



UNIVERSIDAD NACIONAL AUTONOMA DE MEXICO

ESCUELA NACIONAL DE ESTUDIOS PROFESIONALES

ACATLAN

GANANCIA EN LA ESPERANZA DE VIDA  
AL NACIMIENTO POR DESCENSOS EN  
LA MORTALIDAD GENERAL Y POR CAUSAS

T E S I S

QUE PARA OBTENER EL TITULO DE

A C T U A R I O

P R E S E N T A

EVA MORALES GALINDO

MEXICO, D. F.

1981.

M-0037504



Universidad Nacional  
Autónoma de México

Dirección General de Bibliotecas de la UNAM

**Biblioteca Central**



**UNAM – Dirección General de Bibliotecas**  
**Tesis Digitales**  
**Restricciones de uso**

**DERECHOS RESERVADOS ©**  
**PROHIBIDA SU REPRODUCCIÓN TOTAL O PARCIAL**

Todo el material contenido en esta tesis esta protegido por la Ley Federal del Derecho de Autor (LFDA) de los Estados Unidos Mexicanos (México).

El uso de imágenes, fragmentos de videos, y demás material que sea objeto de protección de los derechos de autor, será exclusivamente para fines educativos e informativos y deberá citar la fuente donde la obtuvo mencionando el autor o autores. Cualquier uso distinto como el lucro, reproducción, edición o modificación, será perseguido y sancionado por el respectivo titular de los Derechos de Autor.

Con cariño  
y gratitud  
a mis padres

A mis hermanas  
por su apoyo

Para Armando con cariño  
por su apoyo e impulso

Con afecto y agradecimiento  
al M. en D. Virgilio Partida Bush  
por su paciencia y valiosos  
consejos en la dirección  
de esta Tesis.

A mis profesores, amigos,  
compañeros y todas aquellas  
personas que de alguna manera  
colaboraron en la elaboración  
de esta Tesis. En especial  
a la Dra. Danuta Rajs por  
su asesoría médica para el  
presente.

## INDICE

I	INTRODUCCION	1
II	METODOLOGIA	4
	2.1 Definiciones	4
	2.2 La tasa instantánea de mortalidad y su relación con otras funciones de la tabla de vida	6
	2.3 Patrón de mortalidad alterado por una constante	7
	2.4 Patrón de mortalidad alterado por un cambio porcentual	10
	2.5 Patrón de mortalidad alterado por la modificación de una causa de muerte	12
	2.6 Un método alternativo para construir tablas de mortalidad por causa	15
III	INFORMACION, ESTIMACIONES Y APLICACION DEL MODELO	20
	3.1 Información empleada	20
	3.2 Algunas estimaciones y aplicación del modelo	30
IV	ANALISIS DE LA APLICACION AL CASO DE MEXICO	32
	4.1 Mortalidad alterada por una constante	32

4.2 Mortalidad alterada por un cambio porcentual	38
4.3 Mortalidad alterada por un cambio porcentual en una causa de muerte	42
V CONCLUSIONES Y SUGERENCIAS	54
APENDICE I	57
APENDICE II	62
BIBLIOGRAFIA	64

## 1.- INTRODUCCION.

La mortalidad, además de ser uno de los factores determinantes en la dinámica de la población, es un reflejo de las condiciones sanitarias y socioeconómicas en que vive la comunidad; de aquí que para los tomadores de decisiones en materia de salud, una de sus metas principales es la disminución de los niveles de mortalidad. Esto no es tarea fácil, pues como se sabe no son sólo los factores biológicos los que determinan la mortalidad, también las características socioeconómicas intervienen en buena medida.

Como consecuencia de una política encaminada a la disminución de la mortalidad, surge la necesidad de conocer cuales serán los efectos de estos decrementos; así, para los tomadores de decisiones resulta necesario cuantificar el beneficio originado por los descensos, orientándolos a la vez en el avance de sus programas.

En el presente trabajo, se plantea una metodología, bastante sencilla, que permite estimar dichos efectos mediante los incrementos originados en la esperanza de vida al nacimiento. El modelo considera tres tipos de decrementos: uno en el que la mortalidad desciende en forma constante para todas las edades, otro en el que los decrementos son proporcionales a cada grupo de edad, y un último, más realista que los anteriores que considera los decrementos por causa específica de muerte, también proporcionales a cada grupo de edad. La aplicación de la metodología sólo requiere información de defunciones generales y por causa en grupos de edad, y de la función de sobrevivencia en una tabla de mortalidad general para una fecha determinada.

El último de estos métodos se construye en base a, un supuesto de independencia entre causas. Un individuo mientras viva, está sujeto a una serie de riesgos que varían de acuerdo a las actividades que realiza, sus características hereditarias, los adelantos médicos y su condición socioeconómica; las cuales van conformando su eventual causa de muerte. Pero cuando este individuo fallece, su muerte sólo puede ser atribuida a una causa específica, esto es, una persona no puede fallecer por dos causas distintas. De tal manera, que la probabilidad de que un individuo muera a una cierta edad, queda determinada por la probabilidad de que fallezca por la causa 1, o por la causa 2, etc.

Dos son las principales ventajas que ofrece el modelo: mide los efectos del descenso de la mortalidad en la esperanza de vida al nacimiento, siendo esta un indicador resumen del nivel de la mortalidad que está libre de sesgos por la estructura por edad de la población; y, por otro lado, las distintas alternativas de descenso de la mortalidad que ofrece el modelo pueden aplicarse de manera independiente.

La metodología, desarrollada por Nathan Keyfitz (1977), se presenta en forma ampliada en el segundo capítulo de este trabajo, donde además se agrega un método alternativo para la estimación de las funciones de sobrevivencia por causa específica de muerte.

La información empleada para la aplicación del modelo, fue la de México perteneciente al trienio 1974-1976; la que se presenta en el capítulo tres, así como sus características y el comportamiento por edad de las causas de muerte consideradas: Influenza y Neumonía, Enteritis y otras Enfermedades Diarréicas, Enfermedades del Corazón, Accidentes y Tumores Malignos. En este mismo capítulo se mencionan algunas estimaciones previas a la aplicación del modelo.



En el cuarto capítulo se presentan los resultados de la aplicación, por tipo de decremento y causa, acompañados de una breve descripción. Las conclusiones obtenidas de la aplicación del modelo al caso mexicano, posibles aplicaciones del modelo y sugerencias de los factores sujetos a modificación para descender los niveles de la mortalidad se presentan en el capítulo cinco.

Finalmente se presentan dos apéndices. El primero contiene algunos cuadros básicos para la aplicación del modelo, con el fin de facilitar mayor información al lector interesado en los cálculos efectuados; además de un ejemplo de cálculo del factor  ${}_nR_x^d$ , mediante el cual se pueden estimar las funciones de sobrevivencia por causa.

En el segundo apéndice, se ejemplifica la construcción de tablas de mortalidad por causa.

## II.- METODOLOGIA.

### 2.1 DEFINICIONES.

Para desarrollar la metodología aquí presentada, se requiere de las funciones de la tabla de mortalidad, en especial de la tasa instantánea de mortalidad que en términos teóricos es fundamental. Con el objeto de introducir al lector no familiarizado con la tabla de mortalidad, y uniformar notación con los ya familiarizados, se definen las funciones de la tabla de mortalidad.

a) Para una población real:

$P(a)$  Población de edad exacta  $a$  en un momento dado.

${}^P_n x$  Población de edad cumplida entre las edades exactas  $x$  y  $x+n$  en un momento dado.

$D(a)$  Promedio anual de defunciones ocurridas a la edad exacta  $a$  en un momento dado.

${}^D_n x$  Defunciones ocurridas entre las edades exactas  $x$  y  $x+n$  en un momento dado. Por la definición anterior se tiene que:

$${}^D_n x = \int_0^n D(a) da$$

$\mu(a)$  Tasa instantánea de mortalidad a la edad exacta  $a$  en un momento dado:

$$\mu(a) = \frac{D(a)}{P(a)}$$

${}_nM_x$  Tasa de mortalidad entre el grupo de edades exactas  $x$  y  $x+n$  en un momento dado; comúnmente conocida como tasa central específica de mortalidad del grupo de edades  $(x, x+n)$

$${}_nM_x = \frac{{}_nD_x}{{}_nP_x}$$

b) Para la cohorte hipotética de la tabla.

l(a) Sobrevivientes a la edad exacta  $a$  de un efectivo inicial o radix  $l(0)$ .

p(a) Probabilidad de sobrevivir desde el nacimiento hasta la edad exacta  $a$

$$p(a) = \frac{l(a)}{l(0)}$$

$\mu(a)$  Tasa instantánea de mortalidad a la edad exacta  $a$ . Su valor será determinado en la siguiente sección.

d(a) Promedio anual de defunciones ocurridas a la edad exacta  $a$  en la cohorte hipotética de sobrevivientes de la tabla, y su valor es:

$$d(a) = l(a) \cdot \mu(a)$$

${}_n d_x$  Defunciones ocurridas entre las edades exactas  $x$  y  $x+n$

$${}_n d_x = l(x) - l(x+n)$$

${}_n p_x$  Probabilidad de sobrevivir de la edad exacta  $x$  hasta la edad exacta  $x+n$

$${}_n p_x = \frac{l(x+n)}{l(x)}$$

${}_n q_x$  Probabilidad de fallecer entre las edades exactas  $x$  y  $x+n$

$${}_n q_x = \frac{{}_n d_x}{l(x)} = \frac{l(x) - l(x+n)}{l(x)} = 1 - {}_n p_x$$

${}_n L_x$  Años-persona vividos por la cohorte hipotética de la tabla entre las edades exactas  $x$  y  $x+n$

$${}_n L_x = \int_0^n l(x+a) da$$

$T(x)$  Años-persona vividos por la cohorte hipotética de la tabla desde la edad  $x$  hasta su extinción. Si  $\omega$  es una edad en la cual ningún miembro de la cohorte de la tabla sobrevive; es decir, esta edad es tal que  $l(\omega)=0$ , entonces, el valor de la función  $T(x)$  es:

$$T(x) = \int_0^{\omega-x} l(x+a) da = \sum_{x \leq a < \omega} n L_x$$

$e(x)$  Años que se espera viva, en promedio, un miembro de la cohorte a partir de la edad exacta  $x$ ; comúnmente conocida como esperanza de vida a la edad exacta  $x$ .

$n m_x$  Tasa de mortalidad entre las edades exactas  $x$  y  $x+n$ . Representa el promedio anual per cápita de defunciones entre las edades exactas  $x$  y  $x+n$

$$n m_x = \frac{n d_x}{n L_x}$$

## 2.2 LA TASA INSTANTÁNEA DE MORTALIDAD Y SU RELACION CON OTRAS FUNCIONES DE LA TABLA DE VIDA.

La tasa instantánea de mortalidad es fundamental para la construcción del modelo, es por esto que aquí se presentan las relaciones que guarda con algunas funciones de la tabla de mortalidad.

De la definición de  $\mu(x)$ , se tiene que:

$$\mu(x) = \lim_{n \rightarrow 0} n m_x = \lim_{n \rightarrow 0} \frac{n d_x}{n L_x} = \lim_{n \rightarrow 0} \frac{l(x) - l(x+n)}{\int_0^n l(x+a) da} \quad (2.1)$$

por el teorema del valor medio para integrales se tiene que:

$$n L_x = \int_0^n l(x+a) da = n \cdot l(x+z) \quad \text{con } 0 \leq z \leq n$$

dónde  $z$  es el valor medio y tiende a cero conforme  $n$  tiende a cero; con lo cual

$$\lim_{n \rightarrow 0} l(x+z) = l(x)$$

así, considerando nuevamente la ecuación (2.1)

$$\begin{aligned} \mu(x) &= \lim_{n \rightarrow 0} \frac{l(x) - l(x+n)}{n \cdot l(x+z)} = -\frac{1}{l(x)} D_x l(x) \\ &= -D_x \ln(l(x)) \end{aligned} \quad (2.2)$$

integrando ambos miembros de la igualdad entre  $x$  y  $x+n$  se tiene que

$$\begin{aligned} \int_x^{x+n} \mu(a) da &= -\int_x^{x+n} D_a \ln l(a) da \\ -\int_x^{x+n} \mu(a) da &= \ln l(x+n) - \ln l(x) \\ &= \ln \left\{ \frac{l(x+n)}{l(x)} \right\} \\ &= \ln n p_x \end{aligned} \quad (2.3)$$

aplicando la función exponencial a ambos lados de la igualdad

$$n p_x = \exp \left( -\int_x^{x+n} \mu(a) da \right). \quad (2.4)$$

Análogamente la probabilidad de sobrevivir desde la edad cero hasta la edad  $x$  se define como:

$$p_x = \frac{l(x)}{l(0)} = \exp \left( -\int_0^x \mu(a) da \right). \quad (2.5)$$

### 2.3 PATRON DE MORTALIDAD ALTERADO POR UNA CONSTANTE.

Considérese un cierto patrón de mortalidad por edad, donde el logaritmo natural de la función de probabilidad de sobrevivencia

desde el nacimiento hasta la edad exacta  $x$  está definida como:

$$\ln l(x) = -\int_0^x \mu(a) da \quad \text{siendo } l(0) = 1 \quad (2.6)$$

Si este patrón de mortalidad sufriera un cambio y se quisiera conocer su efecto, se podría estimar su esperanza de vida al nacimiento. Supóngase que dicho cambio corresponde a una modificación constante en todas las edades, esto es,

$$\mu^*(x) = \mu(x) + \delta \quad (2.7)$$

de aquí y de (2.6), la probabilidad de sobrevivir desde el nacimiento hasta la edad exacta  $x$  correspondiente a esta nueva tasa instantánea de mortalidad es

$$\begin{aligned} \ln l^*(x) &= -\int_0^x (\mu(a) + \delta) da \\ &= -\int_0^x \mu(a) da - \int_0^x \delta da \\ &= \ln l(x) - \delta x \end{aligned}$$

que aplicando la función exponencial a ambos lados de la igualdad

$$l^*(x) = l(x) e^{-\delta x} \quad (2.8)$$

de donde se concluye que  $l(x)$  es modificada por el factor  $e^{-\delta x}$ .

