

~~CEPAL/CELADE (1742)~~

v. 2

INT-1742

v. 2

NACIONES UNIDAS
CENTRO LATINOAMERICANO DE DEMOGRAFÍA (CELADE)



**XX CURSO REGIONAL INTENSIVO
DE ANÁLISIS DEMOGRÁFICO
1997**

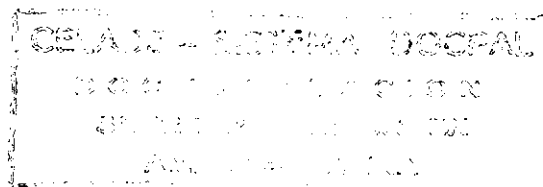
4. MORTALIDAD

APUNTES DE CLASE

Domingo Primante y Víctor García

MATERIAL DOCENTE

(Para uso exclusivo de los alumnos)



Santiago de Chile

11

11

11

11

CELANESE - ETHYLENE COPOLYMER
DORR - BROWN & SONS
BOSTON, MASSACHUSETTS
AMERICAN AIR MAIL

A N E X O A

REPRESENTACION EN EL TIEMPO DE HECHOS DEMOGRAFICOS

En demografía, el tiempo y la edad son variables de gran importancia. Mejor dicho, no se puede hacer un análisis demográfico sin tomar en cuenta el tiempo y la edad (y tampoco se puede olvidar la variable sexo).

Primero, es necesario saber cómo se definen estas variables y conocer algunas convenciones adoptadas, sobre todo en relación a las notaciones utilizadas.

Se puede consultar las siguientes publicaciones:

ORTEGA, A., Tablas de mortalidad, CELADE, Serie B. 1008, San José, Costa Rica, 1982, Págs. 4-10

PRESSAT, R., El análisis demográfico, Habana, Págs. 26-40.

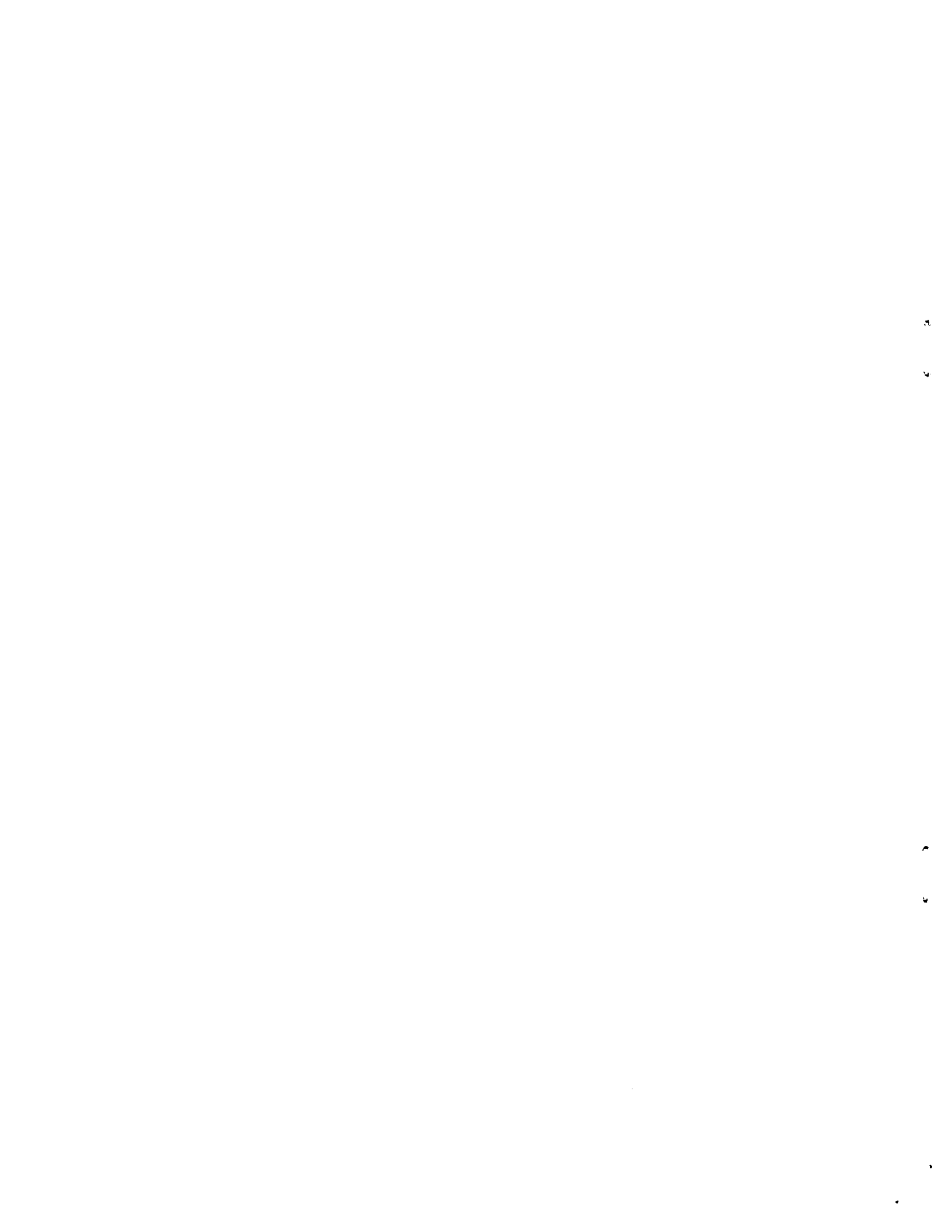
HENRY, L., Demografía, Barcelona, 1976, Págs. 66-67

a) La edad en años cumplidos

Si preguntamos la edad de una persona, su respuesta se refiere generalmente a sus años ya vividos, ya que dice sus años cumplidos. Cuando la respuesta es, por ejemplo, 42 años, esto quiere decir que cumplió 42 años en su último cumpleaños. En castellano esto es muy claro dado que la palabra cumpleaños ya dice que se trata de años cumplidos; en inglés no es tan claro con la palabra "birthday" (día de nacimiento). Contestar en años cumplidos no es universal, y así, por ejemplo los chinos tienen otro sistema de contar sus años. En China se empieza a contar con 1 año de edad al momento del nacimiento y cumple cada año nuevo (1° enero) un año más.

Pregunta: Según el sistema chino, al primero de enero de 1982, ¿cuántos años tiene un chino que nació el 31 de diciembre de 1980? ¿Y cuántos años en años cumplidos? 1/

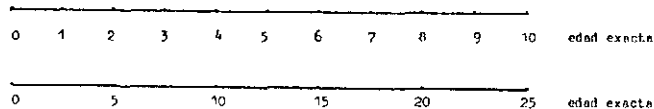
1/ Tres años y un año.



No solamente para referirnos a edades hablamos en años cumplidos, sino también en casos de intervalos, por ejemplo, duración de un matrimonio. Si Juan tiene 0 años de casado, quiere decir que todavía no está casado un año completo.

Si hablamos sobre edad, cumpleaños, duración, intervalo o aniversarios, nos expresamos en años cumplidos.

Representación gráfica:



Consideremos el grupo de 19 años de edad, es decir las personas que cumplieron 19 años en su último cumpleaños (y que todavía no han cumplido 20 años).

Pregunta: ¿Qué edad tiene este grupo en promedio y cómo se representa gráficamente? 2/

La notación de un grupo de edad quinquenal, es generalmente: 0-4, 5-9, ... Esto quiere decir que las personas comprendidas en estos grupos ya han cumplido 0 y 5 y todavía no 5 ni 10 años, respectivamente. O sea, la notación representa las edades en años cumplidos. 0-4 comprende al grupo de personas que tienen 0, 1, 2, 3 y 4 años cumplidos.

Pregunta: ¿Qué personas están comprendidas en el grupo de edad quinquenal de 30-34?
¿Cuál es la edad media y cómo se grafica? 3/

2/ 19,5 años; gráficamente se representa esta edad en el punto medio (19,5 entonces).

3/ Las personas que cumplieron en su último cumpleaños 30, 31, 32, 33 o 34 años (la edad media es 32,5); este grupo se representa gráficamente en este punto de 32,5.

b) Notación de grupos de edades

A continuación, se presentan algunas notaciones de tasas, poblaciones y hechos por grupos de edades.

Grupos de edades

0-4, 5-9, ... Con esto se indican los grupos de edades y se representan los años cumplidos dentro de cada grupo. Otros grupos de edades también se presentan en años cumplidos. Por ejemplo, 15-64, que representa el número de personas que sí ha cumplido 15 pero no 65. A veces se anotan los grupos quinquenales, indicando las edades exactas (los límites) del grupo. Por ejemplo: 15-20: quiere decir todas las personas entre las edades exactas 15 y 20 (edad exacta: 15.00000).

Número de personas por edades

- N : Representa el número de personas
- x : Edad inicial de un grupo de edad
- n : Intervalo del grupo de edad (n=5 en caso de grupos quinquenales). Si n = 1 generalmente no se indica.
- ${}_5N_{10}$: Representa el número de personas entre las edades exactas 10 y 15 (10 indica la edad exacta inferior y 5 el intervalo del grupo).

En forma general:

- ${}_nN_x$: Es el número de personas entre las edades exactas x y x+n
- ${}_{10,15}N$: (o $N_{x,x+5}$) ídem que ${}_5N_{10}$ y ${}_nN_x$
- ${}_{10-14}N$: (o $N_{x-(x+n-1)}$) representa el número de personas con edades cumplidas 10, 11, 12, 13 y 14.

En estos apuntes se usa la notación ${}_nN_x$ por ser más corta y por tener relación con la utilizada en las tasas por grupos de edades.

2

3

4

5

6

7

c) Notación de tasas por grupos de edades

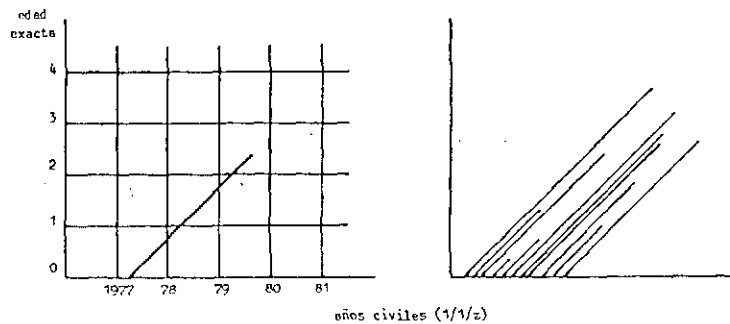
Para expresar tasas por grupos de edades, se aplica generalmente x y n como subíndices de una tasa. Por ejemplo:

${}^m_n x$ representa la tasa central de mortalidad del grupo de edad $x, x+n$ (las cuales son las edades exactas extremas de este grupo).

También otras tasas se expresan de esta forma (por ejemplo tasas de fecundidad por edades ${}_n f_x$), así como para anotar algunas funciones de la tabla de vida (${}_n q_x, {}_n d_x, {}_n L_x$).

d) Diagrama de Lexis

Si ahora, además de la edad, introducimos también el tiempo calendario, representado en años, se pueden graficar las variables tiempo y edad, conjuntamente. De este modo se obtiene el diagrama de Lexis.

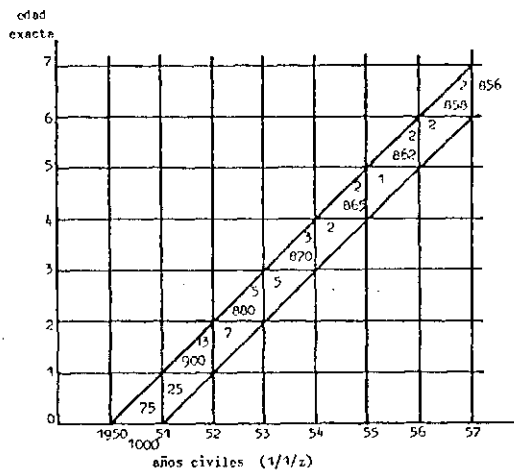


En el eje horizontal se representa el tiempo calendario y en el vertical la edad en años cumplidos; o sea las rayas verticales son los años nuevos y las rayas horizontales son los cumpleaños.

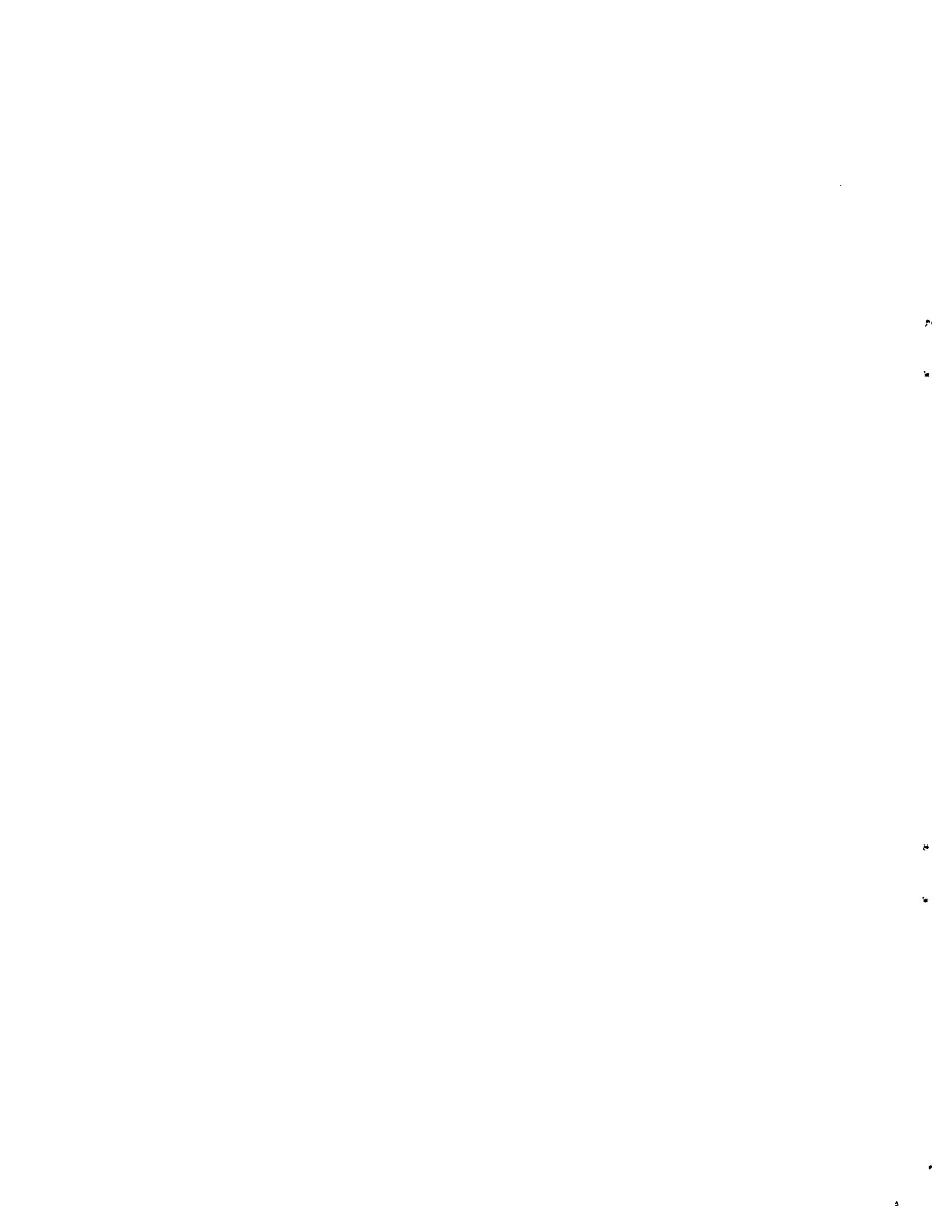
Teniendo este gráfico se pueden representar hechos ocurridos en el tiempo calendario, según edad. Por ejemplo, se puede graficar la línea de vida, que empieza con el nacimiento y termina con la muerte. (En otras palabras, la persona entra en el gráfico al momento de su nacimiento y sale cuando muere, como en la población total).

Teóricamente, podemos graficar las líneas de vida de todas las personas de una población. No hay duda que resultaría un gráfico con mucha información, pero difícil de interpretar. Por eso, tenemos que juntar las experiencias de un grupo de personas.

Seguimos, por ejemplo, todas las personas nacidas en el año 1950, y supondremos que fueron 1000; podemos seguir este grupo durante una serie de años, gráficamente, tomando en cuenta las muertes ocurridas.



Se observa que de estos 1000 nacidos, 75 mueren en el mismo año, teniendo 0 años de edad. En total mueren 100 niños de los 1000 nacidos antes de cumplir un año (la tasa mortalidad infantil es por lo tanto 100 por mil).



En los triángulos del diagrama se ponen los hechos, en este caso las defunciones.

En las rayas horizontales y verticales se ubican las poblaciones expuestas al riesgo; en este caso, el número de sobrevivientes al cumplir x años en las rayas horizontales y el número de sobrevivientes al 1° de enero del año z , en las rayas verticales.

El uso del diagrama de Lexis no se restringe a representar las defunciones en el tiempo y por edades, sino que se pueden representar otros hechos que tienen relación con el tiempo y la edad. Por ejemplo, se puede usar el diagrama de Lexis para representar nacimientos según edad de las madres, matrimonios, divorcios, migraciones, proyecciones, etc.

Lo que hicimos hasta ahora con edades simples podemos hacerlo también con los grupos de edades, por ejemplo un grupo quinquenal. Tomemos el grupo 5-9, ¿cuáles personas son miembros de este grupo? En el gráfico podemos representar las edades simples, o directamente los años múltiplos de 5.

e) Cohorte, edad y diagrama de Lexis

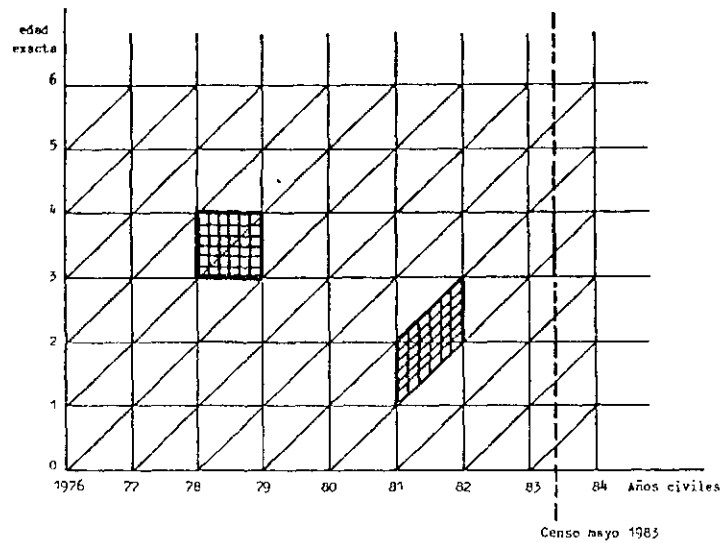
En el principio de la sección d), hemos seguido al grupo de 1000 nacimientos del año 1950. Este grupo recibe el nombre de cohorte de nacimientos de 1950, o también la generación de ese año. En sentido general se puede dar la siguiente definición:

Cohorte o Generación: es un conjunto de individuos que ha vivido un mismo tipo de sucesos durante un lapso determinado (por ejemplo un año) ^{4/}.

Esto quiere decir que una cohorte experimentó, en un intervalo de tiempo determinado las mismas experiencias. Así, se habla de cohortes de casados, nacimientos, viudos, mujeres que han dado luz a su tercer hijo, etc.

Si tenemos los resultados de un censo, el censo se levantó en una fecha distinta al 1°/1/z, las personas de una cierta edad corresponden a dos cohortes distintas. Por ejemplo, en un censo que se levantará en mayo de 1983, las personas de 3 años de edad corresponden a las cohortes de 1979 y 1980 (véase diagrama siguiente).

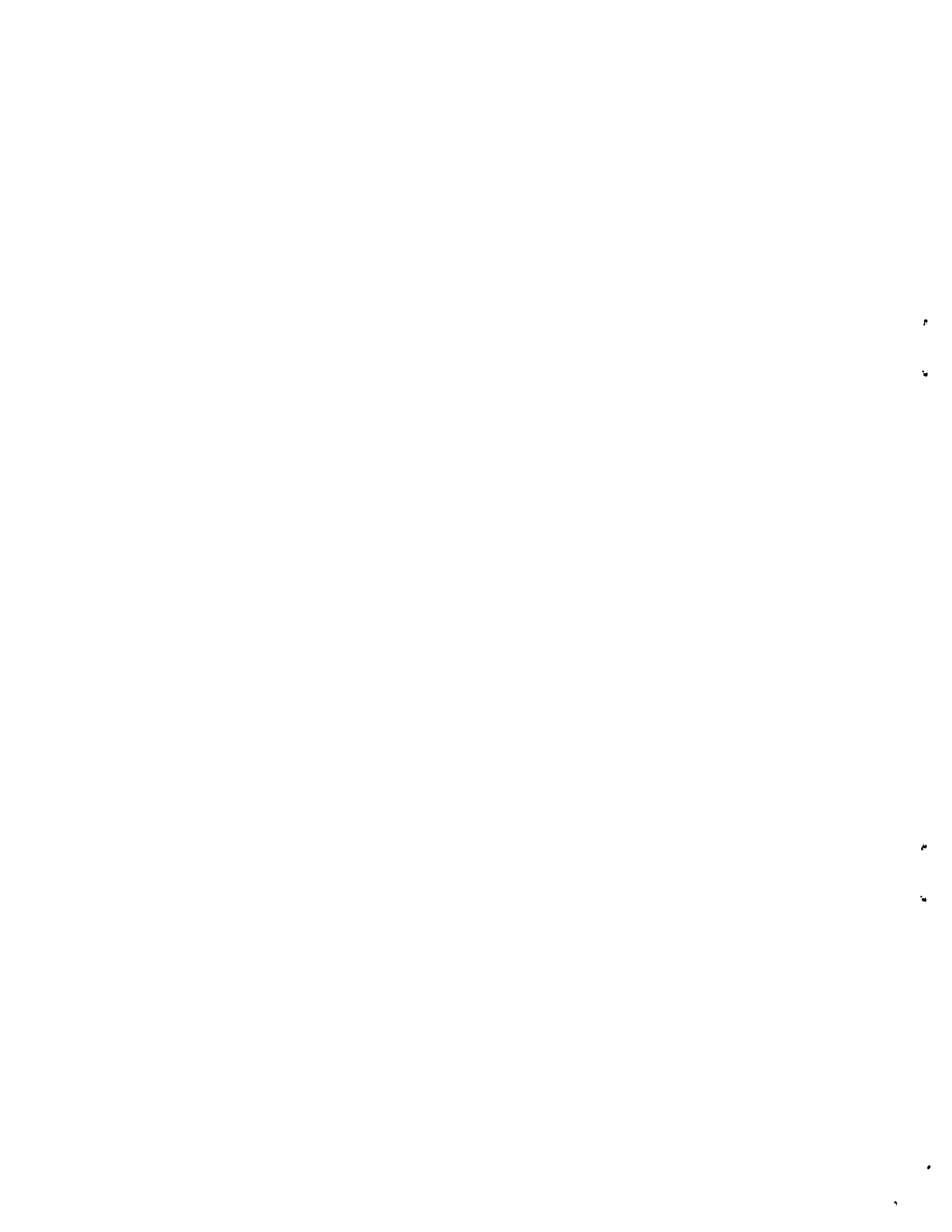
^{4/} Otra definición puede ser: una cohorte es un grupo de personas que comparten simultáneamente una experiencia demográfica, mantenidos en observación durante un cierto tiempo.



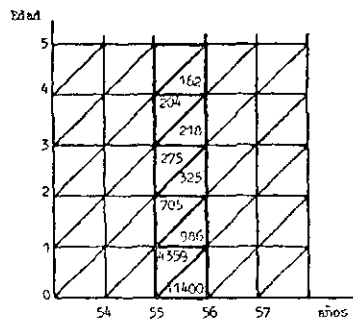
Preguntas: (que se refieren al diagrama)

- ¿Qué representan el cuadro y el trapecio remarcados?
- ¿Dónde se ubica la cohorte de nacimientos de 1978?
- ¿En qué año esta cohorte cumplirá 4 años de edad?
- ¿Dónde se ubica el grupo de personas que tiene, en algún momento de 1981, 1 año de edad?
- Si sabemos que en el año 1977 murieron 1.283 personas de un año de edad ¿dónde se pone esta cifra?

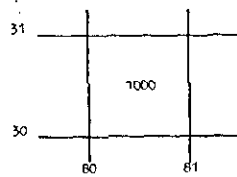
Arriba hemos tratado el concepto 'cohorte' y anteriormente el de 'edad'. Con el ejemplo del censo de mayo de 1983, se mostró que estos conceptos no coinciden. Quiere decir: EDAD ≠ GENERACION. (¿Pueden coincidir ambos conceptos? Si es así, ¿en qué momento?)



Para poder trabajar con cohortes se necesitan datos específicos. Es decir clasificaciones de los hechos (por ejemplo: las defunciones) por edad y generación. Con este tipo de información podemos llenar cada triángulo del diagrama. En el caso de la mortalidad, necesitamos saber la edad de los fallecidos al momento de morir y su año de nacimiento; por ejemplo:



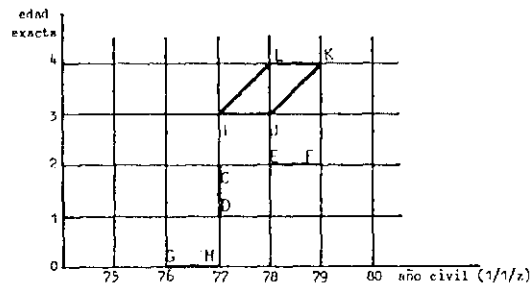
Esta doble clasificación de los hechos, en muchos países no está disponible. Generalmente trabajamos con los datos de las estadísticas vitales, que suministran solamente clasificaciones según edad y año de ocurrencia. En el diagrama de Lexis, con esta información podemos llenar solamente los cuadros. Por ejemplo:



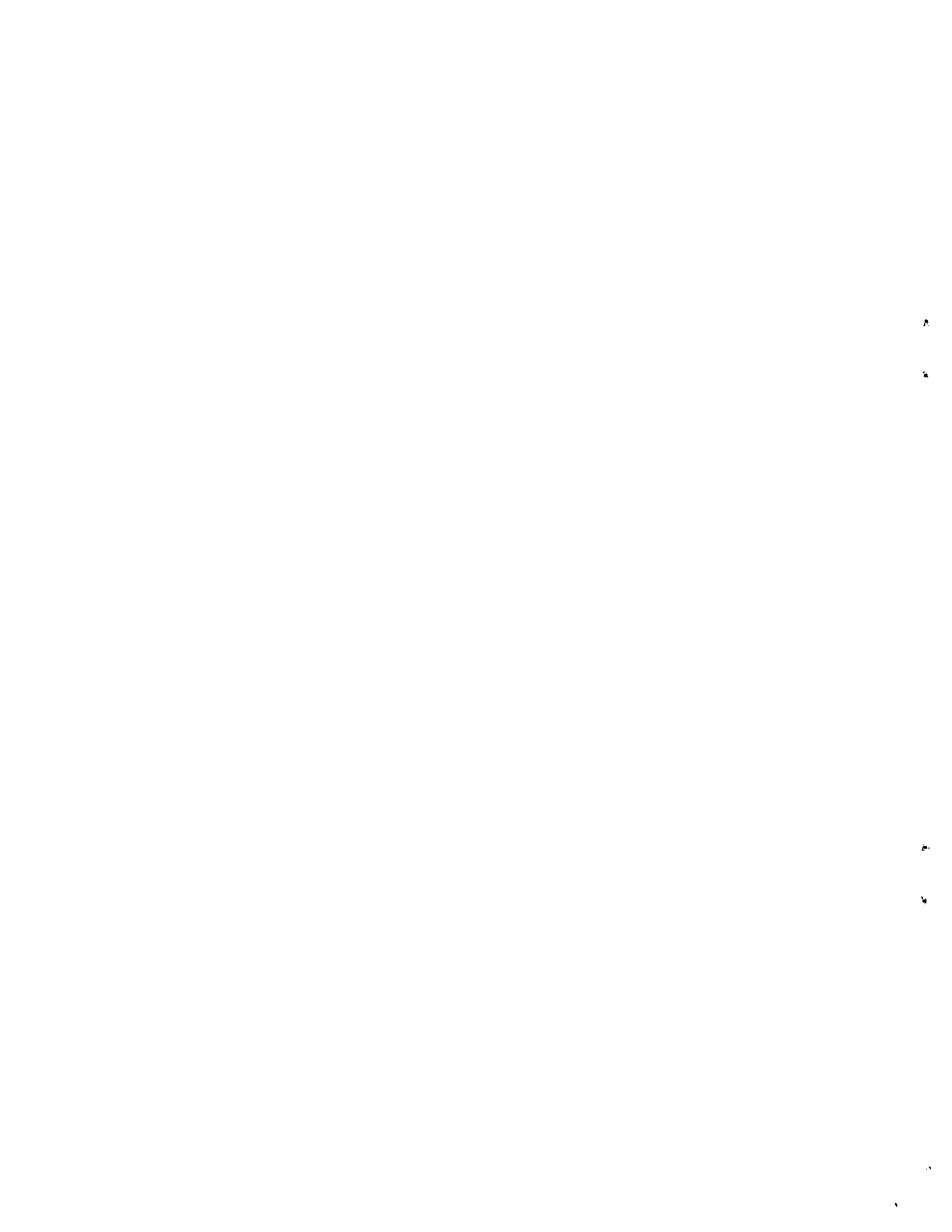
Esto quiere decir que, en el año 1980, murieron 1000 personas de 30 años de edad.

Lo anterior no quiere decir que, en países con estadísticas no completas el diagrama no tenga utilidad. Al contrario, sirve para ubicar y entender los datos que sí están disponibles, para ordenar dichos datos, para entender la evolución histórica de fenómenos y, como vamos a ver más adelante, para entender qué significan las medidas usadas en demografía.

f) Resumen del Diagrama de Lexis



- \overline{CD} - representa el número de personas nacidas en 1975 que llegaron con vida al año 1977, o bien es el número de personas con un año cumplido al 1° de enero de 1977 (se simboliza N_1^{1977}).
- \overline{EF} - es el número de personas nacidas en 1976 que llega con vida a los 2 años de edad, o bien, es el número de personas que alcanzan la edad exacta 2 durante 1978. Se simboliza E_2^{1978} .
- \overline{GH} - es igual al número de nacimientos ocurridos durante 1976. Se simboliza por B^{1976} (o E_0^{1976}).
- IJKL - comprende las muertes (o en general, los hechos) con 3 años (cumplidos) de edad, de la generación de niños nacidos en 1974. Es igual a $\overline{IJ} - \overline{LK}$.
- IJL - comprende las muertes con 3 años (cumplidos) de edad, ocurridos en 1977, de la generación de niños nacidos en 1974. Es igual a $\overline{IJ} - \overline{JL}$.

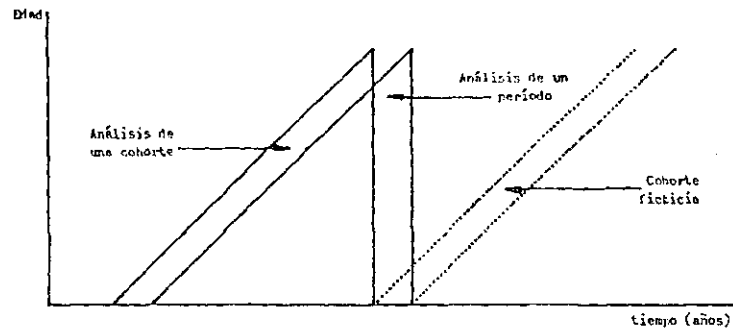


g) Análisis longitudinal y transversal

Los conceptos edad y cohorte y el tiempo calendario implican dos tipos de análisis:

- el análisis de un período (análisis transversal), y
- el análisis de una cohorte (análisis longitudinal).

Representando gráficamente estos tipos, se tiene:

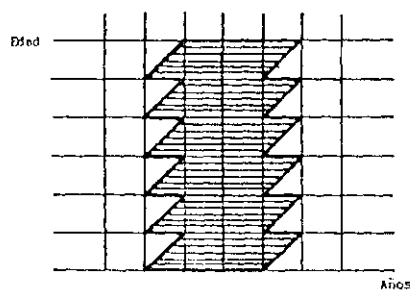


Sus definiciones son:

Análisis de una cohorte (o análisis longitudinal): observación del comportamiento demográfico de una cohorte a través de su vida o a través de muchos períodos. Por ejemplo: examen del comportamiento reproductivo de la cohorte de personas nacidas entre 1900 y 1909 a través de todos sus años reproductivos.

Análisis de un período (o análisis transversal): observación de una población en un período de tiempo específico. Dicho análisis equivale a tomar una fotografía instantánea de una población en un período relativamente corto.

También existe un análisis del período usando datos longitudinales. Representando en el diagrama de Lexis se obtiene lo siguiente:



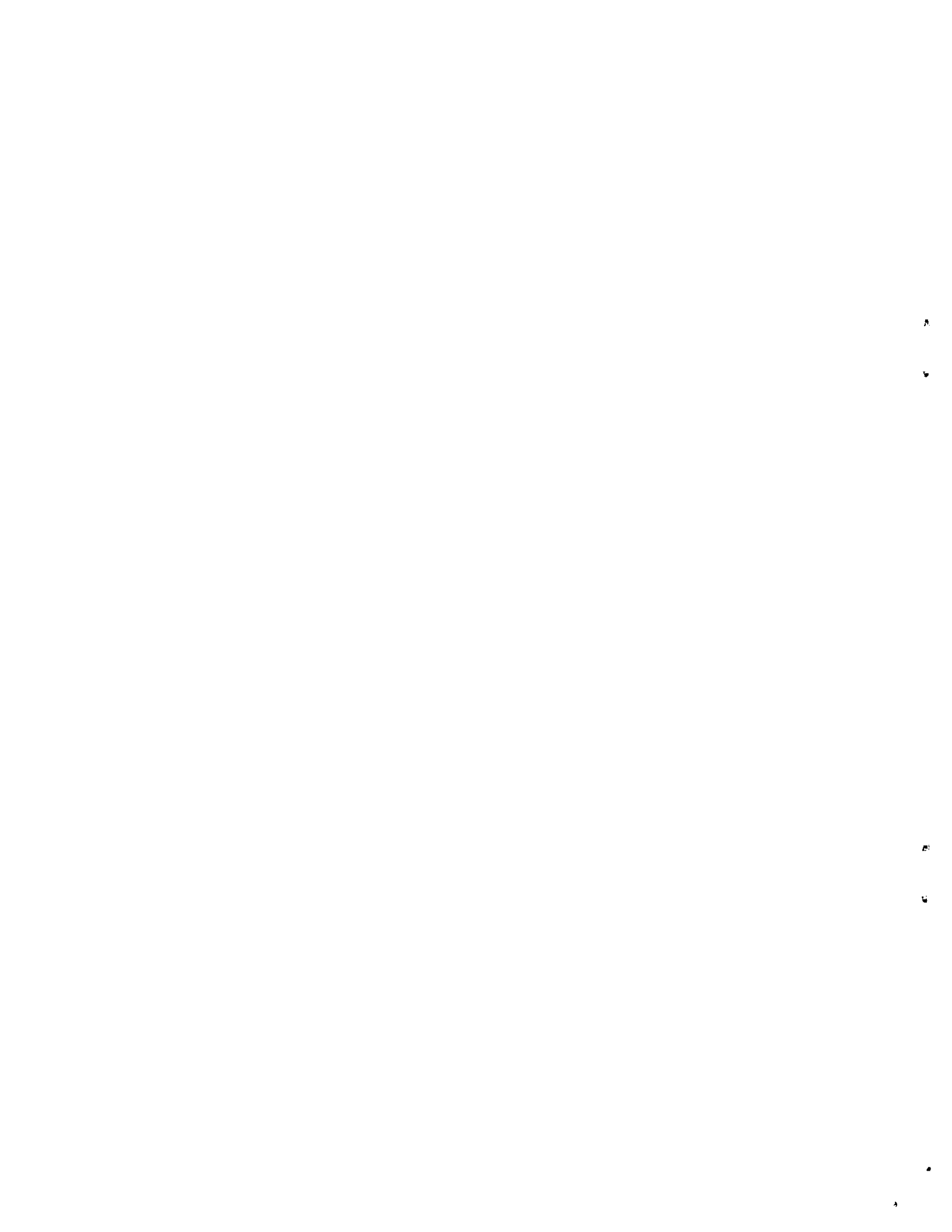
Por falta de datos de cohortes, el análisis se restringe generalmente al análisis transversal. Sin embargo, en algunos casos (por ejemplo en el estudio de la mortalidad de menores de 5 años) se aplica el análisis longitudinal.

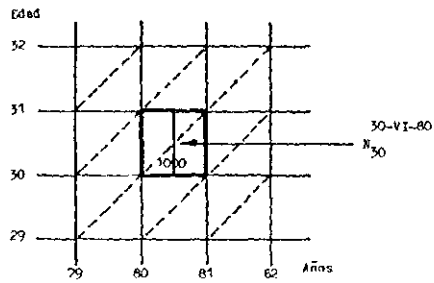
En el análisis de un período generalmente se construyen cohortes para obtener medidas. Estas cohortes se llaman cohortes ficticias, para indicar que no se trata de generaciones reales. Las cohortes ficticias o hipotéticas se obtienen trasladando las tasas observadas en un período a una cohorte construida artificialmente.

Algunas tasas muy importantes en demografía implican la construcción de este tipo de cohorte. Por ejemplo, cuando se trata de una esperanza de vida, se supone que la experiencia observada en un período no va a cambiar en el futuro. Lo mismo sucede con la TGF, que representa el número de hijos que una mujer va a tener al término de su período fértil, bajo el supuesto que estará expuesta a las tasas de fecundidad observada en un período determinado (y que ella no va a morir durante el período fértil).

h) Tasas de períodos, tasas de cohortes y probabilidades

Representando los datos básicos para el cálculo de una tasa de mortalidad por edad de un período en el diagrama de Lexis, se obtiene lo siguiente:

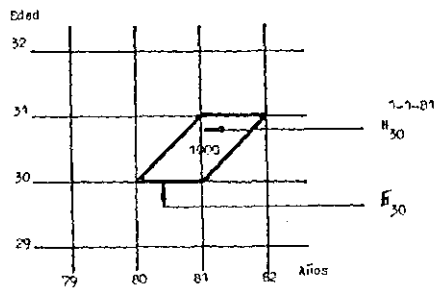




$$m_{30}^{1980} = \frac{1000}{N_{30}^{30-VI-1980}}$$

Es decir 1000 defunciones (registradas) de 30 años de edad ocurridas en el año 1980, relacionadas con la población a mitad del año 1980, de 30 años de edad. Obsérvese que las defunciones y la población al 30-VI-1980 corresponden a dos cohortes distintas.

