 - 0,00689 \cdot t$$

$$\log m_{35-39} = 1,59330 - 0,30720 \cdot t + 0,0001057 \cdot t^2 \quad \underline{a/}$$

$$\log m_{50-54} = 2,13617 - 0,01435 \cdot t$$

$$\log m_{75-79} = 2,99949 - 0,01628 \cdot t$$

Las edades tomadas como ejemplo no están afectadas por la mortalidad provocada por la guerra (1942-1944), excepto quizás levemente el grupo 35-39. En las edades afectadas, habría que eliminar previamente los valores de los años anormales antes de realizar el ajuste.

a/ Estas funciones de ajuste se calcularon tomando como base tan sólo las tasas del período 1935-50. Se consideró que las tasas del período 1931-34 estaban claramente fuera de la tendencia, lo que indica un cambio importante en la tendencia de la mortalidad hacia esa época.

144 pasado reciente en muchos países cuya mortalidad experimentó un rápido descenso en la postguerra, y en los cuales se puede distinguir con claridad una nueva tendencia a partir de este momento. Si no se dispone de una serie anual de tasas de mortalidad, es prácticamente imposible establecer la tendencia de postguerra y, por lo tanto, basar la proyección sobre esta tendencia. En tales casos, puede ser de gran utilidad el uso de una logística, para lo cual es suficiente disponer de algunos datos aislados.

La función usada para proyectar tiene la forma conocida, omitiendo el subíndice relativo a la edad:

$$m_t = m_o - \frac{K}{1 + C \cdot e^{-bt}} \quad (3)$$

donde  $m_o$  y  $m_t$  representan las tasas de mortalidad de una edad cualquiera en el momento inicial  $o$  y en el momento  $t$ , respectivamente;  $K$  es la diferencia entre  $m_o$  y el valor mínimo que tomará la tasa, digamos  $m_{\infty}$ , asintóticamente; en otras palabras,  $K$  es el descenso total que se producirá en el valor de la tasa a partir de su valor inicial.

Para realizar un ajuste por cuadrados mínimos, la fórmula (3) se transforma en una función lineal. Para ello, primero se pone en la siguiente forma:

$$\frac{K - (m_o - m_t)}{m_o - m_t} = C \cdot e^{-bt} \quad (4)$$

$$\frac{1 - \left| \frac{m_o - m_t}{K} \right|}{\frac{m_o - m_t}{K}} = C \cdot e^{-bt} \quad (5)$$

En el primer miembro de la fórmula (5) se tiene un cociente entre dos proporciones: en el denominador, la proporción del descenso alcanzado en un momento  $t$  con relación al descenso total previsto,  $K$ ; en el numerador, su complemento, o sea la proporción que falta. Llamando  $p$  a la primera proporción y aplicando logaritmos

$$\log \left| \frac{1-p}{p} \right| = \log C - b \cdot \log e \cdot t \quad (6)$$

o bien,

$$Y_t = A - B \cdot t \quad (7)$$

llamando  $Y_t'$  a los valores ajustados, los correspondientes valores  $m_t'$  se obtienen poniendo en (3) *antilog.*  $Y_t' = z_t$ :

$$m_t' = m_0 - \frac{K}{1 + z_t}$$

Los valores observados,  $\log \frac{1-p}{p}$ , se pueden calcular si se conoce  $K$ . Este último valor, como se indicó, queda determinado cuando se fija el valor de  $m_{\infty}$ ; cuya elección requiere un comentario especial, lo que se hará al describir otro método en la próxima sección. Baste recordar en esta oportunidad que es un valor mínimo, el cual se puede esperar razonablemente para un futuro no muy lejano (por ejemplo, 30 años).

La relación del primer miembro de (5) o la de (4), no permite obtener el valor de  $\log ((1-p)/p)$  correspondiente a  $m_0$ , porque el denominador se hace cero. Para obviar este inconveniente hay dos caminos: El primero, perder la primera información, lo cual puede ser un serio inconveniente si se dispone de pocos datos. Segundo, tomar un valor teórico de  $m_0$  ligeramente distinto de la tasa observada, de tal modo que  $m_0 \neq m_{t=0}$ . Aunque esta decisión es arbitraria, su empleo no altera perceptiblemente la bondad del ajuste. Además, puede ser útil para mejorar el ajuste de los restantes datos. En efecto, moviendo el primer valor de la tasa, los valores  $\log ((1-p)/p)$  son susceptibles de mejor alineación. En particular, si los logaritmos describen una curva convexa respecto al eje del tiempo, se corrige en parte esa convexidad tomando un valor de  $m_0$  un poco inferior al observado. Si la curva es cóncava, lo indicado es escoger un valor más alto. Por lo general, son suficientes uno o dos ensayos para encontrar un valor adecuado.

En el cuadro IV-3 figuran los resultados de un ajuste mediante la logística. De su análisis se puede deducir que la función de ajuste reproduce con una aproximación aceptable los datos observados, especialmente las tasas de edades su-

Cuadro IV-3  
 PROYECCION DE LA MORTALIDAD DE LA POBLACION MASCULINA DE CHILE,  
 MEDIANTE UNA FUNCION LOGISTICA, 1957-1980  
 (Tasas por mil habitantes)

Grupos de edades	Valor inicial teórico ( $m_0$ )	Tasas observadas			Tasas ajustadas			Tasas proyectadas			Mínimos teóricos ( $m_{\infty}$ )
		1940 <sup>a/</sup>	1952 <sup>b/</sup>	1957 <sup>c/</sup>	1940	1952	1957	1960	1970	1980 <sup>d/</sup>	
1 - 4	27,87	27,17	12,46	8,26	27,08	15,14	6,89	4,24	1,80	1,65	1,64
5 - 9	3,60	3,57	2,80	1,48	3,57	2,70	1,55	1,05	0,58	0,56	0,56
15 - 19	6,65	6,05	3,42	2,03	6,06	3,35	2,08	1,57	0,91	0,82	0,80
35 - 39	11,50	11,39	9,13	6,84	11,39	9,39	6,58	4,79	2,19	1,92	1,90
45 - 49	17,51	17,15	14,27	11,63	17,15	14,39	11,53	9,66	5,66	4,84	4,71
50 - 54	23,00	22,65	18,45	15,80	22,63	19,02	15,10	12,67	8,44	7,76	7,67

<sup>a/</sup> Octavio Cabello y otros: *Tablas de vida para Chile, 1920, 1930 y 1940*, Centro Interamericano de Bioestadística, Santiago, 1953.

<sup>b/</sup> A. Bocaz: "Tabla de mortalidad", *Estadística Chilena*, mayo-junio, Santiago, 1954.

<sup>c/</sup> Calculada para el período 1956-58, utilizando las estadísticas de defunciones del Servicio Nacional de Salud.

<sup>d/</sup> Corresponden a una esperanza de vida al nacer de 71,7 años(ambos sexos), en los modelos de tablas de vida de las Naciones Unidas.

periores a 5 años. Por otra parte, para 1980 la proyección da valores muy cercanos a los mínimos adoptados por hipótesis; es decir, que, sin haberse fijado una condición sobre el momento en que se alcanzarían esos mínimos, hay una convergencia casi simultánea sobre ellos hacia el final del período de la proyección. 147

### 3. Modelos de evolución de la mortalidad por sexo y edad

Los modelos que a continuación se examinan son descripciones numéricas del curso de la mortalidad, basadas en la observación de ésta en gran número de países con diversos niveles de mortalidad. Se puede decir que mediante ellas se intenta una generalización de la experiencia pasada.

En el fondo, estos métodos suponen, en primer término, que la mortalidad sigue un curso descendente en todas las edades, aunque con distinta pendiente. En segundo lugar, que la velocidad de descenso disminuye en forma progresiva después de haber alcanzado la mortalidad un nivel relativamente bajo. Por último, que las tasas tienden a un nivel mínimo, el que puede estimarse considerando las condiciones imperantes en las regiones con más baja mortalidad al presente y en el estado actual de los conocimientos médicos y sanitarios.

Los modelos que se describen más adelante reflejan las tendencias observadas en la evolución de la mortalidad en los países de Europa, América del Norte y algunos pocos países anglosajones de otros continentes (Nueva Zelandia, Australia, etc.). La representación en estos modelos de la mortalidad en América Latina, Asia y Africa carece de importancia, o no existe. No se trata de una exclusión deliberada; sino que simplemente no existía información estadística adecuada. En estas condiciones, cabe preguntarse si estos modelos, uno de cuyos principales objetivos es el de servir para hacer proyecciones justamente en aquellos países que carecen de estadísticas retrospectivas adecuadas, no se apartan de los esquemas de mortalidad prevalecientes en ellos, o si, por el contrario, se puede aceptar la validez de estos esquemas para las distintas regiones del mundo. Podría ocurrir, por ejemplo, que las tendencias de la mortalidad por edades fueran análogas, pero que la estructura de las tasas no fuera comparable; en otras palabras, que para una misma esperanza de vida las tasas de las edades jóvenes

148 y adultas jóvenes fueran más bajas en las poblaciones latinoamericanas y al mismo tiempo, más elevadas en las edades infantiles y al final de la vida.

a) *Modelos de tablas de vida de las Naciones Unidas*

La Subdirección de Población de las Naciones Unidas ha confeccionado tipos de esquemas de variación de la mortalidad que representan etapas sucesivas de un proceso en disminución a través del tiempo.<sup>4/</sup> Cada modelo de tabla tiene "por objeto representar una combinación típica por edad y "sexo de las funciones específicas de mortalidad (o supervivencia) correspondientes a un determinado nivel general "de mortalidad".<sup>5/</sup> El nivel general de mortalidad se consideró expresado por la esperanza de vida al nacer  $e_0^0$ , ambos sexos juntos. En particular, se han presentado tablas para cada una de las funciones  $m_x$ ,  $q_x$ ,  $l_x$ ,  $L_x$ , y  $P_x$ .

Antes de entrar en detalles, parece oportuno conocer los principios generales o fundamentación del método seguido, en relación a las hipótesis de trabajo, tal como se explica en el documento de Naciones Unidas *Métodos para preparar proyecciones de población por sexo y edad*. "Cuando no hay indicaciones concretas en contrario, resulta plausible suponer "que la tendencia de determinado factor demográfico en un "caso concreto se ajustará a la modalidad general que se ha "observado en otros casos. Por ejemplo, si no existen motivos para suponer otra cosa, se puede presumir razonablemente que las tasas de mortalidad de determinada población "disminuirán en el futuro a un ritmo equivalente a la "disminución media que según cálculos ha experimentado esa "tasa de mortalidad en el mundo entero, a base de la experiencia de los últimos años". Y más adelante: "Sería erróneo utilizar los procedimientos que se sugieren como norma "empírica aplicable a todas las situaciones, sin tener en "cuenta toda la información pertinente que se puede obtener "en cada caso. Antes de decidir la aplicación de estos procedimientos, hay que estudiar en cada caso todos los datos "de que se dispone sobre la situación y las perspectivas que "existen en la zona afectada. Con suma frecuencia, esto ser-

<sup>4/</sup> Naciones Unidas: *Modelos de mortalidad por sexo y edad*, ST/SOA/Serie A/22, Nueva York, 1963.

<sup>5/</sup> Naciones Unidas: *Métodos para preparar proyecciones de población por sexo y edad*, ST/SOA/Ser. A/25, Nueva York, 1956, pág. 29.

"virá para modificar las hipótesis generalizadoras o des- 149  
"viarse de ellas."<sup>6/</sup>

Podemos sintetizar ahora los tres principios fundamenta-  
les establecidos:

i) En la mayoría de los países del mundo, la mortalidad presenta un proceso de disminución en los últimos 80 ó 100 años. Este proceso no se ha iniciado simultáneamente en todas partes, ni con la misma intensidad en todas las épocas. Lo que se dice respecto de la mortalidad en general vale para cada edad, aunque las tendencias, como se sabe, no son similares.

ii) El ritmo de disminución del nivel de mortalidad total puede interpretarse mejor observando la evolución de la esperanza de vida al nacer. Este ritmo es muy similar (el ritmo de crecimiento anual medio), en poblaciones con diverso nivel de mortalidad.

iii) Existe una estrecha correlación entre las tasas de dos edades contiguas ( $x$ , y  $x+5$ , por ejemplo) en poblaciones de diverso nivel de mortalidad. Esto es, a valores altos o bajos de  $q_x$  corresponden valores altos o bajos de  $q_{x+5}$ , respectivamente.

Lo afirmado en el punto i), se basa en una observación estadística que no admite dudas. Por otra parte, sabemos cuáles son las causas efectivas de la disminución de la mortalidad en los países con estadísticas detalladas, factores que en lo presente y en lo futuro se espera actúen sobre otras poblaciones que han tenido diversas condiciones en lo pasado.

En cuanto al punto ii), o sea la tendencia uniforme del valor  $e_0^o$ , lo corroboran las cifras del cuadro IV-4, al menos para la época de preguerra.

Con excepción de los dos primeros grupos de países, en los cuales la esperanza de vida al nacer era elevada desde el principio del período, el aumento medio anual se ha mantenido constantemente alrededor de 0,4 años. Esto significa, en principio, que la esperanza de vida al nacer tiende a aumentar en forma bastante uniforme mientras no alcance un nivel elevado. Estos son los resultados del pasado; pero no significa que forzosamente habrá de seguir ese ritmo en aquellos países donde actualmente la mortalidad es aún elevada, incluso en las poblaciones más pobres. Por lo contra-

<sup>6/</sup> Naciones Unidas: *Métodos para preparar...* Op. cit., pág. 5.

Cuadro IV-4

AUMENTO ANUAL MEDIO DE LA ESPERANZA DE VIDA AL NACER, EN DISTINTOS PAISES DEL MUNDO,  
DURANTE LA PRIMERA MITAD DEL SIGLO

Grupos de países	Tablas de vida más antiguas		Tablas de vida más recientes		Aumento anual medio de la esperanza de vida
	Fecha media	Promedio de la esperan- za de vida	Fecha media	Promedio de la esperan- za de vida	
1. Australia, Canadá, Esta- dos Unidos, Sudáfrica, Nueva Zelanda	1912	57	1949	68	0,30
2. Dinamarca, Finlandia, Islandia, Noruega, Suecia, Inglaterra y Gales, Esco- cia, Irlanda del Norte	1909	53	1946	66	0,35
3. Austria, Bélgica, Francia, Alemania, Holanda	1907	50	1946	65	0,38
4. Bulgaria, Grecia, Italia, España, Portugal, URSS	1910	41	1934	51	0,42
5. D.F. del Brasil, México, Jamaica, Trinidad, Tobago, Argentina, Chile, Guayana Británica	1917	38	1946	50	0,41
6. India, Japón, Ceilán, Chipre	1914	40	1950	55	0,42

Fuente: Naciones Unidas: *Métodos para preparar proyecciones de población por sexo y edad*. ST/SOA/Serie A/25, Nueva York, 1956, pág. 30.



rio, parece que la esperanza de vida ha seguido en general un ritmo más rápido en las dos últimas décadas, razón por la cual, en regiones de mortalidad relativamente alta, podría esperarse una evolución más acelerada que la ocurrida en aquellos países que se hallaban en análoga situación en la primera parte de este siglo. Hay regiones cuya mortalidad puede considerarse moderada, como sucede en general en América Latina, donde el curso futuro depende de que se aprovechen mejor los conocimientos y medios que se poseen para prevenir y curar las enfermedades.