Con la función  $l(x)$  transformada (ec. (2.8)) se puede estimar la esperanza de vida correspondiente a ese nuevo patrón de mortalidad

$$e_0^* = \int_0^{\omega} l^*(x) dx = \int_0^{\omega} l(x) e^{-\delta x} dx \quad (2.9)$$

1/ Nótese que es equivalente a considerar la función  $p(x)$ , es decir, hacer  $l(x) = p(x)$ .

El efecto en la esperanza de vida al nacimiento debido al cambio  $\delta$ , se puede conocer obteniendo su derivada con respecto a  $\delta$ :

$$\frac{de_0^*}{d\delta} = \frac{d}{d\delta} \left\{ \int_0^{\omega} l(a) e^{-\delta a} da \right\} = - \int_0^{\omega} a l(a) e^{-\delta a} da, \quad (2.10)$$

y, dado que:

$$e_0^* = \int_0^{\omega} l(a) da \quad y$$

$$\bar{x} = \frac{\int_0^{\omega} a l(a) da}{\int_0^{\omega} l(a) da} \quad (2.11)$$

donde  $\bar{x}$  es la edad media de la población estacionaria de la tabla; tomando el límite cuando  $\delta$  tiende a cero<sup>2/</sup> en la ecuación (2.11) se obtiene:

$$\frac{de_0^*}{d\delta} = -\bar{x}e_0^*. \quad (2.12)$$

Para el caso discreto, el desarrollo en serie de potencias de la función exponencial es:

$$e^{\delta} = \frac{\delta^0}{0!} + \frac{\delta^1}{1!} + \frac{\delta^2}{2!} + \dots$$

que para valores pequeños de  $\delta$ , se pueden despreciar los términos de orden mayor o igual a dos, con lo cual se tiene que

$$e^{-\delta a} \approx 1 - \delta a$$

y de aquí

$$\begin{aligned} \Delta e_0 &= e_0^* - e_0 = \int_0^{\omega} l(a) e^{-\delta a} da - \int_0^{\omega} l(a) da \\ &= \int_0^{\omega} l(a) (e^{-\delta a} - 1) da \end{aligned}$$

<sup>2/</sup> o considerando  $\delta$  muy pequeña.

$$\begin{aligned} \Delta e_0 &= \int_0^{\omega} (-\delta a) l(a) da = -\delta \int_0^{\omega} a l(a) da \\ &= -\delta x e_0, \end{aligned} \quad (2.13)$$

es decir, que el cambio relativo en la esperanza de vida es:

$$\frac{\Delta e_0}{e_0} = -\delta x \quad (2.14)$$

#### 2.4 PATRON DE MORTALIDAD ALTERADO POR UN CAMBIO PORCENTUAL.

Es difícil que en la realidad se dé este cambio  $\delta$  constante en  $\mu(x)$  para todas las edades; un cambio porcentual, igual para cada grupo de edad, parece ser más realista, esto es,

$$\mu^*(a) = \mu(a) (1+\delta) \quad (2.15)$$

de aquí, considerando nuevamente la ecuación (2.6), la función de sobrevivencia desde el nacimiento hasta la edad  $x$  es

$$\begin{aligned} \ln l^*(x) &= -\int_0^x (1+\delta) \mu(a) da = \ln l(x) + \delta \ln l(x) \\ &= (1+\delta) \ln l(x) \end{aligned}$$

aplicando la función exponencial en ambos miembros,

$$l^*(x) = l(x)^{1+\delta} \quad (2.16)$$

con lo cual la esperanza de vida es

$$e_0^* = \int_0^{\omega} l^*(a) da \quad (2.17)$$

que derivando con respecto a  $\delta$  se obtiene nuevamente el cambio en la esperanza de vida al nacimiento por una alteración  $\delta$  porcentual en la mortalidad



$$\frac{de^*}{d\delta} = \frac{d}{d\delta} \int_0^{\omega} l(a)^{(1+\delta)} da = \int_0^{\omega} (\ln l(a)) l(a)^{(1+\delta)} da \quad 3/ \quad (2.18)$$

Para valores de  $\delta$  cercanos a cero el cambio es:

$$\begin{aligned} \Delta e_0 &= e_0^* - e_0 = \int_0^{\omega} l(a)^{(1+\delta)} da - \int_0^{\omega} l(a) da \\ &= \int_0^{\omega} l(a) (l(a)^{\delta} - 1) da; \end{aligned} \quad (2.19)$$

haciendo  $l^{\delta}(a)$  función de  $\delta$ , expandiéndola por la serie de Taylor y despreciando términos de orden mayor o igual a dos<sup>4/</sup>, se tiene que:

$$l^{\delta}(a) \approx 1 + \delta \ln l(a)$$

que sustituyendo en (2.19)

$$\Delta e_0 \approx \delta \int_0^{\omega} l(a) (\ln l(a)) da \quad (2.20)$$

y

$$\frac{\Delta e_0}{e_0} \approx \frac{\int_0^{\omega} l(a) (\ln l(a)) da}{\int_0^{\omega} l(a) da} \delta = -H\delta \quad (2.21)$$

donde

$$-H = \frac{\int_0^{\omega} (\ln l(a)) l(a) da}{\int_0^{\omega} l(a) da} \quad (2.22)$$

3/ Nótese que como  $l(x) \leq 1$  para toda  $x$ ,  $\ln l(x) \leq 0$  entonces

$$\frac{de^*}{d\delta} \leq 0.$$

4/ siendo  $f(\delta) = l^{\delta}(a)$ ,  $f(0) = 1$  y  $f'(0) = \ln l(a)$ .

y representa menos el promedio ponderado, por la función  $l(x)$ , del logaritmo natural de la función  $l(x)$ .  $H$  da un valor sintético de la concavidad de la curva descrita por los  $l(x)$ , como se puede ver en la gráfica 2.1. Nótese que  $H$  no depende de  $\delta$ .

Suponiendo que  $l(x)$  y  $l(x) \cdot \ln l(x)$  son lineales entre cualesquiera dos edades exactas consideradas en la tabla de vida, se obtiene una aproximación numérica para la estimación de  $H$ :

$$H = \frac{-\frac{1}{2}l(1)(\ln l(1)) + \frac{9}{10}l(5)(\ln l(5)) + l(10)(\ln l(10)) + \dots + \frac{3}{4}l(85)(\ln l(85))}{\frac{1}{10} + \frac{1}{2}l(1) + \frac{9}{10}l(5) + l(10) + l(15) + \dots + \frac{3}{4}l(85)} \quad (2.23)$$

## 2.5 PATRON DE MORTALIDAD ALTERADO POR LA MODIFICACION DE UNA CAUSA DE MUERTE.

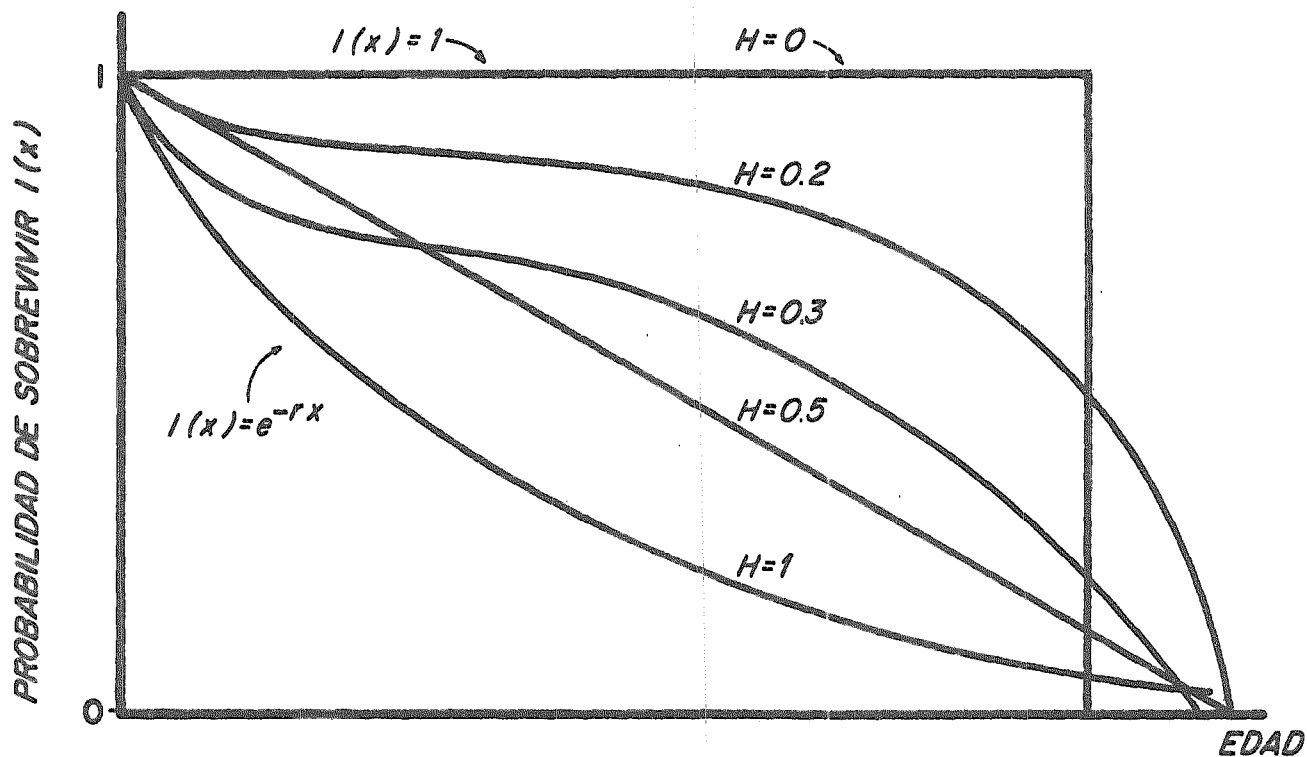
Si se quisiera apegar más a la realidad el modelo, sería mejor conocer el efecto de la mortalidad debido a la eliminación o modificación de una causa determinada. Sea  $\mu^i(x)$  la tasa instantánea de mortalidad de la causa  $i$  y  $\mu^{-i}(x)$  la tasa instantánea de mortalidad de todas las causas menos la  $i$ , entonces

$$\mu(x) = \mu^i(x) + \mu^{-i}(x), \quad (2.24)$$

pues un individuo muere de la causa  $i$ , o de alguna de las  $-i$ , pero nunca de ambas; es decir, se supone una independencia estocástica entre causas de muerte. Análogamente, sea  $l^i(x)$  la probabilidad de sobrevivir a la causa  $i$ , desde el nacimiento hasta la edad exacta  $x$  y  $l^{-i}(x)$  la probabilidad de sobrevivir al resto de las causas; entonces, dada la independencia entre causas, a partir de (2.5) la probabilidad de sobrevivir desde el nacimiento hasta la edad  $x$ , queda determinada por:

Gráfica 2.1

CURVAS DE SOBREVIVENCIA CON LOS VALORES H CORRESPONDIENTES



FUENTE: KEYFITZ ((1977), P. 65)

$$\begin{aligned}
 l(x) &= \exp\left(-\int_0^x \mu(a) da\right) \\
 &= \exp\left(-\int_0^x (\mu^i(a) + \mu^{-i}(a)) da\right) \\
 &= \exp\left(-\int_0^x \mu^i(a) da - \int_0^x \mu^{-i}(a) da\right) \\
 &= l^i(x) \cdot l^{-i}(x); \quad \text{siendo } l^i(0)=1, \quad (2.25)
 \end{aligned}$$

donde se puede ver que la aditividad de la tasa instantánea de mortalidad se convierte en multiplicatividad de las probabilidades de sobrevivencia, bajo el supuesto de independencia entre causas.

Nuevamente, para conocer el efecto en la esperanza de vida al nacimiento originado por un cambio porcentual en la causa  $i$ , se repite el procedimiento anterior, de tal manera que la nueva probabilidad de sobrevivencia es:

$$l^*(x) = l(x)^{1+\delta} \cdot l^{-i}(x), \quad (2.26)$$

y la esperanza de vida al nacimiento,

$$e_0^* = \int_0^{\omega} l^*(a) da = \int_0^{\omega} l(a)^{1+\delta} l^{-i}(a) da = \int_0^{\omega} l(a)^{1+\delta} l(a) da, \quad (2.27)$$

cuya derivada con respecto a  $\delta$  es

$$\frac{de_0^*}{d\delta} = \int_0^{\omega} (\ln l^i(a)) l(a)^{1+\delta} l(a) da,$$

que evaluada en  $\delta$  muy próxima a cero:

$$\frac{de_0^*}{d\delta} \approx \int_0^{\omega} (\ln l^i(a)) l(a) da. \quad (2.28)$$

Para valores pequeños de  $\delta$

$$\begin{aligned}
 \Delta e_0 &= e_0^* - e_0 = \int_0^{\omega} l(a)^{1+\delta} l(a) da - \int_0^{\omega} l(a) da \\
 &= \int_0^{\omega} l(a) (l(a)^{\delta} - 1) da;
 \end{aligned}$$

utilizando de nuevo la expansión de Taylor y despreciando términos a partir del segundo grado

$$\Delta e_0 \approx \delta \int_0^{\omega} (\ln l(a)) l(a) da \quad (2.29)$$

por tanto, el cambio relativo en la esperanza de vida al nacimiento es:

$$\frac{\Delta e_0}{e_0} \approx \delta \frac{\int_0^{\omega} (\ln l(a)) l(a) da}{\int_0^{\omega} l(a) da} = -\delta H^i, \quad (2.30)$$

donde  $-H^i$  denota la media ponderada, por la función  $l(x)$ , del logaritmo natural de la función  $l^i(x)$ .