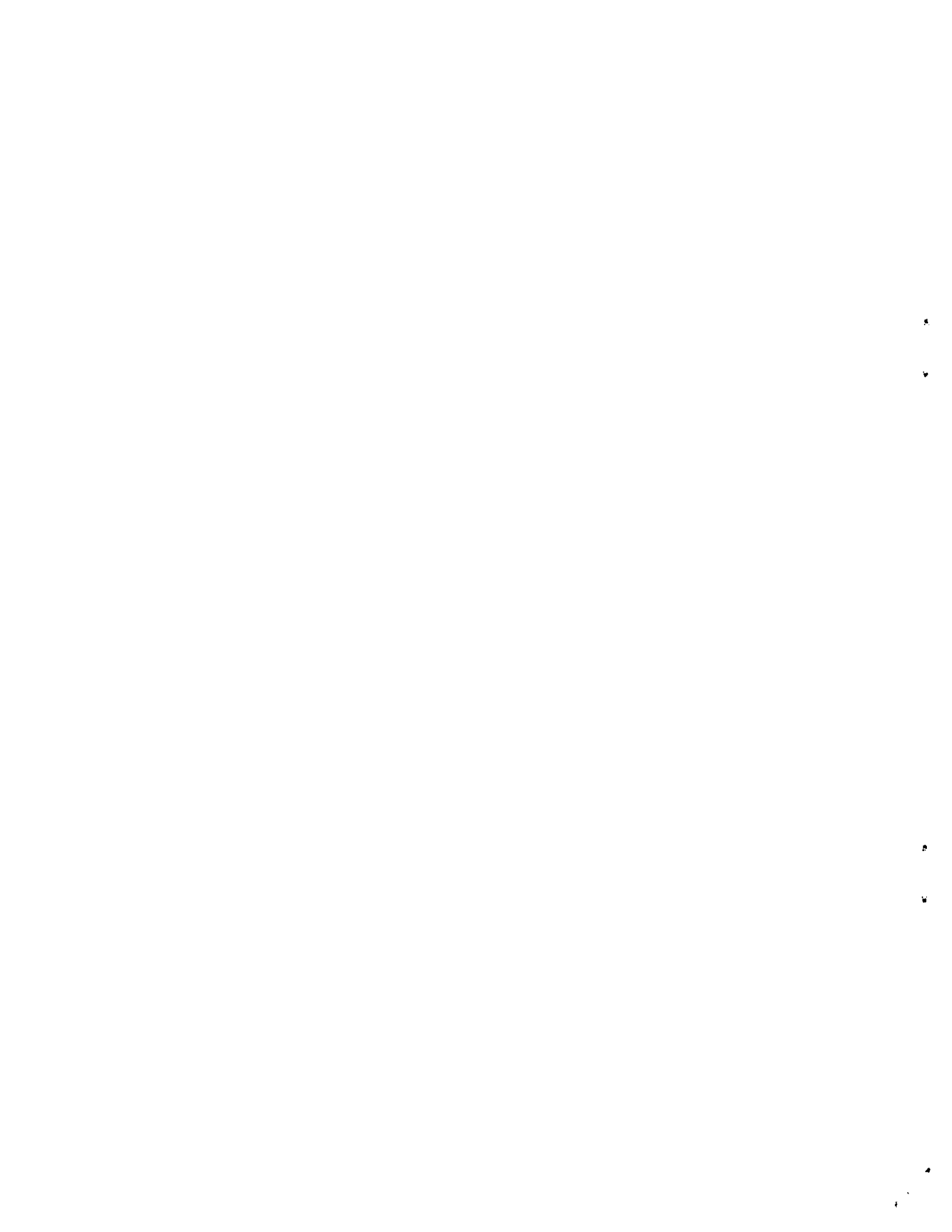
Para poder calcular la tasa de mortalidad de una cohorte se necesitan datos correspondientes a dos años civiles.



Las defunciones de 30 años de la cohorte de nacimientos de 1950 ocurrieron en los años 1980 y 1981. La tasa de mortalidad correspondiente a esta cohorte es:

$$\frac{1000}{\text{sobrevivientes al 1/1/81 de la cohorte de 1950}}$$

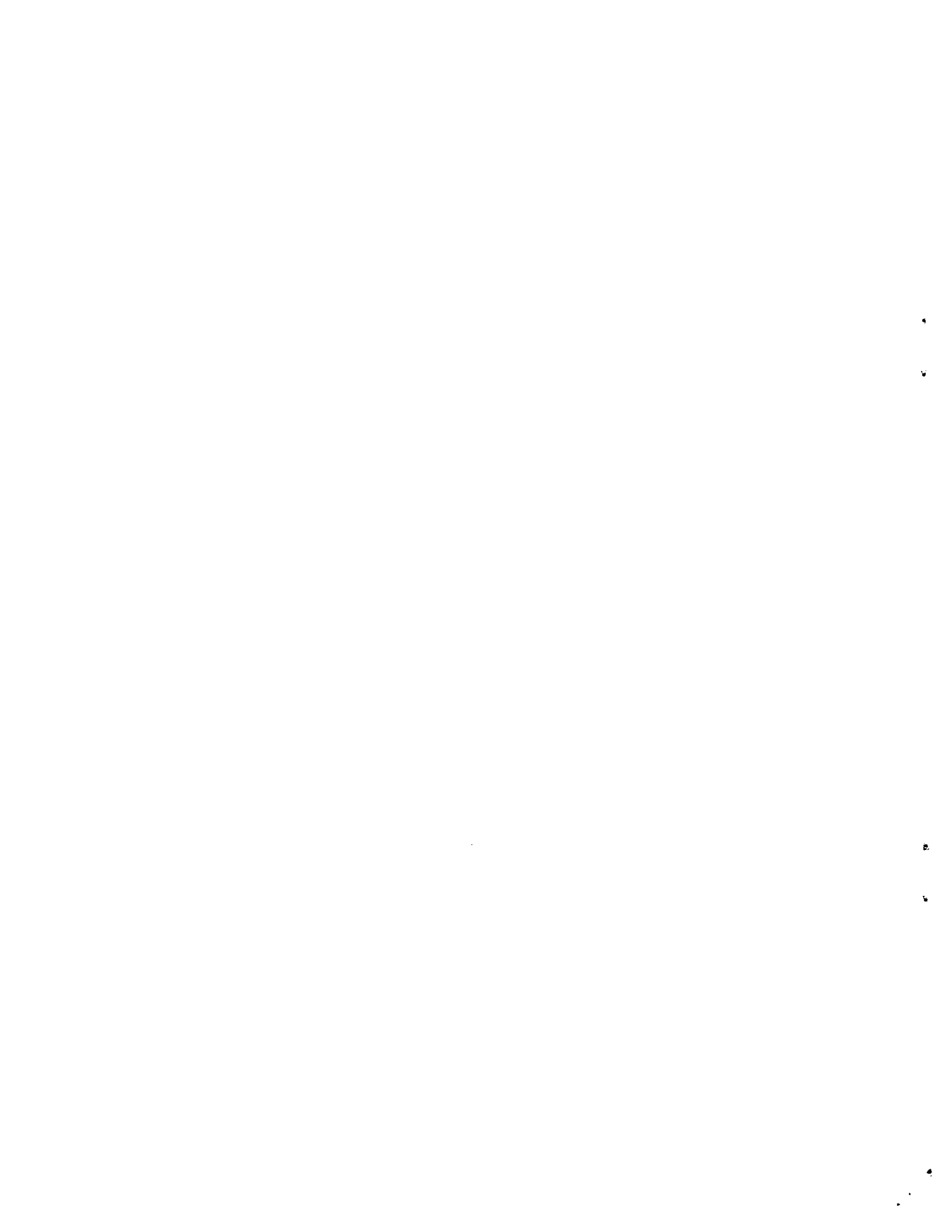
Las tasas presentadas son tasas centrales, lo que quiere decir que en el denominador está la población media expuesta al riesgo (de morir). Si hubiéramos puesto (en este caso) en el denominador los sobrevivientes a la edad 30 (1000), habríamos obtenido la probabilidad de morir a la edad ³⁰ 30. (Véase también la diferencia entre la tasa de mortalidad infantil y la tasa de mortalidad de menores de un año).

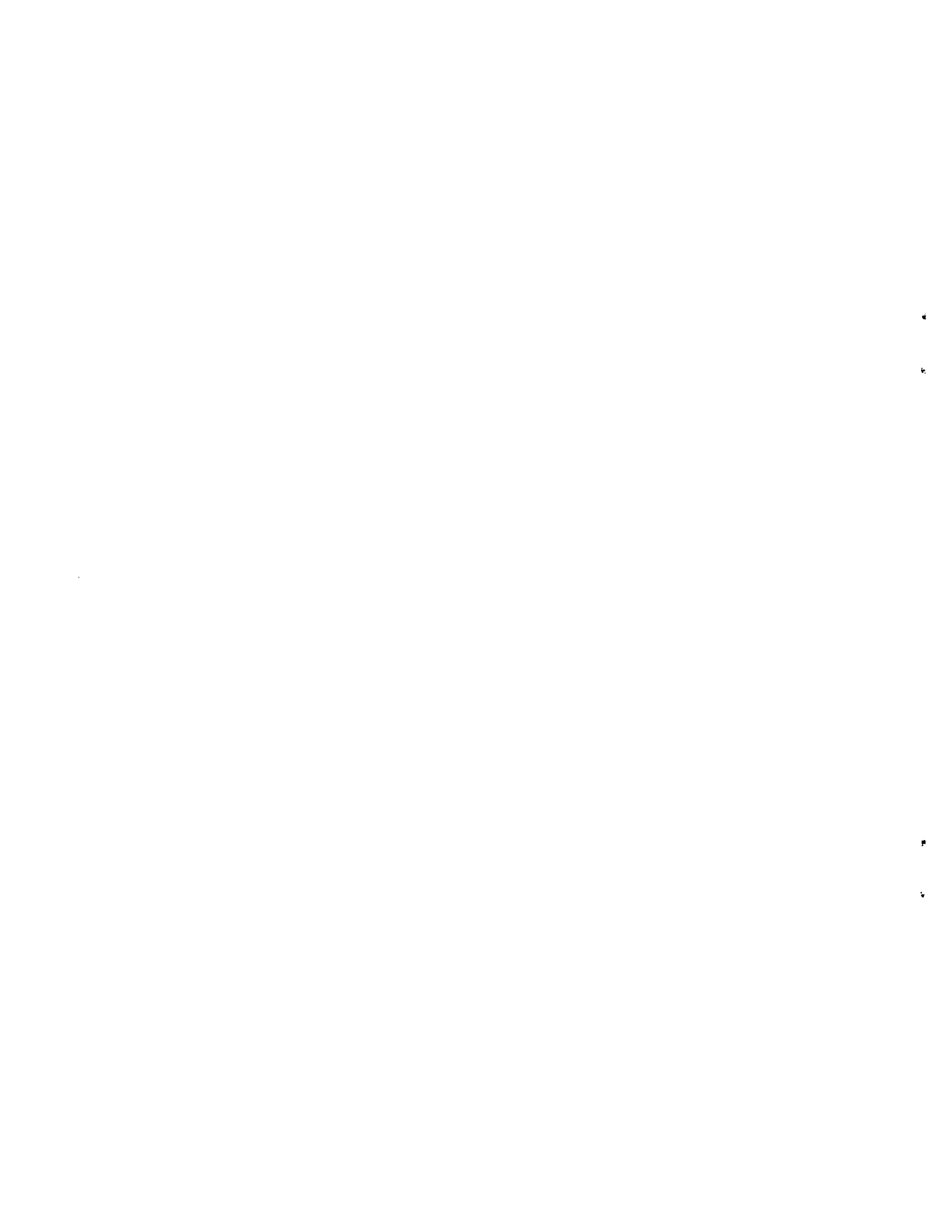


BIBLIOGRAFIA

- Behm, H. y Primante, D., Material de enseñanza sobre mortalidad con especial referencia a la situación de América Latina. CELADE, Serie B, No. 1011, San José, Costa Rica, enero de 1978.
- Behm, H. y Primante, D., Mortalidad en los primeros años de vida en la América Latina, Notas de Población, CELADE, Año VI, No. 16, abril de 1978.
- CELADE, Mortalidad. Texto de Divulgación, TD3, 1975.
- Behm, H., La mortalidad en los primeros años de vida en países de América Latina. CELADE, Serie A No. 1024 a 1032. San José, Costa Rica, 1976.
- Behm, H., Mortalidad infantil y nivel de vida. Universidad de Chile, Santiago, Chile, 1962.
- Behm, H., González, F. y Tapia, R., Action programs to reduce mortality in developing countries. Congres Internacional de la Población, Liege, Vol. 3, Pág. 243.
- CELADE, Mortalidad. Artículos seleccionados. Serie D No. 1027, San José, Costa Rica, 1975.
- Coale, A. y Demeny, P., Regional Model Life Tables and Stable Populations. Princeton, New Jersey, 1966.
- Conferencia Regional Latinoamericana de Población, México 1970, Sesión: Mortalidad, El Colegio de México, México 1972, Págs. 3 a 36 y 122 a 121.
- Elizaga, J.C., Dinámica y Economía de la Población. CELADE, Serie E No. 27, Santiago, Chile, 1979.
- Elizaga, J.C., Métodos demográficos para el estudio de la mortalidad, CELADE, Serie E No. 4, Santiago, Chile, 1969.
- Feeney, G., Estimación de la mortalidad infantil a partir de la información de sobrevivencia de hijos clasificados por edad de la madre. CELADE, Serie D No. 87, junio de 1977.
- Henry, L., Demografía, Barcelona, 1976.

- Naciones Unidas, Boletín de Población No. 6 con especial referencia a la situación y las tendencias recientes de la mortalidad en el mundo. ST/SOA/Serie M/6. Nueva York 1963.
- Naciones Unidas, Cálculo de la mortalidad infantil, ST/SOA/Serie M/3, Nueva York, 1963.
- Naciones Unidas, Conferencia Mundial de Población. Decisiones tomadas en Bucarest, Nueva York, 1974.
- Naciones Unidas, Demographic Yearbooks.
- Naciones Unidas, Diccionario Demográfico Plurilingüe, Nueva York, 1959.
- Ortega, A., Tablas de mortalidad. CELADE, Serie B No. 1000, San José, Costa Rica, 1982.
- Ortega, A. y Rincón, M., Encuesta Demográfica Nacional de Honduras. Mortalidad, Fascículo IV. Dirección General de Estadística y Censos de Honduras y CELADE, Serie A No. 129, 1975.
- Population Reference Bureau, Guía Rápida de Población, Washington, D.C., 1980.
- Pressat, Roland, El análisis demográfico. Fondo de Cultura Económica, México, 1967, 2da. parte, cap. 2.
- Preston, Samuel H., Mortality Patterns in National Population, Academic Press, New York, 1976.
- Shryock, H. y Siegel, J., The Methods and Materials of Demography, Bureau of the Census, 1975.
- Somoza, J., El método de encuesta demográfica de CELADE, The University of North Carolina at Chapel Hill, Sr. 10, febrero de 1975. Cap. III, pág. 12.
- Spiegelman, M., Introducción a la demografía. Fondo de Cultura Económica, México 1972. Cap. 4.
- United Nations, World Population Trends and Policies, ST/ESA/Serie A/62. Vol. I. págs. 31 a 55, Vol. II, págs. 51-55.







MORTALIDAD

apuntes de clase

Víctor García V.
Domingo Primante F.

CENTRO LATINOAMERICANO DE DEMOGRAFIA (CELADE-SAN JOSE)

San José, Costa Rica
Agosto de 1990

2

2

I N D I C E

PRESENTACION	1
I. INTRODUCCION Y CONCEPTOS GENERALES	
1. Los componentes de la dinámica demográfica . . .	3
2. Algunas características generales de la mortalidad.	4
3. Conceptos generales.	5
4. Medidas demográficas	6
5. Notación	8
6. Gráficos semilogarítmicos.	9
II. FUENTES DE DATOS Y MEDIDAS DE LA MORTALIDAD	
1. Fuentes de datos para el estudio de la mortalidad.	12
2. Medición de la mortalidad.	13
Tasa bruta de mortalidad	13
Tasas de mortalidad por edad	16
Esperanza de vida al nacer	17
III. MORTALIDAD POR SEXO, EDAD Y CAUSAS DE MUERTE	
1. Mortalidad diferencial	19
2. Mortalidad por edad.	20
3. La mortalidad por sexo y edades.	27
4. Mortalidad según causas.	31
Clasificaciones de las causas de muerte.	31
Distribución de las muertes según causas	34
Las tasas de mortalidad por causa	40
Causas de muerte según sexo y edad	40
IV. TIPIFICACION	
1. Introducción	50
2. El efecto de la estructura por edades sobre la tasa bruta de mortalidad	51
3. La tipificación directa.	53
Un ejemplo teórico	55
Resúmen de las fórmulas generales de la tipificación directa	57
Algunas consideraciones adicionales.	59
Un ejemplo práctico.	60
4. La tipificación indirecta.	65
Un ejemplo teórico	68
Resúmen de las fórmulas generales de la tipificación indirecta	71
Un ejemplo práctico.	72

V. LA MORTALIDAD INFANTIL Y OTRAS MEDIDAS ASOCIADAS A LA MORTALIDAD

1. Introducción	75
2. El diagrama de Lexis	76
3. Factor de separación de las defunciones.	78
Cálculo del factor de separación de las defunciones de menores de un año.	80
4. La Mortalidad Infantil	86
La tasa clásica de mortalidad infantil	86
La tasa de mortalidad infantil de una cohorte.	88
La tasa de mortalidad infantil calculada por medio de la separación del denominador	89
La tasa de mortalidad infantil calculada por el método aditivo.	89
La tasa de mortalidad infantil calculada por el método multiplicativo o tasa refinada de mortalidad infantil	90
Algunas consideraciones acerca de las diferentes fórmulas para el cálculo de la mortalidad infantil	91
5. Otros conceptos relacionados con el estudio de la mortalidad infantil.	92
6. Otras medidas relacionadas con el estudio de la mortalidad	93

VI. TECNICAS DE ESTIMACION INDIRECTA DE LA MORTALIDAD

1. Introducción	94
2. Estimaciones de la mortalidad al comienzo de la vida	96
Método de Brass	96
La variante de Coale y Trussell	102
3. Estimaciones de la mortalidad adulta	106
Orfandad materna	106
Viudez	111

VII. ALGUNAS TECNICAS DE EVALUACION DEL REGISTRO DE DEFUNCIONES

1. Estimación de la cobertura del registro de defunciones a partir de la distribución por edad de las muertes	117
---	-----

VIII ESTIMACION DEL NIVEL DE LA MORTALIDAD A PARTIR DE RELACIONES DE SUPERVIVENCIA INTERCENSALES128

ANEXO 1	137
BIBLIOGRAFIA.	141

PRESENTACION

A través del desarrollo de los Cursos sobre Demografía en CELADE - San José, los profesores que tuvieron a su cargo la materia de Mortalidad desarrollaron notas de clase que se han ido mejorando y complementando año a año. Los presentes son esencialmente una revisión de los elaborados por Dirk Jaspers y Manuel Rincón titulados "Introducción al estudio de la mortalidad" y "Métodos indirectos para estimar la mortalidad" respectivamente.

Se ha hecho una revisión de ellos con el fin de integrarlos en un sólo documento y al mismo tiempo intentar actualizarlos tanto en lo que se refiere a la información estadística que contienen como en cuanto al desarrollo reciente de algunas técnicas para el estudio de la mortalidad.

Asimismo, se han incluido algunas secciones que cubren tanto conceptos introductorios básicos como temas sustantivos.

En ellos se pretende cubrir el programa de la materia correspondiente que se dicta en el Curso Regional Intensivo de Análisis Demográfico para el Desarrollo que se efectúa anualmente en el Centro Latinoamericano de Demografía en la ciudad de San José, Costa Rica.

Está formado por seis capítulos.

En el capítulo I, además de una breve introducción, se definen algunos conceptos de uso frecuente en la Demografía.

En el capítulo II se hace una descripción general de las fuentes de información para el estudio de la mortalidad y se presentan las medidas más frecuentemente utilizadas.

El capítulo III se puede dividir en 2 grandes temas. Primero se presenta una introducción al estudio de la mortalidad diferencial, fundamentalmente en lo que se refiere a las diferencias por sexo y edad, a continuación, se introduce el estudio de la mortalidad por causas.

Para el análisis de la mortalidad y de otras variables demográficas, se utiliza, con cierta frecuencia, el proceso de "tipificación" o "estandarización". Este concepto se introduce, junto con su aplicación al estudio de la mortalidad, en el capítulo IV.

Uno de los aspectos más interesantes en el estudio de la mortalidad es el que se refiere a la mortalidad en el primer año de vida, denominada mortalidad infantil, éste es el objeto del capítulo V, conjuntamente con una introducción al uso del Diagrama de Lexis, instrumento de gran utilidad en la Demografía.

Dadas las deficiencias que se presentan en las estadísticas básicas utilizadas en el estudio de la mortalidad, así como la utilidad que tienen para la evaluación de las mismas, se han desarrollado una serie de técnicas de estimación indirecta de la mortalidad, que además tienen la ventaja de permitir un estudio de esta variable a través de características socioeconómicas, lo que difícilmente es posible hacer con los datos provenientes de las estadísticas vitales. Algunas de estas técnicas, de uso más frecuente, se presentan en el capítulo VI.

I. INTRODUCCION Y CONCEPTOS GENERALES

1. Los componentes de la dinámica demográfica

En la demografía se distinguen tres componentes que determinan los cambios en el tamaño y la composición de una población. Estos son:

- La mortalidad
- La fecundidad
- La migración

De estos componentes, la fecundidad representa parte de los ingresos a la población mientras que la mortalidad forma parte de las salidas, por su parte, la migración aporta tanto a los ingresos a través de la inmigración, como a las salidas con la emigración.

Hasta el siglo XVII aproximadamente, la población mundial tuvo un ritmo de crecimiento mas bien lento. Si bien la fecundidad era alta, también lo era la mortalidad. Debido a enfermedades epidémicas, malnutrición y guerras, la mortalidad fluctuaba fuertemente. Esto provocó que el tamaño de la población tuviera también variaciones. Dependiendo de las condiciones a las que se viera expuesta, una población podía crecer en un período determinado de tiempo y decrecer posteriormente.

Mientras la mortalidad estuvo sujeta a grandes fluctuaciones periódicas y la fecundidad se mantuvo en niveles altos, el componente decisivo del crecimiento de la población fue la mortalidad.

Los cambios operados en lo económico y social, resultantes de la revolución agrícola primero y la industrial posteriormente, hicieron posible avances en la medicina, la salud pública, el saneamiento ambiental y en las condiciones de alimentación, lo que a su vez provocó una disminución en el número de muertes provocadas por enfermedades y hambrunas, con lo que las fluctuaciones que presentaba la mortalidad se eliminaron prácticamente.

De esta manera, los efectos de la mortalidad en el tamaño y estructura de la población fueron cada vez menores, mientras que los correspondientes a la fecundidad pasaron a ejercer una influencia mayor en el crecimiento y estructura de la población.

Actualmente, en algunos países en los que la fecundidad ha alcanzado niveles relativamente bajos y estables, el componente de mayor efecto en el crecimiento y la estructura de la población es la migración.

2. Algunas características generales de la mortalidad

En demografía el concepto de mortalidad se emplea para expresar la acción de la muerte sobre los integrantes de una población.

La muerte es un riesgo al que se está expuesto durante toda la vida y además es un hecho que ocurre una sola vez a cada persona; estos aspectos hacen que el estudio de la mortalidad sea relativamente más simple que el correspondiente a los otros componentes demográficos, ya que toda la población esta expuesta al riesgo de morir y esto ocurre sólo una vez en la vida de cada persona mientras que, por ejemplo al hablar de la fecundidad, sólo una parte de la población esta expuesta al riesgo de tener hijos (la población femenina en edades fértiles) y una mujer puede tener varios hijos en el transcurso de su vida.

Adicionalmente a estas características, hay otras razones que justifican iniciar con la mortalidad el estudio de las variables demográficas:

- El criterio de que la mortalidad es un fenómeno que hay que reducir es casi universal.
- Las necesidades que surgen a través de la historia del desarrollo humano¹, hacen que los primeros trabajos demográficos le dieron más énfasis a este componente.
- La aplicación de algunas técnicas de análisis demográfico es más simple para esta variable.
- Para un estudio completo de la fecundidad, se requiere del uso de la mortalidad.

Otro elemento que contribuye a definir la importancia del análisis demográfico de la mortalidad, independientemente del hecho de ser un componente de la dinámica demográfica junto con la fecundidad y la migración, es que los diversos aspectos del comportamiento de esta variable, especialmente los relacionados con los niveles, estructura por edad y sexo así como la composición por causas de muerte, son empleados frecuentemente como indicadores del estado de salud e indirectamente de las condiciones socioeconómicas de la población.

¹ Por ejemplo, con la creación de los seguros de vida surge la necesidad de estimar de manera más adecuada las probabilidades de muerte de la población.

3. Conceptos generales.

En el estudio de la demografía en general y de la mortalidad en particular, aparecen una serie de conceptos que es necesario precisar.

- Edad en años cumplidos: Si se le pregunta a una persona la edad que tiene, da como respuesta el número entero que representa los años ya vividos; si una persona responde 42, esto quiere decir que alcanzó esa edad en su último cumpleaños. Contestar en años cumplidos no es universal, en algunos países latinoamericanos algunas personas dan como su edad aquella que están por cumplir, independientemente del tiempo que les falte para ello. Los chinos tienen otro sistema para contar sus años, en China se empieza a contar con un año de edad al momento del nacimiento y se cumple un año más cada año nuevo (1º de enero). En todo caso, en la Demografía, se entiende por edad en años cumplidos la que se alcanzó en el último cumpleaños, aún cuando la persona esté a punto de cumplir un año más. No solamente para referirse a la edad se habla de años cumplidos, este concepto también se utiliza por ejemplo, para referirse a la duración de un matrimonio.

- Edad en años exactos: En la Demografía se distingue además de la edad en años cumplidos, la edad en años exactos. Este concepto expresa una cantidad más precisa, indica la edad medida en años y fracciones de año, por ejemplo, una persona nacida el 1º de enero de 1960 tiene, al 30 de junio de 1985, 25,5 años exactos. De hecho, una persona tiene, por ejemplo 25 años exactos, solamente un día en toda su vida (en sentido estricto solamente un instante del tiempo) mientras que 25 años cumplidos los tiene durante todo un año.

- Tiempo vivido: El concepto de tiempo vivido siempre está referido a un período de tiempo y a una población específica. Teóricamente, para calcularlo hay que contabilizar el tiempo que cada individuo formó parte de dicha población durante el período de tiempo definido y sumar los tiempos parciales de cada uno de ellos. Por ejemplo, para un año específico, una persona que vivió todo el año dentro de la población en estudio, aporta "1" al tiempo vivido de dicha población, mientras que una persona viva al comenzar el año y que fallece el 30 de junio del propio año aporta "0,5". Si se tuviese una población en la que no ocurren nacimientos, defunciones ni migraciones a lo largo de un año, el tiempo vivido por esa población en ese año, sería igual al número de sus habitantes (que tampoco cambiaría a lo largo del mismo año).

Se puede mostrar que, bajo ciertas condiciones, el tiempo vivido en un año, es igual a la población estimada en el punto central de dicho año, y que en todo caso, esta población media es una buena estimación del tiempo vivido. Si se desea calcular el tiempo vivido para un período de tiempo diferente de un año, se multiplica la población estimada en el punto central de dicho intervalo por la magnitud del período, expresada en años.

- Cohorte: Es un conjunto de individuos que han vivido un acontecimiento similar en el transcurso de un mismo período de tiempo. El tipo de cohortes más corrientes en demografía es el que se refiere a individuos que han nacido durante un período de tiempo específico, generalmente un año, este tipo de cohortes recibe también el nombre de generación.

4. Medidas demográficas.

Para analizar hechos demográficos, se construyen algunos indicadores que permiten estudiar su incidencia y comportamiento de manera comprensible.

El material básico indispensable para el análisis demográfico es el número absoluto de hechos ocurridos (nacimientos, defunciones, matrimonios, etc.) y la población expuesta al riesgo de que le ocurran estos hechos.

Si bien es cierto que se pueden elaborar estudios a partir solamente de los números absolutos, en otros casos, es necesario obtener medidas relativas, que no estén afectadas por el tamaño de la población que genera los hechos. Por ejemplo, resulta más importante en un estudio de tendencias del nivel de la fecundidad, la relación que existe entre el número de nacimientos y la cantidad de mujeres en edades fértiles que dicho número de nacimientos en sí mismo².

Estas medidas relativas se pueden clasificar según el tipo de datos que relacionan³ en:

² En cambio, en un programa de atención materno infantil, lo fundamental es el número absoluto de infantes que será necesario atender.

³ Unión Internacional para el Estudio Científico de la Población y Centro Latinoamericano de Demografía, Diccionario Demográfico Multilingüe, Versión en Español, Segunda Edición, Ordina Editions, Bélgica, 1985.

- Relación (o razón): Cociente en el que el numerador y el denominador pertenecen a categorías diferentes.
- Proporción: Magnitud que representa una parte con referencia al todo, se calcula utilizando en el numerador y en el denominador el mismo tipo de información (por ejemplo, la proporción de defunciones de menores de un año respecto al total de defunciones).
- Porcentaje: Proporción expresada en tanto por ciento del total (porcentaje de defunciones de menores de un año, siempre respecto al total de defunciones).
- Tasa (o coeficiente): Se empleaba originalmente para designar la frecuencia relativa con que un hecho o suceso se presenta dentro de una población o subpoblación en un determinado período de tiempo, generalmente un año (tasa de natalidad). No obstante, la palabra tasa ha ido adquiriendo un significado más amplio y se le usa para designar a índices sintéticos obtenidos mediante operaciones un poco más complejas (tasa neta de reproducción) e incluso como sinónimo de relación, proporción o porcentaje (tasa de participación en la fuerza de trabajo). Frecuentemente se emplean ponderadas por una constante (100 ó 1000 generalmente) con el fin de que adquieran valores significativos.

En la Demografía se distinguen las tasas brutas de las tasas específicas. Las tasas brutas se refieren a toda la población en su conjunto, mientras que las tasas específicas se refieren a subgrupos de la población que se diferencian a través de características específicas de los integrantes de cada subgrupo.

Dos de las variables más importantes en el estudio de los componentes demográficos son el sexo y la edad, en consecuencia, adicionalmente al cálculo de tasas brutas, se usan frecuentemente tasas específicas por grupos de edad y sexo.

También existen tasas de cohortes (o generaciones), que son las que corresponden a individuos que nacieron en un mismo período de tiempo y que resultan de lo que se denomina análisis longitudinal, y tasas de períodos (o de contemporáneos) que son las correspondientes a individuos que están vivos durante un determinado período de tiempo, resultantes de un análisis transversal.

Por último, y especialmente en el estudio de la mortalidad, es importante tener clara la diferencia entre tasas y probabilidades:

- Las tasas son medidas de tipo "central", se refieren a la frecuencia relativa con la que ocurren ciertos hechos en la población durante un período de tiempo, generalmente un año, se calculan usando como denominador una estimación del tamaño promedio de dicha población a lo largo del año⁴. Teóricamente, es más exacto calcular el tiempo vivido, pero se puede mostrar que la población media es una buena estimación de dicho tiempo vivido así que en general esta población media es el denominador que se utiliza para el cálculo de tasas.

Se interpretan como la frecuencia con que ocurre el hecho demográfico en cuestión respecto a la población, por ejemplo, si la tasa de mortalidad de la población masculina de 20 a 24 años de Costa Rica en 1984 era de 0,00132, se puede decir: En la población costarricense fallecieron 1,32 personas de 20 a 24 años por cada mil residentes en el país de esas mismas edades en 1984. Es importante tener claro que esta tasa esta referida a la población media del país, es decir, a la población que tenía al 30 de junio del mencionado año edades cumplidas entre 20 y 24 años.

- Las probabilidades por su parte, tienen en el denominador la población que inicialmente esta expuesta a que le ocurra el hecho, se pueden interpretar como la proporción de la población que sufre el hecho durante el transcurso de un año. La probabilidad de muerte indica la frecuencia relativa con la que fallecen los miembros de una población durante un año, por ejemplo, la probabilidad de morir entre los 20 y los 25 años indica la proporción de personas que cumplen los 20 años y fallecen antes de cumplir los 25.

5. Notación.

Para representar las variables demográficas se utiliza una notación establecida por el uso. Dado que en ocasiones para algunas de ellas se emplean dos o más símbolos diferentes, en estos apuntes se utiliza la que se ha considerado como la más comúnmente utilizada.

En general, los hechos (defunciones, nacimientos y población por ejemplo) se denotan con letras mayúsculas (D, B y N respectivamente), las medidas relativas (tasa bruta de natalidad o tasa bruta de mortalidad) por su parte, se representan con letras minúsculas (b y d respectivamente).

⁴ Es claro que una población determinada tiene un número de miembros que varía a través del tiempo, así por ejemplo, la población de un país el 1^o de enero de un año es diferente (generalmente menor) que la correspondiente al mismo país al 31 de diciembre del mismo año.

Cuando alguna variable se refiere a un grupo de edad, se colocan dos subíndices al símbolo que la representa, el que va a la derecha indica la edad inicial del intervalo de edades a que se refiere, mientras que el que se coloca a la izquierda indica la amplitud (en años exactos) del intervalo en cuestión. Cuando se trabaja con edades simples la amplitud del intervalo es igual a la unidad y no se escribe explícitamente. Para representar un intervalo genérico se acostumbra utilizar la letra x para indicar la edad inicial del intervalo y la n para su amplitud.

Ejemplos:

$N_{10-14} = {}_5N_{10}$ representa la población con edades entre 10 y 14 años cumplidos (10 a 15 años exactos).

$m_{25-29} = {}_5m_{25}$ denota la tasa de mortalidad para las personas de 25 a 29 años

D_0 son las defunciones de menores de un año

$N_{x,x+n-1} = {}_nN_x$ indica el número de personas cuya edad esta comprendida entre x y $x+n$ años exactos (x y $x+n-1$ años cumplidos)

6. Gráficos semilogarítmicos

Los gráficos más conocidos son los que se realizan con escalas aritméticas, aquéllos en los que los valores se expresan proporcionalmente a su cuantía. En ciertos casos es más conveniente usar escalas funcionales, es decir, graduadas según una función matemática de la variable. En la Demografía lo más usual es construir gráficos aritméticos y gráficos semilogarítmicos. Se dice que un gráfico es semilogarítmico cuando tienen escala aritmética en un eje (generalmente el horizontal) y escala logarítmica en el otro.

Estos gráficos tienen una serie de características de las que vamos a destacar dos:

1. Si se desea graficar una variable que toma valores muy diferentes, el gráfico semilogarítmico permite tener una escala muy amplia dentro de los valores más pequeños e ir la comprimiendo gradualmente a medida que la variable empieza a tomar valores mayores, permitiendo apreciar mejor los cambios en su comportamiento.

Por ejemplo, si se grafican las tasas de mortalidad por edad de una población en un papel milimétrico de tamaño normal resulta que, salvo unos pocos de los valores extremos, todos los demás son tan pequeños que aparecerían en una recta muy cercana al eje horizontal y sería imposible apreciar las variaciones de la mortalidad a través de estas edades. Por el contrario, si se utiliza una escala semilogarítmica, estos valores se podrán diferenciar claramente (véanse los gráficos 1.a y 1.b).

2. En un gráfico convencional, al comparar dos valores de la misma curva o dos curvas diferentes, se aprecian en forma visual, las diferencias absolutas, mientras que en un gráfico semilogarítmico, lo que se aprecia son diferencias relativas. En un gráfico aritmético, un punto que esta 5 unidades arriba de otro, aparecerá a la misma distancia independientemente de que se esté pasando de, por ejemplo, 5 a 10 o de 200 a 205, pero un cambio de 5 a 10 significa un aumento proporcionalmente mayor (un 100 por ciento de aumento), mientras que si el cambio es de 200 a 205, el incremento relativo es de apenas un 2,5 por ciento.

Gráfico 1.a

HONDURAS: TASAS DE MORTALIDAD POR GRUPOS DE EDAD
ESCALA ARITMETICA

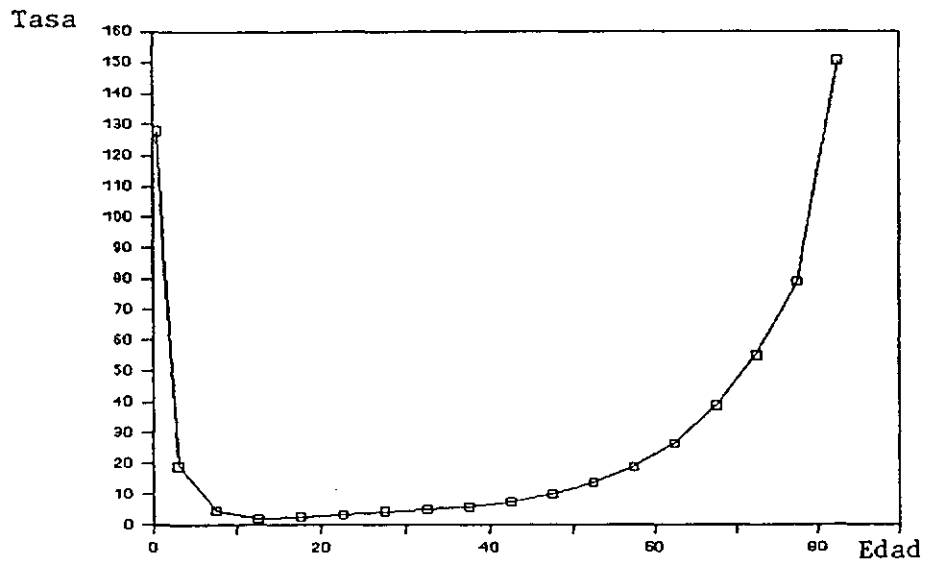
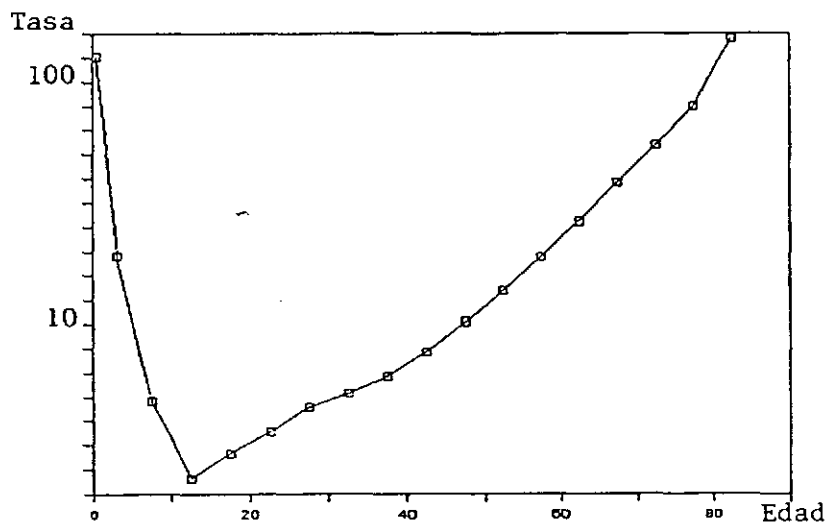


Gráfico 1.b

HONDURAS: TASAS DE MORTALIDAD POR GRUPOS DE EDAD
ESCALA SEMILOGARITMICA



II. FUENTES DE DATOS Y MEDIDAS DE LA MORTALIDAD

1. Fuentes de datos para el estudio de la mortalidad.

La fuente básica natural que proporciona los datos más relevantes para el análisis demográfico de la mortalidad es el sistema de registro de hechos vitales. De este sistema se obtiene una estimación del número de hechos ocurridos en una población, es decir, el número de defunciones registradas desagregado según algunas características (edad, sexo, causa de la muerte, etc.).

Sin embargo, es necesario tener en consideración el volumen de la población total, el saber que en una población ocurrieron determinado número de defunciones en un año no permite concluir nada acerca del nivel de la mortalidad. Para hacerlo necesitamos saber cuál es el volumen de esa población para construir alguna medida relativa. Para obtener esta clase de información se requiere de los censos de población. Cuando la fecha para la cual se está midiendo la mortalidad es muy cercana a la del levantamiento censal, se toman las cifras mismas del censo, con los ajustes correspondientes para trasladar la población al momento deseado e incluso, después de un trabajo de evaluación, para corregir la omisión estimada.