En general se ha supuesto que la esperanza de vida al nacer, en condiciones típicas corrientes, aumentará uniformemente hasta cierto nivel, a partir del cual lo hará a un ritmo cada vez menor. Concretamente, se ha seguido como modelo una ganancia anual de 0,5 años en la esperanza de vida al nacer, mientras ésta es inferior a 55 años; entre los 55 y los 65 años se supone que hay una leve aceleración como consecuencia de la rápida declinación que experimenta la mortalidad infantil a esos niveles comparada con la mortalidad en otras edades. A partir de  $e_0^0 = 65$ , la tasa de incremento se hace cada vez más lenta y prácticamente apenas crece para valores superiores a los 70 años.<sup>1/</sup>

Los modelos de tablas de vida están ordenados según estas hipótesis. Se reproducen los valores de  $m_x$  de dos tablas consecutivas, correspondientes a los niveles de esperanza de vida al nacer de 50 y 52,5 años (Véase el cuadro IV-5). Quiere decir que entre dos tablas consecutivas la variable tiempo recorre cinco años. Son 24 tablas que a intervalos de cinco años totalizan 115, durante los cuales la esperanza de vida al nacer pasa de 20 a 73,9 años. Desde luego, la validez de esta secuencia es aproximadamente cierta sólo para períodos cortos y para las situaciones típicas ahora existentes.

Falta considerar el punto iii); esto es, la existencia de una estrecha correlación entre las tasas de mortalidad de edades contiguas, en diversos niveles de mortalidad. Concretamente se estableció la correlación entre pares de valores adyacentes de  $q_x$ , obtenidos de tablas de vida de una amplia selección de países y diferentes épocas.

<sup>1/</sup> Se supone que la disminución máxima por quinquenio, para cualquier grupo de edad y sexo, sería igual a la tercera parte de la diferencia entre el nivel actual y el mínimo calculado por Bourgeois-Pichat (*Population*, N° 3, 1952).

ESQUEMA DE PRESENTACION DE MODELOS DE TABLAS DE VIDA <sup>a/</sup>  
 (Tasas de mortalidad por grupos de edades (1.000 m<sub>x</sub>))

Nivel <sup>b/</sup>	0.....60	65.....115
Esperanza de vida al nacer <sup>c/</sup>	$e_0^o = 20 \dots e_0^o = 50$	$e_0^o = 52,5 \dots e_0^o = 73,9$
<i>Sexo y edad</i>		
<i>Hombres</i>		
0	442,63 ..... 161,16	145,05 ..... 18,18
1 - 4	77,96 ..... 16,44	14,15 ..... 0,75
5 - 9	18,64 ..... 3,98	3,44 ..... 0,28
10 - 14	11,45 ..... 2,70	2,34 ..... 0,26
15 - 19	14,09 ..... 4,29	3,78 ..... 0,44
20 - 24	17,93 ..... 6,22	5,48 ..... 0,61
25 - 29	21,13 ..... 6,45	5,68 ..... 0,75
30 - 34	25,43 ..... 6,84	6,00 ..... 1,00
35 - 39	31,77 ..... 7,70	6,77 ..... 1,45
40 - 44	40,65 ..... 9,50	8,41 ..... 2,27
45 - 49	50,53 ..... 12,49	11,22 ..... 3,76
50 - 54	59,69 ..... 16,95	15,43 ..... 6,30
55 - 59	71,38 ..... 23,52	21,65 ..... 10,37
60 - 64	84,96 ..... 33,83	31,58 ..... 17,13
65 - 69	106,42 ..... 49,82	46,92 ..... 28,01
70 - 74	144,12 ..... 75,35	71,61 ..... 46,28
75 - 79	194,69 ..... 112,56	107,64 ..... 74,56
80 - 84	274,44 ..... 169,30	162,98 ..... 118,21
85 y más	511,36 ..... 270,72	264,90 ..... 232,36
<i>Mujeres</i>		
.....	.....	.....

<sup>a/</sup> Naciones Unidas: *Método para preparar proyecciones...* op. cit. Tabla I, págs. 76-77.

<sup>b/</sup> Escala del tiempo. Cada unidad representa un año civil; por lo tanto, hay una tabla para cada cinco años.

<sup>c/</sup> Ambos sexos.

El punto de partida de cada nivel de mortalidad está determinado por los valores de las tasas de mortalidad infantil  $q_0$  calculados a base de las tasas observadas. Los valores de  ${}_5q_0$  se estimaron a partir de los de  $q_0$  mediante las

ecuaciones de regresión respectivas; los de  ${}_5q_5$ , a partir de las estimaciones de  ${}_5q_0$  y así sucesivamente para las edades siguientes de cada tabla.<sup>8/9/</sup>

El modelo descrito se aplica principalmente en las proyecciones de población. Para tal fin lo más indicado es usar relaciones de supervivencia en lugar de tasas o probabilidades de muerte. En efecto, se trata de estimar el número de supervivientes  $N_{x+n}^n$  a partir de un grupo inicial  $N_x^0$  después de transcurridos  $n$  años. Generalmente, se opera con grupos quinquenales de edades y se estiman los supervivientes al cabo de  $n=5$  años, como sigue:

$$N_x^0 \cdot {}_5P_x = N_{x+5}^5$$

Las relaciones de supervivencia  ${}_5P_x$  se encuentran en la tabla V de los modelos de las Naciones Unidas. Estos valores resultaron de relacionar los valores  $L_x$  de la tabla IV, en la forma siguiente:

$${}_5P_x = \frac{L_{x+5}}{L_x}$$

La tabla IV permite calcular relaciones de supervivencia de grupos decenales de edades y para proyecciones de  $n=10$ , como se indica:

$${}_{10}P_{x, x+5} = \frac{L_{x+10} + L_{x+15}}{L_x + L_{x+5}}$$

8/ Naciones Unidas: *Métodos para preparar proyecciones ... Op. cit.* Apéndice. Dado que las tablas modelo corresponden a determinados niveles de vida media al nacer, establecidos con cierta secuencia, primeramente debieron construirse tablas para valores iniciales  $q_0$ ; basándose en éstas, y mediante interpolación, se llegó a las tablas de valores de  $q_x$  que representaban las esperanzas de vida buscadas.

9/ Puede citarse el artículo de K.R. Gabriel e Iliana Ronen: "Estimates of Mortality from Infant Mortality Rates", *Population Studies*, Vol. XII, N° 2, noviembre de 1958, en el que se hace una crítica de la metodología usada en la construcción de estos modelos de tablas de vida, en particular en relación con la estimación de la esperanza de vida.

154 O bien, de grupos quinquenales de edades, pero para  $n=10$ , por ejemplo:

$${}_{10}P_x = \frac{L_{x+10}}{L_x}$$

El punto de partida de la proyección de la mortalidad puede ser el conjunto de las tasas por sexo y edad observadas en una época reciente en la población respectiva. Tales tasas se comparan con los valores  $m_x$  tabulados en los modelos de tablas de vida (tabla I) con el propósito de establecer cuál de esas tablas reproduce con mayor fidelidad las condiciones de la mortalidad de aquella población. Supongamos que la tabla indicada sea la del nivel 65, cuya esperanza de vida es 52,5 años. Entonces en el nivel 65 de la tabla V encontramos tabuladas las relaciones de supervivencias  ${}_5P_x$  buscadas.

Un método más refinado consiste en construir una tabla de vida abreviada con las tasas observadas, calcular en esa tabla los valores  $L_x$  y compararlos con los valores de los modelos de tablas de vida (tabla IV). Los valores  $L_x$  calculados son valores ajustados y, por lo tanto, comparables a los valores de los modelos de tablas de vida, mientras que las tasas observadas generalmente no lo son.

A veces sólo se dispone de una estimación de la esperanza de vida al nacer de la población examinada. Si la esperanza de vida fuera de 55 años, por ejemplo, el punto de partida sería la tabla modelo correspondiente al nivel 70 (tabla IV o V).

Establecida en los modelos la tabla de vida que sirve de punto de partida de la proyección, hay que adoptar una hipótesis de variación de la mortalidad. Si se supone que la esperanza de vida al nacer aumentará 0,5 años por año civil, entonces los sucesivos modelos indican directamente los niveles de mortalidad cada cinco años. Pero si hay razones para suponer que la mortalidad disminuirá más rápidamente, por ejemplo, con un aumento de 1,0 año anual en la esperanza de vida, entonces los modelos representan un nuevo nivel de mortalidad cada 2,5 años en lugar de cada 5 años. Si las ganancias esperadas fueran de 0,75 años, habría que interpolar valores de dos tablas modelo para establecer el nivel buscado.

Para terminar, una observación importante. Los niveles de

mortalidad deben establecerse hacia la mitad de los períodos de proyección, no al comienzo de éstos. Por ejemplo, si se proyecta la población a partir de 1960 cada cinco años, o sea, a 1965, 1970, etc., las relaciones de supervivencia aplicables a cada período deberían reflejar las condiciones medias de cada período. Por consiguiente, en el caso hipotético anterior se buscaría el nivel de la mortalidad a fines de 1962, 1967, 1972, etc.

b) *Método de proyección de las tasas de mortalidad basado en la experiencia internacional de postguerra*<sup>10/</sup>

A diferencia de los modelos de tablas de mortalidad de las Naciones Unidas, que toman en cuenta principalmente la experiencia de preguerra, este método se basa exclusivamente en la experiencia recogida entre los años 1946 y 1953, aproximadamente. En opinión del autor del modelo, las nuevas tendencias surgidas en la postguerra (aceleración general del descenso de la mortalidad), aparecen como un punto de vista más razonable para proyectar esta última.

Se utilizó información referente a 25 países -17 de Europa, más los Estados Unidos, Canadá, Australia, Nueva Zelanda, Unión Sudafricana, Japón, Ceilán y Puerto Rico-, con un nivel de vida, en general, elevado.

Se observaron dos principios para derivar la fórmula o modelo de proyección: i) debería permitir que las tasas más altas, de cada edad, cayeran con mayor rapidez que las tasas más bajas, y ii) no debería permitir que las tasas tomaran valores inferiores a ciertos mínimos, los que, a la luz de las observaciones actuales, parece que se alcanzarán en la mayoría de los países.

El primer principio se expresó numéricamente mediante la relación entre el nivel y la pendiente de los valores de las tasas de mortalidad. El nivel lo dio el promedio anual de las tasas, uno por cada grupo de edad. En cuanto a la pendiente, o declinación anual absoluta del valor de la tasa de cada grupo de edad, se supuso que quedaba bien representada por la pendiente de una línea recta de ajuste por cuadrados mínimos de las tasas anuales. Los valores (nivel y

<sup>10/</sup> Campbell, A. A.: "A Method of Projecting Mortality Rates Based on Post-war International Experience", *International Population Reports*, Series P. 91, N° 5, U.S.A., Bureau of the Census Washington, 1958.

156 pendiente) obtenidos para los distintos países, fueron correlacionados edad por edad.<sup>11/</sup>

La asociación entre ambas variables es bastante estrecha por debajo de los 50 años de edad. De 10 a 50 años, los coeficientes de correlación se acercan a 0,70, y otro tanto ocurre con la mortalidad de menores de un año. Por arriba de los 50 años, la correlación se aproxima a cero, lo que sugiere que en las edades más avanzadas la velocidad con que baja la mortalidad es independiente de su nivel. No obstante, para estas últimas edades también se siguió la hipótesis general, por varias razones. La falta de relación entre el nivel y la pendiente en las edades avanzadas podría atribuirse lógicamente a variaciones aleatorias -más fuertes en estas edades en relación con el pequeño número de casos-, a errores de declaración de la edad, o a la brevedad del período de observación.

La función escogida para satisfacer los dos principios enunciados, en la cual se ha suprimido el subíndice que señala la edad, es la siguiente:

$$m_t = (m_0 - m_\infty) e^{-b \cdot t} + m_\infty \quad (8)$$

<sup>11/</sup> La relación numérica entre el nivel y la tendencia de las tasas específicas de mortalidad fue utilizada por A.J. Coale, una década antes, en proyecciones de mortalidad de los países de Europa y la Unión Soviética (F. Notestein y otros: *The Future Population of Europe and the Soviet Union*, Liga de las Naciones Ginebra, 1944). En los veinticinco o treinta años anteriores a la guerra, la mortalidad de Europa en general mostró que las relaciones entre los niveles de las tasas por sexo y edad y sus respectivas tendencias fueron relativamente constantes e independientes del tiempo, salvo algunas excepciones importantes. Para describir el curso de la mortalidad por sexo y grupos de edad, las tasas respectivas disponibles de todos los países se ordenaron según tamaño decreciente, sin considerar la época a que pertenecían, y se dividieron en cuatro sectores o segmentos según su nivel. Las tasas de cada sector se ajustaron con una línea recta, excepto las del cuarto sector, las que se corrigieron mediante una exponencial. Finalmente, se unieron estas cuatro líneas para formar una curva continua, la que se supone describe el curso medio de la mortalidad de Europa en la preguerra. Dicha curva sirvió de modelo para proyectar la mortalidad de un país determinado a partir de su mortalidad actual. Por ejemplo, la curva correspondiente a hombres de 30-34 años varía desde una tasa de 47,5 por mil a una de 5,0 por mil, en un intervalo teórico de 120 años. Si la tasa del país en cuestión fuera 9,0 por mil en 1940, podríamos ubicar este valor en la curva y, a partir de este punto, leer en la rama descendente valores proyectados cada cinco años, por ejemplo. (Véase apéndice I, *op. cit.*).

El símbolo  $m_t$  representa la tasa central de mortalidad de una edad cualquiera en el año  $t$ , posterior al año base especificado con  $o$ . El símbolo  $m_o$  es la tasa en el año base; usualmente debería ser la última tasa observada y a partir de la cual se hace la proyección. El símbolo  $m_{\infty}$  indica el último valor que asume la tasa, el cual se estima en la forma que se explica más adelante. En cuanto a  $b$ , es una constante por determinar. La función sigue la forma general que se ve en el gráfico IV-1.