La estimación de  $H^i$  se resuelve suponiendo nuevamente linealidad en  $(\ln l^i(x)) \cdot l(x)$  y  $l(x)$ :

$$H^i = \frac{-\frac{1}{2}l(1)(\ln l(1)) + \frac{1}{6}l(5)(\ln l(5)) + \frac{1}{10}l(10)(\ln l(10)) + \dots + \frac{1}{2}l(85)(\ln l(85))}{\frac{1}{8}l(1) + \frac{1}{8}l(5) + l(10) + l(15) + \dots + \frac{1}{2}l(85)} \quad (2.31)$$

Sólo resta encontrar los valores de las  $l^i(x)$ , que aún no se conocen. Esto se hará a partir de alguna de las funciones de la tabla de mortalidad de la causa  $i$  y de una tabla de mortalidad general.

## 2.6 UN METODO ALTERNATIVO PARA CONSTRUIR TABLAS DE MORTALIDAD POR CAUSA.

Generalmente se cuenta con las defunciones por causa y edad, ocurridas en una población real. Basta sólo encontrar, para la

causa  $i$  la  ${}_nq_x^i$ , para estimar las  $l^i(x)$ . De manera análoga a la forma como se determinó (2.4), se tiene:

$$\frac{l^i(x+n)}{l^i(x)} = \exp\left(-\int_0^n \mu^i(x+t) dt\right), \quad (2.32)$$

aplicando logaritmos naturales en ambos miembros y multiplicando por  $-1$ ,

$$\begin{aligned} -\ln\left(\frac{l^i(x+n)}{l^i(x)}\right) &= \int_0^n \mu^i(x+t) dt \\ &= \frac{\int_0^n \mu^i(x+t) dt}{\int_0^n \mu(x+t) dt} \int_0^n \mu(x+t) dt \\ &= {}_nR_x^i \int_0^n \mu(x+t) dt, \end{aligned} \quad (2.33)$$

donde

$${}_nR_x^i = \frac{\int_0^n \mu^i(x+t) dt}{\int_0^n \mu(x+t) dt} \quad (2.34)$$

factor de ponderación de la causa de muerte  $i$  en el grupo de edades  $(x, x+n)$ .

Multiplicando la ecuación (2.33) por  $-1$  y aplicando la función exponencial, a ambos lados de la igualdad se tiene

$$\begin{aligned} \frac{l^i(x+n)}{l^i(x)} &= \exp\left(-{}_nR_x^i \int_0^n \mu(x+t) dt\right) \\ &= \left(\frac{l(x+n)}{l(x)}\right) {}_nR_x^i \end{aligned} \quad (2.35)$$

Como se puede observar, para generar la función  $l^i(x)$ , se necesita conocer la misma función en la tabla de mortalidad general. Si se cuenta con esta tabla, basta calcular las probabilidades de sobrevivencia  ${}_n p_x$  para generar la tabla de vida por causa.

Sólo resta calcular los valores de los factores  ${}_n R_x^i$ ; Chiang (1968) propuso estimarla como el cociente

$$\frac{\int_0^n u^i(x+t) dt}{\int_0^n u(x+t) dt} = \frac{{}_n M_x^i}{{}_n M_x} \quad (2.36)$$

donde

$${}_n M_x^i = \frac{{}_n D_x^i}{{}_n p_x},$$

y  ${}_n D_x^i$  son las defunciones ocurridas en la población real.

Una mejor aproximación se puede obtener de la expansión de Taylor para  $u^i(x+t)$  y  $u(x+t)$ :

$$u(a) = u(a_0) + u'(a_0)(a - a_0) + \frac{1}{2} u''(a_0)(a - a_0)^2; \quad (2.37)$$

despreciando términos de grado  $\geq 3$ . Sean

$$a = x + \frac{n}{2} + t \quad \text{y} \quad a_0 = x + \frac{n}{2};$$

entonces  $da = dt$ , y,

$$x+n \text{ entonces } t = \frac{n}{2}$$

$$\text{si } a = \left\{ \begin{array}{l} x+n \\ x \end{array} \right. \text{ entonces } t = -\frac{n}{2};$$

$$x \text{ entonces } t = -\frac{n}{2}$$

de (2.37):

$$u\left(x + \frac{n}{2} + t\right) = u\left(x + \frac{n}{2}\right) + t u'\left(x + \frac{n}{2}\right) + \frac{t^2}{2} u''\left(x + \frac{n}{2}\right), \quad (2.38)$$

con lo cual:

$$\begin{aligned}
 \int_x^{x+n} \mu(a) da &= \int_{-\frac{n}{2}}^{\frac{n}{2}} \mu(x + \frac{n}{2} + t) dt \\
 &= \int_{-\frac{n}{2}}^{\frac{n}{2}} (\mu(x + \frac{n}{2}) + t\mu'(x + \frac{n}{2}) + \frac{t^2}{2}\mu''(x + \frac{n}{2})) dt \\
 &= t \mu(x + \frac{n}{2}) + \frac{1}{2} t^2 \mu'(x + \frac{n}{2}) + \frac{1}{6} t^3 \mu''(x + \frac{n}{2}) \Big|_{-\frac{n}{2}}^{\frac{n}{2}} \\
 &= n \mu(x + \frac{n}{2}) + \frac{n^3}{24} \mu''(x + \frac{n}{2}) \quad (2.39)
 \end{aligned}$$

donde no se conoce la segunda derivada de  $\mu(x + \frac{n}{2})$ ; pero evaluando nuevamente (2.38) en  $x + \frac{3}{2}n$  y  $x - \frac{1}{2}n$  se tiene:

$$\begin{aligned}
 \mu(x + \frac{3}{2}n) &= \mu(x + \frac{n}{2}) + n\mu'(x + \frac{n}{2}) + \frac{n^2}{2}\mu''(x + \frac{n}{2}) \\
 \mu(x - \frac{n}{2}) &= \mu(x + \frac{n}{2}) - n\mu'(x + \frac{n}{2}) + \frac{n^2}{2}\mu''(x + \frac{n}{2}),
 \end{aligned}$$

haciendo

$$nM_{x+n} = \mu(x + \frac{3}{2}n); \quad nM_x = \mu(x + \frac{n}{2}); \quad \text{Y} \quad nM_{x-n} = \mu(x - \frac{n}{2})$$

si se suma

$$\begin{aligned}
 nM_{x+n} + nM_{x-n} &= \mu(x + \frac{3}{2}n) + \mu(x - \frac{n}{2}) \\
 &= 2\mu(x + \frac{n}{2}) + n^2\mu''(x + \frac{n}{2}) \\
 &= 2nM_x + n^2\mu''(x + \frac{n}{2})
 \end{aligned}$$

de aquí que

$$n^2\mu''(x + \frac{n}{2}) = nM_{x+n} + nM_{x-n} - 2nM_x,$$



análogamente para la causa  $i$

$$n^2 \mu^{i, \prime\prime} (x + \frac{n}{2}) = n M_{x+n}^i + n M_{x-n}^i - 2 n M_x^i$$

por lo tanto

$$\begin{aligned} n^2 R_x^i &= \frac{\int_0^n \mu^i(a) da}{\int_0^n \mu(a) da} = \frac{n \mu^i(x + \frac{n}{2}) + \frac{n^3}{24} \mu^{i, \prime\prime} (x + \frac{n}{2})}{n \mu(x + \frac{n}{2}) + \frac{n^3}{24} \mu''(x + \frac{n}{2})} \\ &= \frac{n M_x^i + \frac{M_{x+n}^i}{24} + \frac{M_{x-n}^i}{24} - \frac{2 M_x^i}{24}}{n M_x^i + \frac{M_{x+n}^i}{24} + \frac{M_{x-n}^i}{24} - \frac{2 M_x^i}{24}}, \end{aligned} \quad (2.40)$$

quedando resuelto así el problema de cálculo de la probabilidad de sobrevivencia hasta la edad exacta  $x$  para la causa  $i$ .

Puesto que la función  $l(a) = \prod_i l^i(a)$  y  $l^i(0) = 1$ , entonces:

$$\begin{aligned} \sum_i H^i &= \sum_i \left\{ - \frac{\int_0^\omega \ln(l^i(x)) l(x) dx}{\int_0^\omega l(x) dx} \right\} \\ &= - \frac{1}{\int_0^\omega l(x) dx} \int_0^\omega \sum_i \ln(l^i(x)) l(x) dx \\ &= - \frac{1}{\int_0^\omega l(x) dx} \int_0^\omega \ln \left( \prod_i l^i(x) \right) l(x) dx \\ &= - \frac{\int_0^\omega \ln(l(x)) l(x) dx}{\int_0^\omega l(x) dx} \\ &= H, \end{aligned} \quad (2.41)$$

de donde se concluye que la propiedad aditiva de las tasas instantáneas de mortalidad (ecuación 2.24) se mantiene en los factores  $H$ .

### III.- INFORMACION, ESTIMACIONES Y APLICACION DEL MODELO.

#### 3.1 INFORMACION EMPLEADA.

Para ilustrar el modelo presentado en este trabajo, se emplean las defunciones por sexo y grupo de edad registradas en México durante el trienio 1974-1976; las tablas de mortalidad general por sexo, a nivel nacional para 1975, construidas por Barros et al (1980) y cinco de las seis causas de mortalidad más frecuentes en México en 1975, de acuerdo a la lista "A" de 150 causas de la Clasificación Internacional de Enfermedades (véase DGB; 1979): Influenza y Neumonía, Enteritis y otras Enfermedades Diarréicas, Enfermedades del Corazón, Accidentes y Tumores Malignos.

Respecto a la calidad de la información sobre defunciones en México, se han realizado diversos trabajos, uno de ellos, elaborado por Ordórica et al (1975), concluye que el grado de subregistro en las defunciones de menores de un año ha venido descendiendo en las últimas décadas, y que en la mayoría de las entidades federativas se observa una mejora evidente de las Estadísticas Vitales y que el grado de omisión disminuye con el transcurso del tiempo.

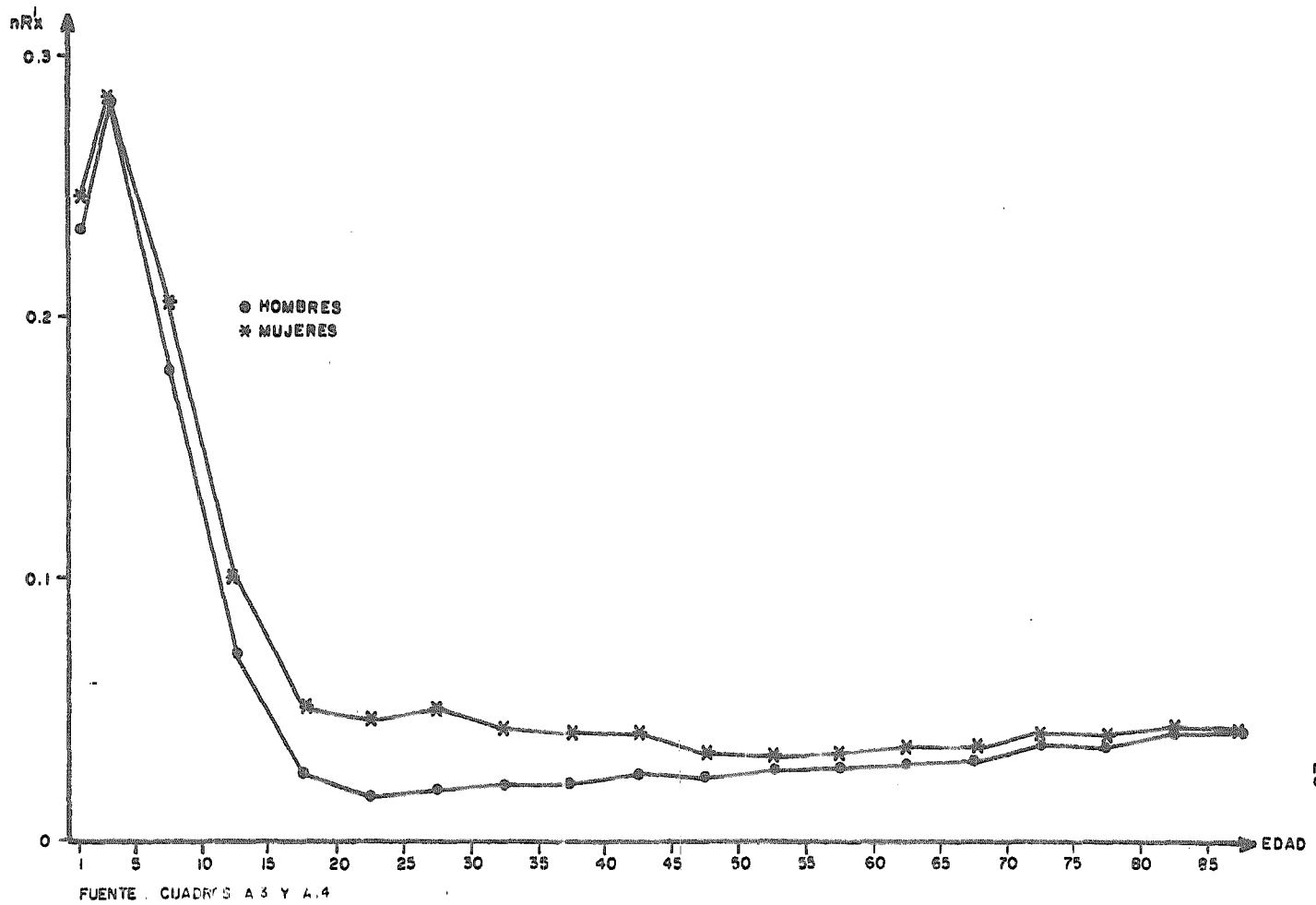
La calidad de la información de defunciones por causas no es del todo buena, debido a que el certificado no siempre es expedido por un médico; y cuando es un médico quien certifica, es posible que no sea el médico tratante (cuando lo hay), de tal manera que su

conocimiento acerca de la cadena morbosa que originó la muerte puede ser incompleto y, por ende, quedar mal definida la causa que originó la muerte (véase Natali (1976); pp. 17-21).