Cuando no se dispone de un censo de población para el momento del tiempo en el que se desea estudiar la mortalidad, es necesario obtener una estimación de su volumen, una alternativa puede ser el uso de datos provenientes de una proyección de población o bien de estimaciones obtenidas a partir de los censos de población más cercanos.

Cualquiera que sea el caso, cuando se utilizan datos sobre la mortalidad de una población es necesario, como primera medida, examinarlos con cautela. Las estadísticas sobre defunciones corrientemente están afectadas por subregistro, inscripción tardía, mala declaración de la edad, mala declaración de la causa de muerte, inscripción espacial deficiente, etc.. A su vez, los censos de población presentan omisiones y mala declaración de la edad, además de otros errores.

No obstante, en muchos países, la información proporcionada por estas fuentes naturales para el estudio de la mortalidad, o bien no existen o no son lo suficientemente confiables ya que, como se mencionó, están afectadas por diversos factores que disminuyen su calidad. En consecuencia se han elaborado una serie de técnicas de estimación de los niveles de la mortalidad utilizando otro tipo de datos que se pueden obtener en los propios censos de población o en encuestas demográficas.

Estas técnicas para estimar la mortalidad, llamadas indirectas y que se presentan en la última parte de estos apuntes, permiten también estudiar esta variable para diferentes categorías socioeconómicas, lo que muchas veces no es posible hacer usando la información de las estadísticas vitales.

Estas estimaciones indirectas también son muy importantes para la evaluación de la calidad de las estadísticas vitales. Al tener una estimación independiente, es posible contrastarla con la que proviene de las estadísticas vitales y obtener algunas conclusiones acerca de la calidad de estas últimas.

2. Medición de la mortalidad

Para medir la mortalidad existen una serie de indicadores que tienen diferentes interpretaciones, ventajas y limitaciones. A continuación se presentan los más utilizados:

Tasa bruta de mortalidad

La tasa bruta de mortalidad es el indicador de uso más frecuente en la medición de la mortalidad. Se calcula como la relación entre el número de defunciones ocurridas en un período de tiempo determinado (generalmente un año) y una estimación de la población expuesta al riesgo de morir en el mismo período. La forma más sencilla de conseguir esta estimación es calcular la población media, es decir la población existente en el punto central del intervalo de tiempo considerado. Teóricamente lo correcto sería calcular el tiempo vivido por la población durante dicho período, pero prácticamente es imposible calcular este tiempo vivido, salvo en estudios muy especiales, por lo que se le estima a través de la población media. Usualmente se la denota como d^Z , aunque también se suelen usar las siglas TBM o la letra m y se calcula con la siguiente fórmula:

$$d^Z = \frac{D^Z}{N^{30-VI-Z}}$$

donde :

d^Z es la tasa bruta de mortalidad del año Z

D^Z son las defunciones ocurridas en el año Z

$N^{30-VI-Z}$ la población estimada al 30 de junio del año Z

Usualmente se le presenta multiplicada por mil, con el fin de darle valores significativos y representa la frecuencia relativa con la que ocurren las defunciones en una población durante un año, aunque también es posible calcular tasas brutas de mortalidad para períodos diferentes, en cuyo caso se utiliza como denominador la población en el momento central de tal período multiplicada por la magnitud del período expresada en años.

En la medida en que diversos factores producen variaciones aleatorias en el número de defunciones registradas en los sistemas de estadísticas vitales es conveniente suavizar el efecto de

tales variaciones, para conseguir este suavizamiento se calcula el numerador de la tasa como un promedio de las defunciones registradas en tres años consecutivos, uno anterior, uno posterior y el año para el cual se desea calcular dicha tasa bruta de mortalidad. En este caso, la tasa bruta de mortalidad se expresa como:

$$d^Z = \frac{1/3 \cdot (D^{Z-1} + D^Z + D^{Z+1})}{N^{30-VI-Z}} \cdot 1000$$

Dado que la mortalidad es un proceso de "salidas", la tasa bruta de mortalidad expresa la reducción relativa anual de una población, atribuible al fallecimiento de parte de sus componentes. Esta medida por lo demás simple, sirve para conocer la evolución de la mortalidad de un país en períodos de tiempo relativamente cortos. Como se verá más adelante, la tasa bruta de mortalidad no permite hacer comparaciones entre poblaciones diferentes y tampoco es útil cuando se intenta hacer alguna afirmación sobre el nivel de la mortalidad.

Los valores de la tasa bruta de mortalidad varían en un rango que va de alrededor de 4 hasta valores cercanos a 30 por mil. Cuando la mortalidad es muy elevada la tasa bruta de mortalidad generalmente presenta valores altos, sin embargo, suele suceder que en países con baja mortalidad sea relativamente alta o por lo menos mayor que la correspondiente a algunos países con mortalidad más elevada.

Esto se debe a que el valor de este indicador depende de varios factores, uno de ellos por supuesto es el nivel de la mortalidad, pero otro elemento que lo afecta de manera determinante es la estructura por edades de la población. Si una población es muy joven, la tasa bruta de mortalidad tenderá a ser más bien baja ya que la proporción de personas con edades en las que el riesgo de morir es pequeño será relativamente importante. Por el contrario, en una población envejecida, la proporción de ancianos será relativamente mayor y en consecuencia la tasa bruta de mortalidad de esa población será relativamente elevada. Todo esto, independientemente del nivel de la mortalidad

En el cuadro 1 se muestran las tasas brutas de mortalidad de varios países y su evolución en el tiempo, precisamente en una época en la que se han conseguido grandes avances en el control de las enfermedades con la consiguiente reducción de la mortalidad. Observando el comportamiento de la tasa bruta de mortalidad para Suecia por ejemplo, es claro este efecto. Desde 1910-14 hasta 1950-55 la tasa bruta de mortalidad presenta un comportamiento decreciente que indica el descenso de la mortalidad, sin embargo, en los siguientes 30 años aumenta.

Este aumento a pesar de un descenso continuo del nivel de la mortalidad, se debe a que la proporción de personas en edades avanzadas, es decir, la población en edades con mayor riesgo de morir aumentó.

Este mismo fenómeno se presenta, aunque con diferentes tiempos y niveles, en Checoslovaquia, Francia y España, mientras que en Costa Rica y México, la tasa bruta de mortalidad siempre descende. En estos dos últimos países, la tasa bruta de mortalidad aún partiendo de niveles más altos, hacia el último quinquenio incluido apenas llegan a la mitad de los valores correspondientes a los otros países.

Esto no quiere decir que la mortalidad en los países europeos haya subido últimamente, o que en México y Costa Rica descendió más y con mayor velocidad que en los otros países presentados, de hecho, estos últimos países tienen un nivel de mortalidad menor que el correspondiente a los dos países latinoamericanos incluidos. Lo que sucede en realidad es que tanto Costa Rica como México mantuvieron durante gran parte de este período niveles de fecundidad más bien altos, que al combinarse con una baja importante de la mortalidad provocaron el rejuvenecimiento de sus poblaciones cuyo efecto se manifiesta en el valor extremadamente bajo de sus tasas brutas de mortalidad. Así, mientras en los países europeos el descenso de la mortalidad se manifiesta en la tasa bruta de mortalidad atenuado (y hasta resulta anulado a partir de cierto momento) por el envejecimiento de la población, en los latinoamericanos, dicho descenso aparece exagerado por el efecto contrario (rejuvenecimiento de la población).

Cuadro 1

TASAS BRUTAS DE MORTALIDAD ESTIMADAS PARA LA POBLACION DE AMBOS
SEXOS EN ALGUNOS PAISES CON DISTINTO NIVEL DE DESARROLLO

Períodos	Países					
	Suecia	Checoslovaquia	Francia	España	Costa Rica	México
1910-1914	13,9	20,0	19,8	22,3	-	-
1920-1924	12,4	16,5	17,3	21,0	22,3 ^a	25,0
1930-1934	11,7	13,7	16,0	16,4	22,0 ^a	26,0
1940-1944	10,8	14,3	17,8	15,3	18,3 ^a	22,0
1950-1955	9,8	10,9	12,8	10,2	12,6	16,1
1960-1965	10,0	9,5	11,2	8,8	9,2	11,3
1970-1975	10,4	11,4	10,6	8,3	5,8	8,9
1980-1985	11,0	11,9	11,2	8,7	4,1	6,3

Fuente: Naciones Unidas, Factores determinantes y consecuencias de las tendencias demográficas, ST/SOA, Serie A/50, cuadros V.3 y V.4 (hasta 1945-1949).

Naciones Unidas, World Population Prospects. 1988 Population Studies No. 106, New York, 1989. ST/ESA/SER.A/106.

^a United Nations, Demographic Yearbook, 1966, pág. 344

Tasas de mortalidad por edad

Una de las variables más importantes en la demografía es la edad, esto se debe a que todas las variables demográficas sin excepción tienen un comportamiento diferencial a través de las edades. En el caso de la mortalidad, el estudio de su incidencia según edades se inicia con el cálculo de las tasas de mortalidad por edad.

Estas tasas, además de su carácter de indicadores de la mortalidad por edad, son indispensables para la construcción de otros índices, como la esperanza de vida al nacer, no afectados por la estructura por edades de la población (como ya se mencionó y se verá con mayor detalle en el capítulo IV, recuérdese que la tasa bruta de mortalidad esta afectada por dicha estructura).

Además, vale la pena mencionar que cualquier estudio sobre factores socioeconómicos que afecten el nivel de la mortalidad es necesario hacerlo considerando la variable edad.

Se calculan con la siguiente fórmula:

$$n^m_x^z = \frac{n^D_x^z}{n^N_x^{30-VI-Z}}$$

donde:

$n^m_x^z$ es la tasa de mortalidad del grupo de edad x a $x+n-1$ en el año z

$n^D_x^z$ es el número de defunciones ocurridas en el año z a personas con edades cumplidas entre x y $x+n-1$

$n^N_x^{30-VI-Z}$ es la población al 30 de junio del año z en el grupo de edad x a $x+n-1$

Al igual que con la tasa bruta de mortalidad, las tasas de mortalidad por edad también pueden calcularse utilizando como numerador el promedio de las defunciones de tres años consecutivos para suavizar irregularidades en la información básica. Usualmente se calculan por grupos quinquenales de edad, pero debido a la variación relativamente importante de la mortalidad al principio de la vida, se acostumbra dividir al primer grupo quinquenal en menores de un año y uno a cuatro años.

Una cosa importante es que, al calcular tasas de mortalidad por edad, se elimina el efecto de las diferentes estructuras por edad (presente en la tasa bruta de mortalidad) lo que las hace comparables para diferentes poblaciones.

Esperanza de vida al nacer

La esperanza de vida al nacer es una medida resumen apta para comparar la mortalidad de diferentes poblaciones y para la misma población a través del tiempo ya que no está afectada por la estructura por edades de la población.

La esperanza de vida a determinada edad "x" es una estimación del número promedio de años que le restaría vivir a una persona si las condiciones de mortalidad actuales permaneciesen constantes. Se calcula tomando como base las tasas de mortalidad por edad. Es una medida hipotética y un buen indicador de las condiciones de salud. Para obtenerla se requiere de la elaboración de una tabla de mortalidad que proporciona estimaciones de la esperanza de vida a diferentes edades. Sin embargo como indicador del nivel de la mortalidad se acostumbra utilizar la esperanza de vida al nacer, es decir, a la edad exacta 0 ya que resume el efecto de la mortalidad a través de todas las edades.

Una definición de la esperanza de vida al nacer es la siguiente:

Es el número promedio de años que vivirían los integrantes de una cohorte hipotética de personas que permaneciese sujeta a la mortalidad imperante en la población en estudio desde su nacimiento hasta su extinción.

Generalizando nuestra definición se podría decir que la esperanza de vida a la edad "x" es el número promedio de años que vivirían los integrantes de la cohorte hipotética que sobrevivan a la edad exacta "x", entre esta edad y hasta que fallezca el último de sus integrantes, siempre bajo el supuesto de que permanecen sujetos a la mortalidad imperante en la población en estudio.

Como la mortalidad cambia y generalmente desciende con el tiempo, también cambiará la esperanza de vida de las personas sobrevivientes:

"Si no cambian las tasas de mortalidad por edad vigentes para 1984, los varones costarricenses nacidos en 1984 pueden esperar vivir 72,1 años como promedio. Análogamente, las mujeres pueden esperar vivir 76,7 años".

En realidad, como se espera que la mortalidad en Costa Rica continúe descendiendo, los varones y las mujeres costarricenses nacidos en 1984 vivirán, en promedio, más de 72,1 y 76,7 años respectivamente. La disminución de la mortalidad llevará la esperanza de vida, a valores aún mayores, de esta disminución, se beneficiaron no sólo los nacidos después de 1984 sino toda la población, incluyendo los niños nacidos en 1984 que continúan vivos.

Cabe advertir que, cuando la mortalidad es relativamente elevada, la esperanza de vida al nacer es menor que la esperanza de vida a la edad exacta 1. Esto es así ya que en estas condiciones la mortalidad en el primer año de vida es muy elevada, lo que provoca que los niños que alcanzan su primer cumpleaños, al superar un tramo de edad de alto riesgo de muerte, aumenten de manera notoria el promedio de años que les queda por vivir.

Este efecto va perdiendo importancia a medida que se eleva la esperanza de vida (disminuye la mortalidad). Este hecho se ejemplifica a continuación con valores derivados de las tablas de mortalidad de Costa Rica, correspondientes a ambos sexos.

Cuadro 2.

COSTA RICA: ESPERANZA DE VIDA AL NACER Y
A LA EDAD 1. BOS SEXOS. 1950-1984

Año	Esperanza de vida		Diferencia
	al nacer	a la edad 1	
1950	55,7	60,7	5,0
1963	63,3	67,8	4,5
1973	68,4	70,9	2,5
1984	74,3	75,0	0,7

Fuente: MIPLAN, CEÍADE Y DGEC, Costa Rica: Tablas abreviadas de mortalidad por sexo 1950, 1963, 1973 y 1984. Tablas quinquenales 1950-2025, Fas.F/C.R. 2 San José, marzo de 1988.

Existen otras medidas demográficas utilizadas en el estudio de la mortalidad como la tasa de mortalidad infantil, las tasas de mortalidad por causas y la tasa de mortalidad materna que se presentarán en capítulos posteriores junto con algunas medidas que tienen relación con ella como las tasas de morbilidad, de letalidad y otras.

III. MORTALIDAD POR SEXO, EDAD Y CAUSAS DE MUERTE

1. Mortalidad diferencial

En Demografía se entiende por mortalidad diferencial "el estudio de la mortalidad entre diversos grupos según sus características y condiciones socioeconómicas".

La mortalidad diferencial entre distintas subpoblaciones de un país refleja las diferentes condiciones de vida dentro del mismo. En general, se puede decir que la mortalidad de las clases sociales bajas es mayor que la de las clases altas; que la mortalidad es más elevada en la población sin instrucción que entre aquella que cuenta con algunos años de estudio; que la mortalidad de la población rural es mayor que la de la población urbana; que la mortalidad es mayor entre los solteros que entre los casados; que es mayor en la población indígena que en la no indígena, etc.

La mortalidad al principio de la vida es muy sensible a los cambios en las condiciones de vida. Es por esta razón por la que muchas veces se usa esta medida como indicador de las condiciones socioeconómicas de una población. Así, los estudios sobre la mortalidad diferencial en los primeros años de vida realizados por CELADE (programa IMIAL: Investigación de la Mortalidad Infantil en América Latina⁵) demuestran la existencia de grandes diferencias entre los diversos grupos de una población. Por ejemplo, con el Censo de Costa Rica de 1984, se ha podido estudiar la mortalidad infantil según condiciones de la vivienda, haciendo una categorización de las mismas en base a los servicios con que cuentan, determinándose que la mortalidad infantil de los niños residentes en viviendas malas es casi el doble que el correspondiente a las viviendas adecuadas⁶.

En estos apuntes se hará énfasis fundamentalmente en la mortalidad diferencial según las variables sexo y edad. Aunque ésta forma parte de la mortalidad diferencial, generalmente la mortalidad por sexo y edad se estudia como parte de la mortalidad general y con la mortalidad diferencial se hace referencia a la mortalidad según variables socioeconómicas.

⁵ Behm, H. y Primante, D., Mortalidad en los primeros años de vida en la América Latina. Notas de Población, CELADE, Año VI, N^o. 16, abril de 1978.

⁶ CELADE, MINSA y UCR, Costa Rica: Los grupos sociales de riesgo para la sobrevivencia infantil, 1960-1984, Serie A, No. 1049, San José, marzo de 1987.

2. Mortalidad por edad

La mortalidad varía de acuerdo con la edad de los individuos. Por regla general, la mortalidad es alta en las primeras edades, superada la primera semana de vida desciende en forma rápida, es relativamente baja durante la niñez (de los 5 a los 10 años de edad), luego va aumentando suavemente hasta alrededor de los 40 a 50 años para posteriormente aumentar su ritmo de crecimiento y alcanzar nuevamente niveles elevados en las últimas edades.

Una representación gráfica de las tasas de mortalidad por edad de una población con una mortalidad alta, tiene la forma de la letra U mientras que la correspondiente a una población con una mortalidad baja parece más bien una letra J. Esto indica que en un país con una mortalidad baja la mortalidad infantil es menos elevada que la mortalidad adulta. Además, se puede esperar que cuando en una población desciende la mortalidad, entre las tasas que lo hacen con mayor rapidez se encuentran las correspondientes a las primeras edades.

En el gráfico 2.a se presentan las tasas de mortalidad por edades de Honduras (un país con alta mortalidad) y Suecia (que corresponde a una población con mortalidad muy baja) en un gráfico semilogarítmico, para observar estas formas típicas, se requiere ver el gráfico 1.a, donde se puede apreciar claramente la forma de U para el caso hondureño, trasladando a ese mismo gráfico la curva de Suecia se podría apreciar claramente la forma de J.

En el cuadro 3 se observan los valores de las tasas de mortalidad por edades de los mismos dos países junto con el valor de la sobremortalidad hondureña respecto a la sueca⁷. Esta sobremortalidad está representada en el gráfico 2.b, se puede observar que las diferencias más grandes se encuentran en los primeros grupos de edades, con un máximo en el grupo 1-4, la mortalidad en este grupo de edad es casi 40 veces mayor en Honduras que en Suecia; luego sigue en orden de magnitud la sobremortalidad del grupo 5-9 y después la mortalidad de los menores de un año. Del grupo 10-14 en adelante, con el aumento de la edad las diferencias disminuyen⁸.

⁷ Este índice de sobremortalidad se ha calculado dividiendo, para cada grupo de edad, la tasa correspondiente a la población de Honduras entre la de Suecia. Indica la magnitud en que la mortalidad hondureña es superior a la sueca, así por ejemplo, un valor igual a 2 indica que la mortalidad del grupo correspondiente es, en Honduras, el doble que en Suecia.

⁸ Hay que destacar también que, en el cuadro 2, la tasa bruta de mortalidad de Honduras es solamente 1,4 veces mayor que la de Suecia, mientras que la gran mayoría de las tasas por edades tienen diferencias superiores a este valor. Esto se debe fundamentalmente a las distintas estructuras por edad de las poblaciones consideradas.

Gráfico 2.a

HONDURAS Y SUECIA: TASAS DE MORTALIDAD POR GRUPOS DE EDADES

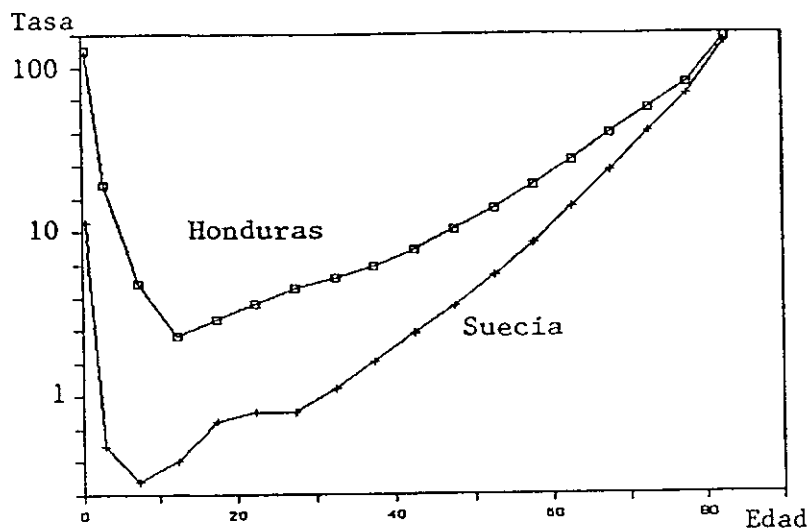
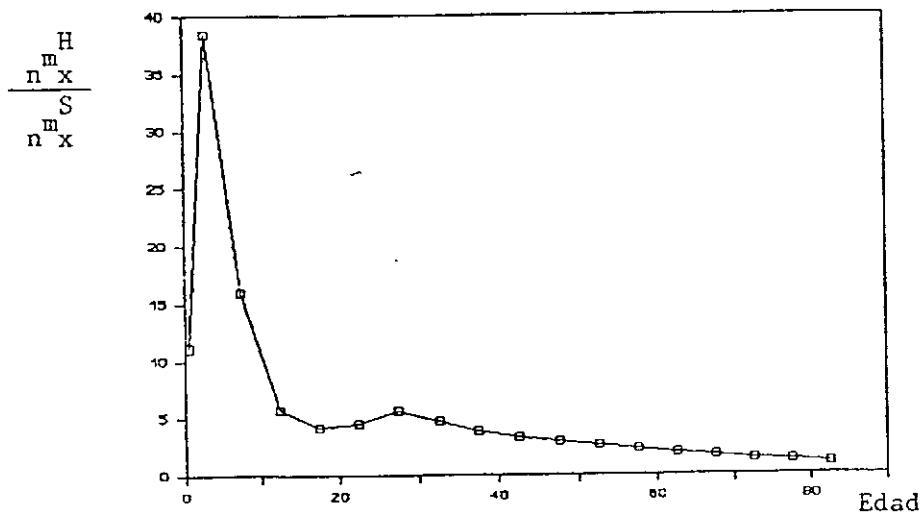


Gráfico 2.b

RAZON ENTRE LAS TASAS DE MORTALIDAD DE HONDURAS Y SUECIA (Sobremortalidad hondureña)



Las diferencias entre estos dos países son representativas también de lo que ocurre cuando en un país la mortalidad baja de un nivel alto a uno bajo. La estructura cambia de una 'U' hacia una 'J', implicando un descenso mayor en los primeros grupos de edades y menor en las edades avanzadas.

En el gráfico 3 se representa el descenso en las tasas de mortalidad en algunos grupos de edades ocurrido en los Estados Unidos entre 1905 y 1953. Este tipo de descenso por edades se puede ver como un proceso general, es decir, un descenso mayor en el grupo de edad 1-4 años, luego en el 5-14 y en los menores de un año. Los cambios en los otros grupos de edades son cada vez menores a medida que aumenta la edad.

Cuadro 3

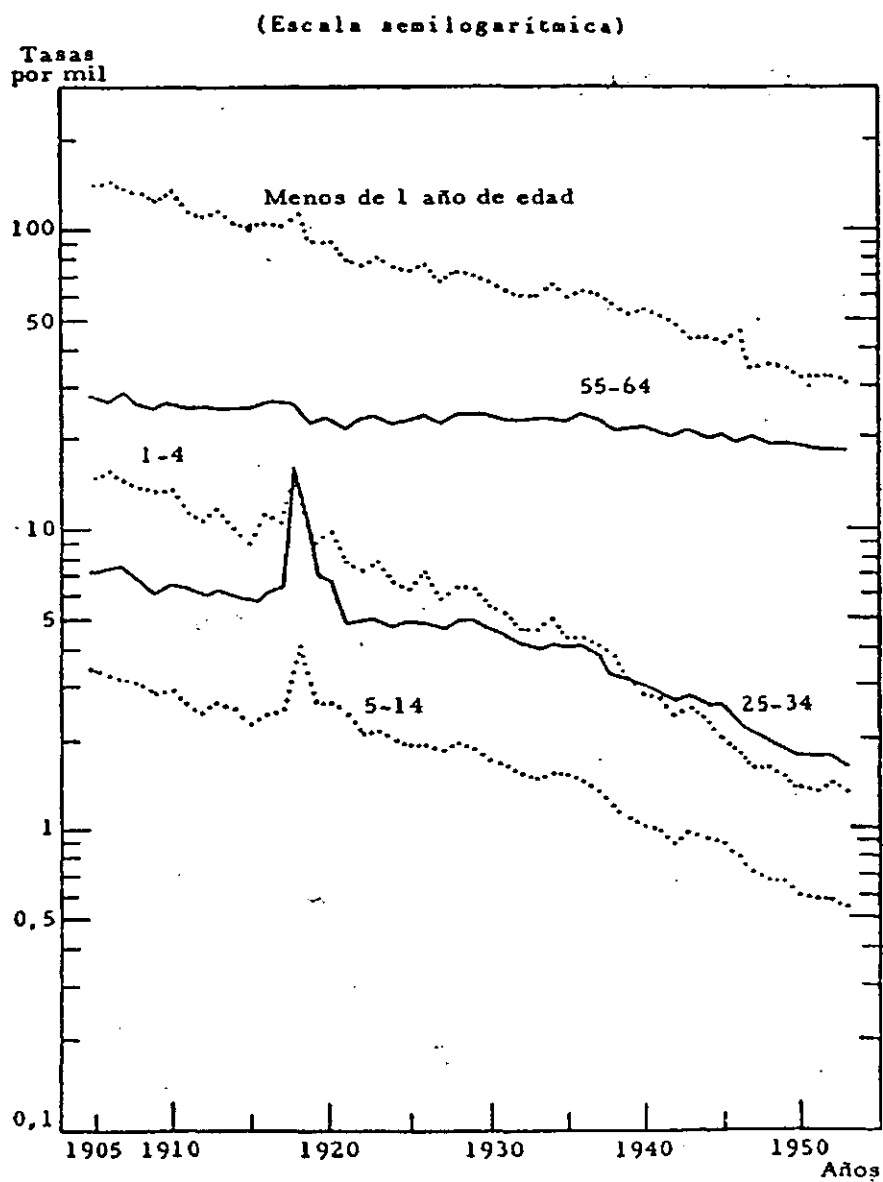
TASAS DE MORTALIDAD POR GRUPOS DE EDADES PARA LA POBLACION DE AMBOS SEXOS EN HONDURAS Y SUECIA HACIA 1971

Grupos de edades	Honduras 1971-72	Suecia 1971	Sobremortalidad de Honduras respecto a Suecia ¹
Total e°	53,3	74,5	1,4
0	127,9	11,5	11,1
1-4	19,2	0,5	38,4
5-9	4,8	0,3	16,0
10-14	2,3	0,4	5,8
15-19	2,9	0,7	4,1
20-24	3,6	0,8	4,5
25-29	4,5	0,8	5,6
30-34	5,2	1,1	4,7
35-39	6,1	1,6	3,8
40-44	7,7	2,4	3,2
45-49	10,2	3,5	2,9
50-54	13,8	5,4	2,6
55-59	18,9	8,4	2,3
60-64	26,5	13,9	1,9
65-69	38,7	22,9	1,7
70-74	55,1	39,4	1,4
75-79	78,9	66,7	1,2
80 y más	150,4	141,4	1,1

¹ Esta sobremortalidad esta calculada dividiendo la mortalidad de Honduras entre la de Suecia para cada grupo de edad

Fuente: Ortega, A. y Rincón, M., Mortalidad. Encuesta Demográfica Nacional de Honduras, EDENH, fascículo 1, CELADE, Serie A, N° 129, agosto de 1975.

Gráfico 3

TENDENCIA DE LA MORTALIDAD EN ALGUNOS GRUPOS DE EDAD EN LOS
ESTADOS UNIDOS (1905-1953)

Todo esto no significa que no existan diferencias en la mortalidad por edades entre dos poblaciones con un nivel de mortalidad igual o semejante⁹, existen diversos comportamientos de la mortalidad por edad a los que puede corresponder la misma esperanza de vida al nacer¹⁰.

En general se puede decir que la estructura de la mortalidad por edades en los países de América Latina presenta una mortalidad adulta relativamente baja en relación a la mortalidad juvenil, de hecho, en las edades avanzadas, arriba de los 65 años, algunos países latinoamericanos tienen tasas de mortalidad menores que las correspondientes a países con una esperanza de vida igual o aún mayor, un ejemplo de esto se puede apreciar en los gráficos 4.a y 4.b, en los que se presentan las tasas de mortalidad para Costa Rica y Suecia. Se puede apreciar claramente, sobre todo para los hombres, cómo en las últimas edades las tasas de mortalidad de Suecia superan a las de Costa Rica.

También se observan diferencias al principio de la vida, en la relación que guardan por ejemplo la mortalidad de los menores de un año respecto a la mortalidad del grupo 1-4, en Africa y algunos países centroamericanos (caso de Guatemala), la mortalidad del grupo 1-4 es relativamente alta en comparación con la mortalidad infantil.

Otra forma de estudiar la mortalidad por edades es hacerlo utilizando la distribución por edades de las defunciones. Para esto es necesario tener presente que la distribución relativa de las muertes por edades depende tanto de la estructura de la mortalidad como de la propia estructura por edades de la población. Si una población tiene una estructura por edades joven, se puede esperar que ocurran relativamente muchas defunciones en estas edades. Al contrario, en una población envejecida, la mayoría de las muertes ocurren en las edades avanzadas

En el cuadro 4 se comparan las defunciones por grandes grupos de edades en Honduras y Suecia. Se observa que en Honduras casi un 40 por ciento corresponde a menores de un año, mientras que en Suecia este grupo representa apenas un 1,5 por ciento. Asimismo, mientras en Suecia cerca de tres cuartas partes de los fallecidos han vivido más de 65 años, en Honduras solamente un 10 por ciento de las muertes totales alcanzan esta edad.

⁹ Para medir el nivel de la mortalidad, como ya se ha mencionado, el mejor indicador es la esperanza de vida al nacer, en consecuencia, esta afirmación es equivalente a decir: Aún cuando dos poblaciones tengan la misma esperanza de vida al nacer, es posible que existan discrepancias entre sus correspondientes estructuras por edad de la mortalidad.

¹⁰ Ver por ejemplo: Coale y Demeny, Regional Model Life Tables and Stable Populations, Princeton University Press, Princeton, New Jersey, 1966.

Es importante repetir que estos contrastes se deben tanto a las diferentes estructuras de las tasas de mortalidad por edades como a las de las correspondientes poblaciones. Mientras Suecia tiene una población envejecida con una mortalidad en las primeras edades baja, Honduras tiene una población joven y presenta tasas de mortalidad elevadas al principio de la vida.

Cuadro 4

DEFUNCIONES Y DISTRIBUCION RELATIVA POR GRANDES GRUPOS DE EDADES EN DOS PAISES DE DIFERENTE NIVEL DE MORTALIDAD

Grupos de edades	Suecia 1971 ^a			Honduras 1971-72 ^b		
	Número	Porcentajes Parcial	Acumulado	Número	Porcentajes Parcial	Acumulado
Total	82 717	100,0	100,0	725	100,0	100,0
0	1 270	1,6	1,6	289	39,9	39,9
1-4	193	0,2	1,8	144	19,9	59,8
5-14	360	0,4	2,2	61	8,4	68,2
15-44	3 714	4,5	6,7	78	10,7	78,9
45-64	15 362	18,6	25,3	76	10,5	89,4
65 y más	61 818	74,7	100,0	77	10,6	100,0

^a Naciones Unidas: Demographic Yearbook 1974

^b Ortega, A. y Rincón, M., Mortalidad. Encuesta Demográfica Nacional de Honduras, EDENH, fascículo 1, CELADE, Serie A, N° 129, agosto de 1975.

Gráfico 4.a

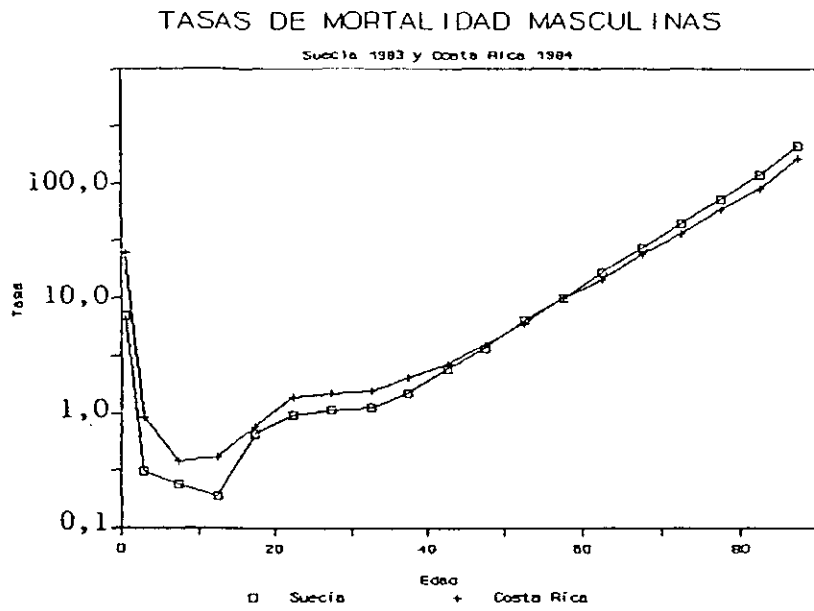
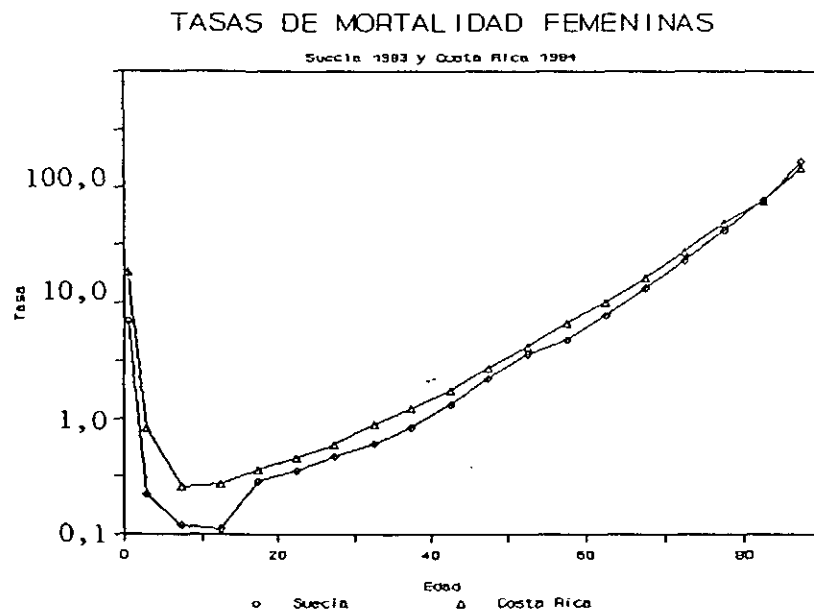


Gráfico 4.b



3. La mortalidad por sexo y edades

La mortalidad es diferencial por sexo. Por causas biológicas y socioeconómicas las mujeres presentan una mortalidad menor que los hombres. La población masculina parece ser biológicamente más débil que la femenina y además está más expuesta a la muerte por accidentes automotores y laborales. Es difícil estimar qué parte de la sobremortalidad masculina se debe a causas biológicas y qué parte a causas externas.

Son muy pocos los países donde la esperanza de vida al nacer de las mujeres es menor, y por lo tanto la mortalidad mayor, que la de los hombres. Actualmente esto se presenta solamente en algunos países de Africa y Asia. Esta situación (mortalidad general femenina mayor que la masculina), solamente se observa en situaciones de mortalidad elevada, es decir, cuando la esperanza de vida al nacer es muy baja (véase el cuadro 5).

Analizando estas diferencias por edades, si bien la sobremortalidad masculina se presenta, en términos generales, en todos los grupos de edades, sobre todo en situaciones de baja mortalidad, cuando la mortalidad es relativamente elevada, ocurre que en algunas edades las tasas de mortalidad femenina son mayores que las masculinas (por ejemplo, en las edades 25-29 años, a causa de una mortalidad materna relativamente importante).

La diferencia en la esperanza de vida al nacer entre los dos sexos, puede alcanzar hasta 8 años. Es importante tener presente que esta diferencia no está directamente asociada con el nivel de la mortalidad, es posible encontrar dos poblaciones que tengan, por ejemplo, la misma esperanza de vida al nacer para las mujeres, pero en las que los valores para los hombres sea diferente.

Cuando la mortalidad está en un proceso de descenso, la mortalidad femenina desciende más rápido que la masculina, es decir, el diferencial aumenta. También se dice que la sobremortalidad masculina aumenta.

En el cuadro 6 y el gráfico 5.a se presentan las tasas de mortalidad por sexo y edad de Honduras en 1971-1972 y de Suecia en 1971, se observa que las tasas de mortalidad de la población masculina son mayores en todas las edades en los dos países considerados.

En el mismo cuadro 6 y en el gráfico 5.b se presenta un indicador de la sobremortalidad masculina, el cociente que resulta de dividir, para cada grupo de edad, la tasa masculina entre la femenina. En el gráfico 5 se puede observar claramente que en prácticamente todas las edades (con la única excepción de los menores de un año) es mayor en Suecia. Esto muestra lo que se señaló anteriormente, es decir, que la sobremortalidad masculina es mayor cuando la mortalidad es menor.

La sobremortalidad masculina presenta los valores más elevados alrededor del grupo 20-24 años, y posteriormente en las edades cercanas a los 60 años.

También en el cuadro 6 se han calculado, como indicadores de la sobremortalidad hondureña respecto a la sueca, los cocientes resultantes de dividir las tasas del mismo sexo y grupo de edades de la población de Honduras, entre las de Suecia. Como se puede observar, la sobremortalidad femenina es mayor que la masculina, lo que señala una vez más, que en un proceso de descenso de la mortalidad, desciende más la femenina que la masculina.