La constante  $b$  es el valor de la pendiente de una línea recta y expresa la disminución anual de la tasa de descenso de la tasa de mortalidad. En efecto, tomando la primera derivada de la fórmula (8) se tiene:

$$m'_t = -b(m_o - m_{\infty}) e^{-bt} \quad (9)$$

La fórmula (8) también se puede escribir:

$$(m_o - m_{\infty}) e^{-bt} = m_t - m_{\infty} \quad (10)$$

y reemplazando (10) en (9) se obtiene:

$$m'_t = -b(m_t - m_{\infty}); \quad \text{ó} \quad m'_t = bm_{\infty} - bm_t \quad (11)$$

Los valores  $m'_t$  definen la pendiente de una curva continua a cada valor de la tasa  $m_t$ . Se ve que el valor de  $m'_t$  desciende al hacerse más pequeño el de  $m_t$  y tiende a ser cero cuando  $m_t$  tiende a  $m_{\infty}$ .

Para determinar el valor de  $b$  en la fórmula (11) se puede hacer un ajuste por cuadrados mínimos. En el caso más general, además de  $b$  también queda determinado el valor de  $m_{\infty}$ . Se objeta a este método que  $m_{\infty}$  puede resultar más alto que los últimos valores observados.

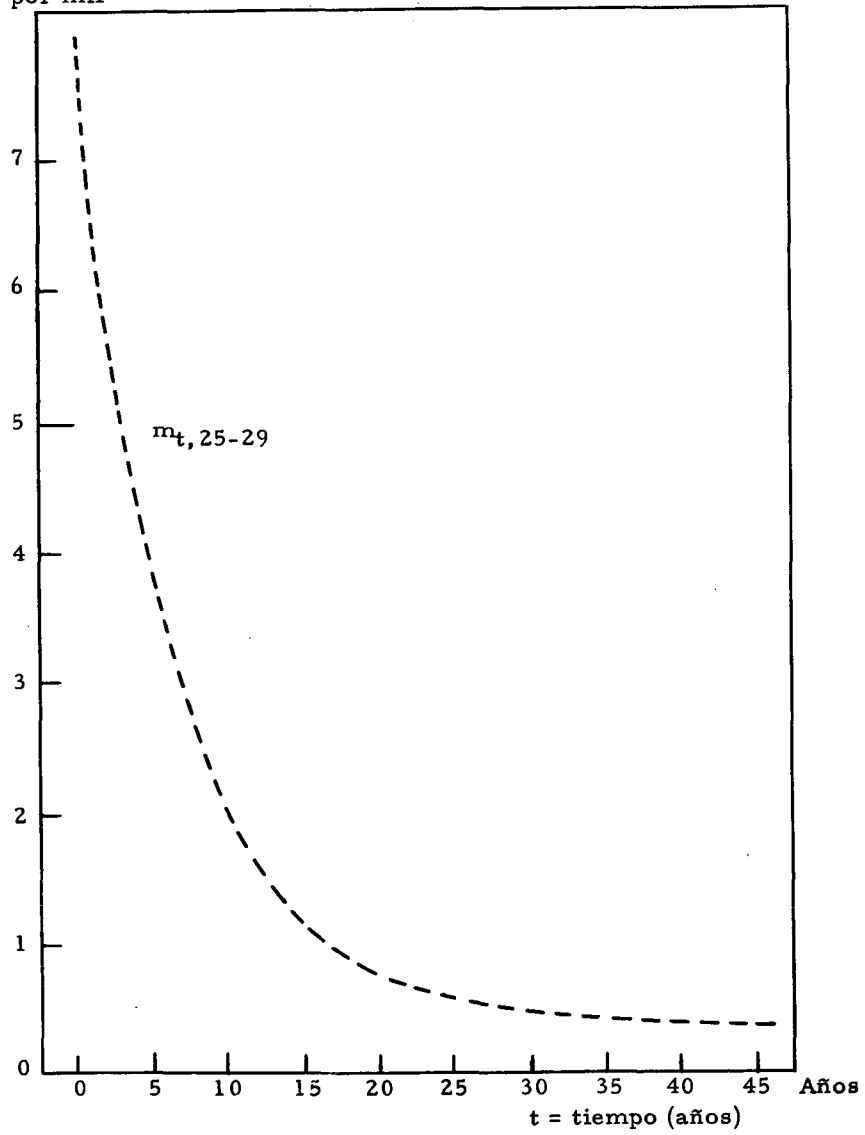
Si se fija  $m_{\infty}$  independiente de  $b$  (véase más adelante), entonces, también mediante la condición de cuadrados mínimos, se puede calcular  $b$  como sigue:

$$b = \frac{\sum X.Y - m_{\infty} \sum Y}{2m_{\infty} \sum X - n.m_{\infty}^2 \sum X^2}$$

donde  $Y = m'_t$  y  $X = m_t$ .

Tasas  
por mil

CURVA DE PROYECCION DE LA TASA DE MORTALIDAD DE  
MUJERES DE 25 A 29 AÑOS DE EDAD <sup>a/</sup>





Es preferible usar un cálculo menos laborioso que este último, que condujo a resultados sensiblemente iguales. Primero, se determinó  $m_{\infty}$  con independencia de  $b$ , y después, el valor de  $b$  de cada observación (cada país), con la siguiente relación derivada de la fórmula (11):

$$b = \frac{-m'_t}{m_t - m_{\infty}}$$

donde  $m_t$  es el valor medio de la serie, y  $m'_t$  la tendencia de la serie respectiva determinada por un ajuste por mínimos cuadrados; el valor final es un promedio de los diversos valores de  $b$  calculados.

La constante  $m_{\infty}$  debería representar la menor tasa de mortalidad que se va a alcanzar por un grupo de edad determinado. Dado que este nivel depende de hechos imprevisibles (adelantos en los conocimientos médicos, etc.), la alternativa es considerar las tasas de los países donde la mortalidad registra los menores niveles de mortalidad. Se consideró que la elección debería ser tal que: i) las tasas mínimas fueran menores que las alcanzadas en los países incluidos en el estudio; ii) expresaran mayores progresos en el descenso en el caso de las mujeres, de acuerdo a las tendencias observadas; iii) permitieran mayor avance entre los 10 y 30 años que en las edades anteriores o posteriores; iv) las tasas de edades adyacentes guardaran una relación razonable, y v) la relación por sexo, en cada edad, también fuera razonable.

Los valores finalmente escogidos en el trabajo que se comenta, suponen una reducción de hasta 50 por ciento (en el grupo de edad 20-24) respecto de las tasas mínimas observadas. Para la edad -1 se adoptó, como mínimo, 11 por mil.

*Aplicación de la fórmula de proyección*

En la preparación de las proyecciones de población es preferible disponer de relaciones de supervivencia en lugar de valores de  $m_x$ . Por esta razón se buscaron valores

$$r_x = 1 - \frac{L_{x+5}}{L_x}$$

o probabilidad media de morir en el intervalo de edad  $x, x+4$

160 a  $x+5, x+9$ , y de ellos, tomando los complementos, se encontraron las relaciones de supervivencia.

Con el propósito indicado, se calculó una fórmula de proyección de  $r_x$  en lugar de  $m_x$ , de la siguiente manera:

i) Se construyó una tabla de vida con los valores mínimos  $m_{x,\infty}$ ; en esta tabla se calcularon los valores  $L_x$  y, por tanto, los de  $r_{x,\infty}$ .

ii) Los valores observados más altos de  $m_x$ , dieron lugar a una segunda tabla de vida, de donde se obtuvieron los valores  $r_{x,0}$ .

iii) Los valores observados más altos de  $m_x$  se proyectaron veinte años ( $t = 20$ ) mediante la fórmula de proyección encontrada para los valores  $m_x$ ; con los valores proyectados, se construyó una tercera tabla de vida, la que, a su vez, permitió calcular los valores  $r_{x,20}$ , en donde la elección de 20 es arbitraria.

iv) Establecidos para cada edad los valores  $r_{x,0}, r_{x,\infty}$  y  $r_{x,20}$ , los valores  $b_x$  respectivos se dedujeron, omitiendo la indicación de la edad, como sigue:

$$r_{20} = (r_0 - r_{\infty}) e^{-20b} + r_{\infty}$$

$$b = \log \frac{r_0 - r_{\infty}}{r_{20} - r_{\infty}} \div 20 \log e$$

En el trabajo antes referido se encuentran tabulados los valores de  $e^{-bt}$  para  $t = 1, 2, \dots, 5, 10, 15, 20, 25$  y  $30$ , por sexo y grupos quinquenales de edades, hasta 69 años y un grupo final de 70 años y más (véase A.A. Campbell, *op. cit.*, cuadro 11).

Finalmente, para aplicar este modelo a una población determinada bastará disponer de los valores observados  $r_{x,0}$  a partir de los cuales se proyecta la mortalidad.

El descenso de la mortalidad según este modelo es más rápido que el supuesto en el esquema de tablas de las Naciones Unidas. Cuando la esperanza de vida fluctúa alrededor de los 50 años, este método supone que la mortalidad entre personas menores de 40 años experimenta una caída porcentual 3 ó 4 veces mayor que en el esquema de las Naciones Unidas. Entre los 40 y los 55 años, la caída es aproximadamente dos

veces más fuerte. Pero a medida que se alcanza una esperanza de vida más alta disminuyen las diferencias de velocidad de descenso, de modo que a un nivel cercano a los 68 años de esperanza de vida, la marcha es similar. La mayor velocidad del descenso que produce este método respecto al de las tablas de las Naciones Unidas puede explicarse por el hecho de que el primero se basó exclusivamente en la experiencia de postguerra.

#### 4. Proyección por generaciones

Parece lógico pensar que la experiencia sufrida por una generación hasta una edad cualquiera  $x$ , pueda influir en la mortalidad de los años siguientes. Las enfermedades y, en general, las condiciones de vida soportadas por generaciones sucesivas varían en el tiempo al variar las circunstancias. Las generaciones más viejas podrían estar más debilitadas fisiológicamente al alcanzar una determinada edad que generaciones más jóvenes al alcanzar la misma edad, y por lo tanto, estar más expuestas al riesgo de muerte.<sup>12/</sup> Por el contrario, en las generaciones más antiguas pueden haber obrado fuerzas selectivas más intensas a través de una mortalidad prematura más elevada y, en consecuencia, ser el riesgo de muerte de sus componentes a una edad  $x$  menor que el riesgo que afecta a los componentes de una generación más nueva, suponiendo, por ejemplo, que las condiciones de la mortalidad no cambiaron en el intervalo de tiempo en que las dos generaciones cumplen dicha edad.

El método de proyección por generaciones no tiene un fundamento teórico ni se apoya en consideraciones como las expresadas en el anterior párrafo. Se trata más bien de una simple generalización de observaciones estadísticas sobre las tendencias que siguen las tasas de mortalidad por edad cuando se las examina en función del año de nacimiento, en lugar del año de ocurrencia. En la hipótesis más rígida de este método, las razones entre las tasas específicas de dos generaciones permanecen constantes.<sup>13/</sup> Es como si la mortalidad de una generación dependiera de las condiciones particu-

<sup>12/</sup> Spiegelman, Mortimer: *Introduction to Demography*, Chicago, The Society of Actuaries, 1955.

<sup>13/</sup> Royal Commission on Population: *The Course of ... Op. cit.*

162 lares del año de nacimiento y no de los factores que cambien en el curso de una vida.

Sean dos generaciones nacidas, respectivamente, en los años civiles  $t$  y  $t+h$ . Los supervivientes alcanzan  $x$  años de edad en las épocas  $t+x$  y  $t+h+x$ . Si ahora se considera una edad más alta, por ejemplo  $x+h$ , esta edad será alcanzada por una y otra generación en las épocas  $t+h+x$  y  $t+2h+x$ , respectivamente.

En la hipótesis de la mortalidad por generaciones, las razones entre las tasas por edad de cada dos generaciones sucesivas son constantes. Por lo tanto, llamando  $m_x$  y  $m_{x+h}$  a las tasas de mortalidad de las edades  $x$  y  $x+h$  respectivamente, y siendo  $t$  y  $t+h$  el año de nacimiento en cada caso, se tiene:

$$\frac{m_{x, t+h}}{m_{x, t}} = \frac{m_{x+h, t+h}}{m_{x+h, t}} \quad (12)$$

En este caso particular, en que el intervalo entre generaciones y la amplitud del grupo de edad son iguales a  $h$ , las tasas  $m_{x, t+h}$  y  $m_{x+h, t}$  corresponden a la misma época de ocurrencia  $t+h+x$ . La relación (12) permite estimar el valor de la tasa  $m_{x+h, t+h}$  de la generación más joven hacia la época  $t+2h+x$ , a partir de tasas observadas hasta la época  $t+h+x$ .

En efecto:

$$m_{x+h, t+h} = m_{x+h, t} \cdot \frac{m_{x, t+h}}{m_{x, t}} \quad (13)$$

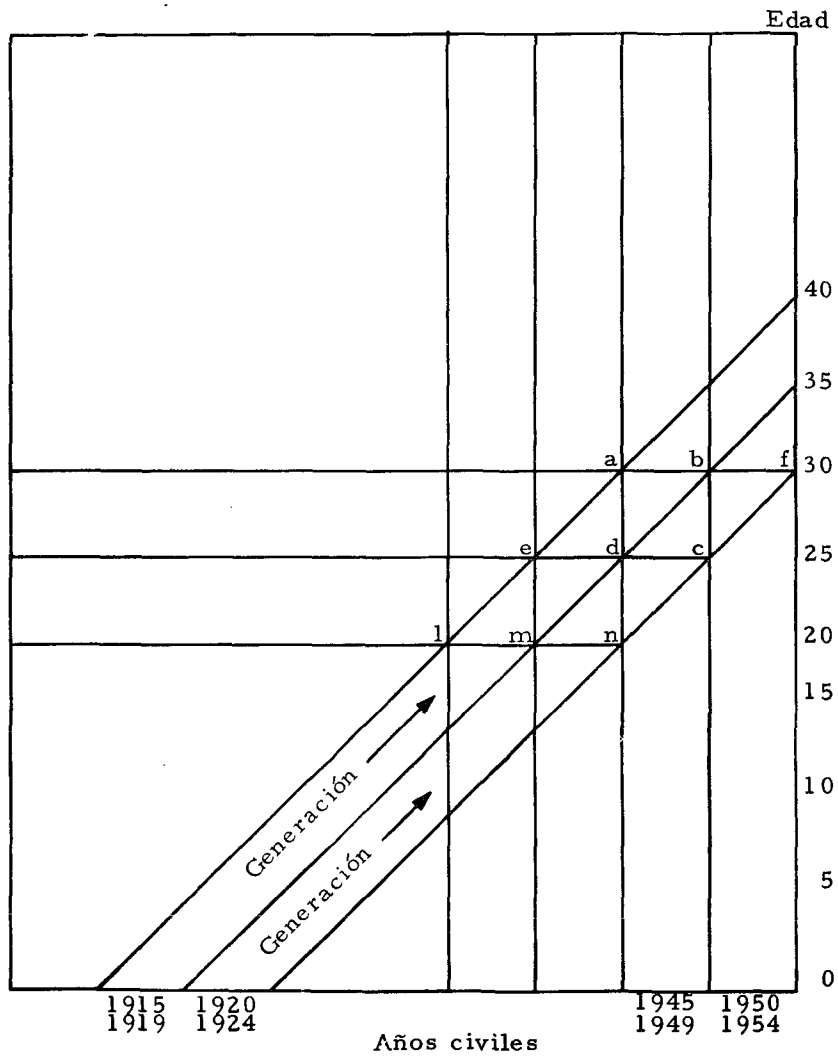
Por este camino se pueden proyectar valores y, basándose en éstos últimos y usando similares relaciones, obtener estimaciones para épocas más alejadas. La razón de mortalidad que aparece en el segundo miembro de la relación (13) se representa con  $R_{x, t}$ .