Dentro de la Clasificación Internacional de Enfermedades (OMS; 1968), existe un capítulo denominado "Síntomas y estados morbosos mal definidos", en donde se incluyen aquellas defunciones en que no pudo diagnosticarse una causa específica de muerte. En 1975, el porcentaje de defunciones clasificadas en esta categoría fue del 7% a nivel nacional, lo que indica que para la gran mayoría de las defunciones se registró la causa que provocó la muerte.

Las causas de mortalidad seleccionadas son de distinta naturaleza, "algunas evitables a través de tecnología médica o de mejoría de los distintos niveles socioeconómicos y otras para las que aún no se conocen o no existen medidas preventivas o curativas" (Taucher (1978); p. 45). La influenza y neumonía, así como la enteritis y otras enfermedades diarreicas, son causas esencialmente de carácter exógeno, es decir, su incidencia está relacionada con factores socioeconómicos y de saneamiento, pobreza, desnutrición, asinamiento, insuficiencia o carencia de instalaciones sanitarias y agua potable, difícil acceso a recibir atención médica, etc., que propician la existencia de estas causas. De aquí que se presentan con mayor frecuencia en aquellos sectores de población más desprotegidos, con una mayor incidencia en los menores de un año y los mayores de 65 años (véanse Gráficas 3.1 y 3.2), resultando en un alto número de defunciones cuyos volúmenes son los dos mayores entre las causas de mortalidad en México en 1975. Para disminuir el nivel de mortalidad por estas causas, es necesario, entonces, mejorar las condiciones de vida en esos sectores de población más afectados, a través de una adecuada política de salud pública (Celis y Nava; (1970)), y

GRAFICA 3.2 ENTERITIS Y OTRAS ENFERMEDADES DIARREICAS, MEXICO 1974-1976:  
DISTRIBUCION DE LOS FACTORES nRx POR SEXO Y GRUPOS DE EDAD.



mejor distribución del ingreso.

Las enfermedades del corazón, tercera causa de mortalidad más frecuente en México, presenta una peculiar estructura por edad, pues a partir de los 40 años de edad la frecuencia de defunciones por este motivo se incrementa (Gráfica 3.3). Esto puede deberse, en buena parte, al tipo de enfermedades que engloba la clasificación, ya que existen enfermedades crónicas (endógenas) que producen deficiencias cardíacas, y después de cierto tiempo se manifiestan; por ejemplo, las enfermedades isquémicas, incluidas en la clasificación, son enfermedades originadas por los desgastes y alteraciones que van sufriendo las arterias a través del tiempo; aunque, también se encuentran las enfermedades originadas por situaciones externas, como la angustia, que es un padecimiento característico de la población en zonas urbanas; la mala alimentación y la fiebre reumática, relacionadas también con factores externos, producen secuelas que originan una insuficiencia cardíaca que comienza a manifestarse alrededor de los 40 años de edad. De aquí que la edad de incidencia está condicionada a la enfermedad que desarrolló la cadena morbosa.

Para provocar un descenso en el volumen de defunciones por esta causa se debe atacar tanto su parte endógena como exógena. Para abatir su parte endógena, existen adelantos médicos que permiten evitar o aplazar la muerte: operaciones de cambio de válvula, de arteria y de corazón; sin embargo, buena parte de la población no puede pagar este tipo de operaciones o tratamientos costosos, haciendo necesario entonces proporcionar un mayor acceso de estos servicios a la población; y para aquellos que pueden gozar de estos servicios, aún hay que considerar la reacción inmunológica al injerto. El descenso en su parte exógena, se lograría mejorando las condiciones de vivienda, alimentación, el acceso a recibir atención médica

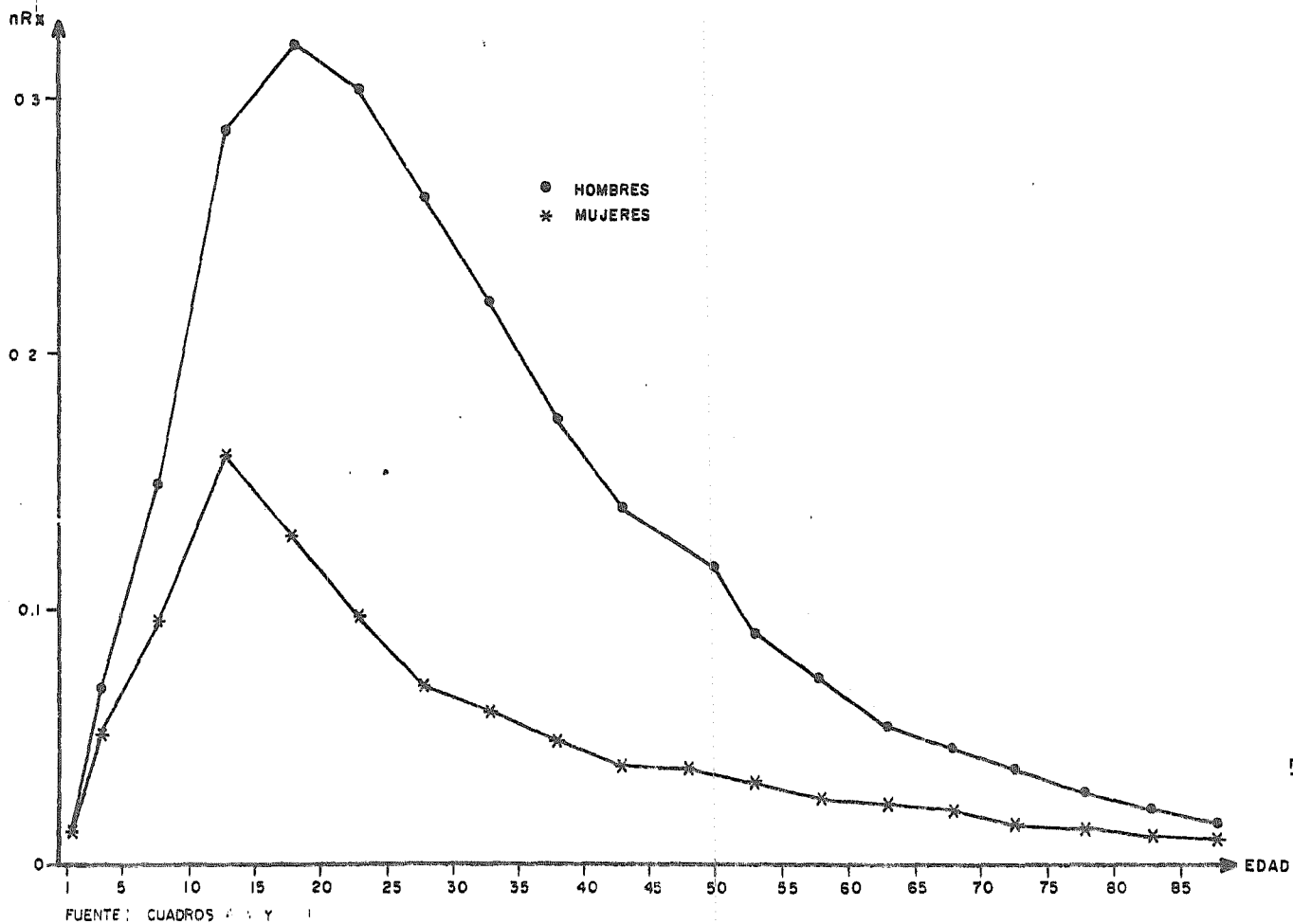
no costosa, etc. A diferencia de otras causas, las enfermedades del corazón, son de tipo crónico, de tal manera que los efectos de un control sobre los hechos que la originan no serían a corto plazo.

Los accidentes, también de las primeras causas de mortalidad en México, y de carácter eminentemente exógeno, se presenta con mayor frecuencia entre los 10 y 30 años de edad, siendo más significativa en los hombres pues, a diferencia de las mujeres, efectúan trabajos más pesados y desarrollan actividades principalmente fuera del hogar (Gráfica 3.4)<sup>1/</sup>. Este grupo de causas está constituido en buena parte por accidentes de vehículos de motor y en menor grado por accidentes de trabajo; de tal manera que las políticas a seguir para lograr disminuir su volumen probablemente deban de estar orientadas a controlar la expedición de licencias de manejo, o hacer más estricto el carácter de las sanciones de tránsito, o incrementar los servicios de transporte colectivo, o crear mecanismos de seguridad sobre los riesgos de trabajo. Por otro lado, hay que considerar que los accidentes aún figuran dentro de las primeras causas en algunos países desarrollados, pudiendo resultar más complejas las sugerencias que se hagan para reducir su incidencia.

Ciertas causas de morbilidad y mortalidad perinatales que ocupan el quinto lugar en las principales causas de mortalidad general en México, no fue seleccionada debido a que la metodología requiere de defunciones registradas en todos los grupos de edad y esta causa

<sup>1/</sup> Vale la pena aclarar que en este grupo no se consideran homicidios ni suicidios.

GRAFICA 3.4 ACCIDENTES, MEXICO 1974-1976: DISTRIBUCION DE LOS FACTORES nRx POR SEXO Y GRUPOS DE EDAD



sólo presenta incidencia en los menores de 28 días de vida (período perinatal) de tal manera que incluye muertes fetales<sup>2/</sup>. Esta causa se da por las afecciones de la madre y el niño (véase: OMS; 1968). Probablemente su origen reside en el bajo porcentaje de mujeres que clínicamente controlan su embarazo y/o parto. Entonces para reducir el volumen de defunciones por esta causa sería necesario extender la atención médica a un mayor número de mujeres embarazadas.

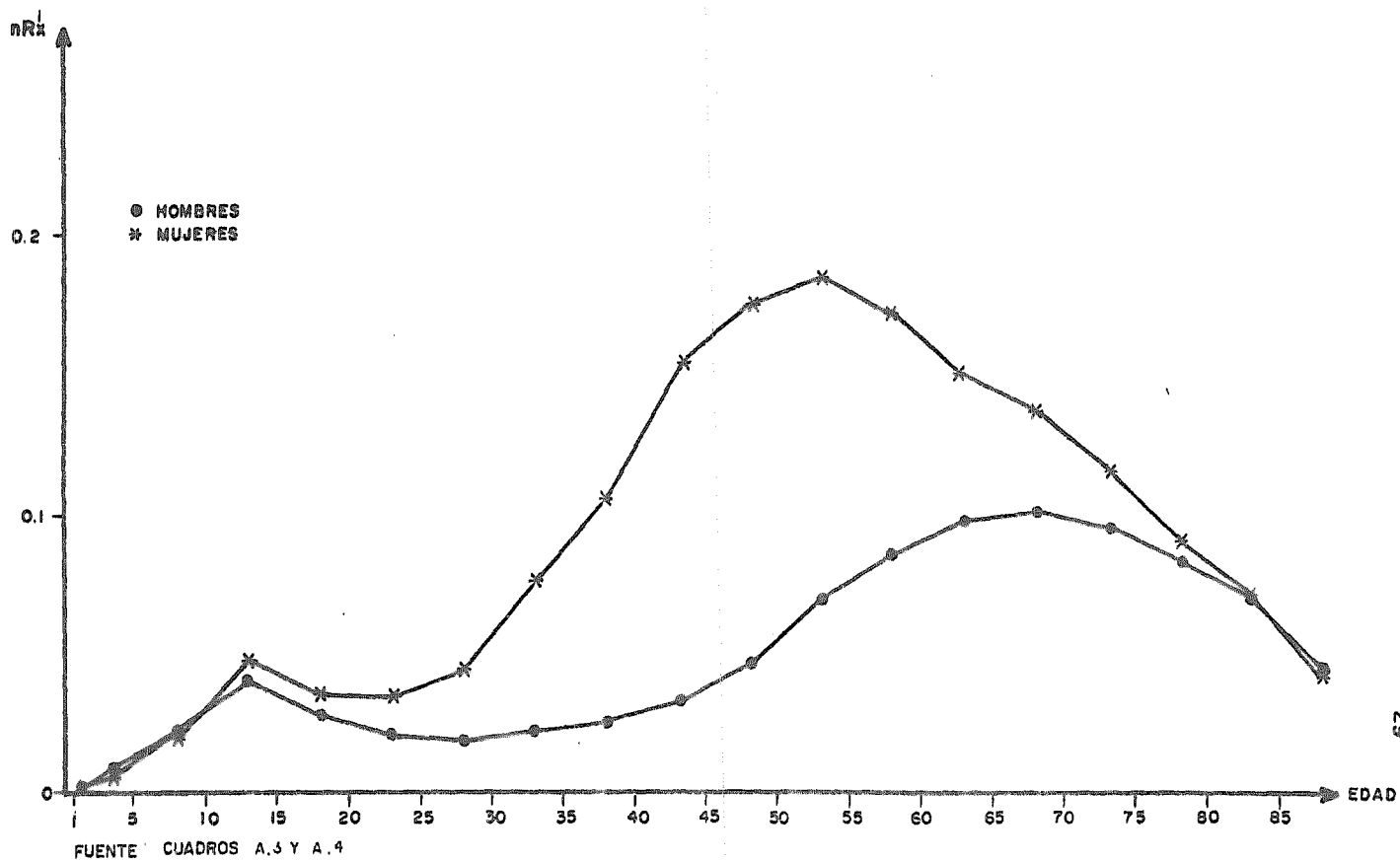
Los tumores malignos, que ocupan el sexto lugar en importancia por su frecuencia, afectan hasta donde se sabe, a todas las clases sociales. Tienen mayor incidencia en edades avanzadas, por el tiempo que requieren para su evolución, en las mujeres entre los 45 y 55 años de edad y en los hombres entre los 60 y 70 años (Gráfica 3.5). Su mayor o menor incidencia, diferencial por edad, responde al tipo de tumor que se presenta en cada sexo; así, por ejemplo, dentro de los cánceres ginecológicos, los del cuello del útero y la mama son los más frecuentes, y se presentan después de una vida sexual; sin embargo, también existen tumores originados por riesgos ambientales o hábitos, propios del medio urbano.