Cuadro 5

AMERICA LATINA: ESPERANZA DE VIDA AL NACER POR SEXO.
1950-55 Y 1980-85

País	1950-1955			1980-1985		
	Mujeres	Hombres	Dif.	Mujeres	Hombres	Dif.
Argentina	65,14	60,42	4,72	73,13	66,42	6,71
Bolivia	42,49	38,49	4,00	53,03	48,55	4,48
Brasil	52,75	49,32	3,43	66,00	60,95	5,05
Colombia	52,62	48,77	3,85	65,96	61,41	4,55
Costa Rica	58,55	56,04	2,51	75,85	71,33	4,52
Cuba	61,28	57,77	3,51	75,95	72,52	3,43
Chile	55,75	51,85	3,87	74,55	67,55	7,00
Ecuador	49,63	47,13	2,50	66,39	62,25	4,14
El Salvador	46,47	44,10	2,37	63,89	50,74	13,15
Guatemala	42,35	41,85	0,50	61,26	56,80	4,46
Haití	38,87	36,32	2,55	54,37	51,16	3,21
Honduras	43,81	40,88	2,93	63,99	59,98	4,01
México	52,37	49,20	3,17	70,64	64,24	6,40
Nicaragua	43,73	40,89	2,84	60,99	58,68	2,31
Panamá	56,22	54,35	1,87	72,85	69,20	3,65
Paraguay	64,66	60,68	3,98	68,57	64,42	4,15
Perú	45,00	42,86	2,14	60,51	56,78	3,73
Rep. Dominicana	47,31	44,74	2,57	63,97	60,27	3,70
Uruguay	69,40	63,28	6,12	73,74	67,11	6,63
Venezuela	56,61	53,83	2,78	72,07	66,02	6,05

Cuadro 6

TASAS DE MORTALIDAD POR SEXO Y GRUPOS DE EDADES
HONDURAS 1971-1972 Y SUECIA 1971

Grupos de edades	Honduras 1971-1972		Suecia 1971		Sobremortalidad			
					Masculina		Hondureña	
	Hombres	Mujeres	Hombres	Mujeres	Honduras	Suecia	Hombres	Mujeres
Total	15,9	12,5	11,3	9,2	1,27	1,23	1,41	1,36
0	155,4	99,0	13,1	9,9	1,57	1,32	11,86	10,00
1-4	21,1	17,3	0,5	0,4	1,22	1,25	42,20	43,25
5-9	4,9	4,7	0,4	0,2	1,04	2,00	12,25	23,50
10-14	2,3	2,2	0,4	0,3	1,05	1,33	5,75	7,33
15-19	2,9	2,8	1,0	0,4	1,04	2,50	2,90	7,00
20-24	3,8	3,4	1,1	0,4	1,12	2,75	3,45	8,50
25-29	4,7	4,3	1,1	0,4	1,09	2,75	4,27	10,75
30-34	5,4	5,0	1,4	0,8	1,08	1,75	3,86	6,25
35-39	6,3	5,9	2,0	1,1	1,07	1,82	3,15	5,36
40-44	8,1	7,3	3,0	1,7	1,11	1,76	2,70	4,29
45-49	10,8	9,6	4,4	2,6	1,13	1,69	2,45	3,69
50-54	14,6	12,8	6,7	4,0	1,14	1,68	2,18	3,20
55-59	20,2	17,5	10,7	5,9	1,15	1,81	1,89	2,97
60-64	28,0	25,0	18,0	9,5	1,12	1,89	1,56	2,63
65-69	40,3	37,0	29,7	15,8	1,09	1,88	1,36	2,34
70-74	57,1	53,0	49,2	29,2	1,08	1,68	1,16	1,82
75-79	79,8	78,0	79,2	53,6	1,02	1,48	1,01	1,46
80 Y +	150,8	150,0	157,1	125,0	1,01	1,26	0,96	1,20

Fuente: Ortega, A., y Rincón, M., Mortalidad, CELADE y Dirección General de Estadística y Censos, Honduras, EDENH, Vol. IV, agosto de 1975. Naciones Unidas, Demographic Yearbook, 1972.

Gráfico 5.a

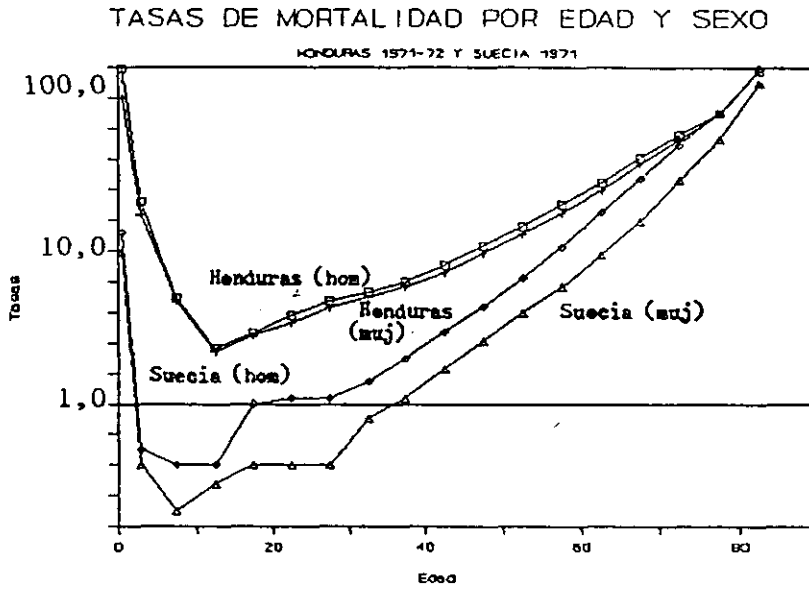
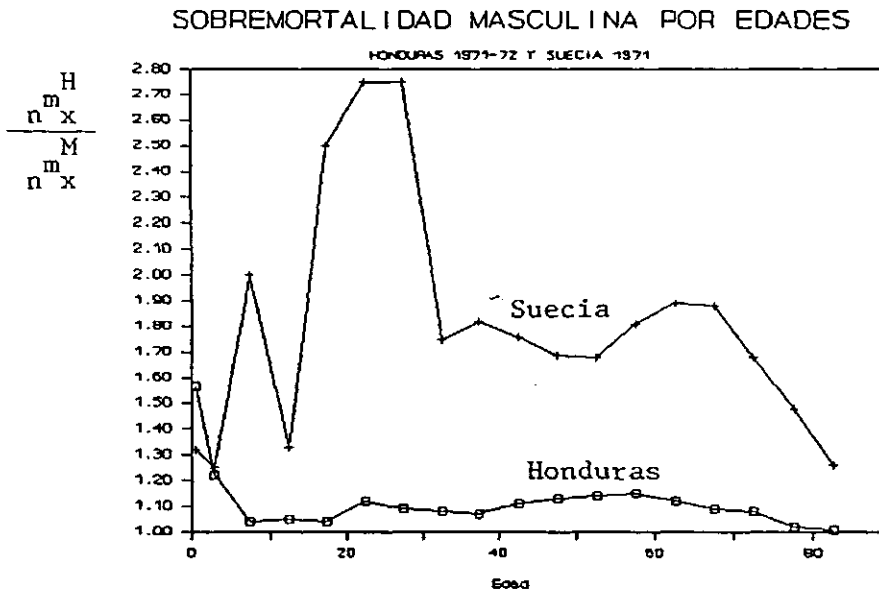


Gráfico 5.b



4. Mortalidad según causas

Hasta aquí se han desarrollado aspectos de la mortalidad general y de las características biológicas, sexo y edad, ligadas a ella. No escapa a este conocimiento la región latinoamericana; es así que se pueden citar los niveles de mortalidad, el diferencial entre sexos, la estructura de la mortalidad, etc. para todos los países de la región.

Pero un panorama completo de esta variable sólo se puede obtener incorporando al estudio de la mortalidad el correspondiente a las causas que provocan el hecho. Toda defunción tiene una causa, entendiéndose por esto la enfermedad, traumatismo o lesión que conduce a la muerte.

Justifica el profundizar en aspectos relacionados entre la mortalidad general y la mortalidad por causas, la estrecha vinculación existente entre el nivel de la mortalidad y el comportamiento de las causas o grupos de causas de muerte. Es decir que los cambios en el nivel de la mortalidad, por ejemplo, el paso de niveles elevados a bajos o intermedios está vinculado y explicado por los cambios observados en las causas de muerte.

Y es en este campo donde el conocimiento de la realidad latinoamericana es deficiente, fundamentalmente por las limitaciones de la información, sobre causas de muerte, en la mayoría de los países de la región.

La información básica que se necesita son las defunciones registradas por causa, desagregadas por sexo y edades.

Existen diversas formas de clasificar las defunciones según causa, a continuación se hace una descripción de algunas de ellas.

Clasificaciones de las causas de muerte

En primera instancia, se pueden clasificar las causas de muerte en dos grandes grupos, según su naturaleza:

- Las causas endógenas que provienen de la constitución genética del individuo, de las malformaciones congénitas, del traumatismo provocado por el nacimiento o del deterioro producido por el envejecimiento del organismo.
- Las causas exógenas que corresponden a circunstancias o factores externos al individuo, tales como las enfermedades infecciosas y parasitarias y los traumatismos accidentales.

Cuando la mortalidad desciende, pierden importancia relativa las muertes por causas exógenas, fundamentalmente las debidas a enfermedades infecciosas y parasitarias, y aumenta la importancia relativa de las muertes provocadas por causas endógenas.

Otra clasificación, utilizada en un estudio teórico elaborado por las Naciones Unidas¹¹, agrupa las enfermedades según su comportamiento frente a la acción sanitaria, es decir, su mayor o menor resistencia a los progresos médicos y a los programas de salud, consta de cinco grupos:

Grupo I: Enfermedades infecciosas y parasitarias, enfermedades del aparato respiratorio, gripe, neumonía, y bronquitis antes de los cinco años.

Grupo II: Cáncer.

Grupo III: Enfermedades cardiovasculares y bronquitis después de los cinco años.

Grupo IV: Violencia.

Grupo V: Restantes causas de muerte y causas mal definidas y desconocidas.

Utilizando esta clasificación de las defunciones, las tasas de mortalidad por causas de 22 poblaciones reales que cubrían un amplio rango de variación de la mortalidad (esperanza de vida al nacer entre 41,8 y 73,0 años) y la estructura de la población mundial en 1960, se construyeron las distribuciones de las defunciones por causa, según esperanza de vida, entre los 40 y los 75 años. Los resultados se muestran en el cuadro cuadro 7 y el gráfico 6. Las principales conclusiones son las siguientes:

1) Cuando la esperanza de vida al nacer pasa de 40 a 60 años, la proporción de muertes debidas a las causas del grupo I disminuye. Las muertes correspondientes a los grupos II y III aumenta, mientras que las correspondientes al grupo V aumentan ligeramente.

2) cuando la esperanza de vida pasa de 60 a 70 años, las causas del grupo I continúan disminuyendo mientras que las correspondientes a los grupos II y III aceleran su ritmo de aumento. La proporción correspondiente al grupo V prácticamente permanece constante.

¹¹ Naciones Unidas, Boletín de Población de las Naciones Unidas, con especial referencia a la situación y las tendencias recientes de mortalidad en el mundo, N° 6, 1962

3) Cuando la esperanza de vida supera los 70 años, las tendencias observadas en los grupos II y III continúan desarrollándose, mientras las del grupo V disminuyen rápidamente y las del grupo I prácticamente dejan de tener significación.

Si se desea reclasificar estos cinco grupos en causas endógenas y exógenas, se puede considerar que los grupos I, IV y V como correspondientes a causas exógenas y los grupos II y III a causas endógenas.

Todas estas clasificaciones, junto con otras más que se utilizan frecuentemente¹² se apoyan en la Clasificación Internacional de Enfermedades¹² que tiene su origen en la necesidad de contar con estadísticas sobre causas de muerte comparables tanto en el tiempo como en el espacio.

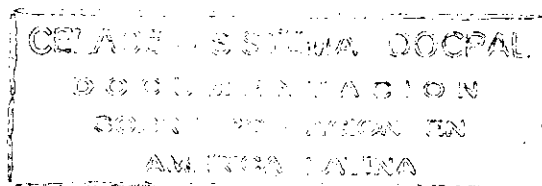
Esta clasificación tiene varios niveles de desagregación.

En primer término, se puede hablar de la clasificación de "las mil causas", que esta codificada a tres dígitos. Esta clasificación esta dividida a su vez en 17 capítulos, que pueden ser utilizados como una clasificación más agregada. En el anexo 1 se presenta un resumen de dicha clasificación.

También existe la lista A de 150 causas, cuyo nivel de agregación por supuesto es mayor, pero que permite hacer análisis con cierto detalle. Por último, existe la lista B de 50 causas, que presenta la ventaja de que las tabulaciones por causa de muerte son simples y fáciles de manejar a cambio de presentar un grado de detalle relativamente bajo.

Se recomienda codificar las defunciones con el código correspondiente a la lista más detallada, con cuatro dígitos, (si bien tiene tres dígitos originalmente, cada categoría se encuentra subdividida a su vez con un cuarto dígito), haciendo uso de la novena revisión de CIE se llega a un total de alrededor de 5200 causas de muerte, esto permite la generación de tabulados especiales con la clasificación más adecuada para estudios específicos, y además puede ser agrupada mecánicamente en cualquiera de las dos clasificaciones menores con fines de publicación (y aún adaptable a clasificaciones especiales que desee utilizar el país en cuestión).

¹² OPS/OHS, Manual de la Clasificación Estadística Internacional de Enfermedades, Traumatismos y Causas de Defunción, Novena Revisión, Washington, D. C., 1978



Distribución de las muertes según causas

En el cuadro 7 y en el gráfico 6 se puede observar el comportamiento descrito en el punto anterior, mientras la esperanza de vida tiene un valor relativamente bajo (es decir, mientras la mortalidad es elevada), la mayoría de las defunciones corresponden a causas de tipo exógeno (grupos I, IV y V), mientras que cuando dicho indicador aumenta, las causas exógenas pierden importancia ante las de tipo endógeno, a excepción de las correspondientes a violencia (grupo IV).

Cuadro 7

EVOLUCION DE LA DISTRIBUCION DE LAS MUERTES POR CAUSAS
DE DEFUNCION EN UNA POBLACION DE ESTRUCTURA JOVEN
SEGUN ESPERANZAS DE VIDA AL NACER

e_0^0	Grupos de causas				
	I	II	III	IV	V
40	43,7	3,7	14,8	3,5	34,3
42	41,5	4,1	15,6	3,6	35,2
44	39,6	4,4	16,3	3,8	35,9
46	37,6	4,8	17,1	4,0	36,5
48	35,9	5,2	17,9	4,1	36,9
50	34,1	5,6	18,7	4,3	37,3
52	32,3	6,0	19,5	4,5	37,7
54	30,3	6,6	20,3	4,6	38,2
56	28,2	7,1	21,2	4,8	38,7
58	25,9	7,8	22,1	5,0	39,2
60	23,7	8,5	23,2	5,2	39,4
62	21,4	9,4	24,5	5,4	39,3
64	19,0	10,4	25,9	5,7	39,0
66	16,4	11,6	27,5	6,0	38,5
68	13,8	13,2	29,5	6,4	37,1
70	10,8	15,2	32,2	6,8	35,0
72	7,8	17,8	35,5	7,6	31,3
74	4,7	21,4	40,1	8,4	25,4
76	1,5	26,6	46,8	9,6	15,5

FUENTE: Naciones Unidas, Boletín deop. cit.

Es importante tener presente que la distribución por causas depende de la estructura por edades. Una población con una estructura envejecida tenderá a tener una mayor proporción de muertes debidas a enfermedades degenerativas (cáncer y enfermedades cardiovasculares), mientras que una población joven tendrá mayor proporción de muertes debidas a enfermedades de tipo exógeno (accidentes y enfermedades infecciosas). Como ya se mencionó, las distribuciones que se presentan en el cuadro 6 se obtuvieron utilizando una población joven.

En información de poblaciones reales también influye la proporción de defunciones correspondientes a causas mal definidas y causas desconocidas, que en algunos países llega a ser importante. De hecho, la proporción de defunciones incluidas en este grupo suele ser un indicador que se tiene en cuenta para hacer una evaluación de la calidad del registro de defunciones.

En el cuadro 8 se presenta información, sobre causas de muerte, para países seleccionados, utilizando la clasificación propuesta por Naciones Unidas.

El reagrupamiento se efectúa a partir de una lista de 55 causas de muerte denominada AM, derivada de la novena revisión de la Clasificación Internacional de las Enfermedades de la Organización Mundial de la Salud, correspondiente al año 1975. En el caso de Japón en 1950, el agrupamiento se realiza a partir de la lista B de 50 causas de muerte con base en la sexta revisión de la CIE de 1948.

Junto a la distribución de las causas de muerte se muestra en el cuadro la esperanza de vida de los países, con la intención de asociar el nivel de la mortalidad y la estructura por grandes grupos de causas de muerte.

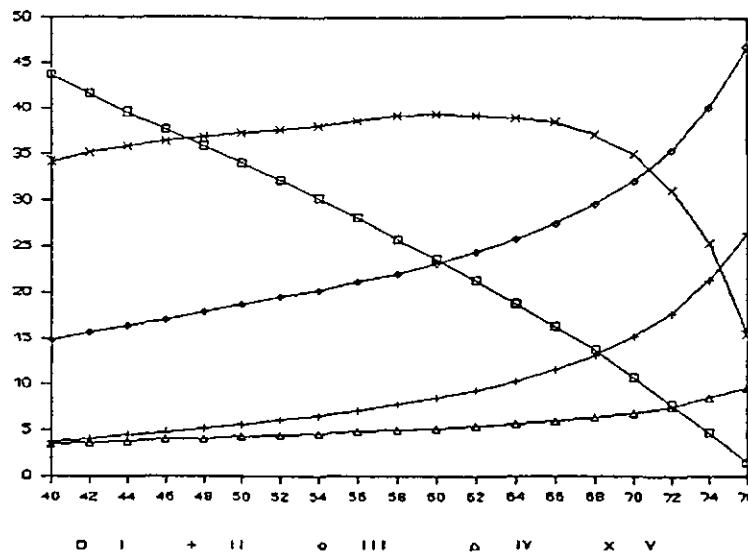
Las distribuciones calculadas corresponden a países de muy baja mortalidad y de mortalidad intermedia, no se encuentran representados países de alta mortalidad; la razón estriba en que, o no se dispone de la información o ésta es de muy mala calidad.

El cuadro responde, aproximadamente, a lo esperado. Es decir una mayor preponderancia de la mortalidad de tipo endógeno en los países de baja mortalidad y un mayor peso de la mortalidad exógena en los países de mortalidad intermedia. Este proceso se puede visualizar comparando, Japón en 1984, Canadá, Costa Rica y Cuba, con República Dominicana, El Salvador y Japón en 1950, o tomando Japón en los dos momentos.

Adicionalmente, en el cuadro 7, se tiene el peso que representa la rúbrica AM 48 (síntomas, signos y estados morbosos mal definidos) y la B 45 (senilidad sin mención de psicosis y causas mal definidas o desconocidas) sobre el total de defunciones.

Gráfico 6

EVOLUCION DE LA DISTRIBUCION DE LAS MUERTES POR CAUSAS DE DEFUNCION EN UNA POBLACION DE ESTRUCTURA JOVEN SEGUN ESPERANZAS DE VIDA AL NACER



Cuadro 8

DISTRIBUCION PORCENTUAL DE LAS MUERTES SEGUN LOS GRUPOS DE CAUSAS DE DEFUNCION EN PAISES SELECCIONADOS.

Grupos de causas	Países						
	Japón 1950	Japón 1984	Canadá 1984	Costa Rica 1983	Cuba 1983	Rep. Dominicana 1982	El Salvador 1984
e^0_0	57,9	77,3	75,1	74,3	74,3	64,1	58,6
Total	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0
I	25,2	6,9	3,7	8,0	8,4	13,7	14,0
II	7,1	24,6	25,5	19,7	18,8	6,0	3,6
III	18,4	42,0	45,8	29,5	44,3	20,0	11,6
IV	5,6	7,7	8,0	9,3	11,3	7,7	20,6
V	34,9	14,6	15,9	29,7	16,9	31,1	26,9
AM 48	8,8*	4,2	1,1	3,8	0,3	21,5	23,3

* Corresponde a la B 45.

Fuentes: Naciones Unidas. Anuarios Demográficos de 1952 y 1985. Population Studies, No.86, 1985.

Comité Estatal de Estadísticas. Principales aspectos demográficos de la población de Cuba, año 1986.

Anteriormente se mencionó que este es un indicador de la calidad de la información sobre causas de muerte; va de menos del 1% en Cuba a más del 20% en R. Dominicana y El Salvador. Se ponen de manifiesto las deficiencias de la información en los países de menor desarrollo.

En los dos países no se sabe la causa de una quinta parte de las defunciones, si a esto se agrega un subregistro importante de las muertes, se concluye que hay incertidumbre tanto del nivel de la mortalidad como de la estructura de la mortalidad por causas. Hay varios hechos llamativos en la comparación, por ejemplo:

- el peso que aún tienen las enfermedades infecciosas, parasitarias y respiratorias (grupo I) en uno de los países de más baja mortalidad en el mundo como es Japón (comparando con el modelo de Naciones Unidas o aún con un país, con mortalidad ligeramente mayor, como es Canadá). La explicación puede estar dada porque tiene una estructura poblacional envejecida, en ella tienen importancia causas de muerte (relacionadas con las vías respiratorias) como la neumonía, la gripe, la bronquitis, la tuberculosis, etc.

- el peso de las enfermedades cardiovasculares (grupo III) en Costa Rica no parece estar de acuerdo con el nivel de mortalidad que tiene el país. Aquí también la explicación puede estar dada por la estructura de la población; en este caso una estructura relativamente joven, en la cual tienen menor incidencia la mortalidad por causas endógenas.

- aún con todas las limitaciones que tiene la información en un país como El Salvador, queda en evidencia el alto costo en vidas humanas que cobra la violencia (grupo IV) en este país centroamericano.

Se ha mostrado un agrupamiento de las causas de muerte, pero es el investigador el que debe decidir acerca de la conveniencia o no de adoptar este u otro criterio. Por ejemplo, si al investigador le interesa estudiar las causas relacionadas con el parto o con las malformaciones congénitas no debe utilizar la clasificación propuesta por Naciones Unidas, dado que estas causas y otras más conforman el grupo residual V.

La Dra. Erica Taucher¹³ haciendo uso de la lista A de 150 causas de muerte, propone un agrupamiento según el grado de evitabilidad. De esta manera, aparte de identificar los factores que producen las enfermedades, da pautas del camino a seguir para la reducción futura de la mortalidad.

¹³ Taucher, Erica. Chile: Mortalidad desde 1955 a 1975. Tendencias y causas. CELADE, Serie A, No. 162. Año 1978.

En esta línea de acción se han efectuado varios trabajos en América Latina. Según esta clasificación, las causas de muerte se agrupan de la siguiente manera:

- i) Defunciones evitables por vacuna o tratamiento preventivo. Las causas de muerte involucradas comprenden enfermedades infecciosas tales como la difteria, tos ferina, sarampión, enfermedades venéreas, poliomelitis y otras. Se encuentran enmarcadas dentro de la medicina preventiva, campo de acción de los organismos de salud pública.
- ii) Defunciones evitables por diagnóstico y tratamiento médico precoz. Comprende, entre otras causas, las úlceras de estómago y duodeno, la apendicitis, hernias y distintos tumores malignos. Implica un contacto estrecho entre médico tratante y paciente, lo que permitiría atención inmediata ante la aparición de los síntomas de la enfermedad; esto requiere de un equipamiento adecuado y de atención médica al alcance de toda la población.
- iii) Defunciones evitables por medidas de saneamiento ambiental. En este punto se incluyen enfermedades como el cólera, fiebres tifoidea y paratifoidea, disentería, hepatitis infecciosa, hidatidosis, enteritis, enfermedades diarreicas y otras. Todas estas enfermedades están relacionadas con las condiciones materiales de vida, o sea que es posible evitar estas enfermedades en la medida de que se disponga de agua potable, de vivienda adecuada, de alcantarillado, que se controle la contaminación ambiental, etc.
- iv) Defunciones evitables por aplicación de un conjunto de medidas. Se pueden mencionar las neumonías, las complicaciones del embarazo, parto y puerperio, enfermedades de la primera infancia, accidentes, envenenamientos, violencia, cirrosis hepática y tuberculosis. El control de estas enfermedades depende, en gran parte, del desarrollo del país; juega el estado nutricional de la población, la educación sanitaria, la atención médica, las condiciones de la vivienda y factores de naturaleza económica, social y cultural.
- v) Defunciones difícilmente evitables en la actualidad. Comprende distintos tumores malignos, leucemia, enfermedades cerebrovasculares, esclerosis múltiple, enfermedades del corazón, malformaciones congénitas, etc. Este es un grupo que depende de los avances en el conocimiento médico y del desarrollo tecnológico en el campo de la medicina, es decir que eventualmente estas causas podrían incorporarse a las enfermedades evitables.
- vi) Defunciones por causas mal definidas. Comprende los síntomas, senilidad sin mención de psicosis y estados morbosos mal definidos.

vii) Otras. Paludismo, avitaminosis, deficiencias nutricionales, gripe y el resto de causas.

Las dos últimas categorías son residuales, en la medida en que mejore el diagnóstico de la causa de defunción, la vi) puede llegar a no tener significación. Con respecto a la vii) va a depender del investigador y del contexto específico el mantenerla como está definida, o el considerar separadamente alguna o algunas de estas causas.

Esta clasificación propone una interesante línea de trabajo; si se dispone de información en un período mas o menos prolongado es posible atribuir los cambios en la mortalidad a los cambios observados en los distintos grupos de causas y encontrar explicaciones que justifiquen estos cambios. También permite identificar áreas de atención prioritaria en el campo de la salud y tomada una acción, cuantificar su impacto.

Antes de entrar al tratamiento de las causas de muerte según la edad, es conveniente hacer referencia a los factores que afectan los estudios de la mortalidad por causas. Se puede citar:

- el subregistro de las defunciones. Afecta en mayor medida a la información más alejada en el tiempo, es más importante en áreas rurales que urbanas, no es el mismo en todas las edades, puede no ser el mismo según el sexo; todos estos elementos tienen su incidencia en las causas de muerte.

- el peso de las causas "mal definidas". Si su magnitud es elevada puede imposibilitar estos estudios o invalidar sus conclusiones. La mejora en la certificación médica tiende a disminuir su peso, esto implica que la información mas vieja no es estrictamente comparable con la información mas reciente.

- otro factor, no menos importante que los anteriores, es el referido a los cambios que ha experimentado la Clasificación Internacional de las Enfermedades. Se dificulta la compatibilización de la información codificada a partir de dos o más de estas revisiones. Hay casos en que varias rúbricas en una revisión, pasan a ser una sola en una revisión posterior y a la inversa, una rúbrica se abre en un conjunto de rúbricas. También hay cambios en la nomenclatura de las causas. Además en la clasificación de las causas de muerte, en una revisión, se da más importancia a los criterios anatómicos que etiológicos, pasando lo contrario en una revisión anterior o posterior.

- esta lista se completa con otro factor que ya se mencionó. No debe perderse de vista, tanto cuando se trabaja con distribuciones o con tasas referidas al total de una causa de muerte, que las comparaciones, entre países o aún dentro de un país, están afectadas por las estructuras diferentes de las poblaciones en estudio.

Las tasas de mortalidad por causas

Las tasas de mortalidad por causas se calculan de acuerdo a la siguiente fórmula:

$$d_c = \frac{D_c^Z}{N^{30-VI-Z}} \cdot 100\ 000$$

donde:

d_c es la tasa de mortalidad de la causa c
 D_c^Z es el número de defunciones debidas a la causa c ,
 ocurridas en el año Z .

$N^{30-VI-Z}$ es la población total a la mitad del año Z

Se expresan generalmente por 100 000 habitantes, debido a que en la mayoría de las causas de defunción, la incidencia es baja. Como se puede apreciar, su cálculo es muy similar al empleado para la tasa bruta de mortalidad. De hecho, como tienen el mismo divisor, si se calculan las tasas para todas las causas, su suma será igual a la tasa bruta de mortalidad, con la única diferencia de que estará calculada por 100 000, y no por 1 000 habitantes.

Causas de muerte según sexo y edad

En el punto anterior se mencionó que la distribución de las muertes según causas está afectada por la estructura por edades de la población. Esto se debe a que las causas de muerte son diferenciales según la edad.

En términos generales, se puede decir que la mortalidad endógena es alta en el primer año de vida por factores congénitos que actúan durante la vida intrauterina y de otros relacionados con el parto, y también en las edades avanzadas por causas vinculadas al deterioro del organismo humano. Las muertes en las edades jóvenes y centrales de la vida se deben, en su gran mayoría, a causas exógenas. Esto quiere decir que, en una población con una estructura por edades envejecida, ocurren más muertes por causas endógenas que en un país con una estructura joven.

Al inicio del capítulo se puso de manifiesto que la tendencia universal del descenso de la mortalidad no es uniforme en todas las edades. Con excepción del primer año de vida, esos progresos decrecen al avanzar la edad, es decir, son mayores en las edades jóvenes y de poca importancia en las últimas edades. Este proceso se explica a través de la evolución de las tasas de mortalidad por causa: a medida que disminuye la mortalidad, lo hace fundamentalmente por el control de las muertes provocadas por causas exógenas que, como ya se mencionó anteriormente, tienen una mayor importancia en las edades jóvenes.

En cambio, la mortalidad por causas de tipo endógeno, es más difícil de combatir, por lo que a medida que se avanza en este proceso de descenso de la mortalidad, van adquiriendo mayor importancia relativa las muertes por causas vinculadas al envejecimiento del organismo humano.

Esta relación entre causas de muerte y descenso de la mortalidad por grupos de edad se pone de manifiesto examinando estadísticas de defunciones clasificadas por edad y causa de muerte.

Desgraciadamente, en América Latina este tipo de información sólo existe para años recientes, adoleciendo, además, de deficiencias, como 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, y por lo tanto, a unas 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. Si bien este fenómeno no es exclusivo de los países latinoamericanos, es indudable que son de importancia, sobre todo en algunos países, especialmente en lo relativo al subregistro y a la extensión de la certificación médica.

Para analizar el comportamiento en el tiempo de la mortalidad por causa, edad y sexo, se utilizan en esta sección, las tasas correspondientes al Japón en dos momentos: 1950 y 1984. Se hace uso de la clasificación, propuesta por Naciones Unidas, de 5 grandes grupos de causas de muerte, los resultados se presentan en el cuadro 9.

La información proviene de los Anuarios Demográficos de Naciones Unidas. El primer anuario es de 1952, en él hay información de causas de muerte, para algunos países, alrededor de 1950; en el mismo se hace uso de la lista abreviada de 50 causas de muerte (lista B) correspondiente a la sexta revisión de 1948.

Por otro lado el agrupamiento propuesto por Naciones Unidas, se basa en la lista abreviada de 50 causas de la séptima revisión de 1955 (que no difiere, prácticamente, de la de 1948). En el anuario más reciente (1985) se propone una lista de 55 causas de muerte (lista AM) en base a la novena revisión de 1975 que, aproximadamente, permite el agrupamiento deseado. En conclusión la información, en los dos momentos, se espera que sea comparable.

Una limitación, en el estudio de la mortalidad por causas y edades, con estas publicaciones, la constituye el hecho de que la información de las causas de muerte no es por grupos quinquenales de edad; las tasas corresponden a los siguientes grupos: 0, 1-4, 5-14, 15-24, 25-44, 45-64 y 65 años y más.

Cuadro 9

JAPON: TASAS DE MORTALIDAD POR SEXO Y GRUPOS DE CAUSAS
DE MUERTE, SEGUN GRUPOS DE EDADES. 1950 Y 1984.
(Tasas por 100 000)

Años, sexo y grupos de causas	GRUPOS DE EDADES							
	Total	0	1-4	5-14	15-24	25-44	45-64	65 y +
1950	H O M B R E S							
Total	1144,9	6467,1	926,6	169,3	360,8	597,8	1706,6	8017,3
I	292,8	1598,5	402,7	62,5	188,6	305,4	337,5	600,4
II	80,1	4,7	5,9	2,8	4,3	27,3	268,0	714,2
III	198,5	7,5	7,6	10,3	18,4	51,9	447,3	2602,6
IV	84,9	105,3	98,0	36,6	81,6	86,6	114,4	193,4
V	488,6	4751,1	412,4	57,1	67,9	126,6	539,4	3906,7
	M U J E R E S							
Total	1032,4	5677,3	925,7	159,1	341,2	525,4	1252,2	6500,9
I	254,6	1486,0	445,9	75,0	208,9	242,3	197,3	362,4
II	74,9	3,6	4,3	2,0	4,0	45,1	241,0	462,8
III	201,9	8,3	6,9	12,0	22,8	62,9	387,3	2153,0
IV	38,4	104,0	74,7	14,7	29,2	25,8	38,3	121,2
V	462,6	4075,4	393,9	55,4	76,3	149,3	388,3	3401,5
1984	H O M B R E S							
Total	679,4	660,3	55,7	23,0	74,9	140,1	743,4	5270,1
I	50,1	45,0	6,2	1,2	1,6	3,9	28,9	490,6
II	181,2	4,3	4,7	4,2	6,0	27,3	273,1	1299,9
III	263,1	22,5	3,1	2,3	6,3	31,4	219,4	2415,0
IV	66,7	52,6	23,4	9,9	53,5	57,3	99,1	178,1
V	118,3	535,9	18,3	5,4	7,5	20,2	122,9	886,5
	M U J E R E S							
Total	553,4	527,4	47,1	14,2	28,8	77,0	369,1	3721,9
I	34,6	32,1	5,9	1,2	1,1	2,9	12,5	258,6
II	123,0	3,8	4,4	3,3	4,8	30,0	161,2	645,6
III	253,8	18,8	2,3	1,5	3,5	14,2	109,6	1935,6
IV	28,5	36,1	16,8	4,4	14,0	17,7	30,3	105,5
V	113,5	436,6	17,7	3,8	5,4	12,2	55,5	776,6

FUENTE: Naciones Unidas. Anuarios Demográficos de 1952 y 1985

El agrupamiento puede ser adecuado para los fines previstos, pero en la medida en que la información por edades es más agregada, no se elimina totalmente la estructura poblacional diferente que el país puede tener en los momentos considerados.

Se eligió a Japón para esta comparación porque es el país que partiendo de una mortalidad intermedia, para 1949-50 la esperanza de vida era de 57,9 años, logra adelantos en el control de la mortalidad que lo sitúan, en la actualidad, como uno de los países de más baja mortalidad, para 1984 la esperanza de vida es de 77,3 años, o sea que en unos 35 años calendario gana casi 20 años en la esperanza de vida.

Hay que hacer la salvedad de que los cambios experimentados en las tasas, en este país, no tiene porqué ser el modelo a seguir por otros países, en el paso de una mortalidad intermedia a una mortalidad baja; pero se espera que a grandes rasgos respondan a este comportamiento.

Con las tasas de Japón, por grupos de causas de muerte, para las edades definidas anteriormente, en 1950 y 1984, se construye el gráfico 7.

En un primer vistazo al gráfico se tiene la impresión de que las estructuras de las tasas de mortalidad por grupos de causas según las edades, son coherentes; esto da cierta seguridad, en el sentido de que el agrupamiento practicado de las causas de muerte, fue adecuado. La forma que tienen las tasas por grupos de causas, según las edades, se mantiene al pasar de 1950 a 1984.

El primer comentario, relacionado con las tasas en los dos momentos, surge de observar el extraordinario descenso experimentado por las tasas del grupo I. Se pone de manifiesto, como era de esperar, el control de la mortalidad de tipo exógeno favoreciendo, especialmente, a las edades jóvenes.

Sigue a este descenso el operado en el grupo V, este es un grupo heterogéneo, conformado principalmente por enfermedades controlables (anemias, diabetes, malnutrición, enfermedades relacionadas con el embarazo y el parto, apendicitis, entre otras, también incluye a las causas "mal definidas").

En el grupo V, a diferencia del grupo I, es importante el descenso en las tasas aún en el grupo de 65 años y más, cosa que no ocurre en esta edad en el grupo I.

Una diferencia, notable, de estos dos grupos de causas de muerte, con respecto a los restantes, es que su comportamiento según los grupos de edades, se asemeja mucho a la estructura que presenta la mortalidad general.

Cuando se describió el modelo de Naciones Unidas se indicó que el descenso de la mortalidad implica disminución del peso de la mortalidad de tipo exógeno y aumento del peso de la mortalidad de tipo endógeno.

Este hecho no debe conducir a la conclusión equivocada de que también, en este proceso, aumentan las tasas de la mortalidad de tipo endógeno. Al respecto se observa, tanto en el cuadro 8 como en el gráfico 7, que hay una disminución apreciable en las tasas correspondientes al grupo III; aumenta el peso de esta mortalidad pero sus tasas son decrecientes en el tiempo. O sea que la lucha en contra de las enfermedades cardiovasculares muestra avances importantes en un país que se encuentra a la vanguardia en los progresos médicos.

Salvo los menores de un año, es claro que en el descenso de la mortalidad, en este grupo III, se gana en todas las edades, pero sobre todo en edades jóvenes y adultas jóvenes.

No sucede lo mismo con la mortalidad endógena relacionada con el cáncer, se aprecia en los gráficos comportamiento muy semejante en los dos momentos, se entrecruzan las tendencias en algunas edades.

Queda en evidencia, por otra parte, la poca significación de las tasas, en este grupo II, hasta los 20 años.

Es interesante indicar que el modelo de Naciones Unidas, independientemente del nivel de la mortalidad, presenta tasas de mortalidad para el cáncer, constantes. En el caso de Japón, viendo las tasas por edades, se podría concluir que, aproximadamente, existe esa constancia, aunque en el cuadro 8 se aprecia en el grupo abierto final un aumento de las tasas tanto de hombres como de mujeres. Es decir que no son tan exitosos los logros de la medicina en este campo.

Por último, con respecto a la violencia, se observa, para todas las edades, reducciones en las tasas; sobre todo en las primeras edades. Recuérdese que en el descenso de la mortalidad, a pesar de tratarse de mortalidad de tipo exógeno, aumenta el peso de estas causas de muerte, sin embargo sus tasas tienden a disminuir.

Esta es una descripción general del comportamiento de la mortalidad por grandes grupos de causas de muerte, en un proceso de descenso de la mortalidad de un nivel intermedio a uno muy bajo; visto a través de las edades.

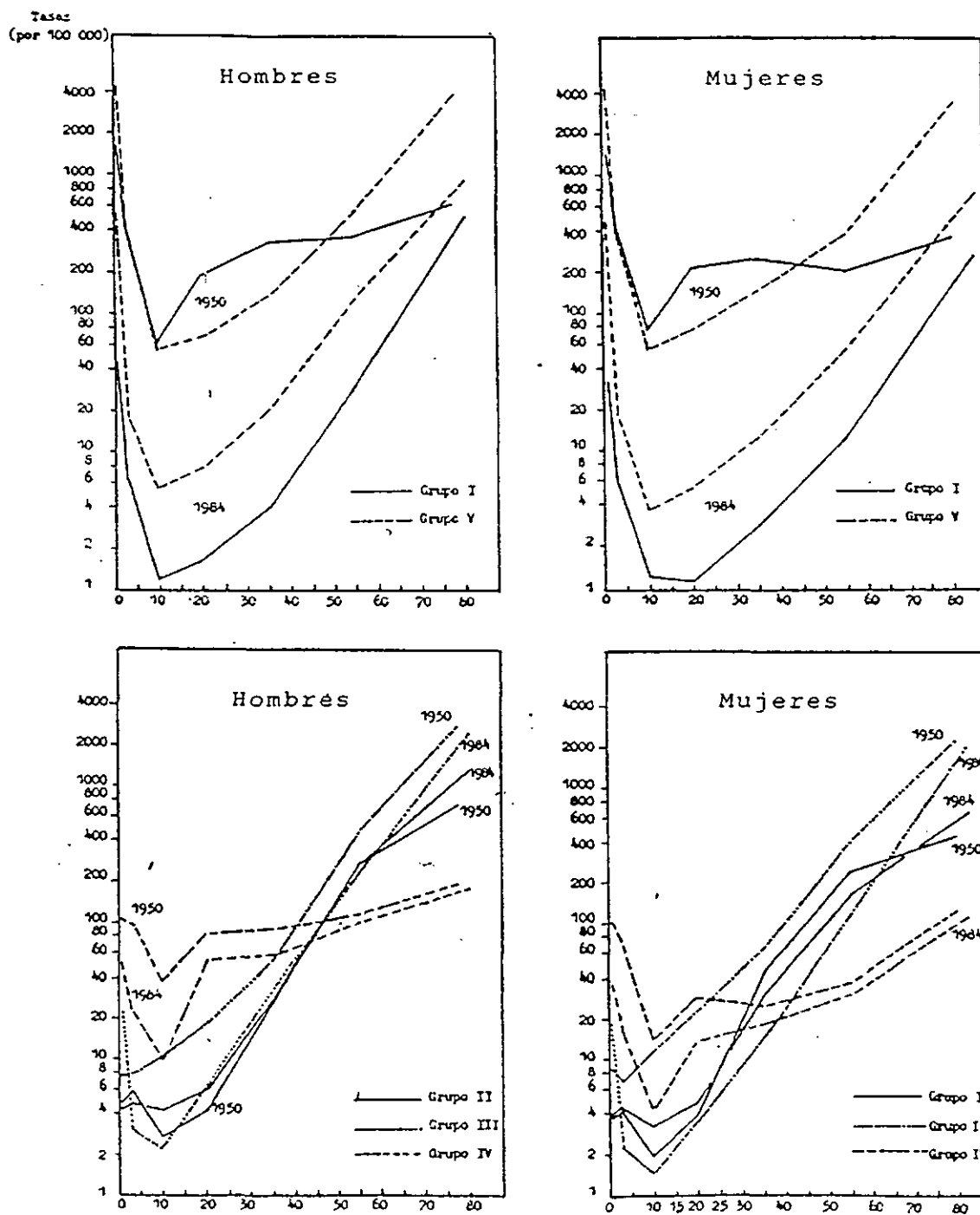
Se completa este panorama, viendo el comportamiento por sexo. En 1949-50 en Japón, la esperanza de vida al nacimiento para hombres era de 56,2 años y para mujeres de 59,6 años, el diferencial alcanzaba a 3,4 años. En 1984 las cifras son de 74,5 años para los hombres y 80,2 años para las mujeres y la diferencia, en éste momento, es de 5,7 años, favorable a las mujeres.