Generalmente se opera con tasas de grupos quinquenales de edades, sea para regularizar los datos, sea porque no hay tasas de edades individuales. En este supuesto, cada generación está compuesta por las personas nacidas en un período de cinco años civiles sucesivos. Podemos pensar entonces que el intervalo entre dos generaciones y la amplitud del grupo de edades es, en ambos casos,  $h=5$ .

En la práctica, las estadísticas de mortalidad no permiten calcular en forma directa tasas por generaciones. Supóngase que se tiene cifras de defunciones por grupos quinquenales de edades y por períodos de cinco años civiles: por ejemplo, defunciones entre los 5 y 9 años de edad, ocurridas en el período 1950-1954. Evidentemente, estas muertes corresponden a niños nacidos en los quinquenios 1940-1944 y 1945-1949; por lo tanto, la tasa de mortalidad de 5 a 9 años del período 1950-1954 corresponde a la población de dos generaciones. Análogamente, la tasa de 10 a 14 años, en igual período, corresponde a dos generaciones mezcladas: 1935-1939 y 1940-1944. Lo mismo cabe decir respecto de los demás grupos de edades.

El gráfico de Lexis (véase el gráfico IV-2), permite apreciar la relación entre la edad de muerte de los componentes de cada generación y el año civil en que tales muertes ocurren; o bien, desde otro punto de vista, la composición por generaciones de las muertes ocurridas a una determinada edad y año civil. En el gráfico IV-2 los años civiles se indican en el eje horizontal y las edades, en el eje vertical. El curso de la vida de cada generación, a partir del momento del nacimiento situado en un punto  $o$  en un intervalo del eje horizontal, corre en el sentido de las líneas diagonales a medida que pasa el tiempo. En un intervalo de tiempo cualquiera, por ejemplo durante el quinquenio 1945-49, las muertes ocurridas en las edades 25 a 29 años caen en el rectángulo  $a b c d$ . De estas muertes, una fracción, que en este caso es muy próxima a un medio, corresponde a personas de la generación 1915-1919 y cae en el triángulo  $a b d$ ; la otra parte, la del triángulo  $b c d$ , pertenece a la generación 1920-1924. A su vez, las muertes pertenecientes a una generación, digamos 1915-1919, ocurridas a la edad de 25 a 29 años, caen en el área  $a b d e$ , y las de la generación siguiente 1920-1924, en el área  $b f c d$ . Por lo tanto, la razón entre las tasas de mortalidad de 25 a 29 años de las generaciones 1915-1919 y 1920-1924 está dada por el cociente de las tasas de las muertes de las áreas  $b f c d$  y  $a b d e$ . De igual manera, para las mismas generaciones, la razón de mortalidad de edad 20 a 24 está dada por el cociente de las tasas de las muertes de las áreas  $d c n m$  y  $e d m l$ . No obstante, las muertes de estas áreas no son proporcionadas por las estadísticas corrientes; las estadísticas proporcionan las muertes contenidas en cuadrados como  $a b c d$  o  $e d n m$ .

Gráfico IV-2  
 GRAFICO DE LEXIS  
 MORTALIDAD POR GENERACIONES



Para obviar la falta de información indicada se podría aceptar que de las muertes contenidas en cada cuadrado (en este caso las muertes ocurridas en un quinquenio), la mitad pertenece a personas de una generación y la otra mitad a las de la generación anterior, y de esta forma estimar las muertes comprendidas en áreas del tipo *a b d e*. Dicho supuesto se acerca a la realidad y conduce a resultados satisfactorios, excepto para el primer año de vida. Una vez calculadas las muertes por generaciones en la forma indicada, hay que calcular las tasas de mortalidad, lo que es una dificultad adicional. Otra alternativa, también aceptable y que tiene la ventaja de que no sea necesario reagrupar las muertes por generaciones, ni calcular las tasas de mortalidad correspondientes, consiste en relacionar las tasas disponibles de dos períodos sucesivos pensando que cada una de estas tasas representa la mortalidad de una generación intermedia entre dos generaciones. Por ejemplo, la tasa correspondiente a las muertes *a b c d*, ocurridas en el quinquenio 1945-1949, correspondería a una generación intermedia entre las generaciones 1915-1919 y 1920-1924, o, si se prefiere, a la generación 1917-1922.

El cuadro IV-6 contiene las razones de mortalidad  $R_{x,t}$  de cada dos generaciones (intermedias) sucesivas, calculadas a partir de tasas de mortalidad teóricas, tomadas de los modelos de tablas de vida de las Naciones Unidas. Se ha supuesto un nivel descendente de mortalidad en los sucesivos períodos quinquenales de tiempo, considerados a partir de una esperanza de vida al nacer de 50 años. En teoría, las razones de cada diagonal deberían ser constantes. Sin embargo, se ha encontrado, en general, que las razones de mortalidad se aproximan a 1 en las edades más altas, lo cual se ha interpretado como una indicación de que la influencia de la generación disminuye, o bien desaparece, con el envejecimiento de la misma.<sup>14/</sup>

Para proyectar la mortalidad, primeramente se proyectan las razones de mortalidad. Para ello se toman las razones de cada diagonal y, según su tendencia, se procede a realizar un ajuste y su posterior proyección. Si no hay una tendencia definida, como puede esperarse frecuentemente hasta una edad de 50 a 60 años, basta tomar un promedio sea de todos los

<sup>14/</sup> Royal Commission on Population: *The Course of ... Op. cit.*, página 73.

Cuadro IV-6

RELACIONES DE MORTALIDAD ( $R_{x,t}$ ) ENTRE GENERACIONES SUCESIVAS, CALCULADAS CON  
TASAS TEORICAS MEDIAS DE MORTALIDAD DE LOS QUINQUENIOS 1931-1935 ... 1951-1955<sup>a/</sup>

Edad	1861	1870	1866	1875	1871	1880	1876	1885	1881	1890	1886	1895	1891	1900	1896	1905	1901	1910	1906	1915	1911	1920	1916	1925	1921	1930	1926	1935	1931	1940	1936	1945	1941	1950	1946	1955							
75-79																																				0,962	0,963						
70-74																																					0,952	0,954	0,955				
65-69																																						0,942	0,945	0,948	0,948		
60-64																																							0,933	0,935	0,938	0,941	
55-59																																								0,920	0,924	0,926	0,928
50-54																																								0,910	0,912	0,913	0,917
45-49																																								0,898	0,888	0,910	0,900
40-44																																								0,885	0,886	0,883	0,880
35-39																																								0,879	0,877	0,874	0,867
30-34																																								0,877	0,873	0,868	0,859
25-29																																								0,881	0,875	0,865	0,860
20-24																																								0,881	0,883	0,872	0,858
15-19																																								0,881	0,878	0,873	0,866
10-14																																								0,867	0,876	0,863	0,864
5-9																																								0,864	0,860	0,848	0,845
1-4																																								0,861	0,855	0,841	0,830

a/ Valores de los modelos de tablas de vida (hombres) de las Naciones Unidas, en el supuesto de que las tasas correspondientes a la esperanza de vida al nacer de 50 años correspondieran a la mortalidad media del quinquenio 1931-1935; las de una esperanza de 52,5, a la mortalidad media del quinquenio 1936-1940 y así sucesivamente, hasta una esperanza de 60,4 para el quinquenio 1951-1955 (Naciones Unidas: *Métodos para preparar proyecciones de poblaciones por sexo y edad*, Manual III, ST/SOA/Serie A, N° 25).



valores disponibles, sea de los correspondientes a los períodos de tiempo más recientes. 167

El siguiente ejemplo numérico muestra en forma práctica el uso de las razones  $R_{x,t}$  para proyectar. Supóngase que las últimas tasas de mortalidad observadas corresponden al quinquenio 1951-1955. Por lo tanto, las últimas razones  $R_{x,t}$  son las que se derivan de relacionar tasas del quinquenio citado y del inmediato anterior (1945-1950). Ahora bien, dicha relación para el grupo de edad 25-29 es  $0,8605 = (3,70:4,30)$ , y como a su vez la tasa del grupo 30-34 del quinquenio 1951-1955 es 3,91, la tasa de 30-34 proyectada para el quinquenio siguiente -1961-1965-, resultaría ser:

$$3,36 = 3,91 \times 0,8605$$

Si se hubiera tomado un promedio de las razones de los tres grupos de edades anteriores (25-29, 20-24 y 15-19) en lugar de la edad inmediata anterior solamente, la razón para la proyección sería 0,8702 y la tasa proyectada, 3,40 en lugar de 3,36 por mil; es decir, un resultado prácticamente igual. Una última observación: las relaciones  $R_{x,t}$ , en el caso concreto considerado, corresponden a las tasas de las generaciones intermedias 1921-1930 y 1915-1924.

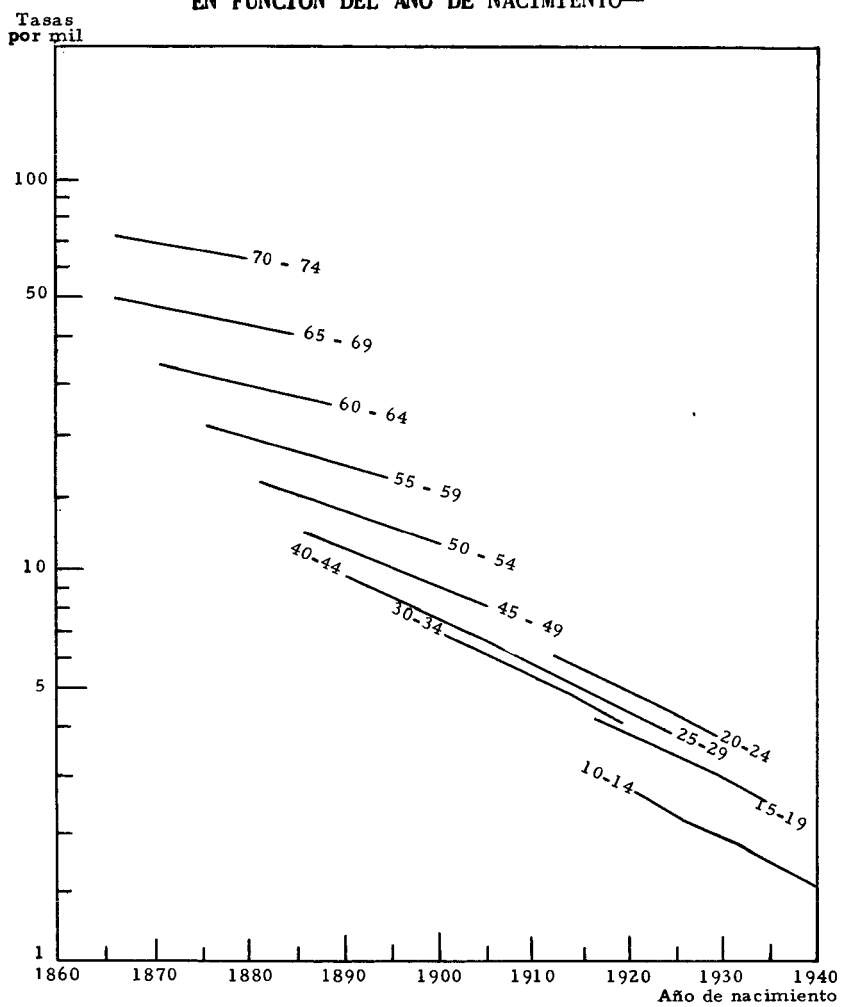
Para descubrir rápidamente si las razones de mortalidad entre generaciones sucesivas son relativamente constantes se puede usar un método gráfico. Tomando logaritmos en la relación (12), se ve que las diferencias entre los logaritmos de las tasas de igual edad, de dos generaciones sucesivas, son iguales, esto es:

$$\log m_{x,t+h} - \log m_{x,t} = \log m_{x+h,t+h} - \log m_{x+h,t}$$

Por lo tanto, si se representan gráficamente los logaritmos de las tasas de mortalidad de cada grupo de edad, tomando como variable en el eje horizontal la época de nacimiento (en lugar de la época de muerte), las líneas correspondientes a las distintas edades resultan aproximadamente paralelas, como se aprecia en el gráfico IV-3.

Como se ha visto, para el análisis por generaciones se requieren tasas de mortalidad de un período de tiempo bastante largo. En el cuadro IV-6 las tasas abarcan un período de 25 años, lo cual permite calcular por cada par de generaciones cuatro razones de mortalidad entre tasas para gru-

TASAS TEORICAS MEDIAS DE MORTALIDAD, POR GRUPOS DE  
 EDADES<sup>a/</sup>, DE LOS QUINQUENIOS 1931-1935 ... 1951-1955.  
 EN FUNCION DEL AÑO DE NACIMIENTO<sup>b/</sup>



<sup>a/</sup> Por razones de representación gráfica, se excluyeron las  
 las tasas de los grupos de edades -1, 1-4, 5-9 y 35-39.

<sup>b/</sup> Véase la nota del cuadro IV-6.

pos quinquenales de edades. Si el período de observación fuera de veinte años, se podrían obtener tres razones, y si fuera de 15 años, solamente dos.

El número de razones de mortalidad podría aumentarse considerando tasas de mortalidad para grupos de edades menos amplios. Por ejemplo, tomando tasas por edades individuales y por años civiles, se obtienen 9 razones de mortalidad en un período de observación de 10 años. En este último supuesto, es probable que las tasas de cada edad deban regularizarse antes de calcular razones de mortalidad. Pero en este caso la base histórica de la proyección puede ser muy corta.