El poco conocimiento sobre el origen de esta causa, esencialmente de carácter endógeno, y la diversidad existente de tumores, no permiten precisar los factores o condiciones que los originan; de tal manera que para lograr reducir el número de defunciones originadas por tumores no es tarea fácil. Esto no quiere decir que

2/ El período perinatal quedó definido, en la Conferencia Internacional de 1965 para la Octava Revisión de la Clasificación Internacional de Enfermedades (OMS; 1968, p. XXIX), de la siguiente manera: de la vigésima semana de gestación al vigésimo octavo día de vida.



GRAFICA 3.5 TUMORES MALIGNOS, MEXICO 1974-1976: DISTRIBUCION DE LOS FACTORES nRx POR SEXO Y GRUPOS DE EDAD



hasta el momento ninguna muerte por tumor sea evitable o aplazable, existen ciertos tipos de tumores que con sólo extirparlos a tiempo se aplaza la defunción.

### 3.2 ALGUNAS ESTIMACIONES Y APLICACION DEL MODELO.

Previo al cálculo de las tasas centrales, con el fin de representar adecuadamente el nivel de mortalidad por sexo y causa se trabajó con el promedio trianual de defunciones 1974-1976. La población media menor de cinco años de edad utilizada, fue la estimada por diagramas de lexis con información de las Estadísticas Vitales; y la población mayor de cinco años fue la proyectada por Cordero et al (1978). Debido a que el último grupo de edad estimado en dicha proyección de población fue 80 años y más, se hizo una ampliación a 85 y más años para considerar la tasa 80-84. Esta ampliación, se elaboró multiplicando la población corregida y suavizada para 1970, de los grupos quinquenales 75-79 y 80 años y más por sus respectivos índices quinquenales de sobrevivencia, obteniendo así, la población envejecida cinco años, es decir, la población de 1975 para los grupos de edad 80-84 y 85 años y más. La tabla de mortalidad para 1975 obtenida por Barros et al (1980), sólo considera en su cálculo la tasa central observada para el grupo de edad 70-74, ante lo cual para los fines del presente trabajo, fue necesario estimar las probabilidades de fallecer en los dos grupos quinquenales siguientes: la primera (75-79 años), fue obtenida a partir de la tasa central observada suponiendo uniformidad en las defunciones de la tabla, y la segunda (80-84 años) mediante interpolación lineal en escala logarítmica, en base a  $q_{75}$  y haciendo  $q_{85} + = 1$ .

En el caso de la mortalidad alterada por la eliminación o mo-

dificación de una causa, antes de estimar los  $H^i$ , se determinaron los valores de la función  $l^i(x)$ , lo cual resultó sencillo a partir de los valores de la función  $p_x^i$  (mediante la ecuación 2.35) y utilizando la forma habitual de construcción de cualquier tabla de causa individual:  $nq_x^i \cdot l^i(x) = d_x^i$  y  $l^i(x) = d_x^i = l^i(x+n) \frac{3}{}$ . Para conocer las  $p_x^i$  se estimaron previamente los factores  $R_x^i$ , haciendo el cálculo directo sin el factor de corrección para los grupos de edad 0-4 y 85 años y más, es decir,  $R_x^i = M_x^i / M_x^i$ , o sea, la fórmula de Chiang (1968). Posteriormente se graficaron dichos factores por grupos de edad y sexo, encontrando un comportamiento bastante uniforme y congruente con lo esperado para cada causa de acuerdo a su clasificación y la población que cada una afecta (Gráficas 3.1 a 3.5). Los resultados se presentan en el Apéndice I, y se incluye un ejemplo de cálculo del factor  $R_x^i$ .

3/ En el Apéndice II se presenta un ejemplo de construcción de tabla de mortalidad por causa individual.

#### IV.- ANALISIS DE LA APLICACION AL CASO DE MEXICO.

##### 4.1 MORTALIDAD ALTERADA POR UNA CONSTANTE.

Con el objeto de que los cambios y estimaciones de la mortalidad mexicana de 1975 se mantuvieran dentro de una realidad, para cada una de las alternativas de descenso que considera el modelo, se determinaron como ganancias máximas reales de vida a alcanzar, las esperanzas de vida al nacimiento proyectadas para algunos países desarrollados y México en el periodo 1985-1990 (cuadro 1).

Para el primer tipo de decremento presentado en la metodología, donde se supone la mortalidad modificada en forma constante en todos los grupos de edad:  $\mu^*(x) = \mu(x) + \delta$ , se consideraron las duraciones medias de vida proyectadas para 1985-1990 de: México, Finlandia, país desarrollado con uno de los más altos promedios de vida; Cuba, uno de los países latinos con más baja mortalidad; y Noruega, país desarrollado con la más alta esperanza de vida al nacimiento en el mundo en 1985-1990. Estos mismos niveles de mortalidad a su vez, permitieron estimar, aplicando el modelo en forma inversa, el rango de valores  $\delta$  aplicables a la mortalidad (ecuación 2.14). El menor valor  $\delta$  estimado, se calculó mediante los valores medios de vida proyectados para México 1985-1990; ya que se consideró que para ese periodo ese sería el cambio mínimo que experimentarían las tasas de mortalidad observadas en 1975. Evidentemente el descenso mayor fue determinado por los niveles estimados para Noruega.

CUADRO 1  
 ESPERANZAS DE VIDA AL NACIMIENTO PARA ALGUNOS PAISES DESARROLLADOS Y MÉXICO.

País	Sexo <sup>b/</sup> ambos sexos	$e_o^x$ (1)	$e_o^x$ por sexo (2)	$\Delta^a e_o^x$ (3)
México <sup>a/</sup> 1975	H M	65.4	62.94 67.87	4.93
México <sup>c/</sup> 1985-1990	H M	68.3	66.4 70.3	3.9
Finlandia <sup>c/</sup> 1985-1990	H M	71.9	68.2 75.7	7.5
Cuba <sup>c/</sup> 1985-1990	H M	71.7	70.0 73.5	3.5
Noruega <sup>c/</sup> 1985-1990	H M	74.9	72.3 77.8	5.5

Nota: col (3) diferencial de las esperanzas de vida al nacimiento por sexo.

b/ H significa hombres y M significa mujeres.

Fuente: a/ Barros et al. (1980); pp. 19 y 20.  
 c/ Naciones Unidas; (1978); pp. 143-152.

El intervalo resultó ser de  $-0.001$  a  $-0.0046$ , (cuadro 2); sin embargo, con el fin de obtener un intervalo mayor, se estimaron de nuevo valores  $\delta$  por sexo, considerando ahora la esperanza de vida al nacimiento para ambos sexos, de cada uno de los países mencionados, resultando un intervalo de  $-0.0002$  a  $-0.0059$  (cuadro 3).

De dicho intervalo, los valores  $\delta$  seleccionados para modificar la mortalidad nacional de 1975 fueron:  $-0.001$ ,  $-0.0015$ ,  $-0.0025$ ,  $-0.0035$  y  $-0.0045$ . El valor  $\delta = -0.001$  aplicado a la mortalidad estimada para México durante 1975, produjo incrementos en los promedios de vida de 2.04 años en hombres y 2.32 en mujeres, dando como resultado una vida media masculina de 65 años y una femenina de 70.2 años (cuadro 4). Si se pretendiera igualar estos nuevos valores medios a los ya proyectados para México durante 1985-1990 (cuadro 1), se encontraría que aún es necesario incrementar 1.4 años la vida media masculina y 0.1 la femenina, para lo cual se deben aplicar constantes mayores, específicamente en el sexo masculino. Este incremento se logra con el siguiente valor  $\delta$ , igual a  $-0.0015$  que produjo una esperanza de vida al nacimiento masculina de 66 años, más cercana a la proyectada para México durante 1985-1990, y de 71.3 años en el caso femenino, el cual supera en un año el valor proyectado.

La constante  $-0.0045$  aproxima la mortalidad mexicana a los niveles estimados para Noruega, incrementando 14.6% la vida media masculina y 15.3% la femenina, resultando una esperanza de vida al nacimiento para hombres menor a la proyectada para Noruega en 0.2 de año, y para mujeres mayor por 0.5, lo cual requiere de grandes esfuerzos por parte de las políticas de salud y profundos cambios sociales y económicos.

En este mismo cuadro se puede observar como los diferenciales

CUADRO 2

VALORES  $\delta$  CALCULADOS MEDIANTE LAS ESPERANZAS DE VIDA AL NACIMIENTO POR SEXO ESTIMADAS PARA LOS PAISES SELECCIONADOS.

País	Sexo	$e_0^x$ (1)	$\Delta^{\#} e_0$ (2)	$\delta$ (3)
México 1975	H M	62.94 67.87	0.00 0.00	0.00000 0.00000
México 1985-1990	H M	66.4 70.3	3.46 2.43	-0.00170 -0.00100
Finlandia 1985-1990	H M	68.2 75.7	5.26 7.83	-0.00258 -0.00338
Cuba 1985-1990	H M	70.0 73.5	7.06 5.63	-0.00347 -0.00243
Noruega 1985-1990	H M	72.3 77.8	9.36 9.93	-0.00459 -0.00429

Nota: col. 2, número de años en que deben incrementarse las esperanzas de vida al nacimiento por sexo, estimadas para México 1975; igual a la diferencia entre las esperanzas de vida al nacimiento estimadas por sexo para cada país seleccionado menos las calculadas para México 1975.

col. 3, es igual al cociente de la col. 2, entre el producto de la col. 1 por la edad media de la población estacionaria de la tabla de mortalidad (col. 2, cuadro 4).

Fuente: col. 1, esperanzas de vida al nacimiento por sexo. (Naciones Unidas (1978), pp. 143-152).

## CUADRO 3

VALORES  $\delta$  CALCULADOS MEDIANTE LA ESPERANZA DE VIDA AL NACIMIENTO PARA AMBOS SEXOS ESTIMADA A LOS PAISES SELECCIONADOS.

País	Sexo	$e_x^x$ (1) <sup>a</sup>	$\Delta e_x$ (2) <sup>b</sup>	$\delta$ (3)
México	H	62.34	0.00	0.00000
1975	M	67.87	0.00	0.00000
México	H	68.3	5.36	-0.00263
1985-1990	M		0.43	-0.00019
Finlandia	H	71.9	8.96	-0.00440
1985-1990	M		4.03	-0.00174
Cuba	H	71.7	8.76	-0.00430
1985-1990	M		3.83	-0.00165
Noruega	H	74.9	11.96	-0.00587
1985-1990	M		7.03	-0.00304

Nota: col. 2, número de años en que deben incrementarse las esperanzas de vida al nacimiento por sexo para México, durante 1975; igual a la diferencia entre las esperanzas de vida al nacimiento para ambos sexos estimadas para cada país seleccionado, menos las calculadas para México en 1975.

col. 3, es igual al cociente de la col. 2 entre el producto de la col. 1 por la edad media de la población estacionaria de la tabla de mortalidad (col. 2, cuadro 4).

Fuente: col. 1, esperanzas de vida al nacimiento por sexo (Naciones Unidas (1978), pp. 143-152).



CUADRO 4

INCREMENTOS EN LAS ESPERANZAS DE VIDA AL NACIMIENTO ORIGINADOS  
POR DESCENSOS CONSTANTES EN LA MORTALIDAD, IGUALES PARA CADA  
SEXO.

Sexo	$e_0$	$\bar{x}$	$\delta$	$\frac{\Delta e_0}{e_0}$	$\Delta e_0$	$e_0^{\#}$	$\Delta^s e_0^{\#}$
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
H	62.94	32.37	-0.001	0.03237	2.04	65.0	
M	67.87	34.11	-0.001	0.03411	2.32	70.2	5.2
H			-0.0015	0.04856	3.06	66.0	5.3
M			-0.0015	0.05117	3.47	71.3	5.3
H			-0.0025	0.08093	5.09	68.0	5.7
M			-0.0025	0.08528	5.79	73.7	5.7
H			-0.0035	0.11330	7.13	70.1	5.9
M			-0.0035	0.11939	8.10	76.0	5.9
H			-0.0045	0.14567	9.17	72.1	6.2
M			-0.0045	0.15350	10.42	78.3	6.2

Nota: col. 2, estimada con la ecuación (2.11) de la metodología.  
col. 4, incremento relativo de la  $e_0$ , igual a menos la col.  
2 por la col. 3.  
col. 5, incremento en años de la  $e_0$ , igual al producto de la  
col. 4 por la col. 1.  
col. 6,  $e_0$  incrementada, suma de cols. 5 y 1  
col. 7, diferencial de las esperanzas de vida al nacimiento  
por sexo.