La justificación de la ampliación del diferencial se debe buscar en los grupos de causas de muerte donde la reducción de la mortalidad ha sido mayor.

Hay varias formas de investigar este hecho, una, simple y elemental, es comparar los valores de las tasas, tanto en el cuadro 8 como en el gráfico 7. Efectivamente, se aprecia que en los grupos I y V partiendo de valores parecidos en 1950, se llega a tasas en 1984 menores, en todas las edades, en las mujeres.

Gráfico 7.

JAPON: TASAS DE MORTALIDAD POR GRUPOS DE EDADES SEGUN CAUSAS DE MUERTE.
AÑOS 1950 Y 1984



Fuente: Naciones Unidas, Anuario Demográfico de 1982 y 1985.

El otro grupo de causas que presenta reducciones importantes es el III, en el que también se favorecen más las mujeres que los hombres.

Parece que hay poco aporte de los grupos II y IV, hay cierta constancia en las tasas del grupo II, tanto para hombres como para mujeres y en el grupo IV las reducciones son, aparentemente, similares.

Por lo tanto la explicación de la ampliación del diferencial se encontraría en los grupos I, III y V de causas de muerte.

Otra forma de justificar la ampliación del diferencial de mortalidad entre hombres y mujeres, es calculando, a partir de las tasas, la sobremortalidad masculina. Esto es lo que se muestra en el cuadro 10.

Con la información suministrada por el cuadro se pueden encontrar elementos que apunten, con más precisión, a dar respuesta al hecho del aumento en el diferencial de mortalidad por sexo.

Cuadro 10

JAPON. SOBREMORTALIDAD MASCULINA POR GRUPOS DE CAUSAS DE MUERTE, SEGUN GRUPOS DE EDADES. AÑOS 1950 Y 1984.

Años Grupos de causas	E d a d e s						
	0	1-4	5-14	15-24	25-44	45-64	65 y +
1950							
I	1,09	0,90	0,83	0,90	1,26	1,71	1,66
II	1,31	1,37	1,40	1,08	0,61	1,11	1,54
III	0,90	1,10	0,86	0,81	0,83	1,15	1,21
IV	1,01	1,31	2,49	2,79	3,36	2,99	1,60
V	1,17	1,05	1,03	0,89	0,85	1,39	1,15
1984							
I	1,40	1,05	1,00	1,40	1,34	2,31	1,90
II	1,13	1,07	1,27	1,25	0,91	1,69	2,01
III	1,20	1,35	1,53	1,80	2,21	2,00	1,25
IV	1,46	1,39	2,25	3,82	3,24	3,27	1,69
V	1,23	1,03	1,42	1,39	1,66	2,21	1,14

Fuente: Cuadro 8.

Si la diferencia entre la mortalidad de los hombres y de las mujeres se ha ampliado, se puede esperar un aumento de la sobremortalidad masculina entre 1950 y 1984.

En 1950, con excepción del grupo IV, en los demás grupos hay varias edades en donde existe sobremortalidad femenina (cociente de las tasas menor que 1); en 1984 sólo en el grupo II, en las edades 25-44 se tiene sobremortalidad femenina (no obstante, ésta disminuyó, el índice que en 1950 era de 0,61, en 1984 es 0,91).

En los grupos I y III la sobremortalidad masculina aumenta en todas las edades, en el grupo V hay dos edades, 1-4 y 65 y más años, en que la sobremortalidad es prácticamente la misma, en las demás hay aumentos importantes. Se confirma que estos son los grupos de causas de muerte que explican, mayoritariamente, el aumento del diferencial de mortalidad entre hombres y mujeres.

El grupo II, en las edades más jóvenes (0, 1-4 y 5-14 años), muestra una disminución de la sobremortalidad masculina, pero estas son edades en que el número de defunciones por cáncer es reducido; en las restantes edades la sobremortalidad masculina aumenta en conjunto, hay un aporte del grupo, aunque es reducido.

Es variado el panorama en el grupo IV, hay tres grupos de edades (0, 15-24 y 45-64 años) con aumentos importantes de la sobremortalidad masculina, dos grupos con aumentos de poca significación (1-4 y 65 y más años) los restantes con descensos importante en 5-14 años y moderado en 25-44 años. Es factible un aporte de este grupo en la explicación tanto, del aumento de la sobremortalidad masculina, como de su consecuencia: el aumento del diferencial de mortalidad entre sexos.

Una particularidad de este grupo es que los contrastes, entre la mortalidad de los hombres y de las mujeres, son los más elevados. En 1984, por ejemplo, hay tres grupos de edades (15-24, 25-44 y 45-64 años) en que la mortalidad masculina es más de tres veces la mortalidad femenina.

También es posible buscar explicaciones, al aumento del diferencial de mortalidad, entre hombres y mujeres, calculando la reducción experimentada por las tasas, según el sexo, en los dos momentos. Y esto es lo que se muestra en el cuadro 11.

En la medida que el descenso de la mortalidad amplía el diferencial, se puede esperar una reducción mayor de las tasas en el sexo femenino que en el masculino; veamos que dice el cuadro.

Hay una confirmación del extraordinario descenso experimentado tanto por las tasas del grupo I, como las del grupo V. También el que las disminuciones, han beneficiado más, en casi todas las edades de estos grupos de causas, a las mujeres que a los hombres.

Cuadro 11

JAPON. PORCENTAJE DE REDUCCION DE LAS TASAS PARA HOMBRES Y MUJERES, SEGUN GRUPOS DE EDADES. 1950-1984.

Sexo Grupos de causas	E d a d e s						
	0	1-4	5-14	15-24	25-44	45-64	65 y +
Hombres	89,8	94,0	86,4	79,2	76,6	56,4	34,3
I	97,2	98,5	98,1	99,2	98,7	91,4	18,3
II	8,5	20,3	-50,0	-40,0	0,0	-1,9	-82,0
III	-200,0	59,2	77,7	65,8	39,5	51,0	7,2
IV	50,0	76,1	73,0	34,4	33,8	13,4	7,9
V	88,7	95,6	90,5	89,0	84,0	77,2	77,3
Mujeres	90,7	94,9	91,1	91,6	85,3	70,5	42,7
I	97,8	98,7	98,4	99,5	98,8	93,7	28,6
II	-5,6	-2,3	-65,0	-20,0	33,5	33,1	-39,5
III	-126,5	66,7	87,5	84,6	77,4	71,7	10,1
IV	65,3	77,5	70,1	52,1	31,4	20,9	13,0
V	89,3	95,5	93,1	92,9	91,8	85,7	77,2

Fuente: Cuadro 8.

Con respecto al grupo III, salvo en la edad 0, en que hay un aumento importante de la tasa, en las demás edades hay descensos significativos, además hay descensos más pronunciados en las mujeres que los hombres en todas las edades pero, particularmente, en 15-24 y 45-64 años. Es llamativo el aumento de la tasa en los menores de un año, tanto en hombres como mujeres, habría que profundizar en este aspecto, el elemento adicional que se puede citar es la poca significación que tienen las defunciones atribuibles a este grupo de causas de muerte en los menores de un año; en 1950 pesan el 0,11% del total del grupo III y en 1984, casi lo mismo, 0,10%; claro que esto no explica el aumento.

O sea que en el caso de Japón, tanto para explicar el aumento en la esperanza de vida como para justificar el aumento del diferencial entre sexos, hay que tener en cuenta, fundamentalmente a las causas de muerte involucradas en estos tres grupos (I, III y V); aunque también hay aportes menos significativos de los restantes grupos.

Hay otros caminos, conducentes a explicar los cambios en el nivel de la mortalidad, vistos a través de la mortalidad por causas en un proceso de descenso de la mortalidad.

Se puede citar el método de Pollard¹⁴ que permite estimar las contribuciones de las causas de muerte por edades, en la ganancia de la esperanza de vida. En este caso se requiere de tablas de mortalidad en dos momentos. También puede usarse para analizar la contribución de las causas por edades en las diferencias de esperanzas de vida, por sexo.

Otra aplicación interesante es la que permite ver, por medio de una simulación, en cuanto aumenta la esperanza de vida (puede ser por sexo) si se hace el supuesto de que se elimina una causa o un grupo de causas de muerte.

Para concluir, se presentan algunos comentarios finales acerca de la sobremortalidad masculina.

Esta sobremortalidad es especialmente clara en el primer año de vida, y es cada vez más pronunciada a medida que nos acercamos al momento del nacimiento y aún antes del parto, lo que sólo puede explicarse principalmente por causas biológicas. Por esta razón se explican también las diferencias en las tasas de mortalidad de edades avanzadas. Es decir, el deterioro del organismo humano es más fuerte en los hombres que en las mujeres.

En un proceso de descenso de la mortalidad, se observa que esta sobremortalidad masculina aumenta. Esto se debe en primer lugar a que la mortalidad endógena pasa a tener una mayor importancia relativa. Es decir, al descender el nivel de la mortalidad, la mortalidad exógena baja más rápidamente que la endógena, aumentando el peso de ésta última. Por otra parte, es factible suponer que la mortalidad exógena (tal vez con la excepción de los accidentes y la violencia) afecta de la misma manera a los dos sexos y que el componente que provoca diferencias en la mortalidad entre los sexos, es la mortalidad endógena. Por lo tanto, cuando la mortalidad endógena cobra mayor importancia, la sobremortalidad masculina aumenta.

En segundo lugar, al considerarse la mortalidad endógena según sexo, generalmente se observa que esta mortalidad desciende más rápidamente en el sexo femenino que en el masculino, y por lo tanto, aumenta la sobremortalidad masculina.

¹⁴ Pollard, John H. Cause of death and expectation of life; some international comparisons. International Union for the Scientific Study of Population and Institute of Statistics. University of Siena. Siena 1986.

IV. TIPIFICACION

1. Introducción

Para analizar un fenómeno, en ocasiones resulta útil recurrir a la construcción de algunos indicadores de tipo estadístico que permitan su cuantificación y faciliten su estudio.

Difícilmente un indicador de un fenómeno, debe su valor exclusivamente a dicho fenómeno, es probable que este afectado por otras variables. Para analizarlo empleando el indicador, primero se debe intentar eliminar de dicho indicador el efecto de esos factores externos. Normalmente la mayoría de los indicadores que se usan para medir el nivel de la mortalidad en una población están afectados por otras variables y reflejan el efecto conjunto de esas variables y la mortalidad.

En el capítulo II se presentaron tres indicadores del nivel de la mortalidad:

- La tasa bruta de mortalidad
- Las tasas de mortalidad por edad
- La esperanza de vida al nacer

En ese mismo capítulo se hizo hincapié en que una de las limitaciones más importantes de la tasa bruta de mortalidad es el hecho de que esta afectada por la estructura por edades de la población. Así, por ejemplo, en el cuadro 1 aparece Costa Rica con una tasa bruta de mortalidad de 4,1 por mil, indicador que para Francia es de 11,2, aún cuando el nivel de la mortalidad de Costa Rica es superior al de Francia, esta aparente contradicción está explicada por las diferencias en las respectivas estructuras por edad.

Esta influencia de la estructura por edades en la tasa bruta de mortalidad hace difícil comparar, a través de este indicador, la mortalidad de diferentes países y aún del mismo país en el tiempo. Si bien esta comparación es posible hacerla utilizando las tasas de mortalidad por edad, que eliminan en gran parte el efecto de la estructura por edad, esto implica comparar no una, sino un conjunto de medidas, que no necesariamente resultarán ser siempre superiores en una de las poblaciones que se están comparando.

Aún cuando al comparar las tasas de mortalidad por edad de dos poblaciones se presentara el hecho de que en una de ellas todas estas tasas fueran superiores a las de la otra, indicando una mortalidad mayor, no se tendría una cuantificación del nivel de dicha sobremortalidad.

Otra posibilidad es hacer la comparación utilizando la esperanza de vida al nacer. Ya se mencionó que ésta es el mejor indicador del nivel de la mortalidad, pero su desventaja es que, para obtenerla, es necesario elaborar una tabla de mortalidad, proceso relativamente complicado si solamente se desea hacer una comparación del nivel de la mortalidad en dos poblaciones.

Para resolver lo anterior, se construye lo que se conoce como tasa bruta de mortalidad tipificada, que se obtiene utilizando el procedimiento denominado tipificación.

Antes de proceder a ver cómo se aplica la tipificación (también llamada estandarización) en el caso de la mortalidad, es conveniente aclarar que es una técnica que se puede aplicar a otras medidas y con otras variables.

La tipificación consiste básicamente en calcular el valor que tomaría la medida (la tasa bruta de mortalidad en nuestro caso), una vez que se "elimina"¹⁵ el efecto de la variable que se desea controlar (la estructura por edades de las poblaciones).

Existen dos variantes:

La tipificación directa que se consigue eliminando el efecto de la variable a controlar (la estructura por edades) en el indicador (la tasa bruta de mortalidad).

La tipificación indirecta en la que se estima el efecto que tiene la variable a controlar (la estructura por edades de la población) en el indicador (la tasa bruta de mortalidad).

2. El efecto de la estructura por edades sobre la tasa bruta de mortalidad

Si se compara la incidencia de la mortalidad en un asilo de ancianos con la que se presenta en un internado, parece obvio que será mayor en el asilo. Esto se debe a que los habitantes del asilo están en un tramo de edades en el que el ser humano está más expuesto al riesgo de morir, independientemente de las condiciones sanitarias en las que los ancianos vivan, la proporción de muertes será relativamente alta.

¹⁵ Si bien generalmente se habla de "eliminar el efecto de la variable", parece más claro el concepto si se interpreta como "igualación" de dicho efecto en los índices a comparar.

En cambio en el internado, aún cuando las condiciones en las que vivan los niños sean poco favorables, el número de muertes será proporcionalmente menor debido a que éstos se encuentran en las edades en las que el efecto de la mortalidad es menor, en las que el organismo humano resiste mejor las agresiones del medio.

De manera menos exagerada, eso es lo que ocurre cuando se comparan las tasas brutas de mortalidad de Suecia y Costa Rica. Mientras que en Suecia existe una proporción de ancianos relativamente alta, es decir una estructura por edades envejecida, en Costa Rica hay (siempre proporcionalmente) menos ancianos ya que este país tiene una estructura por edades joven.

La diferencia entre las tasas brutas de mortalidad de Suecia y Costa Rica (alrededor de 11 y 5 por mil respectivamente), dice poco sobre el nivel de la mortalidad. Nos indica solamente la frecuencia con que ocurren las muertes, o lo que es lo mismo, la reducción relativa anual de su población atribuible a la muerte. De hecho, la mortalidad de Suecia es más baja que la de Costa Rica y esto se aprecia claramente a través de la esperanza de vida al nacer.

Precisando un poco más el sentido que se da a la expresión "nivel de la mortalidad", valga decir que éste no es la incidencia relativa de la mortalidad en la población total (esto es lo que mide la tasa bruta de mortalidad).

Lo que interesa medir, cuando se habla del nivel de la mortalidad, no es cuántas personas se mueren en una población o la intensidad con la que el volumen de la población disminuye como consecuencia de la muerte, sino cuánto viven los integrantes de esa población, o dicho de otra manera a qué edad se muere la gente.

Lo importante no es cuánta gente se muere, sino cuándo (a qué edad) muere, en promedio, esta gente.

En el cuadro 12 se presenta un ejemplo hipotético en el que se compara la situación en dos países, llamados A y B. Mientras que el país A tiene una estructura por edades envejecida, el país B es un país con una población joven.

Aún cuando las tasas de mortalidad por edad del país A son, en los 3 grupos de edad considerados, la mitad de las correspondientes a B, su tasa bruta de mortalidad es mayor. ¿En cuál de los dos países es la mortalidad más baja? El número de defunciones y la tasa bruta de mortalidad es mayor en A, ambos países tienen la misma población total (100 000 habitantes), pero las tasas de mortalidad por edad de A son la mitad de las de B.

Nótese que en el país A, aún cuando la tasa de mortalidad de las personas mayores de 65 años es la mitad de la correspondiente a B, se presenta el doble de defunciones en estas edades, esto se debe precisamente a que en esas edades el volumen de la población es 4 veces mayor en A que en B. Por último, como conclusión y debido a que las tasas de mortalidad por edad reflejan mejor el nivel de la mortalidad, podemos decir que el país A tiene una mortalidad menor que el país B.

Cuadro 12

POBLACION, DEFUNCIONES Y TASAS DE MORTALIDAD POR GRANDES GRUPOS DE EDAD EN DOS PAISES CON MORTALIDAD Y ESTRUCTURA POR EDADES DIFERENTES

Grupos de edades	País A			País B		
	Población	Def.	Tasa	Población	Def.	Tasa
0-14	20 000	40	2,0	45 000	180	4,0
15-64	60 000	150	2,5	50 000	250	5,0
65 Y +	20 000	1 000	50,0	5 000	500	100,0
Total	100 000	1 190	11,9	100 000	930	9,3

3. La tipificación directa

En la tipificación directa, se estima el valor que tomaría la tasa bruta de mortalidad cuando se "elimina" el efecto que sobre esta medida ejerce la estructura por edades de la población. Para conseguir esto, se requiere elegir una población, por grupos de edad, a la que se denomina población tipo y que se usa como estandar para el cálculo de la tasa bruta de mortalidad tipificada por el método directo.

La información básica necesaria para su aplicación es la siguiente:

- Tasas de mortalidad por edades de cada país que se desea analizar y,
- Estructura por edades de una población tipo.

Para elegir la población tipo, es necesario tener presente que el objetivo de la tipificación es eliminar el efecto de la estructura por edades en la tasa bruta de mortalidad, por lo que es deseable que para su elección se tomen en consideración las características de esta estructura en cada una de las poblaciones que se va a analizar.

Lo más recomendable es que la población utilizada como tipo sea tal, que tenga una estructura por edades "intermedia" entre las estructuras correspondientes a las poblaciones incluídas en el estudio.

Por ejemplo, si se va a comparar la población urbana con la rural, es posible que lo mejor sea tomar como población tipo la población total.

Una vez que se ha elegido la población tipo, se calcula lo que se conoce como defunciones esperadas, que es el número de defunciones que ocurrirían en el país en estudio, si éste tuviera la estructura por edades de la población tipo.

Estas defunciones esperadas se calculan, de acuerdo a esta definición, por grupos quinquenales de edad, aplicando las tasas de mortalidad de la población en estudio al número de personas en el respectivo grupo de edad dentro de la población tipo.

En símbolos:

$$\frac{E_D^A}{n_x} = n_x^m \cdot n_x^T$$

donde:

$\frac{E_D^A}{n_x}$ es el número de defunciones esperadas en el país A con edades cumplidas entre x y x+n-1

n_x^m es la tasa de mortalidad en el país A, para las mismas edades

n_x^T es el número de personas en este grupo de edades en la población tipo

A continuación, se suman todas las defunciones esperadas, desde el primero hasta el último grupo de edad:

$$E_D^A = \sum_{x=0}^W \frac{E_D^A}{n_x}$$

Por último, se calcula la tasa bruta de mortalidad correspondiente, dividiendo esta suma entre el total de la población tipo.

$$T_d^A = \frac{E_D^A}{N^T}$$

Esta es la tasa bruta de mortalidad tipificada por el método directo, para el país A, utilizando como población tipo la del país T.

Resumiendo, para calcular la tasa bruta de mortalidad tipificada por el método directo de un país A, se calcula la tasa bruta de mortalidad que resulta de combinar las tasas de mortalidad por edad del país A y la población por grupos de edades de la población tipo.

Esta tasa tipificada de mortalidad se interpreta como la tasa de mortalidad que tendría el país A si este país tuviera la estructura por edades de la población tipo.

Un ejemplo teórico

a) Aplicación

Para ejemplificar la aplicación del método directo de tipificación se utilizará la información del cuadro 12.

Como población tipo se utiliza un promedio aritmético, por grupos de edades, de las poblaciones A y B, con el fin de lograr una población con una estructura por edades intermedia entre las dos. Los cálculos necesarios aparecen en el cuadro 13.

De los resultados se concluye que, si el país A tuviera la estructura por edad de la población tipo, su tasa bruta de mortalidad sería de 8,3 por mil en lugar de 11,9, mientras que la del país B sería de 16,6 y no 9,3.

En consecuencia, podemos decir que el nivel de la mortalidad en el país A es menor que el del país B, ya que las dos tasas tipificadas son directamente comparables puesto que se utilizó para calcularlas la misma estructura por edades y sus valores están determinados, fundamentalmente, por el nivel de la mortalidad.

Cuadro 13

APLICACION DEL METODO DIRECTO DE TIPIFICACION A LAS
POBLACIONES PRESENTADAS EN EL CUADRO 11

Grupos de edades	Población tipo n^T_x (1)	Tasas de mortalidad		Defunciones esperadas	
		n^A_m (2)	n^B_m (3)	E^A_D n^A_x (4)= (1)*(2)	E^B_D n^B_x (5)= (1)*(3)
0-14	32 500	2,0	4,0	65	130
15-64	55 000	2,5	5,0	138	275
65 y +	12 500	50,0	100,0	625	1 250
Total	100 000	11,9	9,3	828	1 655
d^T		8,3	16,6		

b) Análisis de los resultados

La diferencia en las tasas brutas de mortalidad observadas en los dos países (A y B), se puede ahora descomponer en dos factores:

- Un factor "estructural", es decir, el efecto de las diferencias en las estructuras por edad de las poblaciones respectivas y

- Un factor "residual", que se debe a "otros factores", de los cuales el más importante es el nivel de la mortalidad.

Para hacer más claro este análisis, se suele elaborar un cuadro similar al siguiente:

Cuadro 14
COMPARACION DEL NIVEL DE LA MORTALIDAD EN DOS PAISES

País	Tasa bruta de mortalidad		Diferencia horizontal
	Observada	Tipificada	
A	11,9	8,3	3,6
B	9,3	16,6	- 7,3
Diferencia vertical	2,6	- 8,3	10,9

En este cuadro aparecen 3 diferencias verticales:

- La diferencia entre las tasas brutas de mortalidad observadas (2,6 por mil). Este valor mide la diferencia que se debe tanto a las diferentes estructuras por edades como a "otros factores", de los cuales el más importante es el nivel de la mortalidad. A este valor se le denomina efecto total.

- La diferencia entre las tasas brutas de mortalidad tipificadas (-8,3 por mil). En esta diferencia sólo está presente el efecto de "otros factores" (principalmente el nivel de la mortalidad), una vez eliminado el efecto de la diferencia en la estructura por edad de ambas poblaciones, mide lo que se llama efecto residual.

- La diferencia entre ambas diferencias (10,9 por mil), resulta ser una medición del efecto producido por las diferentes estructuras por edades, a ésta se le denomina efecto estructural.

Es claro que el efecto total es el resultado de sumar los efectos estructural y residual. El componente fundamental del efecto residual es el nivel de la mortalidad, sobre todo cuando se trabaja con datos agrupados por grupos quinquenales, ya que en el ejemplo que hemos presentado, se ha eliminado sólo en parte el factor estructural, ya que las diferentes estructuras al interior de cada grupo de edad cuando éstos son tan amplios como los empleados aquí tienen todavía un efecto importante en las tasas brutas de mortalidad tipificadas.

Por lo que toca a las diferencias horizontales, Estas se pueden interpretar como el efecto que tiene sobre las tasas observadas las estructuras por edades de la población del país correspondiente. Así, al eliminar el efecto de esta estructura en el país A, su tasa bruta de mortalidad desciende en 3,6 puntos, mientras que en el país B desciende -7,3, es decir, aumenta 7,3.

Resumen de fórmulas generales de la tipificación directa

a) Notación:

d^A es la tasa bruta de mortalidad observada del país A

$n^m_x^A$ es la tasa de mortalidad del grupo de edad x, x+n-1 del país A

$n^{N^T}_x$ es el número de personas en el grupo de edad x, x+n-1 de la población tipo

T_d^A es la tasa bruta de mortalidad tipificada por el método directo del país A

$\frac{E_D^A}{n^x}$ es el número de defunciones esperada en el país A en el grupo de edad $x, x+n-1$

b) Procedimiento de cálculo:

1. Multiplicar las tasas de mortalidad por edades del país A por la población tipo para obtener las defunciones esperadas por grupos de edades:

$$n^x_m^A \cdot N^T = \frac{E_D^A}{n^x}$$

2. Sumar las defunciones esperadas de los grupos de edad considerados para obtener el número total de defunciones esperadas:

$$\sum_{x=0}^W \frac{E_D^A}{n^x} = E_D^A$$

Este es el número de defunciones que ocurrirían en el país A, si éste tuviera la estructura por edades de la población tipo.

3. Calcular la tasa bruta de mortalidad tipificada

$$T_d^A = \frac{E_D^A}{N^T}$$

4. Repetir estos pasos para los otros países considerados (B, C,....)

5. Calcular los efectos total, residual y estructural para cada pareja de países:

Efecto total: $d^A - d^B$

Efecto residual $T_d^A - T_d^B$

Efecto estructural: $[d^A - d^B] - [T_d^A - T_d^B]$

Algunas consideraciones adicionales

Debido a que la mortalidad en las primeras edades cambia mucho de una edad a otra, es recomendable dividir, siempre que la información lo permita, el primer grupo quinquenal de edad al menos en dos grupos:

- menores de un año
- 1 a 4 años cumplidos

En el otro extremo de la vida, también es aconsejable que la edad inicial del grupo abierto final no sea demasiado baja, recuérdese que entre mayor sea el tamaño de los grupos de edad utilizados, mayor será la proporción del efecto estructural que no se eliminarán en la tasa bruta de mortalidad tipificada.

En ocasiones se desea que el número total de defunciones esperadas sea "proporcional" a la población, lo que no sucede si el tamaño de la población en estudio es muy diferente del correspondiente a la población tipo. Cuando se desea hacer esto (obtener un número total de defunciones esperadas proporcional a la población), lo más sencillo es ajustar el tamaño de la población tipo al tamaño de la población en estudio.

Para hacerlo, basta calcular el cociente que se obtiene al dividir la población total del país en estudio entre el total de la población tipo y multiplicar el número de personas en cada grupo de edad de la población tipo por esa constante para obtener una población nueva que tendrá la estructura de la población tipo y el volumen de la población en estudio.

Ahora basta con usar esta nueva población como tipo para obtener un número de defunciones esperadas proporcional a la población en estudio, este número de defunciones esperadas se interpreta ahora como

"El número de defunciones que ocurrirían en el país, si su volumen de población no cambiara, pero su estructura por edades fuera igual a la de la población tipo".

Por último, en ocasiones para los menores de un año lo que se calcula no es la tasa central de mortalidad sino la tasa de mortalidad infantil, que se analizará con mayor detalle en el próximo capítulo, para fines de tipificación, lo importante es saber que la diferencia entre uno y otro indicador esta en el denominador, en la tasa central de mortalidad para los menores de un año, se utiliza a la población media de edad cumplida "cero años", mientras que en la tasa de mortalidad infantil lo que se emplea es el número de nacimientos ocurridos en el año.

Cuando este es el caso, para calcular las defunciones esperadas de los menores de un año, se deberá multiplicar la tasa de mortalidad infantil por los nacimientos ocurridos en un año en la población tipo y no por la población de edad 0 en dicha población¹⁶.

Un ejemplo práctico

a) Aplicación

En el cuadro 15 se presenta la información básica necesaria para aplicar la tipificación directa a las tasas brutas de mortalidad de Honduras, Costa Rica, Argentina y Panamá, utilizando como población tipo la correspondiente a Panamá.

En primer lugar, se deben calcular las defunciones esperadas por grupos de edad. Esto se consigue multiplicando la población tipo (Panamá) por las tasas de mortalidad de cada país.

Los resultados de este cálculo se presentan en el cuadro 14. Hay que tener presente que en el cuadro 15 las tasas de mortalidad están presentadas por mil, por lo que es necesario dividir las entre esta constante (1 000) antes de hacer las multiplicaciones correspondientes.

Para calcular las tasas brutas de mortalidad tipificadas por el método directo, basta con dividir las defunciones esperadas totales entre la población total de Panamá, ya que esta es la población tipo que se está utilizando, los resultados se presentan, junto con las tasas observadas, en el cuadro 17.

¹⁶ De hecho, la diferencia entre la tasa central de mortalidad y la tasa de mortalidad infantil no es grande, es probable que se incurra en errores mayores a causa de las deficiencias de la información básica que los que pueden provenir de una aplicación que no tenga en cuenta esta diferencia.

Cuadro 15

TASAS DE MORTALIDAD POR EDADES DE HONDURAS, ARGENTINA,
COSTA RICA Y PANAMA Y POBLACION DE PANAMA HACIA 1970
(Ambos sexos)

Grupos de edades	Población de Panamá en 1970	Tasas de mortalidad (por mil)			
		Honduras	Costa Rica	Argentina	Panamá
Total	1 428 082	14,6	5,2	9,5	5,7
0	46 370	127,9	47,8	-	32,9
1 - 4	184 560	19,2	3,0	15,7 ^a	5,8
5 - 9	214 655	4,8	0,7	0,7	1,3
10 - 14	174 552	2,3	0,5	0,7	0,9
15 - 19	144 501	2,9	0,9	1,2	1,2
20 - 24	125 252	3,6	1,4	1,7	1,7
25 - 29	101 756	4,5	1,5	2,0	1,7
30 - 34	82 565	5,2	1,9	2,5	1,9
35 - 39	73 377	6,1	2,2	3,3	2,5
40 - 44	61 038	7,7	3,3	4,5	2,8
45 - 49	53 471	10,2	4,6	6,4	4,0
50 - 54	46 843	13,8	6,5	9,9	6,1
55 - 59	37 998	18,9	10,3	14,2	10,3
60 - 64	28 077	26,5	15,1	21,7	18,3
65 - 69	20 562	38,7	24,1	32,7	22,3
70 - 74	13 666	55,1	37,2	48,6	45,0
75 - 79	8 407	78,9	64,7	74,2	51,0
80 y +	10 432	150,4	123,5	158,4	108,3

^a Corresponde al grupo 0-4 años de edad

FUENTES: Censo Nacional de Población Panamá, 1970
Ortega, A., y Rincón, M. Mortalidad, CELADE y DGEC,
Honduras, EDENH, Vól. IV, agosto de 1975.

Cuadro 16

DEFUNCIONES ESPERADAS POR EDADES EN HONDURAS, ARGENTINA,
COSTA RICA Y PANAMA CON LA POBLACION DE PANAMA EN 1970
(Ambos sexos)

Grupos de edades	Defunciones esperadas			
	Honduras	Costa Rica	Argentina	Panamá
0	5 931	2 216	-	1 526
1 - 4	3 544	554	3 626 ^a	1 070
5 - 9	1 030	150	150	279
10 - 14	401	87	122	157
15 - 19	419	130	173	173
20 - 24	451	175	213	213
25 - 29	458	153	204	173
30 - 34	429	157	206	157
35 - 39	448	161	242	183
40 - 44	470	201	275	171
45 - 49	545	246	342	214
50 - 54	646	304	464	286
55 - 59	718	391	540	391
60 - 64	744	424	609	514
65 - 69	796	496	672	459
70 - 74	753	508	664	615
75 - 79	663	544	624	429
80 y +	1 569	1 288	1 652	1 130
Total	20 015	8 185	10 778	8 140

^a Corresponde al grupo 0-4 años de edad

Cuadro 17

TASAS BRUTAS DE MORTALIDAD OBSERVADAS
Y TIPIFICADAS DE HONDURAS, COSTA RICA,
ARGENTINA Y PANAMA HACIA 1970

País	Tasa bruta de mortalidad	
	observada	tipificada
Honduras	14,6	14,0
Costa Rica	5,2	5,7
Argentina	9,5	7,5
Panamá	5,7	5,7

b) Análisis de resultados

Por supuesto que la tasa de mortalidad de Panamá no se altera al tipificar ya que fue la población panameña la que se utilizó como tipo. La tasa más afectada al tipificar es la correspondiente a Argentina, lo que indica que es la estructura de este país la que más difiere de la utilizada como tipo, además, al tipificar la tasa desciende, esto se debe a que la población panameña es más joven que la argentina, por lo que al disminuir la proporción de personas en edades avanzadas, la tasa de mortalidad desciende.

Entre las tasas de mortalidad observadas, el valor más bajo lo presenta Costa Rica, seguido por Panamá con una tasa aproximadamente un 10 por ciento mayor, Argentina que casi alcanza el doble, y por último Honduras, con una tasa cercana al triple de la costarricense.

Al tipificar, Costa Rica y Panamá tienen el mismo valor, es decir, la diferencia en las tasas brutas de mortalidad observadas entre estos dos países se debe prácticamente al efecto de las respectivas estructuras por edad. La tasa argentina desciende, pasando de ser alrededor de un 80 por ciento más alto hasta llegar a serlo apenas un 30 por ciento. La tasa hondureña desciende proporcionalmente menos y sigue siendo más del doble que la correspondiente a los dos países con la mortalidad menor.

Llama la atención que la tasa de Honduras también descienda, si bien los tres países centroamericanos incluidos en el ejemplo tienen una población mas bien joven, es en Honduras en donde este fenómeno es mayor, por lo que al eliminar el efecto de la estructura de su población, substituyendola por otra "menos" joven, se esperaría que su tasa de mortalidad aumentara. Esto no es así, debido a que la tasa de mortalidad de los menores de un año es en este país muy elevada, lo que junto con el hecho de que en la población panameña haya menos niños de estas edades, más que compensa el aumento relativo de defunciones en las edades mayores.

A continuación se presentan, en el cuadro 18, las diferencias total, residual y estructural para cada par de países, que siempre están calculadas respecto al segundo de ellos.

Cuadro 18

COMPONENTES EN LAS DIFERENCIAS ENTRE LAS TASAS BRUTAS
DE MORTALIDAD OBSERVADAS EN HONDURAS, COSTA RICA,
ARGENTINA Y PANAMA HACIA 1970

País	Componentes de las diferencias entre las tasas bruta de mortalidad		
	total	residual	estructural
Honduras-Panamá	8,9	8,3	0,6
Costa Rica-Panamá	-0,5	0,0	-0,5
Argentina-Panamá	3,8	1,8	2,0
Honduras-Argentina	5,1	6,5	-1,4
Costa Rica-Argentina	-4,3	-1,8	-2,5
Honduras-Costa Rica	9,4	8,3	1,1

Se pueden agrupar los casos en 2 grupos, por una parte, aquellos en los que el efecto estructural es mayor, en valor absoluto, que el residual (Costa Rica-Panamá, Argentina-Panamá y Costa Rica-Argentina). En estos casos, la diferencia en las tasas brutas de mortalidad observadas se debe principalmente a las diferencias en las estructuras por edad de ambas poblaciones.

En el segundo grupo, aquellos casos en los que es superior el factor residual (Honduras-Panamá, Honduras-Costa Rica y Honduras-Argentina), la diferencia en las tasas de mortalidad observadas se debe fundamentalmente a la diferencia del nivel de la mortalidad.

Por otra parte, hay un caso (Honduras-Argentina), en el que el signo de las diferencias cambia, esto indica que las tasas de mortalidad observadas subestiman la diferencia en el nivel de la mortalidad, en todos los otros casos, dichas tasas sobreestiman la diferencia real en el nivel de la mortalidad.

Es importante tener presente que los valores específicos alcanzados por las tasas de mortalidad tipificadas dependen de la población utilizada como tipo, al igual que las diferencias, tanto en valores absolutos como en relativos, pero las conclusiones acerca del nivel de la mortalidad no. Cualquiera que sea la población tipo, la tasa tipificada correspondiente a Honduras será la más elevada y las correspondientes a Costa Rica y Panamá las menores. Como una ejemplificación de lo anterior, en el siguiente cuadro se muestran las tasas tipificadas para los cuatro países del ejemplo, usando a cada una de sus poblaciones como tipo.

Cuadro 19

**TASAS BRUTAS DE MORTALIDAD TIPIFICADAS DE HONDURAS,
COSTA RICA, ARGENTINA Y PANAMA HACIA 1970**

País	Población utilizada como tipo			
	Honduras	Costa Rica	Argentina	Panamá
Honduras	14,6	12,7	14,9	14,0
Costa Rica	5,5	5,2	7,2	5,7
Argentina	6,8	6,9	9,5	7,5
Panamá	5,4	5,2	7,1	5,7

4. La tipificación indirecta

En algunos casos, es posible que se disponga del número total de defunciones, pero que éstas no estén disponibles por grupos de edad y, en consecuencia, no sea posible calcular las tasas de mortalidad por edad, lo que imposibilita la aplicación del método de tipificación directa. La alternativa es utilizar la tipificación indirecta.

En la tipificación indirecta, se estima el efecto de la estructura por edades en la tasa bruta de mortalidad.

La información básica necesaria para su aplicación es la siguiente:

- Tasa bruta de mortalidad observada de cada país que se desea analizar,
- Composición por edades de cada país que se desea analizar,
- Las tasas de mortalidad por edades y la tasa bruta de mortalidad de la población que se va a utilizar como tipo.

Una vez que se ha elegido la población que se va a utilizar como tipo, se calculan las defunciones que ocurrirían en dicho país, si su estructura por edad fuese igual que la del país A.

Estas defunciones se calculan (por grupos quinquenales de edad), aplicando las tasas de mortalidad por edad de la población tipo, a la población, del correspondiente grupo de edad, del país A.

En símbolos:

$$E_{n^x}^D T = n^m_x T \cdot n^N_x A$$

donde:

- $E_{n^x}^D T$ es el número de defunciones esperadas en el país tipo con edades cumplidas entre x y $x+n-1$
- $n^m_x T$ es la tasa de mortalidad de la población tipo, para las mismas edades
- $n^N_x A$ es el número de personas en este grupo de edades en la población del país A

A continuación se suman todas las defunciones esperadas, desde el primero hasta el último grupo de edad:

$$E_D T = \sum_{x=0}^W E_{n^x}^D T$$

Por último, se calcula la tasa bruta de mortalidad correspondiente, dividiendo esta suma entre el total de la población del país A.

$$A_d T = \frac{E_D T}{N^A}$$

Esta es la tasa bruta de mortalidad que tendría el país tipo si su estructura por edades fuese la del país A, es equivalente a la tasa tipificada que se obtendría para el país tipo con el método directo utilizando como población tipo la del país A.