Del mismo modo que en los métodos de proyección descritos anteriormente, los valores  $m_x$  proyectados conviene transformarlos en relaciones de supervivencia para su uso en proyecciones de población. Un camino consiste en construir con tales valores proyectados tablas de vida y, de esta forma, calcular valores  $L_x$  y  ${}_n P_x$ .

Las proyecciones por generaciones adolecen del descuido de la influencia de años civiles particulares sobre la mortalidad. Una epidemia de influenza, por ejemplo, elevará la mortalidad en algunas edades más que en otras, sin considerar las generaciones a que pertenecen, alterando las relaciones de mortalidad de dos generaciones sucesivas. La aplicación de nuevas terapéuticas médicas (antibióticos, drogas, etc.), los adelantos de la cirugía y una rápida extensión de la asistencia médica a algunos sectores sociales, como ha ocurrido en la postguerra, fácilmente pueden contrarrestar cualquier influencia de la generación en un momento dado.

##### 5. Otros métodos

Para la proyección de la población de los Estados Unidos entre 1945 y 1975, <sup>15/</sup>realizada bajo la dirección de P.K. Whelpton, se preparó una proyección de la mortalidad que ofrece algunos puntos de analogía con los métodos basados en funciones matemáticas. La principal diferencia podría residir en el énfasis que se dio al método para establecer los niveles mínimos de mortalidad hacia el final de la proyección (año 2000), los cuales no resultaron de la proyección de la tendencia pasada con una función matemática de ajuste,

<sup>15/</sup> P.K. Whelpton: *Forecast of the Population of the United States 1945-1975*, Bureau of the Census, Washington, 1947. /

170 sino de una decisión sobre los porcentajes de reducción esperados de las tasas de mortalidad en una época futura determinada, basada en la tendencia pasada y en la verosimilitud de cambios venideros. Establecidas las tasas para el año 2000, los valores correspondientes a los años intermedios se obtuvieron mediante interpolación, de tal manera que las tasas finales prácticamente se alcanzan en el año 1990.

Los porcentajes de reducción de las tasas desde 1940 al año 2000 se fundan en las conclusiones que se pudieron derivar de los siguientes análisis de la mortalidad:

a) El estudio de las tendencias pasadas de las tasas de mortalidad de los Estados Unidos, por sexo, edad y raza (blancos nativos, blancos no nativos, no blancos).

b) Un análisis de las tasas de mortalidad de blancos nativos, por sexo y edad, de los distintos Estados en 1940. Combinando las tasas más bajas encontradas en cada grupo de edad, en cualquier Estado, se calculó una tabla de vida para hombres, cuya esperanza de vida al nacer fue 6,4 años más alta que el promedio nacional en la misma época, o sea 68,4 años, y una tabla para mujeres blancas con una diferencia de 5,3 años, o sea 71,8 años. En una de las hipótesis de variación (baja mortalidad) se supuso que toda la nación alcanzaría hacia el año 2000 una esperanza de vida un poco más alta que la calculada en 1940 en la forma indicada. En consecuencia, se supuso que las regiones de más alta mortalidad seguirán la tendencia que han experimentado en lo pasado las regiones de más baja mortalidad.

c) De manera similar se compararon las tasas específicas por sexo y edad de la población blanca nativa de los Estados Unidos con las tasas de los países con más baja mortalidad en los años de preguerra. Se observó que mientras la situación era desventajosa para toda la población, los niveles de los Estados de más baja mortalidad eran equiparables a los niveles de mortalidad de aquellos países, por lo menos en las edades inferiores a los 60 años. Podía pensarse, razonablemente, que tales niveles serían alcanzados al menos por la población blanca nativa de los Estados Unidos.

d) Un estudio de las tendencias de la mortalidad por las principales causas de muerte. El nivel de la mortalidad por enfermedades tales como la influenza, la pneumonia y la tuberculosis, o la diarrea y la enteritis en los niños, por ejemplo, autorizaba a suponer que la mortalidad por estas causas tendería a reducirse considerablemente. Por el con-

TASAS DE MORTALIDAD DE HOMBRES NATIVOS BLANCOS EN LOS  
ESTADOS UNIDOS EN 1939-40 Y PORCENTAJES DE REDUCCION  
ESTIMADOS PARA EL AÑO 2000, EN  
TRES HIPOTESIS DE PROYECCION

Grupos de edades	Tasas por mil en 1939-40 <sup>a/</sup>	Porcentaje de reducción de las tasas en las proyecciones		
		Alta	Media	Baja
- 1	49,4	45	55	60
1 - 4	2,9	43	55	65
5 - 9	1,2	40	55	70
10 - 14	1,2	40	60	75
15 - 19	1,8	40	60	75
20 - 24	2,4	40	50	75
25 - 29	2,6	40	55	70
30 - 34	3,2	35	55	70
35 - 39	4,3	35	55	70
40 - 44	6,2	30	50	65
45 - 49	9,2	20	45	60
50 - 54	13,6	10	35	60
55 - 59	20,6	5	25	55
60 - 64	30,0	0	15	50
65 - 69	44,2	0	5	40
70 - 74	66,6	0	0	20
75 - 79	106,1	0	0	10
80 y más	-	0	0	0

<sup>a/</sup> De la tabla de vida calculada por la "Scripps Foundation for Research" en *Population Problems*.

trario, la tendencia de las muertes por enfermedades degenerativas (cardiovasculares, cáncer, etc.), no indicó un progreso similar. En resumen, debe esperarse una mayor reducción de la mortalidad en las edades infantiles, adultas jóvenes e intermedias que en las etapas más avanzadas de la vida.

En el hecho, los porcentajes de reducción de las tasas de mortalidad se estimaron para la población masculina nativa blanca. Se siguieron tres hipótesis de variación de la mortalidad: alta, media y baja. Los porcentajes de reducción correspondientes a cada una de estas hipótesis aparecen en

172 el cuadro IV-7. Con estas hipótesis se llega en el año 2000 a las siguientes esperanzas de vida al nacer: 66,2, 68,6 y 72,1 años, respectivamente. Estos valores pueden compararse con la correspondiente esperanza de vida de 62,6 años en 1939-1940.

Las tasas de mortalidad de los hombres no nativos blancos y no blancos en el año 2000, se calcularon aumentando las tasas estimadas de nativos blancos en una determinada fracción de la diferencia porcentual observada en datos de los años 1939-40. En la hipótesis alta, la fracción fue de  $3/4$  del exceso de 1939-40; en la media, de  $1/2$ , y en la baja, de sólo  $1/4$ . Esto quiere decir que las tasas de mortalidad de no nativos blancos y no blancos bajarían más rápido que las de nativos blancos.

Finalmente, las tasas correspondientes a la población femenina (nativa blanca, no blanca y no nativa blanca) se calcularon por referencia a la población masculina correspondiente. En la hipótesis alta se mantuvo la mortalidad diferencial de cada grupo observada en 1940; en la media, ese diferencial se redujo en  $1/6$  en el año 2000, y en la baja, en  $1/3$ .

Una vez estimadas las tasas por sexo y edad de los tres grupos de población hacia el año 2000, las de los años intermedios a partir de 1940 se obtuvieron por interpolación, siguiendo varios procedimientos, según fuera conveniente. Por ejemplo, un primer cálculo mostró que, en general, era adecuado usar una función logística simple que pasara por los valores observados en 1929-30 y 1939-40, así como por los valores estimados para el año 2000. En particular, en las edades menores a los 40 años este método dio buenos resultados. En edades más altas, en la hipótesis baja, las tasas que resultaban para antes de 1929 eran demasiado elevadas comparadas con los valores observados. En un segundo momento, con nuevas estadísticas de mortalidad para el período 1940-45, se vio que el primer cálculo se apartaba levemente de los valores observados. Fue necesario entonces hacer nuevas interpolaciones siguiendo procedimientos cuyos resultados fueran compatibles con los nuevos datos.

El examen realizado en las secciones precedentes de los principales métodos ideados para proyectar la mortalidad, muestra, como se anticipó al comienzo del capítulo, que existen varios puntos de analogía entre ellos, exceptuando el método de proyección por generaciones, el cual constituye una técnica basada en un principio que difiere del punto de partida básico de los restantes métodos.

Los métodos de la sección 2 (ajuste de la tendencia mediante funciones matemáticas), de la sección 3 (modelos de variación de la mortalidad) y de la sección 5 (proyección de la población de Estados Unidos, 1945-75), constituyen procedimientos técnicos diferentes para extender hacia lo futuro las tendencias pasadas de la mortalidad. En todos los casos, la estimación de los determinados niveles mínimos que puede alcanzar la mortalidad constituye un principio fundamental. Los criterios usados para establecer esos mínimos probables son en esencia los mismos: los niveles más bajos ya logrados en regiones de baja mortalidad y, en algunas edades, mínimos fisiológicos teóricos. Las tendencias observadas en la mortalidad de las principales causas de muerte también han servido para sustentar tales estimaciones.

Entre los métodos de los modelos de variación de la mortalidad y los métodos de las secciones 2 y 5 hay, no obstante, una diferencia importante. Mientras que estos últimos se apoyan en las tendencias pasadas de la mortalidad de una misma población, los modelos de variación representan las condiciones medias registradas en lo pasado en una gran cantidad de regiones o países con diferentes niveles de mortalidad. Puede pensarse, en consecuencia, que tales modelos tienen que producir mejores resultados aplicados a países cuyas condiciones demográficas están bien representadas en las cifras de mortalidad que sirvieron para construir el modelo.

La utilización de métodos de proyección de la mortalidad por causas específicas de muerte, representarían un perfeccionamiento. En las regiones cuya mortalidad se ha reducido a niveles muy bajos, la gran mayoría de las muertes ocurre, por ejemplo, entre la población de más de 50 años y entre los recién nacidos. Donde la mortalidad es elevada, por el contrario, el riesgo de muerte también es elevado en las edades infantiles y adultas jóvenes. En el primer caso, la

174 atención deberá recaer en las enfermedades propias de la vejez (cardiovasculares, cáncer, etc.) y en los factores biológicos que determinan la mortalidad del recién nacido (prematurez, vicios congénitos, etc.). En el segundo caso, los cambios probables hay que esperarlos en el dominio de las enfermedades infecciosas y parasitarias, diarreas y enteritis, y neumonías, entre otras, y, en general, en la extensión y el mejoramiento de la asistencia médica en los sectores sociales de insuficientes recursos.



- Campbell, A.A.: "A Method of Projecting Mortality Rates Based on Post-war International Experience", *International Population Reports*, Series P. 91, N<sup>o</sup> 5, U.S.A. Bureau of the Census, Washington, 1958.
- Dublin, L.I., Lotka, A.J. and Spiegelman, M.: *Length of Life*, The Ronald Press Co., Nueva York, 1949.
- Naciones Unidas: *Métodos para preparar proyecciones de población por sexo y edad*, ST/SOA/Ser. A/25, Nueva York, 1956.
- Naciones Unidas: *Modelos de mortalidad por sexo y edad*, ST/SOA/Serie A/22, Nueva York, 1963.
- Notestein, F. y otros: *The Future Population of Europe and the Soviet Union*, Liga de las Naciones, Ginebra, 1944.
- Royal Commission on Population: "The course of mortality in Great Britain", *Report and Selected Papers of the Statistics Committee*, Papers, Vol. II, Londres, 1950.
- Spiegelman, Mortimer: *Introduction to Demography*, Chicago, The Society of Actuaries, 1955.
- Whelpton, R.W.: *Forecast of the Population of the United States, 1945-1975*, Bureau of the Census, Washington, 1947.



## Apéndice 1

### TIPIFICACION POR EDAD DE LAS TASAS BRUTAS DE MORTALIDAD

#### *1. Introducción*

La tasa bruta de mortalidad es una media ponderada de las tasas de las distintas edades. Por consiguiente, a dos poblaciones que tengan la misma mortalidad específica, les corresponderán tasas brutas diferentes si la composición por edad de ambas poblaciones es diferente.

La composición por edad de una población, en un momento dado, puede considerarse como una situación demográfica independiente del nivel de su mortalidad presente. En consecuencia, es un procedimiento correcto corregir las tasas brutas del efecto diferencial de la composición por edad, cuando se busca comparar el nivel de la mortalidad.

En forma análoga, las composiciones por sexo y por estado civil no están ligadas necesariamente a condiciones del ambiente económico-social que influyen sobre el nivel de la mortalidad. En cambio, existe una mortalidad diferencial, según el sexo y el estado civil, que, en el caso del sexo, habría que atribuirla en gran parte a factores constitucionales y en el del estado civil al proceso selectivo que supone el matrimonio respecto de la salud del individuo y a la influencia de los hábitos más o menos ligados al matrimonio.

Si bien es cierto que sería lógico corregir también las tasas brutas del efecto de la composición diferencial por sexo y estado civil, en la práctica este efecto es generalmente pequeño comparado con el que produce la composición

178 por edad y, por lo tanto, podría omitirse, dado que la composición por sexo y estado civil no difiere mucho de una población a otra y, además, porque la mortalidad diferencial si bien es importante, especialmente en algunas edades, lo es mucho menos que la mortalidad diferencial por edad.

El método clásico utilizado para eliminar de las tasas de mortalidad el efecto de determinados factores es la tipificación, la cual consiste en mantener constante el factor o los factores que se han de remover y, en tal supuesto teórico, calcular la tasa que resultaría en esas condiciones. La física, la biología y en general las ciencias experimentales, siguen ciertamente el mismo método lógico cuando observan los fenómenos en condiciones de laboratorio deliberadamente provocadas. Como la demografía sólo puede observar a las poblaciones humanas en el ambiente natural y social, el análisis de los factores que intervienen en los fenómenos demográficos ha de hacerse con métodos estadísticos. En el caso particular de la tipificación, dicho análisis se basa en la posibilidad de clasificar a la población estudiada en grupos homogéneos respecto de todos los factores, excepto aquellos cuya acción se desea poner de manifiesto. Esta técnica tiene importantes limitaciones prácticas y teóricas. Entre las primeras, sobresale la falta de datos disponibles para realizar las clasificaciones deseadas si se quiere desarrollar el método más allá de la simple tipificación de las variables sexo-edad.

## 2. Método directo de tipificación

Para describir el método bastará explicar el procedimiento de tipificación del factor edad. De modo general, la tasa tipificada es una media aritmética ponderada de las tasas específicas por edad, cuyos pesos respectivos son las cifras de una población tipo escogida al efecto.