Fuente: col. 1, Barros et al ((1980), pp. 19 y 20).

en las nuevas esperanzas de vida al nacimiento por sexo van aumentando a medida que se incrementan los valores de dicha función; esto satisface la condición empírica de la mortalidad cuando esta disminuye. Sin embargo, tratando de disminuir un poco estas diferencias, sin pretender ir en contra de la realidad, se aplicaron valores  $\delta$  constantes más grandes en hombres que en mujeres (cuadro 5), originando que las diferencias en las esperanzas de vida al nacimiento por sexo sólo disminuyeran 2 años aproximadamente. Probablemente en la práctica resulte difícil reducir estos diferenciales, ya que en la mayoría de los países desarrollados la esperanza de vida al nacimiento femenina es más que cinco años la masculina (véase Naciones Unidas, (1978)).

#### 4.2 MORTALIDAD ALTERADA POR UN CAMBIO PORCENTUAL.

Ahora se analizará el caso en que la modificación en la mortalidad es considerada como un cambio porcentual igual para todos los grupos de edad; esto es,  $\mu^*(x) = \mu(x)(1+\delta)$ .

El intervalo bajo el cual podrían desplazarse los cambios  $\delta$  porcentuales, fue determinado de la misma manera y con los mismos datos que se emplearon en la primera parte del modelo, resultando un intervalo del -2.8% al -69.9% (cuadros 6 y 7), a partir del cual se seleccionaron los valores de  $\delta$ : -0.20, -0.30, -0.40, -0.50 y -0.60.

La aplicación del primer cambio porcentual ( $\delta = -0.20$ ) arrojó un incremento de sólo 3.4 años en la duración media de vida masculina estimada para México durante 1975 y de 3 años en la estimada pa-

CUADRO 5

INCREMENTOS EN LAS ESPERANZAS DE VIDA AL NACIMIENTO ORIGINADOS  
POR DESCENSOS CONSTANTES EN LA MORTALIDAD, DISTINTOS PARA CADA  
SEXO.

Sexo	$e_0$	$\bar{x}$	$\delta$	$\frac{\Delta e_0}{e_0}$	$\Delta e_0$	$e_0^*$	$\Delta^* e_0^*$
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
H	62.94	32.37	-0.0015	0.04856	3.06	66.0	
M	67.87	34.11	-0.0010	0.03411	2.32	70.2	4.2
H			-0.0025	0.08093	5.09	68.0	
M			-0.0015	0.05117	3.47	71.3	3.3
H			-0.0035	0.11330	7.13	70.1	
M			-0.0025	0.08528	5.79	73.7	3.6
H			-0.0045	0.14567	9.17	72.1	
M			-0.0035	0.11939	8.10	76.0	3.9
H			-0.0055	0.17804	11.20	74.1	
M			-0.0045	0.15350	10.42	78.3	4.2

Nota: misma cuadro 4.

Fuente: misma cuadro 4.

CUADRO 6

VALORES  $\delta$  ESTIMADOS MEDIANTE LAS ESPERANZAS DE VIDA AL NACIMIENTO POR SEXO ESTIMADAS PARA LOS PAISES SELECCIONADOS,

País	Sexo	$e_x^x$ (1)	$\Delta e_0^*$ (2)	$\delta$ (3)
México	H	62.94	0.00	0.000
1975	M	67.87	0.00	0.000
México	H	66.4	3.46	-0.202
1985-1990	M	70.3	2.43	-0.161
Finlandia	H	68.2	5.26	-0.308
1985-1990	M	75.7	7.83	-0.520
Cuba	H	70.0	7.06	-0.413
1985-1990	M	73.5	5.63	-0.374
Noruega	H	72.3	9.36	-0.547
1985-1990	M	77.8	9.93	-0.659

Nota: col. 2, estimada de la misma manera que en el cuadro 2.  
col. 3, igual al cociente de la col. 2 entre el producto de la col. 1 por el parámetro H (col. 2, cuadro 8).

Fuente: misma cuadro 1.

CUADRO 7

VALORES  $\delta$  ESTIMADOS MEDIANTE LA ESPERANZAS DE VIDA AL NACIMIENTO  
PARA AMBOS SEXOS ESTIMADA A LOS PAISES SELECCIONADOS.

País	Sexo	$e_o^x$ (1)	$\Delta e_o^H$ (2)	$\delta$ (3)
México 1975	H	65.4	0.00	0.000
	M		0.00	0.000
México 1985-1990	H	68.3	5.36	-0.313
	M		0.43	-0.028
Finlandia 1985-1990	H	71.9	8.96	-0.524
	M		4.03	-0.267
Cuba 1985-1990	H	71.7	8.76	-0.512
	M		3.83	-0.254
Noruega 1985-1990	H	74.9	11.96	-0.699
	M		7.03	-0.467

Nota: col. 2, estimada de la misma manera que en el cuadro 3.  
col. 3, es igual al cociente de la col. 2 entre el producto de la col. 1 por el parámetro H (col. 2, cuadro 8).

Fuente: misma cuadro 1.

ra mujeres, (cuadro 8); comparando estos valores con los estimados para México en 1985-1990, encontramos que superan en 0.6 años la esperanza de vida al nacimiento femenina e igualan la masculina. De aquí que para alcanzar los niveles de mortalidad proyectados para México, las tasas de 1975 debieran descender al menos en un 20%.

El siguiente valor  $-0.30$ , produjo esperanzas de vida al nacimiento inferiores a las de Finlandia en 0.1 años para hombres y 3.3 para mujeres, lo que indica que la mortalidad femenina requiere de un descenso mayor al 30% para alcanzar los niveles de Finlandia (cuadro 1). Aplicando descensos mayores a las tasas femeninas de mortalidad, se observa que es necesario disminuirla 50% para lograr una duración media de vida menor a la de Finlandia en 0.3 años. Pero si pretendiéramos alcanzar la vida media de la población noruega, necesitaríamos disminuir las tasas de mortalidad alrededor de un 60%.

Nótese como para igualar las esperanzas de vida al nacimiento proyectadas para los países considerados es necesario que los decrementos sean distintos para cada sexo.

#### 4.3 MORTALIDAD ALTERADA POR UN CAMBIO PORCENTUAL EN UNA CAUSA DE MUERTE.

Corresponde ahora analizar, la parte del modelo en que la mortalidad es modificada por una causa específica de muerte:  $\mu^*(x) = \mu^i(x)(1+\delta) + \mu^{-i}(x)$ . En este caso, la estimación del intervalo bajo el cual se seleccionaron los cambios  $\delta$ , aplicables a las tasas de mortalidad, no se calculó en base a las esperanzas de vida al na

CUADRO 8

INCREMENTOS EN LAS ESPERANZAS DE VIDA AL NACIMIENTO ORIGINADOS  
POR DESCENSOS PORCENTUALES EN LA MORTALIDAD, IGUALES PARA CADA  
SEXO.

Sexo	$e_0$	H	$\delta$	$\frac{\Delta e_0}{e_0}$	$\Delta e_0$	$e_0^*$	$\Delta^H e_0^*$
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
H	62.94	0.271706	-0.20	0.0543	3.42	66.4	
M	67.87	0.221939	-0.20	0.0444	3.01	70.9	4.5
H			-0.30	0.0815	5.13	68.1	
M			-0.30	0.0666	4.52	72.4	4.3
H			-0.40	0.1087	6.84	69.8	
M			-0.40	0.0888	6.02	73.9	4.1
H			-0.50	0.1359	8.55	71.5	
M			-0.50	0.1110	7.53	75.4	3.9
H			-0.60	0.1630	10.26	73.2	
M			-0.60	0.1332	9.04	76.9	3.7

Nota: col. 2, estimada mediante la ecuación (2.23) del apartado 2.2.

cols. 4, 5, 6 y 7, mismas del cuadro 4.

Fuente: misma cuadro 4.

cimiento estimadas para los países que se han considerado, ya que no sería razonable esperar alcanzar los niveles de dichos países con sólo la modificación de una causa de mortalidad; por lo que se consideró sería más indicado pretender igualar sus tasas de mortalidad por causa de muerte.

Para la aplicación de esta parte del modelo, se emplearon las tasas de mortalidad por causa observadas para Noruega en 1973, pues, por un lado, eran las estimaciones más recientes con que se contaba y, por otro, es el país que en ese año tenía la esperanza de vida al nacimiento más alta en el mundo. Así, estas tasas permitieron fijar los valores ó máximos. En el caso de los valores mínimos, al no contar con información de tasas de mortalidad por causa para un país cuyo nivel del fenómeno estuviera cercano al de México, se optó por asignarlos arbitrariamente.

Para igualar las tasas de mortalidad de influenza y neumonía estimadas para México en 1975 con las estimadas para Noruega, fue necesario decrementarlas aproximadamente un 84%, con lo cual los valores de  $\delta$  considerados fueron: -0.35, -0.45, -0.55, -0.65 y -0.75; cuyos efectos en la esperanza de vida al nacimiento se presentan en el cuadro 9. Por ejemplo, un decremento del 35% incrementa la vida media masculina sólo 5.4% y la femenina 4.5%, resultando duraciones medias de vida de 66.4 años para hombres y 70.9 años para mujeres. El decremento del 65% incrementa 10.1% la esperanza de vida al nacimiento masculina y 8.3% la femenina; mientras que para incrementar 7.32 años la vida media masculina de 1975 y 6.5 años la femenina, es necesario una reducción del 75% en las tasas de mortalidad. Observando con mayor detenimiento los efectos de los decrementos en la mortalidad por influenza, se puede notar como a cada descenso en la mortalidad del 10% corresponde un incremento de



CUADRO 9

INCREMENTOS EN LAS ESPERANZAS DE VIDA AL NACIMIENTO ORIGINADOS POR  
DESCENSOS PORCENTUALES EN LA MORTALIDAD POR INFLUENZA Y NEUMONIA,  
IGUALES PARA CADA SEXO.

Sexo	$e_0$	$H^1$	$\delta$	$\frac{\Delta^{\#}e_0}{e_0}$	$\Delta e_0$	$e_0^{\#}$	$\Delta^{\#}e_0^{\#}$
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
H	62.94	0.155136	-0.35	0.0543	3.42	66.4	4.5
M	67.87	0.127703	-0.35	0.0447	3.03	70.9	
H			-0.45	0.0698	4.39	67.3	4.4
M			-0.45	0.0575	3.90	71.7	
H			-0.55	0.0853	5.37	68.3	4.3
M			-0.55	0.0702	4.77	72.6	
H			-0.65	0.1008	6.35	69.3	4.2
M			-0.65	0.0830	5.63	73.5	
H			-0.75	0.1164	7.32	70.3	4.1
M			-0.75	0.0958	6.50	74.4	

Nota: col. 2, calculada mediante la ecuación (2.31) del apartado 2.3.

cols. 4, 5, 6 y 7, mismas del cuadro 4.

Fuente: misma cuadro 4.

un año en la vida media masculina y de 0.9 años la femenina.

Recuérdese que la influenza y neumonía es una causa cuya incidencia no hace distinción por sexo, pero sí por edad, ya que afecta con mayor frecuencia a los niños, de tal manera que estos serán los más beneficiados por los decrementos aplicados a las tasas de mortalidad por esta causa.

En la enteritis y otras enfermedades diarreicas, se observa que las tasas estimadas para Noruega son menores que las estimadas para México 1975 en un 95%. Considerando  $-0.45$ ,  $-0.55$ ,  $-0.65$ ,  $-0.75$  y  $-0.85$  como valores de  $\delta$ , el primer decremento del 45% aplicado a la mortalidad produjo una esperanza de vida al nacimiento masculina de 67 años y una femenina de 71.7 años (cuadro 10). El decremento del 65% aumentó solamente 9.3% el número medio de años que se espera vivan los hombres y 8.1% las mujeres; pero si se deseara incrementar 7.7 años la vida media masculina y 7.2 la femenina sería necesario disminuir 85% las tasas de mortalidad. Observando nuevamente los incrementos en las esperanzas de vida al nacimiento por sexo para cada descenso del 10% aplicado a la mortalidad, se encuentra que cada descenso del 10% aumenta 0.9 años la vida media en hombres y aproximadamente 0.8 en mujeres.

Debido a que la mayoría de los valores  $\delta$  seleccionados para esta causa son los mismos que se consideraron en la causa anterior, podemos comparar los incrementos en las esperanzas de vida al nacimiento de acuerdo al decremento porcentual (cuadros 9 y 10), encontrando que dichos incrementos no difieren en mucho; pues, son ligeramente mayores para las defunciones por influenza y neumonía, esto se debe a que, tanto las edades de incidencia como sus tasas de mortalidad son semejantes: 89.6 para influenza y neumonía y 84.9 para diarreicas, por cien mil habitantes, (DGB, 1979).

CUADRO 10

INCREMENTOS EN LAS ESPERANZAS DE VIDA AL NACIMIENTO ORIGINADOS POR DESCENSOS PORCENTUALES EN LA MORTALIDAD POR ENTERITIS Y OTRAS ENFERMEDADES DIARREICAS, IGUALES PARA CADA SEXO.