Se tienen entonces, dos tasas brutas de mortalidad para la población tipo:

- La tasa bruta de mortalidad observada del país tipo, que refleja el efecto de la estructura por edades del país tipo y el nivel de mortalidad de la misma población.

- La tasa obtenida a partir de la población del país A y las tasas de mortalidad por edades del país tipo (equivalente a la tasa bruta de mortalidad tipificada para la población tipo usando la estructura por edades del país A), que refleja el efecto de la estructura por edades del país A y el nivel de mortalidad del país tipo.

Ambas tasas tienen el efecto de la mortalidad del país tipo, pero mientras en una está presente la estructura por edades de la población tipo, en la otra se utilizó la estructura por edades del país A. En consecuencia, para estimar el efecto de la estructura por edades de la población del país A, basta con comparar estos dos valores. Esta comparación se hace por cociente, se divide la tasa bruta de mortalidad observada entre la estimada con la estructura del país A.

$$I^A = \frac{T_d^T}{A_d^T}$$

donde:

I^A es un indicador del efecto de la estructura por edades del país A

T_d^T es la tasa bruta de mortalidad observada en la población tipo¹⁷

A_d^T es la tasa bruta de mortalidad resultante de combinar la población por edades del país A y las tasas de mortalidad por edad de la población tipo

Este índice mide en qué proporción es mayor la tasa observada del país tipo respecto a la que se obtiene cuando se utiliza la estructura por edad del país A. Así, si I^A es igual a 2, esto significa que, con el mismo juego de tasas de mortalidad, la tasa que se obtiene con la estructura por edades del país tipo es el doble de la que resulta cuando se utiliza la estructura correspondiente al país A.

Ahora para calcular la tasa bruta de mortalidad tipificada por el método indirecto para el país A, basta con multiplicar el indicador del efecto de la estructura por edades del país A por su tasa bruta de mortalidad observada, continuando con la suposición de que I^A vale 2, la tasa tipificada por el método directo será el doble, ya que, cuando se cambia la estructura del país por la del país tipo, la tasa se duplica.

En símbolos:

$$I_d^A = I^A \cdot A_d^A$$

¹⁷ Aún cuando la notación usual solamente requiere del superíndice derecho, para dejar claro que esta tasa de mortalidad tiene el efecto de la estructura por edades del país tipo, se usa en esta sección el superíndice izquierdo. Mientras no se diga lo contrario, los índices de las tasas brutas de mortalidad (d) indicarán, el izquierdo, la estructura por edades que reflejan, y el derecho, las tasas de mortalidad por edad utilizadas en su cálculo.

Resumiendo, para calcular la tasa bruta de mortalidad tipificada por el método indirecto de un país A, se calcula la tasa bruta de mortalidad que resulta de combinar las tasas de mortalidad por edad del país elegido como tipo y la población por grupos de edades de la población del país A.

A continuación se divide, entre esta nueva tasa, la tasa bruta de mortalidad observada del país tipo para obtener el indicador del efecto de la estructura por edades del país A.

Finalmente, se multiplica este indicador por la tasa bruta de mortalidad observada del país A para obtener su tasa tipificada por el método directo.

Un ejemplo teórico

a) Aplicación

Para ejemplificar la aplicación del método indirecto de tipificación se utilizará la misma información utilizada en el ejemplo de la tipificación directa (véase el cuadro 12). Como población tipo se utilizará la del país C, que se presenta en el siguiente cuadro.

Cuadro 20

PAIS C: POBLACION, DEFUNCIONES Y TASAS DE MORTALIDAD POR GRANDES GRUPOS DE EDAD

Grupos de edad	Población	Defunciones	Tasas de mortalidad (por mil)
0-14	35 000	105	3,0
15-64	55 000	220	4,0
65 y +	10 000	750	75,0
Total	100 000	1 075	10,8

Para medir el efecto que tiene la estructura por edades de la población sobre la tasa bruta de mortalidad, se aplican las tasas de mortalidad por edades de la población tipo (país C) a las poblaciones por edades de los países A y B. Los cálculos necesarios aparecen en el cuadro 21.

Cuadro 21

APLICACION DEL METODO INDIRECTO DE TIPIFICACION A LAS
POBLACIONES PRESENTADAS EN EL CUADRO 10

Grupos de edades	Tasas tipo	Población		Defunciones esperadas	
		n^m_C	n^N_A	n^N_B	n^D_C
	(1)	(2)	(3)	(4) = (1)*(2)	(5) = (1)*(3)
0-14	3,0	20 000	45 000	60	135
15-64	4,0	60 000	50 000	240	200
65 y +	75,0	20 000	5 000	1 500	375
Total	10,8	100 000	100 000	1 800	710
d^I				18,0	7,1

Así, si el país C tuviera la estructura por edad del país A, su tasa bruta de mortalidad sería de 18,0 por mil y no de 10,8, mientras que si tuviera la del país B sería de 7,1 por mil.

El efecto que tienen la estructura por edades del país C, respecto al que provocan las estructuras de los dos países (A y B) sobre la tasa bruta de mortalidad de C, se mide ahora por medio de la razón entre su tasa bruta de mortalidad observada y la que se obtiene utilizando la respectiva estructura, calculando los índices correspondientes:

$$I^A = \frac{10,8}{18,0} = 0,6000$$

$$I^B = \frac{10,8}{7,1} = 1,5211$$

Esto se puede interpretar de la siguiente manera:

- Si se cambia el efecto de la estructura por edad del país A por la del país tipo, la tasa bruta de mortalidad se reduce a un 60%
- Si lo que se reemplaza es el efecto de la estructura por edad del país B, la tasa bruta de mortalidad aumenta en un 52%.

En consecuencia, para calcular la tasa bruta de mortalidad tipificada por el método indirecto, basta con multiplicar la tasa bruta de mortalidad observada por el índice calculado anteriormente, que como ya se ha mencionado, mide cuánto cambia la tasa bruta de mortalidad al cambiar la estructura por edades respectiva por la correspondiente a C:

$$I_d^A = I^A \cdot d^A = 0,600 \cdot 11,9 = 7,1$$

$$I_d^B = I^B \cdot d^B = 1,5211 \cdot 9,3 = 14,1$$

Si bien estas tasas están tipificadas, no son directamente comparables entre sí, esto es así, debido a que en el proceso de tipificación se ha supuesto que el efecto de la estructura por edades de la población A (y similarmente para B) en el valor de la tasa bruta de mortalidad de C, es exactamente el mismo que está presente en la tasa bruta de mortalidad de A (y B).

El hecho en realidad, es que el efecto de la estructura por edades en la tasa bruta de mortalidad depende a su vez de la estructura por edades de la mortalidad. Esta estructura de la mortalidad, es el único elemento que se utilizó en la tipificación directa que no se contempla en la tipificación indirecta.

En consecuencia, la comparación de las tasas brutas de mortalidad tipificadas sólo se puede hacer directamente con la tasa de la población tipo

b) Análisis de los resultados

Como ya se mencionó en el párrafo anterior, con las tasas tipificadas por el método indirecto, solamente se puede concluir que la mortalidad del país A es menor que en el país C, mientras que la de B resulta mayor que la de C. En este caso, y dado que la mortalidad de A resultó menor que la de C y ésta a su vez menor que la de B, indirectamente se puede afirmar que la mortalidad de A es menor que la de B.

Si, al tipificar por el método indirecto, las tasas brutas de mortalidad de dos países A y B, ambas resultan menores (o ambas mayores) que la de la población tipo, no es posible (aún cuando las dos tasas tipificadas parezcan sensiblemente diferentes) establecer cuál de los dos países (A y B) tiene una mortalidad menor.

Resumen de fórmulas generales de la tipificación indirecta

a) Notación:

- d^A es la tasa bruta de mortalidad observada del país A
- $n^m_x^T$ es la tasa de mortalidad del grupo de edad $x, x+n-1$ de la población tipo
- $n^N_x^A$ es el número de personas en el grupo de edad $x, x+n-1$ de la población del país A
- I_d^A es la tasa bruta de mortalidad tipificada por el método directo del país A
- A_{Dx}^T es el número de defunciones esperada en el grupo de edad $x, x+n-1$ en la población tipo, si éste tuviera la estructura por edad del país A
- I^A es un indicador del efecto de la estructura por edades del país A en la tasa bruta de mortalidad

b) Procedimiento de cálculo:

1. Multiplicar las tasas de mortalidad por edades de la población tipo por la población del país para obtener las defunciones esperadas por grupos de edades:

$$n^m_x^T \cdot n^N_x^A = A_{Dx}^T$$

2. Sumar las defunciones esperadas de los grupos de edad considerados para obtener el número total de defunciones esperadas:

$$\sum_{x=0}^W A_{Dx}^T = A_D^T$$

Este es el número de defunciones que ocurrirían en el país tipo, si éste tuviera la estructura por edades de la población del país A.

3. Calcular la tasa bruta de mortalidad que tendría el país tipo, si su población tuviese la estructura por edades del país A:

$$A_d^T = \frac{A_D^T}{N^A}$$

4. Calcular el índice que estima el efecto de la estructura por edades del país A en la tasa bruta de mortalidad del país tipo:

$$I^A = \frac{T_d^T}{A_d^T}$$

5. Calcular la tasa bruta de mortalidad tipificada por el método indirecto para el país A:

$$I_d^A = I^A \cdot d^A$$

Un ejemplo práctico

En el cuadro 22 se presenta la información básica necesaria para aplicar la tipificación indirecta a las tasas brutas de mortalidad de los mismos países utilizados en el ejemplo correspondiente a la tipificación directa.

En primer lugar, se deben calcular las defunciones esperadas por grupos de edad. Esto se consigue multiplicando, para cada grupo de edad, las tasas de mortalidad de la población tipo (Panamá) por la población del país correspondiente.

Los resultados de este cálculo se presentan en el cuadro 23. Hay que tener presente que las tasas de mortalidad del país tipo están presentadas por mil.

En el cuadro 24, se presentan las tasas de mortalidad resultantes, es decir, las que presentan el efecto de la mortalidad de Panamá y la estructura por edades del país correspondiente (d^T). Dividiendo la tasa observada en Panamá entre cada una de éstas, se obtiene el índice (I^A) que se aplica a la tasa de mortalidad observada (d^A) para obtener las tasas de mortalidad tipificadas por el método indirecto (d^A). De los resultados sólo se puede concluir que Honduras y Argentina tienen una mortalidad mayor que Panamá, mientras que en Costa Rica el nivel es muy parecido a este último país.

Cuadro 22

TASAS DE MORTALIDAD POR EDADES DE PANAMA Y POBLACION DE
HONDURAS, ARGENTINA, COSTA RICA Y PANAMA HACIA 1970
(Ambos sexos)

Grupos de edades	tasas de mortalidad de Panamá	Poblacion por grupos de edades		
		Honduras	Costa Rica	Argentina
Total	5,7	2 656 948	1 871 780	23 390 050
0	32,9	118 329	50 133	509 900
1 - 4	5,8	367 316	208 802	1 845 400
5 - 9	1,3	424 596	289 013	2 297 000
10 - 14	0,9	367 097	276 514	2 201 150
15 - 19	1,2	288 742	222 652	2 098 700
20 - 24	1,7	228 438	167 123	1 950 500
25 - 29	1,7	167 466	123 773	1 702 700
30 - 34	1,9	138 268	100 744	1 580 350
35 - 39	2,5	128 134	90 828	1 546 400
40 - 44	2,8	103 807	79 490	1 539 100
45 - 49	4,0	87 483	63 789	1 382 500
50 - 54	6,1	69 542	54 403	1 147 100
55 - 59	10,3	48 913	40 403	1 067 050
60 - 64	18,3	45 419	38 115	890 800
65 - 69	22,3	28 366	24 011	672 550
70 - 74	45,0	21 870	19 636	446 450
75 - 79	51,0	11 323	10 552	279 700
80 - 84	108,3	6 513	6 695	151 850
85 y +	-	5 326	5 104	80 850

Cuadro 23

DEFUNCIONES ESPERADAS EN PANAMA CON LA ESTRUCTURA POR
EDADES DE HONDURAS, COSTA RICA Y ARGENTINA, HACIA 1970
(Ambos sexos)

Grupos de edades	Defunciones esperadas con la estructura de:		
	Honduras	Costa Rica	Argentina
Total	13 806	9 270	157 970
0	3 893	1 649	16 776
1 - 4	2 130	1 211	10 703
5 - 9	552	376	2 986
10 - 14	330	249	1 981
15 - 19	346	267	2 518
20 - 24	388	284	3 316
25 - 29	285	210	2 895
30 - 34	263	191	3 003
35 - 39	320	227	3 866
40 - 44	291	223	4 309
45 - 49	350	255	5 530
50 - 54	424	332	6 997
55 - 59	504	416	10 991
60 - 64	831	698	16 302
65 - 69	633	535	14 998
70 - 74	984	884	20 090
75 - 79	577	538	14 265
80 y +	705	725	16 444

Cuadro 24

TASAS DE MORTALIDAD OBSERVADAS Y TIPIFICADAS

País (A)	A_d^T	I^A	A_d^A	I_d^A
Honduras	5,2	1.0962	14,6	16,0
Costa Rica	5,0	1.1400	5,2	5,9
Argentina	6,8	0.8382	9,5	8,0
Panamá	5,7	1,0000	5,7	5,7

V. LA MORTALIDAD INFANTIL Y OTRAS MEDIDAS DE LA MORTALIDAD

1. Introducción

Por diversas razones (demográficas, médicas y sociales entre otras), el análisis y conocimiento de la mortalidad asociada a grupos específicos es muy importante. La mortalidad esta determinada por factores que afectan de manera diferencial a estos grupos particulares.

Una de las variables que reviste mayor importancia en cuanto a su influencia en la mortalidad es la edad.

El estudio de la mortalidad vinculado con la edad permite profundizar en el conocimiento de los factores económicos y sociales que influyen en ella.

Desde el punto de vista médico, y por su impacto sobre la dinámica de la población, se presta mucha atención a la mortalidad que ocurre durante el primer año de vida. A esta mortalidad, tanto en el campo de la salud como en el demográfico, se le conoce como "mortalidad infantil".

En los primeros años de vida, y en forma más evidente después del primer mes, la mortalidad se asocia fuertemente con factores de tipo exógeno que inciden sobre la salud del recién nacido. Esto ha provocado que se considere al nivel de la mortalidad en las edades tempranas como un buen indicador de las condiciones de salud de la población.

Antes de iniciar, con mayor detalle, el análisis de la mortalidad en los primeros años de vida, es conveniente conocer una herramienta muy utilizada en el análisis demográfico, el Diagrama de Lexis.

2. El Diagrama de Lexis

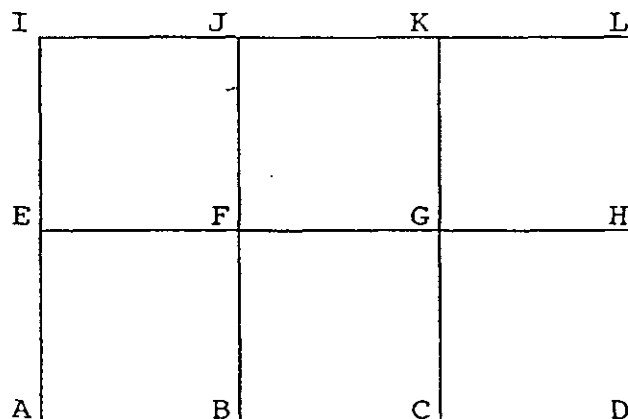
El diagrama de Lexis es un gráfico muy útil para la representación de fenómenos demográficos¹⁸. En su eje horizontal se representa el tiempo calendario y en el vertical la edad.

Una forma sencilla de introducirse en el uso de esta herramienta es pensar que se va a graficar la posición en el tiempo y la edad de cada persona en la población, para esto, es necesario trazar una línea por individuo.

Una línea en particular, empezará en el punto formado por la fecha de nacimiento del individuo y la edad exacta "cero", esta línea seguirá en un ángulo de 45°, ya que el tiempo y la edad cambian con la misma intensidad. Un año después, el individuo tendrá también un año de edad. Esta línea, a la que se le llama "línea de vida", continuará, siempre como una recta a 45°, hasta el momento en el que la persona fallece.

Construir un gráfico de esta clase para la población de un país, o aún de una ciudad, es bastante complicado, dada la gran cantidad de líneas de vida que se requiere trazar. Para simplificar esto, se hacen algunas convenciones.

En primer lugar, se trazan líneas equidistantes y paralelas a los ejes. Según se este trabajando por edades simples o por grupos quinquenales, estas líneas estarán a 1 ó a 5 unidades de distancia, se acostumbra colocar las rectas horizontales en las edades enteras (0, 1, 2, 3.. ó 0, 5, 10, 15... según sea el caso) y las verticales en el punto que corresponde al inicio de cada año o quinquenio, según corresponda. Con esto se consigue una cuadrícula similar a la siguiente:



¹⁸ Para una presentación más detallada del uso del diagrama de Lexis vease: Ortega, A., Tablas de Mortalidad, CELADE, Serie E, N° 1004, San José, Costa Rica, abril de 1987.

Ahora se pueden distinguir en el diagrama segmentos y superficies, a los que se les asignan cantidades.

Un segmento es equivalente al número de líneas de vida que lo intersectan.

Por sus características, los segmentos verticales y los horizontales tienen significados distintos.

Los segmentos verticales representan el número de personas dentro de un rango de edades en un momento del tiempo, es el tipo de información que se recoge en el levantamiento de un censo.

En cambio, los segmentos horizontales representan a las personas que, durante el transcurso del período de tiempo específico, alcanzan una edad exacta.

Por ejemplo, si los puntos B y C representan el 1° de enero de 1980 y el 1° de enero de 1981 respectivamente, el segmento BF, será igual al número de personas que al 1° de enero de 1980 tenían menos de un año cumplido y el segmento FJ a la población de un año de edad cumplida en esa misma fecha.

A su vez, el segmento BC será igual al número de nacimientos ocurridos durante 1980 y de manera similar, GH representará al número de ellos que alcanzaron con vida la edad exacta 1 (por supuesto, si nacieron en 1980, cumplirán un año durante 1981).

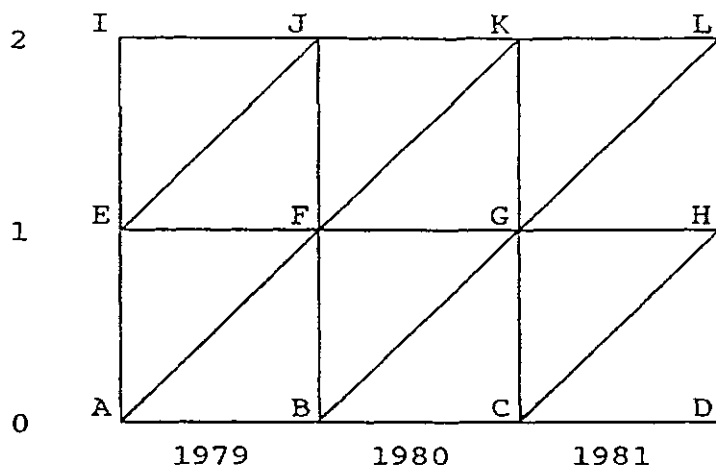
En cambio, a las superficies, al menos en el estudio de la mortalidad, se les asigna el número de líneas de vida que se interrumpen dentro de ellas y representan defunciones¹⁹.

Por ejemplo, la superficie BCGF, representa el número de defunciones de menores de un año, que ocurrieron durante 1980.

Adicionalmente se dividen los cuadrados del diagrama de Lexis en triángulos utilizando líneas a 45°. Estas líneas tienen una característica muy importante, sirven para dividir dentro del diagrama diferentes cohortes, es decir, generaciones de personas nacidas en diferentes años. Es claro que las líneas que caen dentro del triángulo BGF se inician en el segmento AB, mientras que las correspondientes al triángulo BCG corresponden a nacimientos ocurridos en el segmento BC.

¹⁹ En general, las superficies representan el número de hechos ocurridos, dependiendo del fenómeno que se está estudiando, estos pueden ser nacimientos, defunciones, matrimonios, migraciones, etc..

En este caso, el diagrama de Lexis presenta la siguiente forma:



Ahora el cuadrado BCGF, aparece dividido en dos triángulos. El triángulo BGF representa las defunciones de menores de un año, ocurridas durante 1980, pero de niños nacidos durante 1979, mientras que el triángulo BCG, representa el número de defunciones de menores de un año, ocurridas también en 1980, pero de niños nacidos en este mismo año.

3. Factor de separación de las defunciones²⁰

Como se apuntó en la sección anterior, las defunciones que ocurren dentro de un cuadrado en el diagrama de Lexis, corresponden siempre a dos generaciones, aquella que ingresó al tramo de edades correspondiente en el mismo año y la que lo hizo el año anterior.

Para distinguir estos dos tipos, es necesario disponer de las defunciones clasificadas no sólo por edad al morir, sino también por año de nacimiento. En algunos países, efectivamente se recoge y tabula este dato. Sin embargo, en los países de América Latina, donde los datos básicos contienen errores de importancia, esto no es así.

²⁰ En esta parte se sigue en líneas generales la presentación del factor de separación que se presenta en: Ortega, A. Tablas de mortalidad, CELADE, Serie E N° 1004, San José, Costa Rica, abril de 1987.

Cuando no se dispone de las defunciones clasificadas por año de nacimiento (además de la edad al fallecer) y se desea hacer un análisis longitudinal, se hace necesario separar las defunciones de cada generación, para lo cual se emplean comunmente los denominados factores de separación, que se definen, para una edad x y un año z cualquiera como:

$$f_x^z = \frac{\delta D_x^z}{D_x^z} = \frac{\delta D_x^z}{\alpha D_x^z + \delta D_x^z}$$

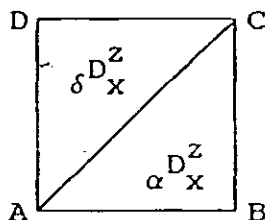
donde

- f_x^z es el factor de separación de las defunciones de edad x para el año z ,
- αD_x^z son las defunciones de edad x ocurridas en el año z de personas que alcanzaron la edad x en el año z
- δD_x^z son las defunciones de edad x ocurridas en el año z de personas que alcanzaron la edad x en el año $z-1$
- D_x^z es el total de las defunciones de edad x ocurridas en el año z .

Se cumple que:

$$D_x^z = \alpha D_x^z + \delta D_x^z$$

Y gráficamente:



Debido a que la mortalidad varía más regularmente de los 5 años en adelante, cuando se requiere separar las defunciones se utiliza un factor de separación igual a 0,50, lo que implica suponer un comportamiento lineal de la mortalidad dentro del grupo de edad correspondiente.

Para las edades 1, 2, 3 y 4 los factores de separación son cercanos a 0,50 y difíciles de calcular, debido a lo cual también se suelen aproximar por 0,50, o bien utilizar los llamados factores de separación de Glover²¹ (0,41, 0,47, 0,48 y 0,48 respectivamente).

En cuanto a los menores de un año, este factor varía más: entre 0,10 y 0,35, por lo que es necesario calcularlo en cada caso específico, para lo que se requiere de las defunciones de menores de un año registradas por año de nacimiento. Cuando no se dispone de esta información, se le estima a partir de las defunciones registradas por edad al momento de morir, con el procedimiento que se describe a continuación.

Debido a la variación de la mortalidad en el primer año de vida, es común que se publiquen las defunciones de este tramo de edad clasificadas por edades, en intervalos menores. Generalmente para el primer mes o las primeras semanas éstas vienen publicadas por días o semanas y posteriormente por meses. Es a partir de este tipo de clasificaciones por edad que se calcula f_0 .

Calculo del factor de separación de las defunciones de menores de un año

En el cuadro 25, se presenta el número de defunciones de menores de un año ocurridas en Costa Rica en 1980, según edad al morir. Esta misma información se puede representar gráficamente en el diagrama de Lexis que se muestra en el gráfico 8.

Cada uno de estos tramos de edad están definidos totalmente a través de dos características: la edad en la que se inicia y la amplitud que abarca; estos dos valores pasan a ser el límite inferior y la altura de la franja en el gráfico. Para mayor claridad, en el cuadro 26 se presentan los valores de estos dos parámetros para cada intervalo de edades, usando como unidad de medida el año.

Para determinar el factor de separación correspondiente, es necesario dividir ese cuadrado, no en franjas verticales, como lo permite la información, sino en dos triángulos, es decir en las defunciones correspondientes a las dos generaciones involucradas.

En el gráfico 9 se esquematiza el proceso de determinación del factor de separación para las defunciones de los menores de un año. Este mismo proceso se describe a continuación.

²¹ Ortega, A. Tablas de ... op. cit.

Cuadro 25

COSTA RICA: DEFUNCIONES DE MENORES DE UN AÑO CLASIFICADAS POR EDAD. 1980.

Grupo de edades	Defunciones registradas
0 a 6 días	646
1 a 3 semanas	136
1 mes	123
2 meses	85
3 a 5 meses	170
6 a 8 meses	99
9 a 11 meses	78
Total	1 337

FUENTE: Dirección General de Estadística y Censos. Estadísticas Vitales de 1980

Gráfico 8

COSTA RICA: DEFUNCIONES DE MENORES DE UN AÑO. 1980

9-11 meses	78
6-8 meses	99
3-5 meses	170
2 meses	85
1 mes	123
1-3 semanas	136
0-6 días	646

Cuadro 26

LIMITE INFERIOR Y AMPLITUD DEL INTERVALO CORRESPONDIENTE
A LOS TRAMOS DE EDAD USADOS EN LA CLASIFICACION DE LAS
DEFUNCIONES DE MENORES DE UN AÑO EN EL CUADRO 25

Grupo de edades	Límite inferior intervalo	Amplitud del intervalo
0 a 6 días	0	7 días=7/365 año
1 a 3 semanas	1 semana=1/52 año	3 semanas=3/52 año
1 mes	1 mes=1/12 año	1 mes=1/12 año
2 meses	2 meses=2/12 año	1 mes=1/12 año
3 a 5 meses	3 meses=3/12 año	3 meses=3/12 año
6 a 8 meses	6 meses=6/12 año	3 meses=3/12 año
9 a 11 meses	9 meses=9/12 año	3 meses=3/12 año

FUENTE: Dirección General de Estadística y Censos. Estadísticas Vitales de 1980

El proceso consiste en calcular, dentro de cada franja horizontal, cuántas defunciones ocurren arriba de la diagonal AC. Como se supone que, dentro de cada franja, las defunciones se distribuyen uniformemente, bastará con calcular qué proporción de la superficie total de la franja queda arriba de la diagonal.

Para ejemplificar la forma de cálculo de estas proporciones, a las que se llamará h_i , se utilizará la franja correspondiente al tramo de edades "2 meses" (rectángulo EHLI).

Primero se calcula la superficie de cada una de las áreas necesarias. Como unidad de medida se utilizará el año, así entonces, el largo de cada franja será "1", y por ejemplo el ancho de la franja que sirve de ejemplo será "1/12", ya que abarca un mes.

La superficie total de la franja será:

$$X = \text{Sup EHLI} = 1 * 1/12$$

La superficie del rectángulo que queda totalmente arriba de la diagonal:

$$Y = \text{Sup EFJI} = [2/12] * [1/12]$$

Y la correspondiente al triángulo que está sobre la diagonal:

$$Z = \text{Sup FKJ} = 0.5 * [1/12] * [1/12]$$

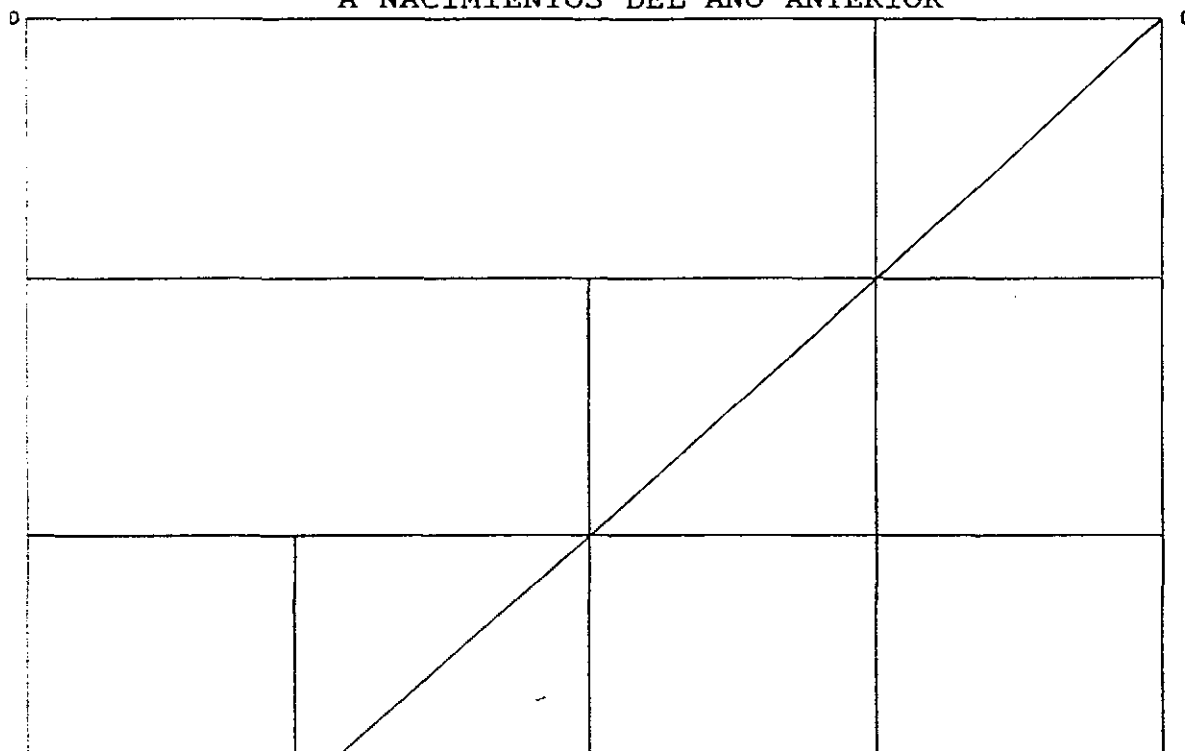
A continuación, hay que calcular qué proporción representa la suma de $Y + Z$ respecto a X , es decir, el valor de h_i :

$$h_i = \frac{Y + Z}{X} = \frac{[2/12] * [1/12] + 0.5 * [1/12] * [1/12]}{1/12} =$$

$$h_i = 2/12 + 0.5 * 1/12 = 5/24$$

Gráfico 8

CALCULO DE LAS PROPORCIONES DE MUERTES DE MENORES DE UN AÑO, OCURRIDAS EN UN AÑO CALENDARIO ATRIBUIBLES A NACIMIENTOS DEL AÑO ANTERIOR



Para generalizar la fórmula de cálculo, hay que identificar las magnitudes representadas en la misma. Es fácil ver que $2/12$ es la magnitud (igual al largo del rectángulo EFJI) que representa el límite inferior del intervalo de edades con el que se está trabajando, ya que $EF=AE$, al que se denotará por L_i , mientras que $1/12$ es el ancho de la franja, o lo que es lo mismo, la amplitud del intervalo de edades correspondiente, a este se le denota por A_i . Así, la fórmula general para el cálculo de h_i es la siguiente:

$$h_i = L_i + 0.5 * A_i$$

Donde:

L_i es el límite inferior, expresado en años, del intervalo de edades i .

A_i es la amplitud, también expresada en años, del intervalo i .

h_i es la proporción de las muertes ocurridas en el tramo de edades i , que corresponden a nacimientos del año anterior.

Una vez que se calculan los valores de h_i para todos los tramos de edad incluidos, se calculan las defunciones que, dentro de cada franja, corresponden al triángulo superior ACD:

$${}_sD_i = h_i * D_i$$

A continuación se suman todos estos valores de ${}_sD_i$ para obtener el correspondiente a ${}_sD_0$, y por último se divide esta suma por el total de defunciones para encontrar el valor del factor de separación de las defunciones de menores de un año.

Ejemplo

Para ejemplificar el cálculo del factor de separación de las defunciones de menores de un año, se utiliza la información ya presentada en el cuadro 25, es decir, las defunciones registradas en Costa Rica en 1980, clasificadas por edad al fallecer, según la misma clasificación supuesta en el ejemplo.

Primero es necesario determinar la amplitud del intervalo (A_i) y el límite inferior del mismo (L_i). Por ejemplo, el primer intervalo está formado por siete días, así que su amplitud, medida en años será $7/365$; el segundo tiene 3 semanas o $3/52$ de año; y el último tiene 3 meses, es decir $3/12$ de año.

Por lo que respecta a L_i , para el primer intervalo es 0 días (igual a 0/365 de año, igual a cero); para el segundo vale 1/52; y para el último 9/12.

Una vez calculados A_i y L_i , se aplica la fórmula para el cálculo de h_i :

$$h_i = L_i + 0,5 \cdot A_i$$

A continuación se calculan los valores de ${}_sD_i$, multiplicando las defunciones del respectivo grupo de edad por h_i

$${}_sD_i = h_i \cdot D_i$$

Se suman todos los valores de ${}_sD_i$ para obtener ${}_sD_0$ y se divide de este último valor para obtener f_0 :

$$f_0 = \frac{\sum {}_sD_i}{D_0} = \frac{{}_sD_0}{D_0}$$

En el cuadro 27 se presentan los cálculos correspondientes:

Cuadro 27

COSTA RICA: CALCULO DEL FACTOR DE SEPARACION (f_0) DE LAS DEFUNCIONES DE MENORES DE UN AÑO. AMBOS SEXOS. 1980

Grupos de edades (1)	Intervalo		Proporción de muertes correspondientes a nacimientos del año ant. $h_i = L_i + \frac{1}{2} A_i$ (4) = (2) + 0,5*(3)	Defunciones registradas en 1980 ^a D_i (5)	Defunciones correspondientes a nacimientos de 1979 ${}_sD_i$ (6) = (4)*(5)
	Límite inf. L_i (2)	Amplitud A_i (3)			
0-6 días	0	7/365	$0 + 0,5 * 7/365 = 7/730$	646	6
1-3 semanas	1/52	3/52	$1/52 + 0,5 * 3/52 = 5/104$	136	7
1 mes	1/12	1/12	$1/12 + \frac{1}{2} * 1/12 = 3/24$	123	15
2 meses	2/12	1/12	$2/12 + \frac{1}{2} * 1/12 = 5/24$	85	18
3-5 meses	3/12	3/12	$3/12 + \frac{1}{2} * 3/12 = 9/24$	170	64
6-8 meses	6/12	3/12	$6/12 + \frac{1}{2} * 3/12 = 15/24$	99	62
9-11 meses	9/12	3/12	$9/12 + \frac{1}{2} * 3/12 = 21/24$	78	68
Total				1 337	240

$$f_0 = \frac{240}{1 337} = 0,17951$$

4. La mortalidad infantil

Como ya se mencionó anteriormente, a la mortalidad que se presenta durante el primer año de vida se le llama mortalidad infantil y a la tasa que la mide, tasa de mortalidad infantil.

Existen varias formas de calcular la tasa de mortalidad infantil, a continuación se presentan las formas de cálculo más usuales.

La tasa clásica de mortalidad infantil

Es el indicador más utilizado para medir la mortalidad infantil. Se calcula dividiendo las defunciones de menores de un año ocurridas en un año calendario entre el número de nacidos vivos correspondientes al mismo año, esta tasa también suele presentarse multiplicada por mil y se denota por q_0 :

$$t_{mi} = \frac{D_0^Z}{B^Z}$$

donde:

t_{mi}
 q_0

es la tasa de mortalidad infantil

D_0^Z

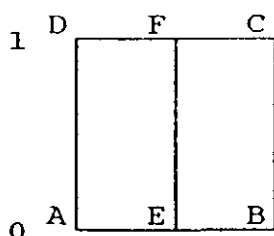
es el total de defunciones de menores de un año ocurridas en el año Z

B^Z

es el número de nacidos vivos ocurridos en el año Z

En primer lugar, nótese que la tasa de mortalidad infantil es de naturaleza diferente a la correspondiente a las tasas de mortalidad por edad. Mientras que las tasas de mortalidad por edad tienen como denominador la población media de menores de un año (un número de personas con edades cumplidas), la tasa de mortalidad infantil esta referida al número de nacimientos ocurridos en el año (personas con edad exacta "cero años").

Para aclarar más la diferencia anterior, considerese la tasa de mortalidad infantil y la tasa central de mortalidad para menores de un año. Si se representan en un diagrama de Lexis los elementos que se necesitan para el calculo de estas medidas se tiene:



La tasa de mortalidad infantil es igual a la superficie ABCD entre el segmento AB, mientras que la tasa central de mortalidad de los menores de un año es igual a la misma superficie ABCD pero dividida entre el segmento EF.

De aquí se pueden concluir dos cosas.

- Primero, estas dos medidas son de naturaleza diferente, mientras una mide cuál es la relación que existe entre las defunciones y un estimación del tiempo vivido dentro del tramo de edad 0-1, la segunda las relaciona con el total de nacimientos ocurridos, que se puede interpretar como el total de personas que pueden fallecer en ese mismo tramo de edades.

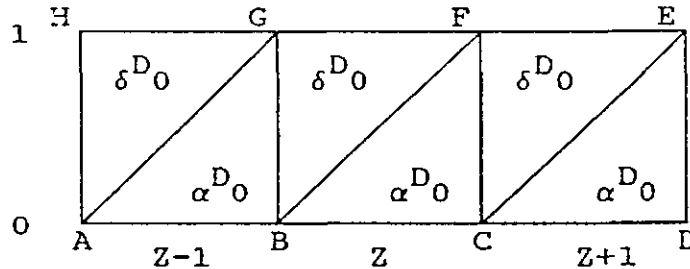
- Segundo, se puede afirmar que, en general, la tasa de mortalidad infantil es menor que la tasa central de mortalidad de los menores de un año, ya que el número de nacimientos en un año es mayor que la población media de cero años, de hecho esta población media representa al total de sobrevivientes de los nacimientos ocurridos en los 12 meses que empiezan el 30 de junio del año anterior.

La tasa de mortalidad infantil tiene más similitud con el concepto de probabilidad. De manera simple, se dice que la probabilidad de un evento, es igual al número de hechos que ocurren dividida por el total de hechos que pueden ocurrir. Los hechos ocurridos son el número de defunciones de menores de un año, mientras que el total de hechos que podrían ocurrir es igual al número de niños que nacen en un determinado periodo.

Sin embargo, si se analiza con cierto cuidado la fórmula de cálculo de la tasa de mortalidad infantil utilizando el diagrama de Lexis, se puede notar que los casos contabilizados en el numerador no corresponden exactamente con los incluidos en el denominador. De hecho todas las muertes que ocurren en el triángulo ACD, corresponden a nacimientos ocurridos el año anterior, mientras que todos los niños sobrevivientes en el segmento BC, aún corren el riesgo de morir antes de cumplir un año.