Una simple comparación aclara la lógica del método. La tasa bruta efectiva de mortalidad puede escribirse:<sup>1/</sup>

$$m = \frac{\sum D_x}{\sum N_x} = \frac{\sum m_x \cdot N_x}{\sum N_x}$$

<sup>1/</sup> A fin de simplificar la notación se suprimen los límites de variación de la sumatoria, los que en todos los casos son  $x = 0$  y  $x = \infty$ , esto es, comprende todas las edades.

Donde  $D_x$ ,  $N_x$  y  $m_x$ , son, respectivamente las muertes, la población y la tasa de mortalidad de una edad cualquiera  $x$ .

A su vez, suponiendo que la población se distribuyera por edad como otra población  $S$  tomada como tipo, habría una tasa teórica

$$s = \frac{\sum m_x \cdot S_x}{\sum S_x} \quad (1)$$

La fórmula (1) constituye la tasa tipificada de mortalidad de la población primitiva  $N$ . Aplicando igual procedimiento a las distintas poblaciones cuya mortalidad se desea comparar, se obtienen las respectivas tasas tipificadas, libres de la inclinación viciada que introducen en las tasas brutas las estructuras por edad particulares de cada población.

En el cuadro I se muestran los pasos del cálculo, habiéndose elegido como tipo la población de México; es decir, una de las dos poblaciones cuya mortalidad ha de compararse. A los efectos de aplicar la fórmula (1), la población tipo puede tomarse en cifras relativas, con evidentes ventajas para el cálculo.

La tasa tipificada de mortalidad de Chile resultó ser 20,31 por mil, frente a una tasa bruta de 21,5 por mil (columna (4), última línea). La tasa tipificada de México, por haberse tomado su población como tipo, es su misma tasa bruta: 23,3 por mil (columna (2), última línea). Si se utilizara como tipo una tercera población, bastaría agregar una columna, similar a la (5), para el cálculo relativo a México.

El resultado de la tipificación produjo un aumento de 0,7 en la diferencia de las tasas de mortalidad de ambos países, lo que se explica a causa de ser la población mexicana ligeramente más joven que la chilena. Con todo, la corrección de la tasa chilena es de sólo un 3,5 por ciento.

La tipificación simultánea de dos o más características, es la simple suma de expresiones similares a la fórmula (1), con la particularidad de que las tasas de mortalidad y la población tipo se dan ahora para dos o más características cruzadas. Así, la tipificación simultánea por sexo y edad responde a la siguiente fórmula de cálculo:

$$\frac{\sum m_x^a \cdot S_x^a + \sum m_x^b \cdot S_x^b}{\sum S_x}$$

donde  $a$  y  $b$  indican el sexo correspondiente.

Cuadro I

TIPIFICACION POR EDAD DE TASAS BRUTAS DE MORTALIDAD  
(Tipos: población y tasas específicas de México)

Edad	México (1940)		Chile (1940)		Defunciones teóricas	
	Población (Porcentajes)	Tasas (Por mil)	Población (Porcentajes)	Tasas (Por mil)	Método directo	Método indirecto
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
-1	2,7	205,3	3,0	239,9	647,83	615,90
1 - 4	11,8	48,2	9,4	31,5	371,70	453,08
5 - 9	14,4	7,9	12,6	2,8	40,32	99,54
10 - 14	12,2	4,0	12,1	3,3	40,26	48,40
15 - 19	10,2	6,0	10,2	6,6	67,32	61,20
20 - 24	7,9	9,0	9,1	9,4	74,26	81,90
25 - 29	8,1	10,0	8,5	9,5	76,95	85,00
30 - 34	6,7	11,5	7,0	10,1	67,67	80,50
35 - 39	7,0	13,2	6,4	10,9	76,30	84,48
40 - 44	4,8	15,4	5,3	12,9	61,92	81,62
45 - 49	3,9	18,0	4,3	15,5	60,45	77,40
50 - 54	3,1	21,6	3,5	19,3	59,83	75,60
55 - 59	2,2	27,1	2,7	27,3	60,06	73,17
60 - 64	2,1	40,4	2,4	35,4	74,34	96,96
65 - 69	1,2	54,8	1,3	53,9	64,68	71,24
70 - 74	0,8	84,7	1,0	72,5	58,00	84,70
75 - 79	0,4	108,0	0,5	103,1	41,24	54,00
80 - 84	0,3	161,1	0,4	134,2	40,26	64,44
85 y más	0,2	295,2	0,3	238,8	47,76	88,56
Todas las edades	100,0	23,3	100,0	21,5	2 031,15	2 377,69

Método directo : Tasa tipificada de Chile:  $\frac{2\ 031,15}{100} = 20,31$  por mil.

Método indirecto: Tasa tipificada de Chile:  $\frac{21,50}{23,78} \times 23,3 = 21,07$  por mil.

La diferencia de valor entre las tasas tipificadas de dos poblaciones queda expresada por el promedio de las diferencias entre las tasas de iguales edades, ponderadas por la población tipo.

Si se indica con  $W_x$  la población tipo relativa, las tasas tipificadas de dos poblaciones con tasas  $m_x^1$  y  $m_x^2$ , son respectivamente:

$$s^1 = \sum m_x^1 \cdot W_x$$

$$s^2 = \sum m_x^2 \cdot W_x$$

y su diferencia es:

$$R = s^1 - s^2 = \sum W_x (m_x^1 - m_x^2) \quad (2)$$

El residuo  $R$  expresa la desigualdad de las tasas una vez eliminada la influencia del factor edad.

En general, se dirá que la diferencia entre dos tasas brutas  $m^1$  y  $m^2$  es el resultado de dos componentes: el componente estructural ( $E$ ), como la edad, y el componente residual ( $R$ ), o sea:

$$m^1 - m^2 = E + R$$

de donde

$$m^1 - m^2 - R = E$$

Reemplazando el valor de  $R$  dado en (2) se tiene:

$$(m^1 - m^2) - (s^1 - s^2) = E$$

$$(m^1 - s^1) - (m^2 - s^2) = E$$

182 Por lo tanto, la diferencia entre dos tasas brutas se puede expresar como sigue:

$$m^1 - m^2 = \frac{(m^1 - s^1) - (m^2 - s^2)}{E} + \frac{(s^1 - s^2)}{R}$$

En el caso particular de que la población tipo sea una de las dos poblaciones comparadas, por ejemplo, aquella cuya tasa bruta es  $m^2$ , entonces  $(m^2 - s^2) = 0$  y la expresión anterior se reduce a

$$m^1 - m^2 = \frac{(m^1 - s^1)}{E} + \frac{(s^1 - m^2)}{R}$$

La diferencia entre la tasa bruta y la tasa tipificada respectiva es un promedio de las diferencias entre la población efectiva y la población tipo en iguales edades, ponderadas por las tasas específicas de la primera. O sea:

$$m^1 - s^1 = \sum m_x^1 (W_x^1 - S_x)$$

$$m^2 - s^2 = \sum m_x^2 (W_x^2 - S_x)$$

Se observará que estas expresiones miden el efecto de la estructura por edad, en relación a la población tipo.

#### 4. La población tipo

El problema de la elección de la población tipo no tiene solución general satisfactoria. En efecto, según sea la población utilizada, así será el nivel de las tasas tipificadas y, probablemente, su posición relativa. En ciertos extremos se podría llegar a resultados contradictorios.<sup>2/</sup>

No obstante, dado que por lo común las tasas por edad de una población, en casi todos los grupos de edad son respectivamente mayores (o respectivamente menores) que las tasas específicas de una segunda, tercera, etc. población, la tasa tipificada de la primera ocupará, probablemente, respecto de

<sup>2/</sup> Comparando dos poblaciones, podría tomarse como tipo una vez cada una y ver si los resultados son contradictorios.



las tasas tipificadas, la misma posición relativa, cualquiera que sea el tipo utilizado. En cambio, es más delicado tomar una decisión cuando las tasas específicas de las poblaciones son muy similares y ocurra, eventualmente, que las tasas de una población sean menores en ciertas edades, pero mayores en otras.

De manera general, no podrá esperarse una menor dispersión entre las tasas tipificadas que entre las tasas brutas respectivas. Por el contrario, al comparar poblaciones con marcadas diferencias de mortalidad, la dispersión más bien aumenta. Las poblaciones de baja mortalidad generalmente poseen mayor proporción de adultos y ancianos, estructura que por sí misma determina la elevación de la tasa bruta. Acontece lo inverso cuando la mortalidad es elevada. En otras palabras, la tipificación pone de manifiesto diferencias ocultas por tales sesgos. Naturalmente, cabe esperar mayores analogías entre las tasas tipificadas cuando las diferencias entre las tasas brutas provienen de la estructura por edad (migraciones o natalidad diferenciales) más que de la mortalidad misma.

En la elección de la población tipo se aplican ciertas reglas prácticas, según el objetivo de las comparaciones. Entre ellos son frecuentes: a) las variaciones de la mortalidad de un país, región, ciudad, etc., en sucesivos períodos de tiempo; b) la comparación de la mortalidad de distintas unidades geográficas, o entre grupos sociales y, c) comparaciones internacionales.

En el primer caso -comparaciones en el tiempo- es ventajoso tomar como población tipo la población del país o territorio de que se trate, a una fecha determinada. Este criterio fue seguido por el Registrador General de Inglaterra y Gales, siendo la población elegida la de ese territorio en 1901, base que se utilizó hasta 1940. Algunos autores<sup>3/</sup> estiman que con el transcurso del tiempo la base fija se torna cada vez menos apropiada por los cambios de estructura que sufre la población. Para salvar este inconveniente, el Registrador General de Inglaterra y Gales, a partir de 1941 cambió la antigua base de 1901 por la población de 1938 y se propone revisarla de tiempo en tiempo.<sup>4/</sup>

<sup>3/</sup> Benjamin, B.: *Elements of Vital Statistics*, Gran Bretaña, 1939, págs. 103-104.

<sup>4/</sup> Más exactamente, se utiliza un promedio de la población de 1938 y la del año *t* que corresponda.

En comparaciones de la clase b), lo indicado es usar como tipo la población del país si el objetivo consiste en comparar la mortalidad urbana y rural, la mortalidad de las distintas divisiones político-administrativas o la de zonas establecidas de otro modo. Cuando se compara la mortalidad de grupos profesionales, la población económicamente activa total sirve a tal efecto. No es necesario que la población tipo corresponda forzosamente a igual período de tiempo, considerando la lentitud de los cambios de estructura en condiciones normales. Pero por idéntica razón no deberá serlo de una época demasiado lejana.

Respecto de las comparaciones internacionales, desde un comienzo se tendió a buscar una población que pudiera ser representativa de los países comparados. A fines del siglo pasado el Dr. Korosi utilizó dos tipos en diversas comparaciones, a saber, la población de Suecia de 1890 y la población conjunta de 14 países europeos. Más adelante, en 1917, el Instituto Internacional de Estadística adoptó como base la población de 19 países europeos, reducida proporcionalmente a un millón.

Por último, cabe mencionar la posibilidad de usar la "población estacionaria" de la tabla de mortalidad. Señálase a su favor que la estructura de la "población estacionaria" depende por entero de la mortalidad actual, mientras que en las poblaciones reales ella depende de una serie de factores variables (mortalidad, natalidad y migraciones pasadas) y, además, que los cambios de aquélla son lentos. Por otro lado, y como desventaja, se indica la diferencia de su estructura comparada con la población real. La "población estacionaria", en efecto, representa una población más vieja debido a su naturaleza estacionaria y al hecho de reflejar las tasas actuales de mortalidad.

##### 5. Método indirecto de tipificación

Forma la base de la tipificación un elenco de tasas específicas o mortalidad tipo, escogido al efecto. Aplicando el razonamiento a la tipificación de la edad y simbolizando con  $s_x$  las tasas tipo de mortalidad, las muertes "esperadas" de una población efectiva  $\sum N_x$  están dadas por

$$\sum s_x \cdot N_x \quad (3)$$

Dividiendo las muertes efectivas  $\sum D_x = \sum m_x \cdot N_x$  por las muertes esperadas, se obtiene una proporción o índice que expresa la relación entre la mortalidad efectiva y la que teóricamente tendría la población con las tasas tipo, esto es:

$$I = \frac{\sum m_x \cdot N_x}{\sum s_x \cdot N_x} \quad (4)$$

Este índice mide el excedente (positivo o negativo) de la mortalidad efectiva sobre la esperada. Calculado para las distintas poblaciones o períodos de tiempo, según el caso, constituye un conjunto de valores comparativos.

Un sistema indirecto de tipificación de las tasas brutas resulta de multiplicar el índice  $I$  por la tasa bruta de la población tipo, es decir, la población a la que corresponden las tasas tipo. Analíticamente:

$$\frac{\sum m_x \cdot N_x}{\sum s_x \cdot N_x} \times \frac{\sum s_x \cdot S_x}{\sum S_x} \quad (5)$$

Dado que el primer factor ( $I$ ) solamente expresa las diferencias entre las tasas  $m_x$  y  $s_x$ , el segundo factor (tasa bruta de la población tipo) es ajustado en la medida del índice, proporcionando una tasa tipificada de la población  $\sum N_x$ . Si  $I > 1$ , quiere decir que las tasas efectivas ( $m_x$ ) son en general más altas que las tasas tipo ( $s_x$ ). Si  $I < 1$ , ocurre lo inverso.

Reemplazando en (5) los valores  $s_x$  por tasas medias  $\bar{s}$  y  $\bar{s}'$ , se tiene

$$\frac{\sum m_x \cdot N_x}{\bar{s} \sum N_x} \cdot \frac{\bar{s}' \sum S_x}{\sum S_x} = \frac{\sum m_x \cdot N_x}{\sum N_x} \cdot \frac{\bar{s}'}{\bar{s}} \quad (6)$$

o sea, la tasa bruta de la población  $\sum N_x$  multiplicada por el factor de ajuste  $\bar{s}'/\bar{s}$ . Como estos valores,  $\bar{s}'$  y  $\bar{s}$ , dependen enteramente de las distribuciones de  $\sum N_x$  y  $\sum S_x$ , evidentemente el método indirecto también elimina el efecto de la estructura por edad.

El método indirecto se utiliza como sustituto de la tipificación directa. Los resultados que se alcanzan con uno y otro método sólo son iguales en ciertas condiciones. Son

186 equivalentes si  $N_x$  y  $S_x$  son proporcionales, lo cual es obvio, porque en este caso las dos estructuras son iguales. También, si  $s_x = k \cdot m_x$ . En efecto, substituyendo en (5)  $s_x$  por su igual  $K \cdot m_x$ , después de simplificar queda:

$$\frac{\sum m_x \cdot S_x}{\sum S_x} \quad (7)$$

resultado al que se llega con el método directo. En la práctica no será necesario que se cumpla rigurosamente la igualdad señalada. Diferencias relativamente pequeñas suministran suficiente aproximación.