Sexo	$e_0$	$H^2$	$\delta$	$\frac{\Delta e_0}{e_0^0}$	$\Delta e_0$	$e_0^{\#}$	$\Delta^B e_0^{\#}$
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
H	62.94	0.143707	-0.45	0.0647	4.07	67.0	4.7
M	67.87	0.124308	-0.45	0.0559	3.80	71.7	
H			-0.55	0.0790	4.97	67.9	4.6
M			-0.55	0.0684	4.64	72.5	
H			-0.65	0.0934	5.88	68.8	4.5
M			-0.65	0.0808	5.48	73.3	
H			-0.75	0.1078	6.78	69.7	4.5
M			-0.75	0.0932	6.33	74.2	
H			-0.85	0.1221	7.69	70.6	4.4
M			-0.85	0.1057	7.17	75.0	

Nota: misma cuadro 9.

Fuente: misma cuadro 4.

Antes de continuar el análisis de las causas restantes, se debe hacer incapié en algunas de sus características. Las enfermedades del corazón, los accidentes y los tumores malignos, son causas de mortalidad que por su frecuencia figuran dentro de las primeras en los países desarrollados. Las enfermedades del corazón y los tumores malignos debido esencialmente a su característica endógena no permiten una reducción significativa de muertes, ya que requieren de un avanzado conocimiento biológico y genético (Ordorica et al (1975); p. 4). Sin embargo, las tasas de mortalidad por enfermedades del corazón, estimadas para Noruega, permitieron estimar el decremento porcentual requerido para igualarlas, cosa que no ocurrió, con los tumores malignos. Esto no quiere decir que México, país en desarrollo, no logre algún descenso en estas causas, pues "...los progresos recientes de la medicina, que benefician aún a los países poco desarrollados y la mayor o menor celeridad con que se operan los cambios socioeconómicos, en estos países, hacen que la velocidad de reducción de niveles de mortalidad sea diferente a la de los países desarrollados cuando tenían tasas semejantes". (Taucher (1978); p. 21); así, se asignaron pequeños decrementos porcentuales a la mortalidad por tumores malignos. En los países desarrollados, la característica exógena de los accidentes ha permitido un cierto descenso en sus tasas; sin embargo, el decremento porcentual que se estimó a partir de ellas, no permite esperar grandes incrementos en las duraciones medias de vida estimadas para México en 1975.

Para las enfermedades del corazón, se estimó un decremento máximo del 73% por lo que se consideraron valores  $\delta$  igual a -0.20, -0.30, -0.40, -0.50 y -0.60. Los incrementos porcentuales de las vidas medias de la población mexicana producidos por estos decrementos, no fueron muy significativos (cuadro 11): un descenso del 40%

CUADRO 11

INCREMENTOS EN LAS ESPERANZAS DE VIDA AL NACIMIENTO ORIGINADOS POR  
DESCENSOS PORCENTUALES EN LA MORTALIDAD POR ENFERMEDADES DEL CORA-  
ZON, IGUALES PARA CADA SEXO.

Sexo	$e_0$	$H^3$	$\delta$	$\frac{\Delta e_0}{e_0}$	$\Delta e_0$	$e_0^*$	$\Delta^s e_0^*$
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
H	62.94	0.039114	-0.20	0.0078	0.4909	63.4	
M	67.87	0.036645	-0.20	0.0073	0.4955	68.4	5.0
H			-0.30	0.0117	0.7385	63.7	
M			-0.30	0.0110	0.7462	68.6	4.9
H			-0.40	0.0156	0.9848	63.9	
M			-0.40	0.0147	0.9948	68.9	5.0
H			-0.50	0.0196	1.2309	64.2	
M			-0.50	0.0183	1.2436	69.1	4.9
H			-0.60	0.0235	1.4771	64.4	
M			-0.60	0.0220	1.4923	69.4	5.0

Nota: misma cuadro 9.

Fuente: misma cuadro 4.

sólo produjo un incremento del 1.6% en la esperanza de vida masculina y del 1.5% en la femenina, lo que corresponde a un año en ambos sexos; y una  $\delta$  igual a 60% sólo incrementó 2.3% la vida media masculina y 2.2% la femenina.

Debido a que la mortalidad por esta causa incide más en mujeres que en hombres, el decremento en las tasas de mortalidad beneficiará más al sexo femenino; esto lo podemos ver en los diferenciales por sexo correspondientes a esta causa, los cuales son mayores a los de las causas anteriores, donde la incidencia no difiere por sexo (Gráfica 3.3).

El descenso porcentual máximo considerado mediante las tasas noruegas para la mortalidad por accidentes estimadas para México durante 1975, fue del 52% y los valores de  $\delta$  considerados fueron -0.10, -0.20, -0.30, -0.40 y -0.50. Los aumentos producidos al suponer estas disminuciones resultaron ser pequeños: disminuyendo las tasas en 20% se incrementa 0.66% (0.4 años) la vida media masculina y 0.26% (0.2 años) la femenina (cuadro 12). Si se observa ahora el decremento máximo del 50% se encuentra que sólo arroja incrementos de aproximadamente un año en hombres y 0.4 años en mujeres.

Ya que los accidentes se dan con mayor frecuencia en los hombres, sus ganancias en vida media para ellos serán mayores; lo que se observa claramente en los incrementos en años para cada sexo (col. (5) del cuadro 12).

Por último, en tumores malignos, debido a que las tasas de mortalidad noruegas son mayores que las mexicanas (como ya se mencionó anteriormente), se asignaron valores  $\delta$  arbitrariamente: -0.05, -0.10 y -0.15, siendo sus incrementos en las esperanzas de vida al nacimiento obviamente pequeños. Para el mayor descenso considerada

CUADRO 12

INCREMENTOS EN LAS ESPERANZAS DE VIDA AL NACIMIENTO ORIGINADOS POR DESCENSOS PORCENTUALES EN LA MORTALIDAD POR ACCIDENTES, IGUALES PARA CADA SEXO.

Sexo	$e_0$	$H^4$	$\delta$	$\frac{\Delta e_0}{e_0}$	$\Delta e_0$	$e_0^*$	$\Delta^* e_0$
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
H	62.94	0.033196	-0.10	0.0033	0.2089	63.1	4.8
M	67.87	0.013028	-0.10	0.0013	0.0884	67.9	
H			-0.20	0.0066	0.4179	63.3	4.7
M			-0.20	0.0026	0.1768	68.0	
H			-0.30	0.0100	0.6268	63.6	4.5
M			-0.30	0.0039	0.2653	68.1	
H			-0.40	0.0133	0.8357	63.8	4.4
M			-0.40	0.0052	0.3537	68.2	
H			-0.50	0.0166	1.0447	64.0	4.3
M			-0.50	0.0065	0.4421	68.3	

Nota: misma cuadro 9.

Fuente: misma cuadro 4.

do, sólo se incrementa en 0.12 años la vida media masculina y en 0.2 años la femenina, lo que arrojó un esperanza de vida al nacimiento de 63.1 años en hombres y 68.1 en mujeres (cuadro 13).

A pesar de que estos incrementos son pequeños, se puede percibir que son mayores en el caso femenino, ya que es la población más afectada por esta causa.

El descenso de las cinco causas combinadas se evita, ya que sería muy similar al análisis presentado para toda la mortalidad en su conjunto en la sección 4.2 de este capítulo.



CUADRO 13

INCREMENTOS EN LAS ESPERANZAS DE VIDA AL NACIMIENTO ORIGINADOS POR  
DESCENSOS PORCENTUALES EN LA MORTALIDAD POR TUMORES MALIGNOS, IGUA  
LES PARA CADA SEXO.

Sexo	$e_0$	$H^5$	$\delta$	$\frac{\Delta e_0}{e_0}$	$\Delta e_0$	$e_0^{\#}$	$\Delta e_0^{\#}$
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
H	62.94	0.013209	-0.05	0.0007	0.0416	63.0	
M	67.87	0.019735	-0.05	0.0010	0.0670	67.9	4.9
H			-0.10	0.0013	0.0831	63.0	
M			-0.10	0.0020	0.1339	68.0	5.0
H			-0.15	0.0020	0.1247	63.1	
M			-0.15	0.0030	0.2009	68.1	5.0

Nota: misma cuadro 9.

Fuente: misma cuadro 4.

## V.- CONCLUSIONES Y SUGERENCIAS.

La aplicación del presente modelo, permitió mostrar como los descensos en la mortalidad no producen incrementos proporcionales en la esperanza de vida al nacimiento; sino que en estas se dan de acuerdo al tipo de decremento que se considere, al desgloce con que se trate la mortalidad y a su nivel. Es por esto que la presentación y el conocimiento de este trabajo resulta una herramienta útil para los tomadores de decisiones en salud pública.

Es importante agregar, como la metodología al considerar la mortalidad por causas, hace un apunte a quienes proyectan población, ya que deberían considerar la mortalidad desglosada por causas o grupos de causas; esto es, si extrapolamos la mortalidad sin considerar las causas de muerte, lo que estamos suponiendo es que las circunstancias pasadas continuarán uniformes en el tiempo, lo cual evidentemente no es realista. Recordemos que la mortalidad es una suma de los efectos de causas separadas con diferentes incidencias por edad, de tal manera que una mejora en la mortalidad, ocurre a través de adelantos médicos o mejores condiciones de vida que afectan una causa o un grupo de causas específicas.

El hecho de que el modelo mida la ganancia en una función como es la esperanza de vida al nacimiento, resulta de utilidad, pues además de ser este un indicador libre de sesgos por la estructura por edad, permite, como se hizo en el presente trabajo, fijar como límites o metas las vidas medias de otros países u otras regiones.

En nuestro caso, encontramos que cada decremento considerado y su efecto está condicionado al sexo y la causa de mortalidad de que se trate.

El modelo puede ser aplicado por entidad federativa y regiones, lo que resultaría productivo si se considerara la mortalidad específica por regiones y las características socioeconómicas que la determinan, logrando así una regionalización y captación más precisa de los factores que determinan los niveles de mortalidad de la entidad o región correspondiente, lo que quizá permita una mejor orientación en la elaboración de programas de salud.

La validez de las duraciones medias de vida obtenidas en este trabajo, están condicionadas a la calidad de la información, la cual fue considerada, en este trabajo, con errores no significativos; quizá, una de las limitaciones en la aplicación del modelo es el desglose con el que se requiere la información, ya que las tabulaciones que sobre mortalidad por causas se publican, en los Anuarios Estadísticos de la DGE de México no consideran las defunciones por grupos quinquenales de edad.

La presentación de los factores que condicionan la existencia de las causas de mortalidad consideradas en este trabajo, permitió observar como las enfermedades no están determinadas únicamente por factores biológicos, sino también por características socioeconómicas, por lo que existen ciertas causas de mortalidad que se presentan con mayor frecuencia en ciertos sectores de población, (Celis y Nava; (1970)). El buen conocimiento de dichos factores es importante para determinar los posibles descensos de la mortalidad, por lo que para disminuir las defunciones de las principales causas de muerte en México durante 1975, las políticas de salud pública en

términos generales deben estar orientadas a:

- Mejorar las condiciones de vivienda, contar con instalaciones sanitarias, agua potable, etc.
- Mayor acceso a atención médica no costosa; esto es, ampliar y desarrollar las instituciones de salud, de tal manera que sean suficientes en cantidad y calidad, considerando las necesidades de la población.
- Ofrecer educación vial y sanitaria, de tal manera que la población esté conciente de la importancia de la buena alimentación, la higiene, las señales de tránsito, etc.
- Brindar los recursos necesarios a los investigadores en el área médica y biológica, que les permitan iniciar y concluir investigaciones que permitan no sólo determinar el aspecto curativo de las enfermedades, sino también el preventivo.

APENDICE I.

CUADRO A.1

PROBABILIDAD DE SOBREVIVENCIA GENERAL PARA EL CALCULO DEL FACTOR H DE HOMBRES Y TASAS CENTRALES DE MORTALIDAD MASCULINA POR CAUSA, DEL TRIENIO 1974-1976.

Grupos de Edad	$l(x)$ <sup>a/</sup>	$\frac{1}{n} M_x$	$\frac{2}{n} M_x$	$\frac{3}{n} M_x$	$\frac{4}{n} M_x$	$\frac{5}{n} M_x$
0	100000	0.013361	0.012706	0.001227	0.000781	0.000062
1-4	94822	0.000775	0.001197	0.000114	0.000291	0.000039
5-9	93236	0.000124	0.000172	0.000041	0.000254	0.000041
10-14	92683	0.000063	0.000071	0.000048	0.000282	0.000041
15-19	92230	0.000075	0.000052	0.000089	0.000617	0.000053
20-24	91354	0.000098	0.000054	0.000122	0.000900	0.000059
25-29	90016	0.000119	0.000077	0.000163	0.000943	0.000071
30-34	88410	0.000153	0.000091	0.000219	0.000873	0.000089
35-39	86690	0.000266	0.000142	0.000377	0.001053	0.000151
40-44	84123	0.000329	0.000188	0.000603	0.000956	0.000226
45-49	81299	0.000459	0.000244	0.000984	0.001077	0.000414
50-54	77651	0.000649	0.000360	0.001651	0.001122	0.000849
55-59	73036	0.000941	0.000496	0.002593	0.001211	0.001361
60-64	67364	0.001565	0.000757	0.004295	0.001350	0.002340
65-69	59663	0.002348	0.001034	0.005984	0.001531	0.003271
70-74	50722	0.004191	0.001946	0.009926	0.001914	0.004690
75-79	39615	0.006427	0.002679	0.014165	0.002030	0.005849
80-84	27852*	0.010423	0.004247	0.021184	0.002318	0.006965
85y +	14410*	0.023624	0.008438	0.041844	0.003453	0.008481

Nota: i=1 influenza y neumonía, i=2 enteritis y otras enfermedades diarréicas, i=3 enfermedades del corazón, i=4 accidentes, i=5 tumores malignos.