La tasa de mortalidad infantil de una cohorte

En sentido estricto, para medir la probabilidad de morir entre el nacimiento y la edad exacta 1 es necesario tomar una cohorte y calcular cuál es la probabilidad que tienen sus miembros de fallecer antes de llegar a su primer cumpleaños, para hacer esto es necesario hacer un análisis longitudinal a partir de un diagrama como el siguiente:



Tómese el segmento BC, es decir los nacimientos ocurridos en el año Z. Para saber cuántos de sus integrantes fallecen antes de cumplir un año, es necesario sumar las defunciones ocurridas dentro de los triángulos BCF y CEF. Si se divide esta suma entre el total de nacimientos de los que se originan, se tiene el valor de la probabilidad de que un niño nacido en el año Z fallezca antes de cumplir un año, a esta probabilidad se le llama tasa de mortalidad infantil por cohorte. En símbolos:

$$q_0^C = \frac{\alpha_0^{DZ} + \delta_0^{DZ+1}}{B^Z}$$

donde:

q_0^C es la tasa de mortalidad infantil de la cohorte nacida en el año Z

α_0^{DZ} es el número de defunciones de menores de un año, ocurridas en el año Z correspondientes a la cohorte

δ_0^{DZ+1} es el número de defunciones de menores de un año, ocurridas en el año Z+1, correspondientes a la cohorte

B^Z es el número de nacidos vivos ocurridos en el año Z

Esta tasa efectivamente mide la probabilidad de que un niño nacido en el año Z fallezca antes de celebrar su primer cumpleaños, efectivamente incorpora a todas y cada una de las defunciones ocurridas entre los miembros de la cohorte con menos de un año.

Sin embargo, esta medida no refleja la mortalidad del año Z, la del año Z+1 ni la de ambos años en conjunto, hay defunciones de menores de un año ocurridas tanto en un año como en el otro que no están consideradas en el cálculo, es decir, esta tasa no tiene una referencia temporal precisa.

Otra forma de expresar la fórmula de cálculo de esta tasa es la siguiente:

$$q_0^c = \frac{(1 - f_0^Z) \cdot D_0^Z + f_0^{Z+1} \cdot D_0^{Z+1}}{B^Z}$$

Como se puede ver, difiere de la tasa clásica en el hecho de que en el numerador se han separado de dos años consecutivos, las defunciones correspondientes a la cohorte, por esta razón también se le conoce como tasa de mortalidad infantil calculada por separación del numerador. Difiere de la tasa clásica de mortalidad infantil únicamente porque aquella tiene en su numerador las defunciones "δ" correspondientes a la cohorte nacida el año anterior.

Tasa de mortalidad infantil calculada por medio de la separación del denominador

Otra posibilidad, con el fin de calcular una tasa de mortalidad infantil que incluya a todas las defunciones de menores de un año ocurridas en el año Z y sólo a éstas, pero que a la vez considere el hecho de que parte de estas defunciones corresponden a la cohorte nacida el año anterior, se calcula utilizando como denominador un promedio ponderado de los nacimientos ocurridos en el año Z y en el año Z+1. Como ponderador se utiliza el factor de separación de las defunciones. Se calcula con la siguiente fórmula:

$$q_0^Z = \frac{D_0^Z}{f_0^Z \cdot B^{Z-1} + (1 - f_0^Z) \cdot B^Z}$$

La tasa de mortalidad infantil calculada por el método aditivo

Otra alternativa es calcular dos probabilidades "parciales" de morir en el año z, antes de cumplir un año. Para esto, se dividen las defunciones de menores de un año ocurridas en el año z entre los nacimientos de los que provienen y se suman ambas probabilidades:

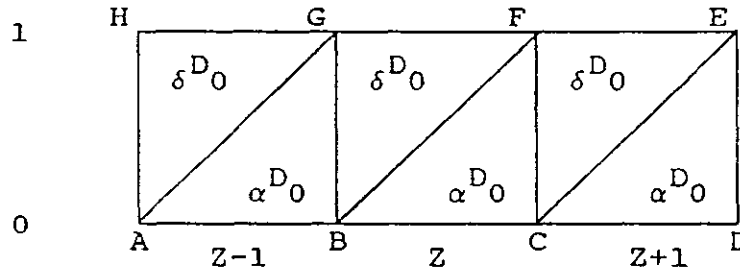
$$q_0^Z = \frac{\delta D_0^Z}{B^{Z-1}} + \frac{\alpha D_0^Z}{B^Z}$$

Esta fórmula aproximada, tiene el inconveniente de no considerar la proporción de los nacidos en el año Z-1 que fallecen en el mismo año, lo que incidirá en el número de integrantes de la cohorte que efectivamente están expuestos a morir en el año z.

La tasa de mortalidad infantil calculada por el método multiplicativo o tasa refinada de mortalidad infantil

Por último, se presenta una forma de cálculo que mide con mayor precisión la probabilidad de morir durante el primer año de vida y en un año (o periodo) civil.

Es similar a la tasa resultante por el método aditivo, solamente que en vez de probabilidades de muerte se calculan probabilidades de sobrevivencia.



La probabilidad de sobrevivir en el cuadrado BCFG se puede descomponer en dos, correspondientes a los triángulos BCF y BFG.

Están sujetos a la probabilidad de sobrevivir en el triángulo BFG, aquellos niños que habiendo nacido en el año Z-1, llegaron con vida al final de ese mismo año, en consecuencia, el número de hechos probables será igual al valor del segmento BG. En cuanto al número de hechos favorables al evento, éste será igual al total de sobrevivientes en el segmento GF. Así pues, la primera probabilidad de sobrevivir que se está buscando será igual a:

$$\delta^Z P_0 = \frac{GF}{BG} = \frac{B^{Z-1} - \alpha^{D,Z-1}_0 - \delta^{D,Z}_0}{B^{Z-1} - \alpha^{D,Z-1}_0}$$

La otra probabilidad buscada, es decir, la correspondiente al triángulo BCF, será igual al total de sobrevivientes a fin del año Z, entre el total de nacimientos de ese mismo año, es decir:

$$\alpha^Z P_0 = \frac{CF}{BC} = \frac{B^Z - \alpha^{D,Z}_0}{B^Z}$$

En consecuencia, la probabilidad de sobrevivir dentro del cuadrado BCFG será igual al producto de las dos probabilidades anteriores²²:

$$p_0^Z = {}_a p_0^Z \cdot {}_d p_0^Z$$

Por último, para calcular la tasa refinada de mortalidad infantil, basta calcular el complemento a uno de la probabilidad de sobrevivir calculada anteriormente:

Ya que:

$$p_0^Z + q_0^Z = 1$$

entonces

$$q_0^Z = 1 - p_0^Z$$

Algunas consideraciones acerca de las diferentes fórmulas para el cálculo de la tasa de mortalidad infantil

Todas las fórmulas presentadas dan resultados muy similares, es muy posible que el efecto sobre el valor resultante de la forma de cálculo sea mínimo al lado del que puede resultar de deficiencias en la información básica disponible.

La ventaja que tiene la tasa clásica es su facilidad de cálculo, lo que adicionalmente facilita la interpretación de su valor.

Teóricamente la mejor es la tasa refinada, su principal limitante es la relativa complejidad de su cálculo, esta es la tasa que se utiliza en la construcción de tablas de mortalidad.

La tasa de cohorte tiene una interpretación relativamente sencilla, su cálculo es mas simple que el de la tasa refinada, pero no tiene una referencia temporal precisa.

²² Es importante tener claro porqué las probabilidades de sobrevivir se pueden multiplicar directamente y no así las de mortalidad. La diferencia estriba en que los sobrevivientes de la primera probabilidad de sobrevivir resultan ser el total de expuestos a la segunda probabilidad de sobrevivir, mientras que con la mortalidad pasa exactamente lo contrario, es decir, los fallecidos son los únicos no expuestos a morir por efecto de la segunda probabilidad de muerte.

5. Otros conceptos relacionados con el estudio de la mortalidad infantil

Aún dentro del primer año de vida, la mortalidad no es uniforme, el primer mes es especialmente riesgoso, el niño en estas edades se ve expuesto a una elevada tasa de mortalidad debida a factores genéticos o daños que se producen durante la gestación o el nacimiento. Después del primer mes, empiezan a cobrar importancia los factores no biológicos, relacionados con las condiciones del medio en el que se desarrolla el niño.

Por esta razón, para fines de análisis, se divide a la mortalidad infantil en dos partes:

- La mortalidad neonatal, que comprende el estudio de la mortalidad en el primer mes de vida (desde el nacimiento hasta los 28 días)
- La mortalidad postneonatal, que se refiere a la mortalidad que ocurre entre el momento de cumplir 28 días de nacido y el correspondiente al primer cumpleaños

Para medir estos dos componentes de la mortalidad infantil se calculan las tasas de mortalidad neonatal y postneonatal respectivamente. La tasa de mortalidad infantil neonatal se calcula dividiendo el total de defunciones de menores de 28 días entre el total de nacidos vivos registrados en un año. Para la tasa de mortalidad infantil postneonatal, se divide, entre el mismo denominador, las defunciones ocurridas entre los 28 días y el año de edad.

Es claro a partir de las definiciones correspondientes que la tasa de mortalidad infantil es igual a la suma de las tasas de mortalidad neonatal y postneonatal:

$$\frac{D_{-28}}{B} + \frac{D_{28-364}}{B} = \frac{D_{-28} + D_{28-364}}{B} = \frac{D_0}{B}$$

$$[\text{NEONATAL}] + [\text{POSTNEONATAL}] = [\text{INFANTIL}]$$

La mortalidad neonatal esta vinculada fundamentalmente con mortalidad de tipo endógeno, provocada por factores congénitos mientras que la mortalidad postneonatal esta más vinculada con muertes provocadas por causas exógenas.

6. Otras medidas relacionadas con el estudio de la mortalidad

Además de los indicadores ya mencionados anteriormente, existen otras medidas relacionadas con el tema. Algunas se refieren directamente a mortalidad, como la tasa de mortalidad materna, que mide la incidencia de la muerte provocada por la maternidad, pero existen algunas otras que se refieren más que a mortalidad a morbilidad.

"El término morbilidad se refiere a las enfermedades y dolencias en una población. El brote de una enfermedad puede tener consecuencias graves sobre otros aspectos de la población. Los datos sobre la frecuencia y distribución de una enfermedad pueden ayudar a controlar su propagación y, en algunos casos, conducir a la identificación de su causa".²³

La tasa de mortalidad materna es el número de defunciones de mujeres debidas a complicaciones durante el embarazo y el parto ocurridas en un determinado año por cada cien mil nacimientos ocurridos en el mismo año:

$$TMM^Z = \frac{D_M^Z}{B^Z} \cdot 100\ 000$$

donde:

D_M^Z es el número de defunciones maternas en el año Z

B^Z es el número de nacidos vivos ocurridos en el año z

En realidad, para determinar con precisión el riesgo de muerte debido a estas causas, en el denominador debería figurar el número de embarazos que hubo en el año considerado, como esta información es prácticamente imposible de obtener, se toma como aproximación el número de embarazos que culmina con un nacido vivo, es decir, el número de nacidos vivos en el año z.

La tasa de incidencia es el número de personas que contraen una enfermedad durante un determinado periodo de tiempo, por cada 1 000 habitantes

La tasa de prevalencia es el número de personas que tienen una enfermedad específica en un determinado momento por cada 1 000 habitantes.

La tasa de letalidad es la proporción de personas que mueren por causa de una determinada enfermedad respecto al total de quienes la contrajeron.

²³ Population Reference Bureau Inc., Guía Rápida de Población. Washington, 1980.

VI. TECNICAS DE ESTIMACION INDIRECTA DE LA MORTALIDAD

1.- Introducción

Es corriente que por mala calidad, falta de cobertura y oportunidad en su publicación, las estadísticas sobre la mortalidad de la población no sean adecuadas para estimar niveles, tendencias y diferenciales de la mortalidad.

En años recientes se han desarrollado métodos para estimar esta variable en poblaciones con estadísticas deficientes, utilizando información indirecta recogida a través de censos de población o encuestas.

Algunos de los métodos propuestos, tienen la ventaja adicional de permitir el análisis de diferenciales de la mortalidad asociados a variables económicas, sociales, culturales y otras.

Pero estas técnicas de estimación indirectas, no sólo son importantes por el hecho de proporcionar estimaciones de la mortalidad en poblaciones cuyos registros vitales son deficientes o por permitir estudiar el comportamiento de esta variable por grupos socioeconómicos. Aún cuando tales registros sean de buena calidad, una alternativa para verificar y aún controlar esta calidad, es el disponer de estimaciones independientes con las cuales confrontar periódicamente las provenientes de los registros.

Los métodos para derivar indicadores de los niveles de mortalidad, se asocian a diversos tipos de información y entre los de mayor utilidad hoy en día se cuentan los que parten de preguntas retrospectivas incorporadas en censos de población y encuestas.

Entre otros se tienen los siguientes:

- a. Métodos que emplean información proporcionada generalmente por las madres, sobre incidencia de la mortalidad entre los hijos tenidos. Esta información, con la metodología adecuada, pretende derivar estimaciones de la mortalidad al comienzo de la vida.
- b. Métodos que se apoyan en datos sobre orfandad materna y sobrevivencia de hermanas. Estos métodos se orientan a derivar estimaciones de la mortalidad femenina adulta.

- c. Métodos que se apoyan en información sobre orfandad paterna y viudez femenina (del primer marido o compañero) y sobrevivencia de los hermanos varones, para derivar estimaciones de la mortalidad masculina adulta.

En los últimos censos practicados, los países de la región han introducido en mayor o menor medida estas preguntas, como puede verse en el cuadro 28.

Cuadro 28

AMERICA LATINA: TOPICOS INVESTIGADOS EN LOS ULTIMOS CENSOS
EN RELACION CON LA MORTALIDAD

País	Año del censo	Total hijos		Hijos último año		Orfandad materna
		nacidos vivos	sobrevivientes	nacidos vivos	sobrevivientes	
Argentina	1980	x	x	x	-	-
Bolivia	1976	x	x	x	-	-
Brasil	1980	x	x	x	-	x
Colombia	1985	x	x	x	x	x
Costa Rica	1984	x	x	-	-	-
Cuba	1981	x	x	-	-	-
Chile	1982	x	x	x	-	-
Ecuador	1982	x	x	x	x	-
El Salvador	1971	x	x	x	x	-
Guatemala	1981	x	x	x	x	x
Haití	1982	x	x	x	-	-
Honduras	1988	x	x	x	x	x
México	1980	x	x	x	-	-
Nicaragua	1971	x	x	x	x	x
Panamá	1980	x	x	x	x	x
Paraguay	1982	x	x	x	x	x
Perú	1981	x	x	x	x	x
Rep. Dominicana	1981	x	x	x	x	x
Uruguay	1985	x	x	x	x	-
Venezuela	1981	x	x	x	-	-

El signo x indica que el tópico fué investigado

Fuente: Boletas censales correspondientes

2.- Estimaciones de la mortalidad al comienzo de la vida

A.- Método de Brass

a) Descripción general

El método establecido por Brass²⁴ para medir la incidencia de la mortalidad en los primeros años de vida se apoya en la información sobre el número de hijos nacidos vivos e hijos sobrevivientes declarados por las mujeres entrevistadas en un censo o en una encuesta.

Con esta información se calculan proporciones de hijos fallecidos según edad de la madre.

Parece bastante claro que estas proporciones de niños nacidos vivos que han fallecido, son indicadores de la mortalidad en los primeros años de vida. A igualdad en otros factores, estas proporciones serán mayores en una población con una mortalidad elevada que en otra con una menor.

La técnica de Brass permite convertir esas proporciones en medidas más convencionales de la mortalidad, específicamente en probabilidades de morir entre el nacimiento y ciertas edades exactas.

Si se considera a las mujeres de un determinado grupo de edad, la proporción de sus hijos que ha fallecido depende, fundamentalmente, de dos cosas:

- i) El tiempo durante el cual estos niños han estado expuestos al riesgo de morir y
- ii) Los riesgos de mortalidad a los que han estado expuestos.

El tiempo de exposición al riesgo está determinado por la fecha de nacimiento, que depende a su vez de los patrones de fecundidad a que han estado expuestas las mujeres.

Este tiempo de exposición varía con la edad de las mujeres, es claro que, en promedio, los hijos de las mujeres en los grupos de edades más jóvenes tendrán una edad inferior que los correspondientes a mujeres de mayor edad, en consecuencia, la proporción de los hijos fallecidos de las mujeres de cada grupo de edad serán representativas de la mortalidad entre el nacimiento y diferentes edades, más tempranas para las mujeres más jóvenes y mayores para los grupos de edad más avanzados.

²⁴ Brass, W., Métodos para estimar la fecundidad y la mortalidad en poblaciones con datos limitados, CELADE, Serie E.No.14, Stgo.Chile, 1974.

Apoyándose en todo la anterior, Brass establece un mecanismo que permite transformar las proporciones de hijos fallecidos, por edad de la madre, en probabilidades de muerte desde el nacimiento a cierta edad exacta x , que depende del grupo de edad de las mujeres.

La información básica necesaria para aplicar el método es la siguiente:

- a) Mujeres por grupos quinquenales de edades de 15 a 64 años.
- b) Número de hijos nacidos vivos, clasificados por grupos de edades de las madres.
- c) Número de hijos sobrevivientes, según grupos de edades de las madres.

Esta información, que está referida al momento del censo o la encuesta, se obtiene a partir de preguntas como las siguientes, las cuales se formulan generalmente a todas las mujeres de 15 años y más de edad:

- ¿Cuántos hijos nacidos vivos ha tenido?
- ¿Cuántos de estos están vivos actualmente?

Estos datos básicos permiten calcular la proporción de hijos fallecidos, con respecto al total de hijos nacidos vivos según edad de la madre:

$$Q_i = 1 - \frac{HS_i}{HNV_i}$$

donde:

Q_i = es la proporción de hijos fallecidos con respecto al total de nacidos vivos, que pertenecen al grupo de edades i de las madres, con $i=1$ para 15-19, $i=2$ para 20-24, ..., $i=10$ para 60-64.

HS_i = es el número de hijos sobrevivientes por mujer de de edad i .

HNV_i = es el número de hijos nacidos vivos por mujer de jer de edad i .

Si bien Q_i constituye por si misma una medida de la mortalidad, Brass ha desarrollado una metodología que permite transformar estas proporciones en medidas convencionales de la mortalidad. El autor muestra que existe una asociación empírica entre estas proporciones y la probabilidad de muerte desde el nacimiento hasta una cierta edad exacta x , $q(x)$.

La relación entre estas medidas se establece a través de las siguientes expresiones:

i	$q(x) = k_i \cdot Q_i$
1	$q(1) = k_1 \cdot Q_1$
2	$q(2) = k_2 \cdot Q_2$
3	$q(3) = k_3 \cdot Q_3$
4	$q(5) = k_4 \cdot Q_4$
5	$q(10) = k_5 \cdot Q_5$
⋮	⋮
⋮	⋮
10	$q(35) = k_{10} \cdot Q_{10}$

siendo k_i un factor muy próximo a uno, que permite transformar las proporciones de hijos fallecidos Q_i en probabilidades de muerte $q(x)$.

Nótese que en los primeros tres grupos de edad de la madre, la edad a la que se estima la probabilidad de morir varía de uno en uno (1, 2, 3), en el cuarto grupo es igual a 5, y a partir de allí varía de cinco en cinco.

Para determinar estos factores, Brass construyó la tabla de multiplicadores que se presenta en el cuadro 29. Los valores de entrada al cuadro son P_1/P_2 o P_2/P_3 , donde P_i es el número promedio de hijos nacidos vivos tenidos por las mujeres de edad i (Paridez media), para los tres o cuatro primeros grupos de edades y la edad media de la fecundidad \underline{m} o la edad mediana m' para los grupos restantes. Como se puede apreciar, los valores de k_i dependen fundamentalmente del comportamiento de la fecundidad.

Cuadro 29

**FACTORES QUE RELACIONAN LAS PROBABILIDADES DE MUERTE ENTRE EL
NACIMIENTO Y LA EDAD EXACTA X**

Grupo de edad de las mujeres	Medida de la mortalidad estimada	MULTIPLICADORES							
15-19	q(1)	0,859	0,890	0,928	0,977	1,041	1,129	1,254	1,425
20-24	q(2)	0,938	0,959	0,983	1,010	1,043	1,082	1,129	1,188
25-29	q(3)	0,948	0,962	0,978	0,994	1,012	1,033	1,055	1,081
30-34	q(5)	0,961	0,975	0,988	1,002	1,016	1,031	1,046	1,063
35-39	q(10)	0,966	0,982	0,996	1,011	1,026	1,040	1,054	1,069
40-44	q(15)	0,938	0,955	0,971	0,988	1,004	1,021	1,037	1,052
45-49	q(20)	0,937	0,953	0,969	0,986	1,003	1,021	1,039	1,057
50-54	q(25)	0,949	0,966	0,983	1,001	1,019	1,036	1,054	1,072
55-59	q(30)	0,951	0,968	0,985	1,002	1,020	1,039	1,058	1,076
60-64	q(35)	0,949	0,965	0,982	0,999	1,016	1,034	1,052	1,070
Parámetros para seleccionar los multiplicadores									
P_1/P_2		0,387	0,330	0,268	0,205	0,143	0,090	0,045	0,014
P_2/P_3		0,616	0,577	0,535	0,490	0,441	0,421	0,344	0,271
	\bar{m}	24,7	25,7	26,7	27,7	28,7	29,7	30,7	31,7
	\bar{m}'	24,2	25,2	26,2	27,2	28,2	29,2	30,2	31,2

FUENTE: Brass, W. Métodos para Estimar la Fecundidad y la Mortalidad en Poblaciones con datos Limitados. Selección de Trabajos. Centro Latinoamericano de Demografía. Serie E, No. 14. Santiago de Chile, 1974

Las condiciones teóricas que requiere la aplicación del método de Brass, son las siguientes:

- a) La fecundidad y la mortalidad han permanecido invariables en años recientes (para fines prácticos, aproximadamente en los últimos diez años).
- b) La mortalidad de los hijos de las mujeres informantes es la misma que la de todos los nacidos vivos en la población.
- c) Los riesgos de muerte de los hijos son independientes de la edad de la madre.
- d) La estructura de la mortalidad y de la fecundidad de la población no son muy diferentes de las estructuras de los modelos empleadas en el cálculo de las tablas que se emplean para obtener las estimaciones.

Estos supuestos teóricos rara vez se cumplen en forma exacta cuando el método se aplica a poblaciones reales. Hay que considerar además que la información básica puede contener errores, entre los que cabe destacar, por el efecto que pueden tener en la aplicación de esta técnica, la declaración de la edad de las mujeres y la posible omisión diferencial de hijos nacidos y fallecidos.

Sin embargo, la experiencia ha mostrado que el método es poco sensible a desviaciones de las condiciones teóricas que se han mencionado que no sean muy marcadas. En estas condiciones se dice que el método es robusto²⁵.

En relación a la información básica, si las condiciones de aplicabilidad son aproximadamente las exigidas y fundamentalmente si no hay errores de importancia debe observarse que:

- 1.- La distribución de las mujeres que declaran fecundidad (hijos nacidos vivos y sobrevivientes), debe comportarse en forma decreciente con la edad.
- 2.- La paridez media que se estime, es decir, el número medio de hijos nacidos vivos por mujer (P_i), debe ser una función creciente con la edad de las mujeres.
- 3.- Las proporciones de hijos fallecidos por grupos de edades de las mujeres debe ser una función creciente con la edad.

En los países en desarrollo, la información recogida en los censos o encuestas siempre está afectada por errores de diversa índole, las estimaciones derivadas de la información de mujeres de mayor edad, no son del todo satisfactorias. Por otra parte, la información proveniente de mujeres de 15-19 años puede estar afectada por mayor omisión y la mortalidad de los hijos puede no ser representativa de lo que ocurre en la población total. En general se acepta que las mejores estimaciones de mortalidad se consiguen con la información suministrada por las mujeres de 20 a 34 años que permiten derivar estimaciones sobre probabilidades de morir entre el nacimiento y las edades 2, 3 y 5.

b) Aplicación práctica

El procedimiento de cálculo de la mortalidad infantil y juvenil se ilustra en el cuadro 30 con datos del censo de Honduras de 1974.

²⁵ En general, los métodos para derivar estimaciones demográficas descansan en determinados supuestos, cuya verificación en condiciones concretas condiciona la validez de las estimaciones. Se dice que un método es robusto cuando los resultados no se alteran demasiado por el no cumplimiento de esos supuestos a la hora de aplicarlo en casos reales (Chackiel, J y Macció, G., Evaluación y corrección de datos demográficos, CELADE, Serie B, No. 39, Santiago, agosto de 1978).

En la parte a) del cuadro se incluye la información básica, es decir el total de mujeres, de 15 a 34 años con declaración de hijos nacidos vivos e hijos sobrevivientes, el número de hijos nacidos vivos y el número de hijos sobrevivientes (Columnas 3 a 5). A partir de esta información se calcula la proporción de hijos fallecidos Q_i (Columna 6). Para obtener los multiplicadores k_i (Columna 7) se interpoló linealmente con $P_2/P_3 = 0.4958$ en el cuadro 25. El producto de Q_i y k_i conduce a las probabilidades de muerte desde el nacimiento hasta las edades 1, 2, 3 y 5 que aparecen en la última columna. Estos resultados en general deben ser sometidos a un ajuste, por cuanto provienen de información censal sin corregir.

Cuadro 30
HONDURAS: APLICACION DE LA TECNICA DE BRASS PARA
ESTIMAR LA MORTALIDAD INFANTIL Y JUVENIL. CENSO DE 1974.
a) Información básica

Edad a la fecha del censo	Intervalo i	Mujeres con declaración N_i	Hijos nacidos vivos HNV_i	Hijos sobrevivientes HS_i
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
15-19	1	158 300	45 590	40 430
20-24	2	126 570	202 500	174 170
25-29	3	91 350	294 770	252 160
30-34	4	74 990	366 520	303 340

b) Elaboración y resultados				
Intervalo i	Proporción de hijos fallecidos Q_i	Multiplicador k_i	Edad de los hijos x	Probabilidad de morir ${}_xq_0 = q(x)$
(2)	(6)	(7)	(8)	(9)
1	0.1132	0.9707	1	0.1099
2	0.1399	1.0065	2	0.1408
3	0.1446	0.9919	3	0.1434
4	0.17242	1.0002	5	0.1724

$$2 \frac{P_2}{P_3} = \frac{1.5999}{3.2268} = 0.4958$$

Fuente: CELADE, Proyecto OMUECE, Censo de 1974

B. La variante de Coale - Trussell

Posteriormente se hicieron, por parte de diversos autores (Fenney, Sullivan, etc), nuevas proposiciones para el cálculo de los valores de k_i . Independientemente de las diferencias teóricas en cuanto a la forma de calcular estos parámetros, lo cierto es que todas las variantes dan resultados muy similares a los que se obtienen con la formulación original de Brass.

Sin embargo, una de las limitaciones más importantes de estas estimaciones radica en el hecho de que no tienen una referencia temporal explícita, es decir, no es posible establecer a qué momento del tiempo corresponden las estimaciones de la mortalidad infantil y juvenil resultantes, lo único que se puede afirmar es que corresponden a momentos anteriores a la fecha del censo y que las estimaciones provenientes de mujeres de mayor edad están más alejadas en el tiempo que aquellas correspondientes a las edades más jóvenes. Este es el problema que resuelve la variante propuesta por Coale y Trussell.

Según estos autores, la forma de derivar los coeficientes k_i no sería la más adecuada y el modelo de Brass no refleja bien la fecundidad. Además, el usar un solo patrón de mortalidad, no reflejaría adecuadamente las distintas estructuras de esta variable.

En base a modelos de fecundidad empíricos construidos por Trussell y a las cuatro familias de mortalidad de Coale y Demeny²⁶, construyeron un modelo, basado en técnicas de regresión, para determinar los valores de k_i . Adicionalmente, este modelo permite estimar los valores de t_i , es decir, el tiempo, medido en años antes del momento de referencia del censo o encuesta, al que corresponden las estimaciones.

Coale y Trussell determinaron las siguientes ecuaciones de regresión:

$$k_i = a_i + b_i \frac{P_1}{P_2} + c_i \frac{P_2}{P_3}$$

$$t_i = a_i^t + b_i^t \frac{P_1}{P_2} + c_i^t \frac{P_2}{P_3}$$

²⁶ Coale, A. y Demeny, P., Regional Model Life Tables and Stable Populations, Princeton University Press, Princeton, New Jersey, 1966

Los valores de los coeficientes de las ecuaciones están tabulados para cada grupo de edad, según los modelos de mortalidad incluidas por Coale y Demeny en sus tablas de mortalidad y se presentan en los cuadros 31 y 32.

Esta variante exige la misma información que la anterior, adicionalmente proporciona información acerca de la ubicación en el tiempo y considera diferentes estructuras de la mortalidad, lo que indudablemente es una ventaja, pero exige que el investigador tome la decisión acerca de cuál puede ser el modelo más adecuado a la mortalidad de la población en estudio. En cuanto a los supuestos, se flexibilizan un poco, ya no es necesario suponer que la mortalidad ha permanecido constante, sino más bien que el descenso de la misma sigue un comportamiento lineal.

a) Aplicación

Para aplicar la variante Coale-Trussell de la técnica de Brass para estimar mortalidad infantil y juvenil, se siguen prácticamente los mismos pasos que en la forma propuesta originalmente por Brass. Únicamente, para estimar el valor del parámetro k_i , en vez de interpolarlo en el cuadro 29, se aplica la ecuación tomando los coeficientes de la tabla 27.

Para hacer lo anterior, es necesario decidir cuál es el modelo de las tablas de Coale-Demeny que representa de manera más adecuada la estructura por edades de la población en estudio²⁷. Si no se tienen elementos suficientes para decidir qué familia usar, se aconseja utilizar el modelo Oeste, ya que éste presenta una estructura muy similar al promedio de las tablas utilizadas por Coale y Demeny en la construcción de sus modelos.

Del cuadro 32 se toman los coeficientes para estimar el tiempo, en años antes del momento de referencia del censo o encuesta, al que corresponden las estimaciones. Dicho momento de referencia se calcula en años y fracciones de año para que, al restarle los valores de $t_{i,r}$ se pueda precisar el momento específico del tiempo al que corresponden las estimaciones.

Algunas consideraciones finales.

Otra limitación de las estimaciones proporcionadas por esta técnica, sobre todo una vez que se consigue ubicarlas en el tiempo, radica en el hecho de que a partir de cada grupo de edad de las mujeres, se consigue un indicador diferente de la mortalidad, lo que dificulta la posibilidad de hacer algún análisis acerca de la evolución de la mortalidad en el tiempo. La variante de Coale-Trussell permite resolver esto.

²⁷ Para mayores detalles acerca de las características de las diferentes familias puede consultarse: Ortega, A., Tablas de mortalidad, op. cit.

Cuadro 31

COEFICIENTES DE LAS ECUACIONES DE REGRESION DE TRUSSELL PARA ESTIMAR LA MORTALIDAD INFANTIL Y JUVENIL

Modelo de Coale-Demeny	Edad de las mujeres						
	15-19	20-24	25-29	30-34	35-39	40-44	45-49
x	1	2	3	5	10	15	20
i	1	2	3	4	5	6	7
Norte							
a _i	1,1119	1,2390	1,1184	1,2046	1,2586	1,2240	1,1772
b _i	-2,9287	-0,6865	0,0421	0,3037	0,4236	0,4222	0,3486
c _i	0,8507	-0,2745	-0,5156	-0,5656	-0,5898	-0,5456	-0,4624
Sur							
a _i	1,0819	1,2846	1,2223	1,1905	1,1911	1,1564	1,1307
b _i	-3,0005	-0,6181	0,0851	0,2631	0,3152	0,3017	0,2506
c _i	0,8689	-0,3024	-0,4704	-0,4487	-0,4291	-0,3968	-0,3538
Este							
a _i	1,1461	1,2231	1,1593	1,1404	1,1540	1,1336	1,1201
b _i	-2,2536	-0,4301	0,0581	0,1991	0,2511	0,2556	0,2362
c _i	0,6259	-0,2245	-0,3479	-0,3487	-0,3506	-0,3428	-0,3268
Oeste							
a _i	1,1415	1,2563	1,1851	1,1720	1,1865	1,1746	1,1639
b _i	-2,7070	-0,5381	0,0633	0,2341	0,3080	0,3314	0,3190
c _i	0,7663	-0,2637	-0,4177	-0,4272	-0,4452	-0,4537	-0,4435

Cuadro 32

COEFICIENTES DE LAS ECUACIONES DE REGRESION DE TRUSSELL PARA ESTIMAR EL MOMENTO DE REFERENCIA DE LAS ESTIMACIONES DE MORTALIDAD INFANTIL Y JUVENIL

Modelo de Coale-Demeny	Edad de las mujeres						
	15-19	20-24	25-29	30-34	35-39	40-44	45-49
x	1	2	3	5	10	15	20
i	1	2	3	4	5	6	7
Norte							
a _i	1,0921	1,3207	1,5996	2,0779	2,7705	4,1520	6,9650
b _i	5,4732	5,3751	2,6268	-1,7908	-7,3403	-12,2448	-13,9160
c _i	-1,9672	0,2133	4,3701	9,4126	14,9352	19,2349	19,9542
Sur							
a _i	1,0900	1,3079	1,5173	1,9399	2,6157	4,0794	7,1796
b _i	5,4443	5,5567	2,6755	-2,2739	-8,4819	-13,8308	-15,3880
c _i	-1,972	0,2021	4,7471	10,3876	16,5153	21,1866	21,7892
Este							
a _i	1,0959	1,2921	1,5021	1,9347	2,6197	4,1317	7,3657
b _i	5,5864	5,5897	2,4692	-2,6419	-8,9693	-14,3550	-15,8083
c _i	-1,9949	0,3631	5,0927	10,8533	17,0981	21,8247	22,3005
Oeste							
a _i	1,0970	1,3062	1,5305	1,9991	2,7632	4,3468	7,5242
b _i	5,5628	5,5677	2,5528	-2,4261	-8,4065	-13,2436	-14,2013
c _i	-1,9956	0,2962	4,8962	10,4282	16,1787	20,1990	20,0162

Una vez que se tienen las estimaciones de la mortalidad desde el nacimiento hasta diferentes edades (1, 2, 3, 5, 10, 15 y 20) y que se ha determinado la familia de Coale-Demeny adecuada para la población en estudio, se calcula el número de sobrevivientes a edades exactas (l_x):

$$l_x = (1 - q_x) * 100\ 000$$

Enseguida, utilizando las tabulaciones de l_x de la familia seleccionada, se interpola linealmente para obtener el nivel en las tablas de Coale-Demeny equivalente, este nivel ya es un indicador homogéneo del nivel de la mortalidad en las primeras edades, a través del cual se puede hacer un análisis de su tendencia en el tiempo.

Es conveniente convertir estos niveles en un indicador más conocido de la mortalidad, aún cuando generalmente se hace esta conversión a q_0 , resulta mejor transformarla en ${}_2q_0$, sobre todo cuando no hay suficiente confianza en la elección del modelo. Esto se debe a que la relación de la mortalidad a diferentes edades respecto a la probabilidad de morir en el primer año varía mucho, cosa que ocurre en menor medida con la mortalidad, por ejemplo, desde el nacimiento hasta los dos años.

Para hacer esta transformación, simplemente se interpola en las mismas tabulaciones de l_x , pero ahora a partir del nivel se obtiene el valor de l_2 (o l_1) equivalente, con el cual se calcula el valor de ${}_2q_0$ (o q_0) correspondiente.

Cuando los resultados son aceptables, pero presentan oscilaciones en el tiempo, puede ser necesario hacer algún tipo de suavizamiento, lo más sencillo es calcular promedios móviles. Estos promedios, se calculan generalmente, promediando tres valores consecutivos, esto debe hacerse con los niveles de mortalidad, recuérdese que las estimaciones de mortalidad obtenidas corresponden a diferentes tramos de edad y en consecuencia no se pueden promediar. Si se calcula este tipo de promedios móviles para suavizar las estimaciones obtenidas, se deben calcular también los promedios correspondientes al tiempo de referencia, para tener una estimación del momento del tiempo al cual se pueden asignar los niveles promedio.

3. ESTIMACION DE LA MORTALIDAD ADULTA

El método de Brass que se apoya en la información sobre el número de hijos nacidos vivos y de los hijos sobrevivientes, se desarrolló para hacer estimaciones sobre la mortalidad infantil y juvenil, pero resulta inapropiado para hacer estimaciones de la mortalidad más allá de los 5 o 10 años de edad.

Para suplir esta carencia se han desarrollado modelos teóricos similares que, apoyándose en información sobre la condición de sobrevivencia de otros familiares, permiten estimar la mortalidad de otros sectores de la población.

Así, investigando la condición de sobrevivencia de la madre o del padre, se consiguen estimaciones de la mortalidad adulta, masculina o femenina según corresponda. También es posible, investigando la condición de sobrevivencia del primer cónyuge, conseguir estimaciones de la mortalidad adulta femenina o masculina.

Orfandad materna

De todas estas posibilidades, tal vez la que ha proporcionado resultados más alentadores es la correspondiente a la investigación de la mortalidad femenina adulta, a través de la condición de orfandad materna del entrevistado.

Información básica.

Para la aplicación del método de orfandad materna para estimar la mortalidad femenina adulta, se requiere de la siguiente información:

1. La población total, de 15 a 64 años, clasificada por grupos quinquenales de edad.
2. Número de personas cuya madre esta actualmente viva, para los mismos grupos de edad.

El supuesto fundamental es que la proporción de personas huérfanas de madre de cada grupo de edad se halla en función de la experiencia de mortalidad a la que han estado expuestas sus madres, es decir, a la mortalidad femenina adulta.

Aplicación

Es claro que la proporción de huérfanos depende, entre otras variables, del nivel de la mortalidad, en una población con una mortalidad elevada, estas proporciones de huérfanos será mayor que en otra con un nivel de mortalidad menor, siempre a igualdad de otros factores.

En primer lugar, se calcula la proporción de personas cuya madre esta viva:

$${}_5S_x = \frac{{}_5M_x}{{}_5N_x}$$

En donde:

- ${}_5S_x$ Es la proporción de personas no huérfanas de madre en el grupo de edades x a $x+4$
- ${}_5M_x$ Es el número de personas del grupo de edad x a $x+4$ que declararon que su madre estaba viva
- ${}_5N_x$ Es el total de personas censadas o entrevistadas con edades x , $x+4$, que declararon su condición de orfandad.

Es evidente que debe existir una relación muy estrecha entre este tipo de proporciones y los niveles de mortalidad femenina adulta. Diversos autores realizaron investigaciones en esa dirección y finalmente Brass y Hill²³ desarrollaron una metodología que vincula tales proporciones a la función de sobrevivencia de una tabla de vida, la l_x . La relación encontrada tiene la siguiente forma:

$$\frac{l_{25+N}}{l_{25}} = A_i \cdot {}_5S_{N-5} + (1-A_i) \cdot {}_5S_N$$

que es la probabilidad de sobrevivir desde la edad exacta 25 años y la edad exacta 25+N.

Nótese que N representa la edad central de dos grupos quinquenales sucesivos, así por ejemplo, si $N = 10$, se usarán las proporciones de no huérfanos de los grupos 5-9 y 10-14, como se muestra a continuación:

$$\frac{l_{25+10}}{l_{25}} = A_i \cdot {}_5S_{10-5} + (1-A_i) \cdot {}_5S_{10}$$

es decir:

$$\frac{l_{35}}{l_{25}} = A_i \cdot {}_5S_5 + (1-A_i) \cdot {}_5S_{10}$$

²³ Brass, W., "Métodos para estimar...", op. cit., págs 227-240

Como se puede apreciar de la fórmula, se puede obtener una serie de probabilidades de sobrevivencia desde los 25 años, hasta ciertas edades más avanzadas, a partir de una ecuación lineal que depende de las proporciones de personas cuya madre esta viva.