Una de las razones de peso para emplear el método indirecto, como se podrá deducir, consiste en que se prescinde de las tasas específicas, las que en muchos casos no están disponibles y no se pueden calcular.

En el cuadro I se muestra el cálculo numérico. Se tomaron a modo de tasas tipo las propias de México. La mortalidad esperada de Chile figura en la columna (6), con un total de 2 377,69. Dividiendo por la población chilena (100 en este caso), resulta la tasa tipificada de 23,78 por mil. La tasa efectiva de Chile era de 21,50 (columna (4), última línea) y la tasa tipo, de 23,30 por mil. Haciendo el cálculo, resulta para Chile una tasa tipificada de 21,07 por mil. La desviación respecto de la tasa tipificada por el método directo es 0,76, o sea, un 3,7 por ciento.

Podrá apreciarse que en la fórmula (5) no cambia el resultado poniendo en el primer factor las tasas en lugar de las muertes. En el ejemplo es el camino más directo.

#### 6. Factor de comparabilidad regional

Las tasas de mortalidad por edades de pequeñas localidades o distritos poco poblados, se hallan afectadas por variaciones anuales relativamente importantes (accidentales y de muestreo). El grado de error que admiten tales índices impide usarlos con confianza en comparaciones como la tipificación directa. Además, de ordinario es difícil calcular con precisión estas tasas específicas si se piensa que primero habrá que estimar, en condiciones poco seguras, entre censos, la población por grupos de edades.

El Registrador General de Inglaterra y Gales, a partir de 1934 efectuó la tipificación de las tasas brutas locales, sobre una sucesión de años civiles, tomando como base las tasas específicas de mortalidad de toda Inglaterra y Gales existentes hacia la época del censo de 1931. El factor de comparabilidad regional empleado fue

$$\frac{\sum s_x \cdot S_x}{\sum S_x} \div \frac{\sum s_x \cdot N_x}{\sum N_x} \quad (8)$$

es decir, la tasa bruta de Inglaterra y Gales dividida por la tasa que resulta de aplicar las tasas específicas por edad de este país a la respectiva población local, referidos todos los datos a la época inicial (1931). Multiplicando dicho factor por la tasa bruta local del año  $t$ , posterior al año base, se obtiene la tasa tipificada local en la época  $t$ :

$$\frac{\sum t m_x \cdot t N_x}{\sum t N_x} \cdot \frac{\sum N_x}{\sum s_x \cdot N_x} \cdot \frac{\sum s_x \cdot S_x}{\sum S_x} \quad (9)$$

Habría, necesariamente, tantos factores de comparación como poblaciones locales.<sup>5/</sup>

En la hipótesis aproximada

$$\frac{t N_x}{\sum t N_x} = \frac{N_x}{\sum N_x}$$

y por tanto  $N_x = K \cdot t N_x$ , es decir, cuando la población local varía aproximadamente en forma proporcional entre el año base y  $t$  cualquiera ( $t$  menor de 10), al substituir en (9)  $N_x = t N_x \cdot K$ , se tiene:

$$\frac{\sum t m_x \cdot t N_x}{\sum s_x \cdot t N_x} \cdot \frac{\sum s_x \cdot S_x}{\sum S_x} \quad (10)$$

<sup>5/</sup> En la opinión de Peter Cox (*Demography and Addendum to Demography*, Cambridge University Press, Cambridge, 1950), las comparaciones deberían hacerse entre cada población local y la población de Inglaterra y Gales, mas no entre las poblaciones locales, a menos que la distribución por sexo y la distribución por edad fueran semejantes.

188 La fórmula (10) es una variante de la (5). El primer factor indica la relación entre las defunciones efectivas locales del año  $t$  y las defunciones esperadas en igual período con las tasas básicas  $s_x$  de Inglaterra y Gales.<sup>6/</sup>

### 7. Promedios equivalentes de las tasas de mortalidad

Se ha sugerido<sup>7/</sup> usar el promedio simple de las tasas específicas  $\frac{\sum m_x}{n}$  para medir las variaciones de la mortalidad en el tiempo y también para comparar la mortalidad profesional.

Dividiendo el promedio arriba escrito por el correspondiente a una mortalidad tipo, se tiene el siguiente índice comparativo:

$$\frac{\sum m_x}{\sum s_x} \quad (11)$$

Si las tasas son valores medios de grupos de edades de diferentes amplitudes, se ponderan los términos de las sumatorias del índice (11) con el número de años comprendido en cada grupo. Para evitar la excesiva influencia que ejercen sobre estas sumas las elevadas tasas de las edades más viejas, podría recurrirse al cálculo de un índice hasta los 64 años inclusive y de otro desde los 65 años en adelante.

El promedio  $\frac{\sum m_x}{n}$  puede considerarse como una tasa por edad individual constante y equivalente, o sea, la tasa que determina igual mortalidad que las tasas efectivas de todas las edades. En efecto:<sup>8/</sup>

<sup>6/</sup> La división de Estadística Vital del Departamento de Salubridad del Estado de Nueva York utilizó un procedimiento algo semejante. El factor de comparabilidad tenía la forma

$$\frac{\sum m_x \cdot S_x}{\sum S_x} \div \frac{\sum m_x \cdot N_x}{\sum N_x}$$

es decir, la tasa tipificada (método directo) dividida por la tasa bruta local, ambas en el año censal.

<sup>7/</sup> Método atribuido a G.U. Yule (Cox, *op. cit.*).

<sup>8/</sup> Se demuestra que

$$p_x \simeq e^{-m_x}$$

$${}_n p_x \simeq \exp.(-\sum m_x) = \exp. n\left(\frac{\sum m_x}{n}\right)$$

### 8. Índice de mortalidad relativa

Este método es un nuevo ejemplo de los recursos a que se puede apelar para salvar la falta de datos. En numerosos países donde existen estadísticas del número de muertes clasificadas por edad, faltan las cifras de población. Suponiendo conocida con suficiente aproximación la población total, se puede escribir:

$$\frac{\sum \frac{d_x}{s_x}}{\sum N_x} \quad (12)$$

equivalente a la siguiente expresión:

$$\frac{\sum N_x \cdot \frac{m_x}{s_x}}{\sum N_x}$$

la cual demuestra que la (12) es un promedio ponderado de las razones  $\frac{m_x}{s_x}$  con pesos  $N_x$ . De ahí el nombre de "mortalidad relativa".

### 9. Tasa de mortalidad deducida de la tabla de mortalidad

La tasa bruta, por así decirlo, de una tabla de mortalidad es un promedio de las tasas centrales ( $m_x$ ) ponderadas por la "población estacionaria"  $L_x$ , esto es:

$$\frac{\sum m_x \cdot L_x}{\sum L_x} \quad (13)$$

Esta relación constituye un índice que en la opinión de muchos autores suple la tipificación por edad, ya que en verdad se considera como una medida eficiente de la mortalidad. En este sentido debe advertirse que el valor de dicha tasa es el recíproco de la esperanza de vida al nacer.

y por tanto:

$${}_n p_x \simeq e^{-m_x} \cdot e^{-m_{x+1}} \dots e^{-m_{x+n-1}} = e^{-\sum m_x}$$

donde  ${}_n p_x$  es la probabilidad de supervivencia a partir de una edad  $x$ , por  $n$  años, o sea:

$${}_n p_x = p_x \cdot p_{x+1} \dots p_{x+n-1}$$

- Benjamin, B.: *Elements of Vital Statistics*, Londres, George Allen and Unwin, 1959.
- Cox, Peter: *Demography and Addendum to Demography*, Cambridge, Cambridge University Press, 1957.
- Jaffe, A.J.: "Selected Statistical Methods for the Standardization of Population", en *Handbook of Statistical Methods for Demographers*, Washington, Bureau of the Census, U.S. Government Printing Office, 1951.
- General Register Office: *Decennial Supplement, England and Wales, 1951, Occupational Mortality, Part I*, Londres, Her Majesty's Stationary Office, 1954.
- General Register Office: *Statistical Review of England and Wales, 1951, Text Volume*, Londres, Her Majesty's Stationary Office, 1954.
- General Register Office: *Statistical Review of England and Wales, 1953, Text Volume*, Londres, Her Majesty's Stationary Office, 1956.
- Kitagawa, Evelyn M.: "Components of a Difference Between Two Rates", en *The Journal of the American Statistical Association*, Vol. 50, N° 272. 1955.
- Woolsey, Theodore D.: "Tasas ajustadas y otros índices de mortalidad", en *Las Tasas demográficas en los Estados Unidos de América, 1900-1940*, Washington, Instituto Interamericano de Estadística.



## Apéndice 2

### LA TABLA DE MORTALIDAD

#### 1. Introducción

En páginas anteriores hay frecuentes referencias a la tabla de mortalidad, y de modo particular a la esperanza de vida al nacer. Este apéndice tiene por objeto presentar, a manera de ilustración, la tabla correspondiente a la población de Chile para el año 1960. Su descripción permitirá, además, informar a los lectores no familiarizados con su técnica de construcción y su manejo, sobre la naturaleza de la tabla y el significado de sus principales columnas de valores.<sup>1/ 2/</sup>

1/ Los conceptos teóricos básicos y las expresiones matemáticas que definen y relacionan entre sí las diferentes funciones de una tabla de mortalidad, son tratados por el Profesor Jorge Somoza en *Tablas de mortalidad*, CELADE, Serie B, N° 14. Aplicaciones de la tabla a la demografía y la salud pública y en general los diversos aspectos del tema, están considerados en muchas obras, entre otras en la obra clásica *Length of Life*, de L.I. Dublin, A.J. Lotka y Mortimer Spiegelman, The Ronald Press Co. Nueva York, 1949.

2/ La tabla de mortalidad puede definirse como el instrumento mediante el cual se miden las probabilidades de vida y de muerte de una población. Los supuestos fundamentales de una tabla se resumen en los siguientes: i) es un modelo teórico que describe, numéricamente, el proceso de extinción (por muerte) de un grupo inicial, generalmente una generación hipotética de recién nacidos; ii) la ley de extinción corresponde a la mortalidad experimentada por la población durante un intervalo de tiempo relativamente corto y referida, la mayoría de las veces, a un año civil determinado, y iii) como consecuencia de los puntos anteriores, aunque los valores de la tabla están expresados en función de la edad, ellos no toman en cuenta las variaciones de la mortalidad en el tiempo.

192 Para poder interpretar la tabla, es importante conocer el nexo que une a sus valores con la mortalidad y la población observadas por las estadísticas. El punto de partida de la construcción de una tabla, según el método convencional, son las tasas de mortalidad por edades, las cuales tienen sus correspondientes en los valores de la función  ${}_n m_x$ , denominada tasa central de mortalidad. La función  ${}_n L_x$ , que más adelante es definida como el número de años vividos entre dos cumpleaños,  $x$  y  $x+n$ , tiene su correspondiente en la población enumerada por el censo en edad cumplida  $x$  a  $x+n-1$ , pero en condiciones estacionarias.<sup>3/</sup>

2. Descripción de las funciones de la tabla abreviada de mortalidad de Chile, 1960<sup>4/ 5/</sup>

Esta tabla está construida por edades individuales hasta los 5 años de vida y, desde ese instante, en grupos quinquenales de edad. Las diferentes funciones fueron definidas como sigue:

Probabilidad de muerte o tasa de mortalidad ( ${}_n q_x$ ): Es la probabilidad que tiene una persona de edad exacta  $x$  de fa-

3/ Una idea aproximada del concepto de población estacionaria, la proporcionan las dos siguientes condiciones teóricas: i) en esta población nacen, cada año, el mismo número de niños, y ii) la ley de mortalidad se mantiene sin cambios en el tiempo, siendo el número anual de muertes igual al de los nacimientos. En verdad, estas condiciones valen para la tabla de mortalidad. Un ejemplo: el valor  ${}_5 L_{15}$  de la tabla, tiene su correspondiente en la población censada en edad 15 a 19 años.

4/ Pujol, José M. y Tacla, Odette: *Tablas abreviadas de mortalidad, 1951-1953 y 1960-1961*, CELADE, Serie C, N° 11.

5/ Sobre métodos convencionales de construcción de tablas abreviadas de mortalidad, se remite al lector a las siguientes fuentes: L.S. Reed y M. Merrel: "A Short Method for Constructing an Abridged Life Table", en *The American Journal of Hygiene*, Vol. 30, N° 2, septiembre, 1939.

T.N.E. Greville: "Short Methods for Constructing Abridged Life Tables", en *The Record of the American Institute Actuaries*, Vol. XXXII, Parte 1, N° 65, junio, 1943.

Ambos artículos están reproducidos en *Handbook of Statistical Methods for Demographers*, de A.J. Jaffe, publicado por el Bureau of the Census of the United States (Government Printing Office, Washington, 1951).

llecer antes de cumplir la edad  $x+n$ ; esto es, de morir entre 193  
 estos dos cumpleaños. Se define por

$${}^nq_x = \frac{{}^nd_x}{l_x}$$

Número de vivientes ( $l_x$ ): Representan el número de personas, que, de acuerdo con la tabla, alcanza la edad  $x$  de un grupo hipotético de 100 000 nacidos vivos. En general:

$$l_{x+n} = l_x - {}^nd_x$$

Número de muertes ( ${}^nd_x$ ): Representa el número de muertes que se producen, entre los componentes del grupo  $l_x$ , antes de llegar a la edad  $x+n$ , definiéndose por:

$${}^nd_x = l_x \cdot {}^nq_x$$

y también por:

$${}^nd_x = l_x - l_{x+n}$$

Número de años vividos entre los cumpleaños  $x$  y  $x+n$ , ( ${}^nL_x$ ): Es el número de años que se espera vivirán los componentes del grupo  $l_x$  entre las edades exactas  $x$  y  $x+n$ . De 5 a 100 años, se definió por la relación:<sup>6/</sup>

$${}^5L_x = \frac{{}^5d_x}{5m_x}$$

Número de años vividos desde la edad exacta  $x$ , hasta la total extinción del grupo  $l_x$  ( $T_x$ ): Se define por:

$$T_x = \sum_x^w {}^nL_x, \quad \text{siendo } w \text{ la edad donde } l_w = 0$$

<sup>6/</sup> También se suele emplear la siguiente relación en su cálculo:  
 ${}^5L_x = \frac{5}{2}(l_x + l_{x+n})$ . Para las edades 0, 1, ..., 4 se utilizó una relación de este tipo, pero con distinta ponderación de  $l_x$  y  $l_{x+1}$  a fin de tomar en consideración el rápido descenso de la mortalidad en este tramo de edades.