Fuente: a/ Barros et al ((1980), p. 19).

\* Obtenidas de acuerdo al texto, pág. 31.

CUADRO A.2

PROBABILIDAD DE SOBREVIVENCIA GENERAL PARA EL CALCULO DEL FACTOR H DE MUJERES Y TASAS CENTRALES DE MORTALIDAD FEMENINA POR CAUSA, DEL TRIENIO 1974-1976.

Grupos de Edad	$\frac{a}{l(x)}$	$\frac{1}{n M_x}$	$\frac{2}{n M_x}$	$\frac{3}{n M_x}$	$\frac{4}{n M_x}$	$\frac{5}{n M_x}$
0	100000	0.010921	0.010838	0.001008	0.000603	0.000051
1-4	95786	0.000795	0.001173	0.000107	0.000210	0.000032
5-9	94237	0.000112	0.000169	0.000039	0.000132	0.000031
10-14	93781	0.000061	0.000068	0.000046	0.000110	0.000034
15-19	93467	0.000065	0.000057	0.000105	0.000143	0.000039
20-24	92955	0.000091	0.000079	0.000149	0.000160	0.000055
25-29	92196	0.000114	0.000110	0.000198	0.000145	0.000090
30-34	91251	0.000131	0.000106	0.000242	0.000143	0.000176
35-39	89883	0.000196	0.000160	0.000392	0.000176	0.000382
40-44	88249	0.000218	0.000177	0.000511	0.000164	0.000630
45-49	86471	0.000286	0.000207	0.000792	0.000220	0.000993
50-54	84062	0.000403	0.000261	0.001182	0.000253	0.001418
55-59	80919	0.000614	0.000396	0.001727	0.000288	0.001879
60-64	76634	0.001098	0.000697	0.003228	0.000451	0.002733
65-69	69992	0.001819	0.000942	0.004805	0.000514	0.003502
70-74	61699	0.003398	0.001767	0.008367	0.000683	0.004618
75-79	50550	0.005238	0.002438	0.012094	0.000977	0.005222
80-84	37940*	0.010216	0.004682	0.022977	0.001294	0.007130
85y +	21447*	0.023851	0.009184	0.047914	0.002235	0.008425

Nota: misma cuadro A.1

Fuente: misma cuadro A.1

CUADRO A.3

FACTORES  $nR_x^i$  DE LA MORTALIDAD MASCULINA MEXICANA POR CAUSA  
CORRESPONDIENTES AL TRIENIO 1974-1976.

Grupos de Edad	1 $nR_x$	2 $nR_x$	3 $nR_x$	4 $nR_x$	5 $nR_x$
0	0.248023	0.235864	0.022777	0.014498	0.001151
1-4	0.183649	0.283649	0.027014	0.068957	0.009242
5-9	0.149108	0.178967	0.031002	0.149064	0.023483
10-14	0.064274	0.072425	0.048094	0.286902	0.040389
15-19	0.039412	0.027617	0.046311	0.321132	0.027552
20-24	0.033376	0.018705	0.041699	0.303366	0.020196
25-29	0.033329	0.021364	0.045620	0.261605	0.019865
30-34	0.039044	0.023119	0.055772	0.220693	0.022692
35-39	0.044300	0.023801	0.063757	0.174815	0.025437
40-44	0.048129	0.027332	0.088407	0.139994	0.033466
45-49	0.050109	0.026764	0.108134	0.116594	0.046069
50-54	0.053175	0.029372	0.135324	0.091480	0.069370
55-59	0.058456	0.030685	0.160686	0.074267	0.084514
60-64	0.064803	0.031241	0.177073	0.055737	0.096402
65-69	0.073022	0.032371	0.185530	0.046991	0.100469
70-74	0.085277	0.039291	0.201437	0.038569	0.094840
75-79	0.092848	0.038776	0.203982	0.029098	0.083519
80-84	0.108440	0.043714	0.218278	0.023614	0.070059
85y +	0.122665	0.043813	0.217270	0.017929	0.044037

Nota: i=1, influenza y neumonía.  
i=2, enteritis y otras enfermedades diarreicas.  
i=3, enfermedades del corazón.  
i=4, accidentes.  
i=5, tumores malignos.

CUADRO A.4

FACTORES  $nR_x^1$  DE LA MORTALIDAD FEMENINA MEXICANA POR CAUSA  
CORRESPONDIENTES AL TRIENIO 1974-1976.

Grupos de Edad	1 $nR_x$	2 $nR_x$	3 $nR_x$	4 $nR_x$	5 $nR_x$
0	0.251231	0.249321	0.023188	0.013872	0.001173
1-4	0.194853	0.287500	0.026225	0.051471	0.007843
5-9	0.159220	0.203728	0.034855	0.095622	0.021734
10-14	0.090363	0.102439	0.068769	0.160321	0.048662
15-19	0.059676	0.052848	0.094493	0.128857	0.035722
20-24	0.055581	0.048547	0.091259	0.097044	0.034123
25-29	0.055398	0.052861	0.096327	0.070881	0.044866
30-34	0.056227	0.045836	0.104175	0.061071	0.076519
35-39	0.053495	0.043647	0.107621	0.047963	0.105704
40-44	0.053389	0.043101	0.125693	0.040502	0.154107
45-49	0.050835	0.036709	0.140577	0.038657	0.175704
50-54	0.053027	0.034452	0.154873	0.032980	0.184981
55-59	0.056616	0.036477	0.159955	0.026556	0.171592
60-64	0.061165	0.038352	0.178390	0.024669	0.150691
65-69	0.072732	0.037887	0.191665	0.020329	0.137894
70-74	0.085557	0.044188	0.210170	0.017273	0.115369
75-79	0.092508	0.043138	0.213528	0.016851	0.090916
80-84	0.103865	0.046902	0.231402	0.012963	0.069767
85y +	0.118385	0.045585	0.237971	0.011093	0.041813

Nota: misma cuadro A.3

M-0037504



## EJEMPLO:

La ilustración para el cálculo del factor  ${}_n R_x^i$ , se elaboró para los grupos de edad 0-1 y 20-24 de las defunciones por influenza y neumonía para el sexo masculino.

Para el cálculo del grupo de edad quinquenal, se aplica la ecuación (2.39), para lo cual es necesario estimar previamente las tasas centrales de mortalidad general y por influenza para los grupos de edad 15-19, 20-24 y 25-29 de tal manera que:

$${}_5 R_{20}^1 = \frac{{}_5 M_{20}^1 + \frac{{}_5 M_{25}^1 + {}_5 M_{15}^1 - 2 {}_5 M_{20}^1}{24}}{{}_5 M_{20}^1 + \frac{{}_5 M_{25}^1 + {}_5 M_{15}^1 - 2 {}_5 M_{20}^1}{24}} = 0.033376$$

El cálculo para el grupo de edad 0-1 resulta más sencillo, pues sólo requiere de las tasas centrales de mortalidad general y por influenza para el mismo grupo de edad (0-1), que sustituida en la ecuación (2.36) resulta:

$${}_1 R_0^1 = \frac{{}_1 M_0^1}{{}_1 M_0} = 0.248023$$

APENDICE II.

EJEMPLO DE CONSTRUCCION DE TABLA DE MORTALIDAD POR CAUSA.

Para la construcción de la tabla de mortalidad masculina por influenza y neumonía, es necesario conocer las  ${}_nq_x^i$ , para lo cual:

- 1.- de la  ${}_nq_x$  masculina calculada en la tabla de mortalidad general estimada por Barros et al (1980) se calcularon las  ${}_np_x$

$${}_1p_0 = 1 - {}_1q_0 = 0.94822$$

- 2.- que al elevarla al factor  ${}_nR_x^i$  correspondiente se obtiene

$${}_1p_0^1 = ({}_1p_0)^{1R_0} = 0.986899$$

- 3.- de donde las  ${}_nq_x^i$  resultan ser

$${}_1q_0^1 = 1 - {}_1p_0^1$$

- 4.- a partir de las cuales se calcula la serie de las  $l^i(x)$  de la misma manera en que se construye cualquier tabla de mortalidad por causa; donde:

$${}_nq_x^i = {}_nq_x^i \cdot l^i(x) \quad \text{y} \quad l^i(x+n) = l^i(x) - {}_nd_x^i$$

y siendo  $l^1(0) = 100\ 000$

$${}_1d_0^1 = l^1(0) \cdot {}_1q_0^1 = 13101 \quad \text{y} \quad l^1(1) = l^1(0) - {}_1d_0^1 = 86899$$

$${}_4d_1^1 = l^1(1) \cdot {}_4q_1^1 = 269 \quad \text{y} \quad l^1(5) = l^1(1) - {}_4d_1^1 = 86630$$

...

lo que finalmente permite estimar el valor  $H^1$ .

MEXICO 1974-1976: TABLA DE MORTALIDAD MASCULINA POR INFLUENZA Y NEUMONIA.

Grupos de Edad	$q^1$ n x	$l^1(x)$	$d^1$ n x
0	0.013101	100000	13101
1-4	0.003092	86899	269
5-9	0.000898	86630	78
10-14	0.000315	86552	27
15-19	0.000376	86525	33
20-24	0.000492	86492	43
25-29	0.000600	86449	52
30-34	0.000767	86397	66
35-39	0.001331	86331	115
40-44	0.001643	86216	142
45-49	0.002298	86074	198
50-54	0.003253	85876	279
55-59	0.004715	85597	404
60-64	0.007836	85193	668
65-69	0.011785	84525	996
70-74	0.020856	83529	1742
75-79	0.032181	81787	2632
80-84	0.068963	79155	5459
85y +	-	73696	73696

## BIBLIOGRAFIA.

Hugo Behm, Domingo A. Primante (1978) Mortalidad en los primeros años de vida en la América Latina. Centro Latinoamericano de Demografía, Santiago de Chile.

Hugo Behm "Análisis comparativo de la mortalidad actual en países desarrollados y en el tercer mundo", Maestría en Demografía, 1977-1979 El Colegio de México, México, D.F. inédito.

Carlos Barros et al (1980) Tablas Abreviadas de Mortalidad por Estados y para ocho regiones de México 1975. SSA, Subsecretaría de Planeación, Dirección General de Bioestadística, México, D.F. (Serie Bioestadística 2).

Jean Bourgeois-Pichat (1977), "Future outlook for mortality decline in the world" (en) Prospects of Population: Methodology and Assumptions. United Nations, New York, 1979. (ST/ESA/Ser. A/67), pp. 227-266.

Alejandro Celis y José Nava (1970) "Patología de la Pobreza" (en) Revista Médica del Hospital General, vol. XXXIII, No. 31, México, D.F.

Compendio de Estadísticas Vitales de México 1975. SSA, Subsecretaría de Planeación, Dirección General de Bioestadística, México, D.F., 1979. Abrevié (DGN; 1979).

Eduardo Cordero et al (1978) Proyecciones de la Población Mexicana 1970-2000. SPP, Coordinación General del Sistema Nacional de Información, Dirección General de Estadística, México, D.F. (Evaluación y Análisis, Serie III, No. 8).

Nathan Keyfitz (1977) "Causas de muerte en la mortalidad futura" (en) International Population Conference, IUSSP, México, D.F.

Nathan Keyfitz (1977) Applied Mathematical Demography. Jhon Wiley and Sons, New York.

Joaquín Leguina (1976) Fundamentos de Demografía. Siglo XXI, Madrid, España.

Los Sistemas de Información de Estadísticas de Natalidad y de Mortalidad en México. SPP, Coordinación General del Sistema Nacional de Información, Dirección General de Estadística, México, D.F., 1978. (Congresos y Seminarios, Serie IV, No. 1).

Manual de la Clasificación Estadística Internacional de Enfermedades, Traumatismos y Causas de Defunción. Organización Mundial de la Salud, Ginebra 1968. Abreviá (OMS; 1968).

Susana E. Natali (1976) Análisis de los Sistemas de Información de Estadísticas de Natalidad y Mortalidad que operan en América Latina 1975. SIC, Dirección General de Estadística, México, D.F., (Evaluación y Análisis, Serie III, No. 4).

Manuel Ordórcica et al (1975) Evaluación de la Mortalidad Infantil

en la República Mexicana 1930-1970. SIC, Dirección General de Estadística, México, D.F. (Evaluación y Análisis, Serie III, No. 1).

Manuel Ordórica et al (1978) El Subregistro de la Mortalidad Infantil 1976 (un estudio de campo). SPP, Coordinación General del Sistema Nacional de Información, Dirección General de Estadística, México, D.F., (Evaluación y Análisis, Serie III, No. 6).

Perspectivas de la Población Mundial evaluadas en 1973. Naciones Unidas, Nueva York, 1978. (Estudios Demográficos No. 60; ST/ESA/Serie A/60). Abreviá (Naciones Unidas; 1978).

Samuel H. Preston, Nathan Keyfitz, and Robert Schoen (1972) Causes of Death: Life Tables for National Population, cap. 2. Studies in Population Series New York: Seminar Press.

Jorge Somoza (s.f.) "Tablas de Mortalidad". Centro Latinoamericano de Demografía, Santiago de Chile (Serie B No. 14).

Ericha Taucher (1978) Chile: Mortalidad desde 1955 a 1975. tendencias y causas. Centro Latinoamericano de Demografía, Santiago de Chile, (Serie A No. 162).