194 *Esperanza de vida ( $e_x^o$ ):* Representa el número promedio de vida que se espera vivan los componentes del grupo  $l_x$ , y se define mediante:

$$e_x^o = \frac{T_x}{l_x}$$

En particular, la esperanza de vida al nacer es:

$$e_0^o = \frac{T_0}{l_0}$$

*Tasa central de mortalidad ( ${}_n m_x$ ):* En la población estacionaria, representa la razón entre las muertes producidas entre los cumpleaños  $x$  y  $x+n$  y la población comprendida entre esas dos edades exactas, esto es:

$${}_n m_x = \frac{n d_x}{n L_x}$$

Como se dijo antes,  ${}_n m_x$  tiene su correspondiente en la tasa de mortalidad observada, en el intervalo de un año civil, entre la población de edad  $x$  a  $x+n-1$ . La diferencia entre ambas consiste en que los valores de  ${}_n m_x$ , generalmente, son el resultado de un ajuste matemático (eventualmente gráfico) de las tasas observadas.

Cuadro 1

TABLA ABREVIADA DE MORTALIDAD DE CHILE, 1960-1961, AMBOS SEXOS

$x, x+n-1$	$n^m_x$	$n^q_x$	$l_x$	$n^d_x$	$n^L_x$	$T_x$	$e_x^o$
0		0,11701	100 000	11 701	91 663	5 706 307	57,06
1		0,01989	88 299	1 756	87 263	5 614 644	63,59
2		0,00659	86 543	570	86 241	5 527 381	63,87
3		0,00354	85 973	304	85 815	5 441 140	63,29
4		0,00243	85 669	208	85 561	5 355 325	62,51
5 - 9	0,00156	0,00777	85 461	664	425 641	5 269 764	61,66
10 - 14	0,00111	0,00554	84 797	470	423 423	4 844 123	57,13
15 - 19	0,00181	0,00901	84 327	760	419 890	4 420 700	52,42
20 - 24	0,00293	0,01455	83 567	1 216	415 017	4 000 810	47,88
25 - 29	0,00360	0,01785	82 351	1 470	408 333	3 585 793	43,54
30 - 34	0,00453	0,02241	80 881	1 813	400 221	3 177 460	39,29
35 - 39	0,00578	0,02851	79 068	2 254	389 965	2 777 239	35,12
40 - 44	0,00742	0,03646	76 814	2 801	377 493	2 387 274	31,08
45 - 49	0,00971	0,04745	74 013	3 512	361 689	2 009 781	27,15
50 - 54	0,01306	0,06332	70 501	4 464	341 807	1 648 092	23,38
55 - 59	0,01864	0,08921	66 037	5 891	316 041	1 306 285	19,78
60 - 64	0,02721	0,12764	60 146	7 677	282 139	990 244	16,46
65 - 69	0,04015	0,18280	52 469	9 591	238 879	708 105	13,50
70 - 74	0,05748	0,25151	42 878	10 784	187 613	469 226	10,94
75 - 79	0,08124	0,33690	32 094	10 812	133 087	281 613	8,77
80 - 84	0,11101	0,43096	21 282	9 172	82 623	148 526	6,98
85 - 89	0,15409	0,54505	12 110	6 601	42 839	65 903	5,44
90 - 94	0,21307	0,66668	5 509	3 673	17 238	23 064	4,19
95 - 99	0,29624	0,78670	1 836	1 444	4 874	5 826	3,17
100 y más	0,41176	1,00000	392	392	952	952	2,43

Fuente: Pujol, J.M. y Tacla, O.: Op. cit., pág. 34, cuadro 16.



## INDICE

Cap.	Pág.
PREAMBULO .....	7
I. NATURALEZA, FACTORES, TENDENCIAS, ANALISIS POR EDAD Y CAUSAS DE MUERTE .....	9
1. Introducción .....	9
2. Medición de la mortalidad: la tasa bruta ..	11
3. Interpretación de las tasas de mortalidad .	13
4. Niveles actuales y tendencias pasadas de la mortalidad, con especial referencia a los países de América Latina .....	16
5. Mortalidad por sexo y edad .....	30
6. Tendencias de la mortalidad por edad .....	35
7. Tendencias de la mortalidad por edad y cau- sas de muerte .....	38
8. Estructura de las muertes, según las causas	45
9. Existencia de una ley límite .....	48
BIBLIOGRAFIA .....	52
II. FACTORES ECONOMICO-SOCIALES QUE AFECTAN A LA MORTALIDAD .....	53
1. Introducción .....	53
2. Sexo .....	58
3. Estado civil .....	65
4. Ocupación y clase social .....	75
5. Región .....	82
BIBLIOGRAFIA .....	88
III. MORTALIDAD INFANTIL .....	89
1. Definiciones .....	89
2. Niveles recientes y tendencias pasadas ....	91
3. Análisis por edad. Mortalidad neonatal y postneonatal .....	93
4. Causas de muerte .....	98

5. Tasa refinada de mortalidad infantil .....	108
6. Factor de separación .....	111
7. Sobremortalidad masculina .....	116
8. Edad de la madre y orden de nacimiento ....	116
9. Factores sociales de la mortalidad infantil	121
BIBLIOGRAFIA .....	133
IV. METODOS DE PROYECCION DE LA MORTALIDAD .....	135
1. Introducción .....	135
2. Proyección de las tasas de mortalidad por sexo y edad observadas, mediante funciones matemáticas de ajuste o por interpolación .	139
3. Modelos de evolución de la mortalidad por sexo y edad .....	147
4. Proyección por generaciones .....	161
5. Otros métodos .....	169
6. Consideraciones finales .....	173
BIBLIOGRAFIA .....	175
Apéndice	
I. TIPIFICACION POR EDAD DE LAS TASAS BRUTAS DE MORTALIDAD .....	177
1. Introducción .....	177
2. Método directo de tipificación .....	178
3. Interpretación de diferencias entre tasas	181
4. La población tipo .....	182
5. Método indirecto de tipificación .....	184
6. Factor de comparabilidad regional .....	186
7. Promedios equivalentes de las tasas de mortalidad .....	188
8. Índice de mortalidad relativa .....	189
9. Tasa de mortalidad deducida de la tabla de mortalidad .....	189
BIBLIOGRAFIA .....	190
2. LA TABLA DE MORTALIDAD .....	191
1. Introducción .....	191
2. Descripción de las funciones de la tabla abreviada de mortalidad de Chile, 1960 ....	192

#### INDICE CUADROS

I-1. Tasas brutas de mortalidad en países selec- cionados de América Latina y de otras re- giones del mundo, a partir del quinquenio 1930-34 .....	19
---	----



I-2.	Esperanzas de vida al nacer en países seleccionados de América Latina y otras regiones del mundo alrededor de 1960-1965..	21
I-3.	Tasas brutas y tasas tipificadas de mortalidad de varios países de América Latina y de Europa, alrededor de 1950 .....	25
I-4.	Cambios en la esperanza de vida al nacer en algunos países de América Latina y de otras regiones del mundo, en las últimas décadas	29
I-5.	Tasas de mortalidad, por sexo y grupos de edad, en México y los Estados Unidos, 1940 y 1950 .....	33
I-6.	Variaciones en cifras absolutas y relativas de las tasas de mortalidad, por grupos de edades y causas de muerte, correspondientes a la población de los Estados Unidos, 1910-1950 .....	40
I-7.	Distribución porcentual de las muertes según las causas de defunción, en cinco países latinoamericanos .....	46
I-8.	Modelo de variación de la mortalidad por causas de muerte, según la esperanza de vida al nacer .....	49
II-1.	Relación porcentual de la tasa bruta de mortalidad masculina respecto a la tasa bruta femenina respectiva en 42 países alrededor de 1948 y 1956 .....	60
II-2.	Esperanza de vida al nacer, por sexo, en 21 países, alrededor de 1900 y 1950 .....	61
II-3.	Indices de sobremortalidad masculina en cuatro poblaciones con distintas esperanzas de vida al nacer .....	67
II-4.	Indices de sobremortalidad de solteros respecto de casados, viudos y divorciados, por sexo, edad y raza, Estados Unidos, 1949-1951 .....	70
II-5.	Indices de sobremortalidad de solteros respecto de casados, viudos y divorciados, en tres países, alrededor de 1950 .....	74
II-6.	Indices de mortalidad por "clases sociales"; Inglaterra y Gales, investigación, 1949-1953 .....	80

II-7.	Esperanza de vida al nacer (ambos sexos) estimada, de los Estados del Brasil, 1940-1950 .....	84
II-8.	Esperanza de vida al nacer por regiones de Chile, según sexo, 1960-1961 .....	86
III-1.	Tasas de mortalidad infantil registradas en 18 países con estadísticas vitales relativamente seguras períodos 1936-1938, 1946-1948, 1956-1958 y 1960-1964 y 1965 .....	92
III-2.	Tasas de mortalidad, por subintervalos de edad, durante el primer año de vida. Promedios para países de distinto nivel de mortalidad infantil .....	96
III-3.	Tasas de mortalidad infantil y neonatal, por períodos quinquenales, en Canadá, Chile y Suecia durante el período 1925-1964 .....	97
III-4.	Mortalidad infantil en 12 países, según causas de muerte, 1956 .....	101
III-5.	Distribución porcentual de las muertes infantiles en 12 países, según las principales causas de muerte, 1956 .....	103
III-6.	Disminución de la mortalidad infantil debida a las principales causas exógenas, en siete países durante el período 1936-1938 a 1956 .....	104
III-7.	Tendencia de la mortalidad infantil debida a las principales causas endógenas, en tres países, durante el período 1952-1957 .....	105
III-8.	Tasas de mortalidad infantil calculadas con distintos métodos .....	112
III-9.	Sobremortalidad masculina en el primer año de vida. Promedios de países con diferentes niveles de mortalidad infantil .....	116
III-10.	Tasas de mortalidad infantil (nacimientos simples legítimos), según la edad de la madre y el orden de nacimiento, Inglaterra y Gales, 1949-1950 .....	118
III-11.	Tasas de mortinatalidad, según la edad de la madre y el orden de nacimiento, Chile (1957) e Inglaterra y Gales (1949-1950) ...	120
III-12.	Mortalidad infantil neonatal y postneonatal, por edad de la madre, según la legitimidad	

	de los nacimientos, Inglaterra y Gales, 1959 .....	123
III-13.	Mortinatalidad por edad de la madre, según la legitimidad de los nacimientos, Inglaterra y Gales (1959) y Chile (1957) .....	124
III-14.	Mortalidad infantil neonatal y postneonatal, por clases sociales y por regiones, Inglaterra y Gales (1959) .....	126
III-15.	Mortalidad infantil neonatal y postneonatal, por clases sociales, Italia, 1955-1960 .....	128
III-16.	Mortalidad infantil de origen endógeno y exógeno, por clases sociales, Hungría, 1959 .....	129
III-17.	Mortalidad infantil, neonatal y postneonatal de hijos de obreros y de no obreros, Chile 1957 .....	130
III-18.	Mortalidad infantil, neonatal y postneonatal de hijos de obreros y de no obreros, según la clase de atención del parto, Chile 1957 .....	131
IV-1.	Proyección de la mortalidad en Gran Bretaña, población femenina, 1978 .....	142
IV-2.	Tasas de mortalidad de algunos grupos de edades, valores ajustados y proyectados, hombres blancos, Estados Unidos .....	143
IV-3.	Proyección de la mortalidad de la población masculina de Chile mediante una función logística, 1957-1980 .....	146
IV-4.	Aumento anual medio de la esperanza de vida al nacer, en distintos países del mundo, durante la primera mitad del siglo .....	150
IV-5.	Esquema de presentación de modelos de tablas de vida .....	152
IV-6.	Relaciones de mortalidad ( $R_{x,t}$ ) entre generaciones sucesivas, calculadas con tasas teóricas medias de mortalidad de los quinquenios 1931-1935 ... 1951-1955 .....	166
IV-7.	Tasas de mortalidad de hombres nativos blancos en los Estados Unidos en 1939-40 y porcentajes de reducción estimados para el año 2000, en tres hipótesis de proyección .....	171

INDICE DE GRAFICOS

I-1. Tasas masculinas de mortalidad por edad, México y Estados Unidos, 1940 .....	34
I-2. Tendencias de la mortalidad de grupos seleccionados de edad en los Estados Unidos, 1905-1953 .....	36
I-3. Tasas de mortalidad femenina en Chile, 1930 y 1952 .....	37
Porcentaje anual medio de cambio de las tasas de mortalidad femenina .....	37
I-4. Tasas de mortalidad según causas de muerte, en los Estados Unidos, 1910 y 1950 .....	42
I-5. Tasas de mortalidad, según causas de muerte, en los Estados Unidos, 1910 y 1950 ....	43
II-1. Mortalidad por sexo y edad en cuatro poblaciones con distintas esperanzas de vida al nacer .....	64
II-2. Índice de sobremortalidad masculina en cuatro poblaciones con distintas esperanzas de vida al nacer .....	66
II-3. Porcentaje de cambio de las tasas de mortalidad en los Estados Unidos, 1910-1950 ....	68
II-4. Índice de sobremortalidad de hombres solteros sobre casados. Estados Unidos, 1949-1951	71
II-5. Índice de sobremortalidad de mujeres solteras sobre casadas. Estados Unidos, 1949-1951	72
III-1. Tasas de mortalidad infantil registradas en 13 países con estadísticas vitales relativamente seguras. Períodos 1936-1938, 1946-1948, 1956-1958 y 1960-1964 .....	94
IV-1. Curva de proyección de la tasa de mortalidad de mujeres de 25 a 29 años de edad ....	158
IV-2. Gráfico de Lexis. Mortalidad por generaciones .....	164
IV-3. Tasas teóricas medias de mortalidad, por grupos de edades, de los quinquenios 1931-1935 .... 1951-1955, en función del año de nacimiento .....	168

Impreso en los Servicios de  
Reproducción de CELADE.





El notable crecimiento de la población mundial es consecuencia del descenso experimentado por la mortalidad en las regiones en vías de desarrollo, y por lo tanto en América Latina, durante los últimos veinte años. Las perspectivas de futuras reducciones confieren creciente interés a este problema.

Esta obra, en donde se recoge la experiencia de varios años de enseñanza del autor, es útil para todo aquel especialista que necesita y aplica conocimientos demográficos en sus actividades. Fácil de seguir aún por personas con limitada versación sobre la materia, sin renunciar del lenguaje técnico, proporciona una visión fiel del estado de los conocimientos sobre aspectos demográficos de la mortalidad, y su seleccionada bibliografía será guía segura para los investigadores.

CENTRO LATINOAMERICANO DE DEMOGRAFÍA