Los autores generaron, mediante un modelo teórico, un conjunto de multiplicadores que dependen de la edad media de las madres²⁹. Para calcular la misma, se requiere contar con los nacimientos clasificados por edad de la madre. Existen dos posibilidades: usar datos de la propia fuente, siempre y cuando en el propio censo o encuesta se ha investigado el número de hijos nacidos vivos tenidos en el último año (anterior al censo o encuesta); caso contrario, el número de nacimientos, clasificados por edad de la madre, registrados en las estadísticas vitales el último año calendario. La fórmula para calcular esta edad media de las madres es la siguiente:

$$M = \frac{\sum_{i=1}^7 (a_i \cdot B_i)}{\sum_{i=1}^7 B_i} - 0.5$$

Donde:

a_i es el punto medio del grupo de edad i

B_i es el total de nacidos vivos de madres en el grupo de edad i

la resta de 0,5 se hace únicamente si se estan usando datos del propio censo o encuesta. Esto es así, puesto que en ese caso, las mujeres tenían, en promedio, medio año de edad menos al momento del nacimiento de sus hijos.

En el cuadro 33, se presentan los valores de A_i tabulados para edades medias de las madres que van de 22 a 30. Para una edad media de las madres dada, los factores correspondientes se calculan por interpolación.

A continuación, es necesario calcular el tiempo, medido en años antes de la fecha de referencia del censo o encuesta. Este proceso no es inmediato. Primero se obtiene el valor de una función que depende de la edad de la madre y el grupo de edad correspondiente, esto se hace interpolando linealmente en los valores tabulados en el cuadro 34, para obtener los valores de $Z(M+N)$.

²⁹ Este valor es diferente de la edad media de la fecundidad, utilizada en la estimación de la mortalidad infantil y juvenil.

Ya con los valores de $Z(M+N)$ calculados, se evalúa la siguiente función:

$$u(N) = 0,3333 \cdot \ln({}_{10}S_{N-5}) + Z(M+N) + 0,0037 \cdot (27-M)$$

Y finalmente se obtiene $t(N)$

$$t(N) = N \cdot (1 - u(N)) / 2$$

Resultados similares, con la ventaja de una mayor facilidad en su aplicación, se pueden obtener utilizando el método de regresión recientemente propuesto por Hill y Trussell³⁰. En este caso las estimaciones se derivan a partir de la siguiente relación a la que finalmente llegaron los autores en su investigación:

$$\frac{l_{25+N}}{l_{25}} = a + b \cdot \bar{M} + c \cdot {}_5S_{N-5}$$

Donde a , b y c son parámetros establecidos por los autores y los cuales aparecen en el cuadro 35 y el resto de los miembros de la ecuación tienen el significado ya presentado anteriormente.

En cuanto al cálculo del momento de referencia, sólomente se hacen ligeras modificaciones a las ecuaciones utilizadas anteriormente, quedando de la siguiente manera:

$$u(N) = 0,3333 \cdot \ln({}_5S_{N-5}) + Z(M+N-2,5) + 0,0037 \cdot (27-M)$$

Y

$$t(N) = (N - 2,5) \cdot (1 - u(N)) / 2$$

Cuando se aplica el método de orfandad para estimar la mortalidad femenina adulta, es necesario tener presentes las limitaciones y fuentes de error que afectan las estimaciones; entre otras cosas se debe considerar que:

1. Las medidas de mortalidad que se derivan se refieren a la población con descendencia. La información que se capta se refiere a mujeres con hijos vivos. Es claro que no se considera la mortalidad de las mujeres que nunca han tenido hijos o mujeres que habiéndolos tenido, éstos han muerto. Esto obliga a suponer que la mortalidad de las mujeres con hijos sobrevivientes representa adecuadamente la correspondiente al resto de las mujeres.

³⁰ Hill, K., y Trussell, J., Further Developments in Indirect Mortality estimation. Trabajo inédito

Cuadro 33

FACTORES MULTIPLICADORES A_i PARA CONVERTIR PROPORCIONES DE PERSONAS NO HUERFANAS DE MADRE EN PROBABILIDADES DE SOBREVIVENCIA DESDE LA EDAD 25

N	Edad media de las madres								
	22	23	24	25	26	27	28	29	30
10	0,420	0,470	0,517	0,557	0,596	0,634	0,674	0,717	0,758
15	0,418	0,489	0,556	0,618	0,678	0,738	0,800	0,863	0,924
20	0,404	0,500	0,590	0,673	0,756	0,838	0,921	1,004	1,085
25	0,366	0,485	0,598	0,704	0,809	0,913	1,016	1,118	1,218
30	0,303	0,445	0,580	0,708	0,834	0,957	1,080	1,203	1,323
35	0,241	0,401	0,554	0,701	0,884	0,986	1,128	1,270	1,412
40	0,125	0,299	0,467	0,630	0,791	0,950	1,111	1,274	1,442
45	0,007	0,186	0,361	0,535	0,708	0,884	1,063	1,250	1,447
50	-0,190	-0,017	0,158	0,334	0,514	0,699	0,890	1,095	1,318
55	-0,368	-0,220	-0,059	0,101	0,270	0,456	0,645	0,856	1,083
60	-0,466	-0,352	-0,217	-0,084	0,053	0,220	0,378	0,579	0,800

$$\frac{l_{25+N}}{l_{25}} = A_i \cdot {}_5S_{N-5} + (1-A_i) \cdot {}_5S_N$$

Cuadro 34

VALORES DE LA FUNCION ESTANDAR PARA EL CALCULO DEL MOMENTO DE REFERENCIA DE LAS ESTIMACIONES INDIRECTAS DE LA MORTALIDAD ADULTA

x	Z(x)	x	Z(x)	x	Z(x)	x	Z(x)	x	Z(x)
26	0,090	36	0,092	46	0,149	56	0,274	66	0,452
27	0,090	37	0,093	47	0,160	57	0,289	67	0,473
28	0,090	38	0,095	48	0,171	58	0,305	68	0,495
29	0,090	39	0,099	49	0,182	59	0,321	69	0,518
30	0,090	40	0,104	50	0,193	60	0,338	70	0,542
31	0,090	41	0,109	51	0,205	61	0,357	71	0,568
32	0,090	42	0,115	52	0,218	62	0,374	72	0,595
33	0,090	43	0,122	53	0,231	63	0,392	73	0,622
34	0,090	44	0,130	54	0,245	64	0,411	74	0,650
35	0,091	45	0,139	55	0,259	65	0,431	75	0,678

Cuadro 35

COEFICIENTES DE HILL Y TRUSSELL PARA CONVERTIR PROPORCIONES DE PERSONAS NO HUERFANAS EN PROBABILIDADES DE SOBREVIVENCIA

Grupos de edades	N	Coeficientes de la regresión		
		a	b	c
15-19	20	-0,1798	0,00476	1,0505
20-24	25	-0,2267	0,00737	1,0291
25-29	30	-0,3108	0,01072	1,0287
30-34	35	-0,4259	0,01473	1,0473
35-39	40	-0,5566	0,01903	1,0818
40-44	45	-0,6676	0,02256	1,1228
45-49	50	-0,6981	0,02344	1,1454

Fuente: Hill, K., Behm, H. y Solis, A., La situación de la mortalidad en Bolivia. La Paz, Bolivia, Octubre 1976

2. Depende de los niveles de la fecundidad. Las mujeres con más hijos tienen mayores posibilidades de ser informadas en el censo o encuesta
3. Depende del nivel y estructura de la mortalidad. Es posible que la mortalidad de mujeres que nunca han tenido hijos sea diferente de las que si los han tenido. Podría darse además una asociación entre la mortalidad de la madre y la del hijo. Podría ocurrir que madres con alta mortalidad no esten representadas por el hecho de que sus hijos también tendrían alta mortalidad.
4. Problemas por la adopción de huérfanos. Puede estar afectada por la declaración de la condición de sobrevivencia de la madre adoptiva y no de la verdadera madre.

Viudez.

Complementando los métodos ideados para estimar la mortalidad juvenil y los de orfandad, más recientemente se han desarrollado otros orientados a estimar, a partir de información de viudez, la mortalidad masculina adulta.

Sin duda que un factor determinante del patrón de viudez en una sociedad es la mortalidad, lo que haría que exista entre mortalidad y viudez, una relación muy estrecha. Hay factores asociados que contribuyen a estructurar el patrón de viudez, tales como los patrones de nupcialidad según la edad de las parejas y las regulaciones para contraer nuevo matrimonio.

El propósito final del método de viudez es estimar ciertas probabilidades de sobrevivencia a partir de las proporciones de personas no viudas.

En la presentación original, Hill generó un conjunto de factores de ponderación para las proporciones de no viudas de dos grupos de edad adyacentes, a la manera del método de Brass³¹. Una técnica más simple, que es la que se expone en estas notas, fue desarrollada posteriormente por el mismo Hill³².

Este autor, utilizando técnicas de regresión aplicadas a información simulada obtenida con los modelos de mortalidad de Coale y Demeny y modelos de nupcialidad de Coale³³ determinó cómo se relacionaban las probabilidades de sobrevivir a partir de la edad exacta 20 con las edades medias a la primera unión de hombres y mujeres y con las proporciones de no viudas. Al final, estableció una ecuación de regresión de la forma:

$$\frac{l_{N+5}}{l_{20}} = a + b \cdot \bar{x}_m + c \cdot \bar{x}_f + d \cdot {}_5P_N$$

En esta función \bar{x}_f y \bar{x}_m representan las edades medias al contraer el primer matrimonio de la población femenina y masculina respectivamente; ${}_5P_N$ la proporción de no viudas en el grupo de edad $N, N+5$.

En el cuadro 36 se presenta la información básica sobre viudez femenina recogida en la Encuesta Nacional de Honduras, así como la elaboración para obtener las estimaciones de mortalidad masculina. En el cuadro 37, se presentan los coeficientes de regresión establecidos por el autor y en el cuadro 36 la forma como se han estimado las edades medias, por sexo, al primer matrimonio o unión de la población de Honduras. Se llega así (columna 5 del cuadro 14) a un conjunto de probabilidades de sobrevivencia para la población masculina, entre la edad exacta 20 años y edades sucesivas de los 25 a los 60 años.

El comportamiento de estas relaciones es, en principio, aceptable. Disminuyen con el aumento de la edad de las mujeres informantes. Individualmente o todas en su conjunto constituyen indicadores de la mortalidad de la población masculina del país.

³¹ Hill, K., Estimating Adult Mortality Levels from Information on Widowhood. Population Studies, volume 31, número 1, 1977

³² Department of International Economic and Social Affairs. Population Studies, No. 81. Manual X. Indirect Techniques for Demographic Estimation. United Nations, Nueva York, 1983.

³³ Coale, A., Age patterns of Marriage. Population Studies, Volumen 25, número 2, 1972.

Se pueden comparar con relaciones similares derivadas de una tabla modelo de mortalidad para, en forma indirecta, determinar un nivel de mortalidad en términos de la esperanza de vida al nacer por ejemplo. Mediante mayores elaboraciones y combinadas con estimaciones de la mortalidad juvenil, se puede llegar a construir una tabla de mortalidad.

Consideraciones sobre supuestos y limitaciones del método.

Es posible controlar el efecto que pueda tener la existencia de más de un matrimonio para un volumen grande de personas, limitando en la investigación la condición de viudez a la sobrevivencia del primer marido. Por otra parte, con el propósito de que el método pueda ser aplicable en sociedades de bajo desarrollo en las cuales pueden imperar situaciones muy variadas en relación al matrimonio, entre ellas una alta incidencia de las uniones consensuales, es preferible investigar a la población desde un punto de vista lo más amplio posible, cosa de cubrir efectivamente la mortalidad del primer esposo o compañero.

Los supuestos de aplicabilidad son de la misma naturaleza que los requeridos por otros métodos indirectos. Se puede mencionar específicamente que es necesario que los patrones de mortalidad y nupcialidad sean constantes en el tiempo, además de que no debe existir relación entre la probabilidad de morir del informante y la del esposo o compañero.

En cuanto a limitaciones se refiere, la metodología sólo estima la mortalidad de la población que haya estado alguna vez casada o unida, aunque en general las diferencias no son muy grandes. Además como limitación del método, lo más importante es el hecho de suponer que la población (en este caso las mujeres), se casan a una misma edad, la edad media al primer matrimonio.

Finalmente, comparado con el método de orfandad, la metodología tiene la ventaja de que sólo existe un informante por persona; en orfandad, como ya se mencionó, puede existir más de un informante por mujer (el número de hijos sobrevivientes).

Cuadro 36

HONDURAS: ESTIMACION DE LA MORTALIDAD MASCULINA ADULTA.
 APLICACION DEL METODO DE VIUDEZ DEL PRIMER MARIDO^a

Grupos de edades	N+5	Mujeres que declararon ^a	No viudas	Proporción de no viudas ${}_5P_N$	$\frac{l_{N+5}}{l_{20}}$ ^b
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	
20-24	25	974	953	0,97844	0,97743
25-29	30	877	833	0,94983	0,94385
30-34	35	746	694	0,93029	0,92437
35-39	40	722	621	0,86011	0,85297
40-44	45	565	480	0,84956	0,84778
45-49	50	483	376	0,77847	0,78198
50-54	55	409	296	0,72372	0,73590
55-59	60	300	207	0,69000	0,71350

^a Se refiere a la sobrevivencia del primer marido o compañero y se eliminaron las mujeres que desconocían la sobrevivencia del mismo.

$${}^b \frac{l_{N+5}}{l_{20}} = a + b x_m + c x_f + d {}_5P_N$$

$$\bar{x}_f = 20,09$$

$$\bar{x}_m = 24,05$$

Cuadro 37

COEFICIENTE DE REGRESION PARA ESTIMAR LA MORTALIDAD MASCULINA
ADULTA PARTIR DE LAS PROYECCIONES DE NO VIUDEZ DECLARADAS POR
LAS MUJERES

Grupos de edades	N	a(N)	b(N)	c(N)	d(N)
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
20-24	20	0,1082	0,00072	-0,00209	0,9136
25-29	25	-0,0284	0,00157	-0,00465	1,0822
30-34	30	-0,0159	0,00253	-0,00638	1,0831
35-39	35	0,0041	0,00395	-0,00784	1,0596
40-44	40	0,0152	0,00611	-0,00953	1,0324
45-49	45	0,0087	0,00925	-0,01189	1,0144
50-54	50	-0,0169	0,01353	-0,01515	1,0111
55-59	55	-0,0590	0,01880	-0,01940	1,0291

$$\frac{l_{N+5}}{l_{20}} = a(N) + b(N) \bar{x}_m + c(N) \bar{x}_f + d(N) {}_5P_N$$

\bar{x}_m = edad media al primer matrimonio o unión de la población masculina denominado por el autor SMAM^m.

\bar{x}_f = edad media al primer matrimonio o unión de la población femenina SMAM^f.

Fuente: Soliz, A., Bartlema, J. y Chackiel, J., Bolivia: Mortalidad y fecundidad 1950-76. INEC, Bolivia, 1980.

Cuadro 38

HONDURAS: CALCULO DE LA EDAD MEDIA AL CASARSE, POR SEXO¹

Grupos de edades	Población masculina		Proporción de solteros h_x	Población femenina		Proporción de solteras h_x
	Total	Soltera		Total	Soltera	
15-19	1 592	1 516	0,95226	1 586	1 109	0,69924
20-24	1 130	674	0,59646	1 292	313	0,24226
25-29	917	223	0,24318	979	92	0,09397
30-34	700	99	0,14143	790	39	0,04937
35-39	699	70	0,10014	757	31	0,04095
40-44	536	41	0,06447	585	19	0,03248
45-49	470	28	0,05957	501	14	0,02794
Sub-total			2,15751			1,18621
50-54	364	27	0,07418	425	12	0,02824
R(2)			25,78755			29,93105
R(3)			0,06688			0,02809
R(4)			0,93312			0,97191
R(5)			3,34400			1,40450
\bar{x}			24,05216			20,09090

$$R(2) = 5 \sum_{15}^{49} h_x + 15$$

$$R(5) = 50 \cdot R(3)$$

$$R(3) = \frac{1}{2} \sum_{45}^{54} h_x$$

$$\bar{x} = \frac{R(2) - R(5)}{R(4)}$$

$$R(4) = 1 - R(3)$$

¹ Hajnal, John, "Age at Marriage and Proportions Marrying". Population Studies. Vol. VII, No. 2, noviembre de 1963, págs. 111-135.

VII. ALGUNAS TECNICAS DE EVALUACION DEL REGISTRO DE DEFUNCIONES.

1. Estimación de la cobertura del registro de defunciones a partir de la distribución por edad de las muertes.

El Método de Brass

Consideraciones Generales

Desde hace varios años diversos autores han propuesto algunos procedimientos para estimar la mortalidad a partir de la distribución por edad de las muertes registradas en una población³⁴. Apoyándose en algunas relaciones fundamentales de las poblaciones estables, en las que interviene la distribución por edad de las defunciones, Brass desarrolló un método orientado a estimar una tasa media anual de crecimiento natural, un factor de corrección de las defunciones registradas y una tasa bruta de mortalidad de la población³⁵.

La metodología en cuestión, puede aplicarse a las defunciones de todas las edades o restringirla, si las condiciones así lo justifican, a las defunciones de cierta edad en adelante. El método presenta dos variantes, una que permite estimar la tasa media anual de crecimiento natural y un factor de corrección de las defunciones y otra que proporciona la tasa de crecimiento y una tasa bruta de mortalidad.

La información requerida consiste en las defunciones por grupos de edad y la distribución por edad de la población. No es necesario que las defunciones y la población correspondan a un mismo momento, pero sí a períodos próximos.

El método se desarrolla a partir de dos relaciones que se cumplen en una población estable:

$$N(x) = B \cdot e^{-rx} p(x)$$

$$D_{x+} = \int_x^w N(x) \cdot \mu(x) dx$$

³⁴ Carrier, N.H.A., "A note on the Estimation of Mortality and other Population Characteristics given Deaths by Age". En *Population Studies*, 12, 1958.

³⁵ Brass, W., *Cuatro lecciones de William Brass*, Centro Latinoamericano de Demografía, Serie D. No. 91, Santiago de Chile, 1977.

Donde:

$N(x)$ es el número de personas de edad exacta x
 B el número de nacimientos anuales
 r la tasa de crecimiento
 $p(x)$ la probabilidad de sobrevivir desde el nacimiento hasta la edad exacta x

D_{x+} las defunciones de personas de edad igual o mayor a x

$\mu(x) = \frac{-1}{p(x)} p'(x)$ es la tasa instantánea de mortalidad

Reemplazando el valor de $N(x)$ y $\mu(x)$ en la segunda ecuación se obtiene:

$$D_{x+} = \int_x^w B \cdot e^{-rx} p(x) \frac{-1}{p(x)} p'(x) dx$$

$$D_{x+} = - \int_x^w B \cdot e^{-rx} p'(x) dx$$

Al integrar por partes, haciendo:

$$u(x) = B \cdot e^{-rx}$$

$$v'(x) = p'(x) dx$$

resulta:

$$D_{x+} = -Be^{-rx} p(x) \Big|_x^w - r \int_x^w Be^{-rx} p(x) dx$$

Por definición $p(w)=0$; además, se tiene que:

$$N_{x+} = \int_x^w Be^{-rx} p(x) dx$$

o sea, la población acumulada de edad x y más, de donde resulta:

$$D_{x+} = Be^{-rx} p(x) - r \int_x^w Be^{-rx} p(x) dx$$

$$D_{x+} = N(x) - r \cdot N_{x+}$$

ecuación fundamental del método, que se escribe usualmente en la forma:

$$N(x) = r \cdot N_{x+} + D_{x+}$$

Al dividirla por la población de edad x y más, esto es, por N_{x+} , se obtiene:

$$\frac{N(x)}{N_{x+}} = r + \frac{D_{x+}}{N_{x+}}$$

Esta es en definitiva la ecuación de la primera variante del método de Brass de la distribución por edad de las defunciones.

En el primer miembro se tiene una densidad de distribución parcial de la población a una edad exacta x , $N(x)/N_{x+}$ y en el segundo, una tasa bruta de mortalidad parcial para la población de edad x y más.

$$\frac{D_{x+}}{N_{x+}}$$

se trata de medidas parciales, en la medida que se considera solamente a la población de edad igual o mayor a x .

En una población ideal donde se cumplan exactamente todos los supuestos del método, la representación gráfica de esta ecuación sería una línea recta con un ángulo de 45° que interceptaría al eje de las ordenadas a una altura igual a r . En las aplicaciones prácticas es frecuente observar en parte de los puntos graficados una tendencia lineal.

Bajo el supuesto de que la estructura de las defunciones sea la verdadera, parece razonable aceptar que se de una constancia en la proporción de omisiones en las defunciones por grupos de edad registradas. Sin considerar por el momento las edades avanzadas, cabe esperar en realidad que se cumpla solamente a partir de una edad mínima z . Si esto sucede así, y desechando entonces la información referente a las edades inferiores a z , puede asumirse que el número correcto de las muertes a edades mayores que z , es igual a un factor constante f , independiente de la edad, multiplicado por el número registrado de muertes a edades mayores que z .

$$D(x+) = f \cdot D_R(x+)$$

donde

$$D(x+) = \text{defunciones verdaderas de edad mayor a } x$$

$D_R(x+)$ = defunciones registradas de edad mayor a x

f = factor de corrección de las defunciones registradas a edades mayores a x

En aplicaciones con la información de poblaciones reales la ecuación toma la forma:

$$\frac{N(x)}{N(x+)} = r + f \frac{D_R(x+)}{N(x+)}$$

Para que la ecuación sea válida, es necesario que, a partir de la edad z , la omisión en las defunciones sea un porcentaje constante de cada grupo de edades.

Considérense ahora las edades más avanzadas. Ellas presentan generalmente un porcentaje mayor de omisión en la declaración de las muertes y, en general, un incumplimiento mayor de los supuestos del método, que el resto de las edades. Por ello, no cabe esperar que los puntos correspondientes sigan bien la tendencia lineal. Sin embargo, como se trabaja con información acumulada, tal inconveniente no es determinante en la aplicación del método.

Puede esperarse entonces que, al considerar sólo la información a partir de la edad z , los puntos graficados presenten una tendencia lineal y f será el valor de la pendiente de la recta estimada.

La determinación de la edad mínima z , se obtiene del siguiente modo:

- Se desecha la información de las primeras edades, digamos hasta los 5 años,
- Se aplica el método a la información restante y se grafican los puntos,
- Se busca el punto donde comienza aproximadamente la tendencia lineal, si la hay; a ese punto corresponde la edad mínima z .

Por supuesto, todo el desarrollo anterior debe ser respaldado por los resultados obtenidos; si una vez deshechada la información de las edades menores a z , no es posible observar una tendencia lineal, el método no es aplicable.

De esta manera, obtendríamos para la población total una estimación de la tasa anual media de crecimiento natural, y para la población de edad mayor o igual a \underline{z} , una estimación de la omisión en el registro de las defunciones.

Aplicación del método de Brass. Primera variante

Información Básica:

Se desarrolla a continuación una aplicación de la primera variante del método de Brass, para lo que se ha elegido a la población femenina y las defunciones por edad de Costa Rica en 1963. Las defunciones utilizadas corresponden al promedio del período 1962-1964, la población es la del censo de 1963.

Todas las cantidades necesarias pueden calcularse directamente, excepto la densidad de población a la edad exacta \underline{x} , esto es, $N(x)$. Una estimación que se puede considerar aceptable se consigue de la distribución de población por grupos de edades y , para el caso de grupos quinquenales, es de la forma siguiente:

$$N(x) = \frac{5^{N_{x-5}} + 5^{N_x}}{10}$$

Es decir, un décimo de la suma de dos grupos adyacentes.

En el cuadro 39, se hacen los cálculos para conseguir los valores de la densidad de población y la tasa bruta de mortalidad parcial para cada edad \underline{x} , a partir de los 5 años. En el gráfico 9 se ha representado dicha información.

Se consigue una nube de puntos con una tendencia mas o menos definida, aunque con irregularidades en las últimas edades. Se calcularon además las tasas parciales de crecimiento natural que se representan en el gráfico 10. En este caso la tendencia de las tasas es aceptable hasta aproximadamente los 65 años de edad. Los tres últimos puntos presentan una caída que estaría mostrando errores evidentes en la información.

La derivación de la tasa media anual de crecimiento y del factor de corrección de las defunciones \underline{f} , se hace mediante un ajuste de una línea recta a la nube de puntos, para lo que se recurrió al método de Wald. Con el fin de eliminar el efecto distorsionador que provocan los puntos fuera de la tendencia, el ajuste de la curva se efectuó eliminando uno o más de los puntos erróneos. En el cuadro 40 aparecen los valores de \underline{r} y \underline{f} para los casos de ajuste de la línea con todos los puntos y hasta la conseguida eliminando 6 puntos.

De la información del cuadro se tiene que:

- Los valores de f aumentan sistemáticamente hasta alcanzar un máximo en el momento que se eliminan 3 puntos. A partir de ese momento el valor de f vuelve a descender en forma continua.
- En cuanto a los valores de r , son más elevados cuando se utilizan todos los puntos y desciende hasta alcanzar un mínimo nuevamente cuando se han eliminado 3 puntos. Después de ese momento, la tasa vuelve a incrementarse en forma permanente.

Cuadro 39

COSTA RICA: ESTIMACION DE LA TASA DE CRECIMIENTO (r) Y EL FACTOR DE CORRECCION DE LAS DEFUNCIONES (f) MEDIANTE EL METODO DE BRASS DE LA ESTRUCTURA POR EDAD DE LAS DEFUNCIONES, MUJERES. 1963 (PRIMERA VARIANTE)

Grupos de edades	Población censada 1963 ^a	Defunciones registradas ^a				N_{x+}	$N(x)$	D_{x+}	$\frac{N(x)}{N_{x+}}$	$\frac{x+}{N_{x+}}$	$r(x)$
		1962	1963	1964	Promedio						
TOTAL	667 317	4 979	5 264	5 668	5 304						
0-4	122 783	2 606	2 706	2 963	2 758	667 317		5 304			
5-9	107 124	159	127	151	146	544 534	22 991	2 546	0,04222	0,00467	0,03755
10-14	84 525	54	55	61	57	437 410	19 165	2 400	0,04381	0,00549	0,03832
15-19	66 109	43	61	64	56	352 885	15 063	2 343	0,04269	0,00664	0,03605
20-24	53 017	77	63	63	68	286 776	11 913	2 287	0,04154	0,00797	0,03357
25-29	43 596	67	80	71	73	233 759	9 661	2 219	0,04133	0,00949	0,03184
30-34	38 667	93	83	68	81	190 163	8 226	2 146	0,04326	0,01129	0,03197
35-39	34 301	95	88	112	98	151 496	7 297	2 065	0,04817	0,01363	0,03454
40-44	26 710	101	100	105	102	117 195	6 101	1 967	0,05206	0,01678	0,03528
45-49	22 503	112	119	128	120	90 485	4 921	1 865	0,05438	0,02061	0,03377
50-54	20 514	147	124	142	140	67 982	4 302	1 745	0,06328	0,02567	0,03761
55-59	13 337	136	139	152	142	47 468	3 385	1 605	0,07131	0,03381	0,03750
60-64	12 643	195	234	239	223	34 131	2 598	1 463	0,07612	0,04286	0,03326
65-69	7 853	209	203	226	213	21 488	2 050	1 240	0,09540	0,05771	0,03769
70-74	5 800	225	280	258	254	13 635	1 365	1 027	0,10011	0,07532	0,02479
75-79	3 658	220	256	239	238	7 835	946	773	0,12074	0,09866	0,02208
80-84	2 327	203	235	253	230	4 177	599	535	0,14340	0,12808	0,01532
85 y +	1 850	237	311	366	305	1 850	418	305			

Dirección General de Estadística y Censos. Censos Nacionales. Población 1963.

^b Dirección General de Estadística y Censos. Estadísticas Vitales, 1962-1964.

CUADRO 40

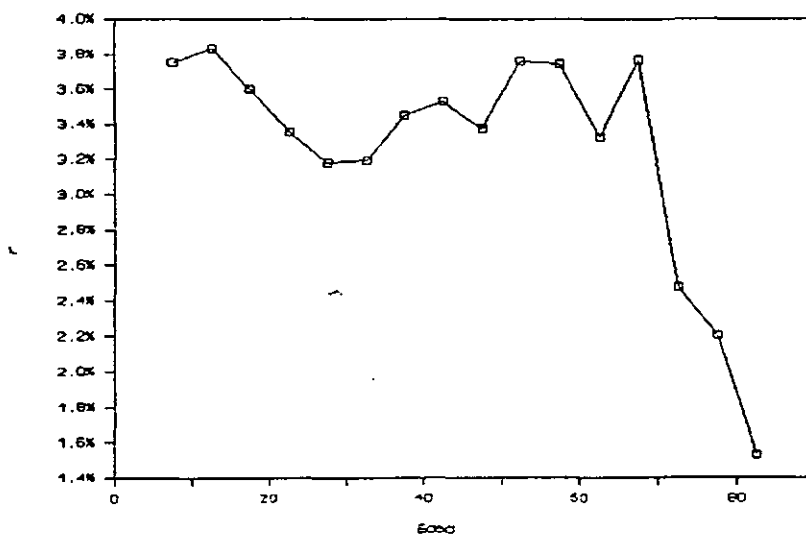
COSTA RICA: DISTRIBUCION POR EDAD DE LAS MUERTES
ESTIMACION DE \bar{f} Y \bar{r} . AJUSTE DE WALD. MUJERES 1963

No de puntos eliminados	\bar{X}_1	\bar{X}_2	\bar{Y}_1	\bar{Y}_2	$\bar{X}_2 - \bar{X}_1$	$\bar{Y}_2 - \bar{Y}_1$	$f = \frac{Y_2 - Y_1}{X_2 - X_1}$	$r = Y_1 - fX_1$
0	0,00949	0,06034	0,04438	0,09059	0,05085	0,04621	0,9088	0,03576
1	0,00845	0,05066	0,04329	0,08305	0,04221	0,03976	0,9420	0,03533
2	0,00845	0,03897	0,04329	0,07324	0,03052	0,02995	0,9823	0,03500
3	0,00759	0,03291	0,04247	0,06876	0,02532	0,02629	1,0383*	0,03459*
4	0,00759	0,02556	0,04247	0,06089	0,01797	0,01842	1,0250	0,03469
5	0,00685	0,02210	0,04232	0,05784	0,01525	0,01552	1,0177	0,03535
6	0,00685	0,01760	0,04232	0,05223	0,01075	0,00991	0,9219	0,03601

* Valores seleccionados

GRAFICO 10

COSTA RICA: VALORES DE $r(x) * 100$. METODO DE BRASS, MUJERES 1963



En base a lo anterior, se ha seleccionado para efectos de estimación de la tasa de crecimiento y del factor de corrección de las defunciones, la línea que se consigue mediante la eliminación de tres puntos. En estas condiciones, la población de Costa Rica hacia 1963, tendría una tasa de crecimiento natural de 34,59 por mil y se requeriría un factor de corrección de las defunciones de 5 años y más igual a 1,0383.

Este factor de corrección de las defunciones implica una omisión de aproximadamente un 3,6 por ciento, que se calcula como el cociente $(1-f)/f$. Mediante este factor se puede proceder a corregir las tasas de mortalidad por edad para construir una tabla de vida y derivar la esperanza de vida al nacimiento, como medida resumen del nivel de mortalidad del país

Segunda variante del método de Brass

A partir de la ecuación fundamental del método de Brass, se consigue una solución alternativa. Al dividir la ecuación por el total de la población, es decir, por N , se llega a:

$$\frac{N(x)}{N} = r \cdot \frac{N_{x+}}{N} + \frac{D_{x+}}{N}$$

pero, por otro lado,

$$\frac{D_{x+}}{N} = \frac{D_{x+}}{D} \cdot \frac{D}{N} = \frac{D_{x+}}{D} \cdot d$$

en donde D representa el total de defunciones de la población y, por supuesto, d la tasa bruta de mortalidad. Así, la ecuación se transforma en:

$$\frac{N(x)}{N} = r \cdot \frac{N_{x+}}{N} + d \cdot \frac{D_{x+}}{D}$$

El primer miembro $N(x)/N$, representa la densidad de distribución de la población de edad exacta x ; N_{x+}/N es la proporción relativa de personas de edad igual o mayor a x , y D_{x+}/D es la proporción relativa de las defunciones a edad igual o mayor a x .

Al dividir por el factor N_{x+}/N , para aislar la tasa de crecimiento se llega a:

$$\frac{N(x)}{N_{x+}} = r + d \cdot \frac{D_{x+}}{N_{x+}} \cdot \frac{N}{D}$$

Que es la ecuación fundamental de la segunda variante del método de Brass. En ella aparecen proporciones y no valores absolutos como en la ecuación del primer método.

Para propósitos de aplicación con información de una población real puede escribirse de la siguiente forma:

$$\frac{N(x)}{N_{x+}} = r + d \frac{D}{N_{x+}} \cdot \frac{N_{x+}}{D}$$

Como en el caso de la primera variante, la información básica necesaria está dada por la distribución por edad de las defunciones y la distribución por edad de la población.

En el cuadro 41 se presenta una aplicación para la población femenina de Costa Rica hacia 1963. En el gráfico 3 se ha representado una vez más la nube de puntos correspondiente. En general, estos siguen una tendencia más o menos lineal.

Se calcularon líneas de regresión considerando todos los puntos y con la eliminación de los puntos finales que muestran un alejamiento de la tendencia (cuadro 40). En esta oportunidad, la tasa de mortalidad presenta un máximo cuando la línea de regresión corresponde a la calculada con la eliminación de tres puntos.

En este punto la tasa de crecimiento natural es prácticamente igual a la derivada con la primera variante.

De esta manera se puede establecer que la tasa bruta de mortalidad parcial para la población femenina de Costa Rica es de aproximadamente 8,3 por mil. La tasa calculada tiene el supuesto implícito de que la omisión de los registros de las defunciones de edad menor a \underline{Z} , es la misma proporción que la omisión de las defunciones de edades mayores a \underline{Z} , lo que en general es poco probable. De cualquier manera el nivel de la tasa es comparable con el valor de 9,2 (ambos sexos) estimado para el período 1960-1965 en la proyección de población elaborada por la Dirección General de Estadística y Censos y CELADE³⁶

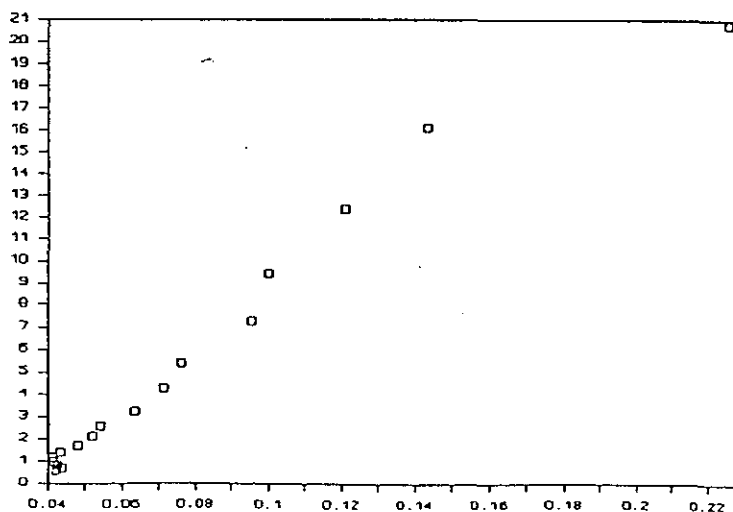
³⁶ Ministerio de Planificación, Dirección General de Estadística y Censos y CELADE. Estimaciones y Proyecciones de Población. 1950-2025. Enero de 1988.

Cuadro 41

COSTA RICA: ESTIMACION DE LA TASA DE CRECIMIENTO NATURAL (r) Y DE LA TASA BRUTA DE MORTALIDAD DE LA POBLACION FEMENINA EN EL AÑO 1963. METODO DE BRASS (SEGUNDA VARIANTE).

Grupos de edades	N_{x+}	D_{x+}	$\frac{N_{x+}}{N}$	$\frac{D_{x+}}{D}$	$\frac{D_{x+}/D}{N_{x+}/N}$	$\frac{N(x)}{N_{x+}}$
TOTAL						
0-4	667 317	5 304				
5-9	544 534	2 546	0,81600	0,4800	0,5882	0,0422
10-14	437 410	2 400	0,65548	0,4525	0,6903	0,0438
15-19	352 885	2 343	0,52881	0,4417	0,8353	0,0427
20-24	286 776	2 287	0,42974	0,4312	1,0034	0,0415
25-29	233 759	2 219	0,35030	0,4184	1,1944	0,0413
30-34	190 163	2 146	0,28497	0,4046	1,4198	0,0433
35-39	151 496	2 065	0,22702	0,3893	1,7148	0,0482
40-44	117 195	1 967	0,17562	0,3709	2,1119	0,0521
45-49	90 485	1 865	0,13560	0,3516	2,5929	0,0544
50-54	67 982	1 745	0,10187	0,3290	3,2296	0,0633
55-59	47 468	1 605	0,07113	0,3026	4,2542	0,0713
60-64	34 131	1 463	0,05115	0,2758	5,3920	0,0761
65-69	21 488	1 240	0,03220	0,2338	7,2609	0,0954
70-74	13 635	1 027	0,02043	0,1936	9,4763	0,1001
75-79	7 835	773	0,01174	0,1457	12,4106	0,1207
80-84	4 177	535	0,00626	0,1009	16,1182	0,1434
85 y +	1 850	305	0,00277	0,0575	20,7581	0,2259

GRAFICO 11
COSTA RICA: ESTIMACION DE \underline{d} Y \underline{r} . MUJERES 1963



Cuadro 42

COSTA RICA: ESTIMACION DE d Y r . AJUSTE DE WALD. MUJERES 1963

No. de puntos elimi- nados	\bar{x}_1	\bar{x}_2	\bar{y}_1	\bar{y}_2	$\bar{x}_2 - \bar{x}_1$	$\bar{y}_2 - \bar{y}_1$	$d = \frac{\bar{y}_2 - \bar{y}_1}{\bar{x}_2 - \bar{x}_1}$	$r = \frac{\bar{y}_1 - d\bar{x}_1}{\bar{y}_1 - d\bar{x}_1}$
0	1,1948	7,5918	0,0444	0,0906	6,3970	0,0462	0,00722	0,03577
1	1,0637	6,3738	0,0433	0,0830	5,3101	0,0397	0,00748	0,03534
2	1,0637	4,9025	0,0433	0,0732	3,8388	0,0299	0,00779	0,03501
3	0,9552	4,1402	0,0425	0,0688	3,1850	0,0263	0,00826	0,03461*
4	0,9552	3,2159	0,0425	0,0609	2,2607	0,0184	0,00814	0,03472
5	0,8623	2,7807	0,0423	0,0579	1,9184	0,0156	0,00813	0,03529
6	0,8623	2,2138	0,0423	0,0523	1,3515	0,0100	0,00740	0,03592

* Valor seleccionado.

VIII. Estimación del nivel de mortalidad a partir de relaciones de supervivencia intercensales

Otra técnica para efectuar estimaciones indirectas de la mortalidad, es la desarrollada por Carrier y Hobcraft³⁷, técnica mediante la cual se busca derivar un nivel de mortalidad, por estimación de una esperanza de vida al nacimiento.

Si en una población cerrada con dos censos sucesivos con grados de cobertura comparables y cuyos errores de declaración de la edad sean similares, se compara la población de un grupo de edad, con el grupo apropiado del primer censo, el cociente que resulta (una proporción), da una medida de la sobrevivencia de la población inicial (la del primer censo) en el grupo de edad específico.

El conjunto de relaciones de supervivencia intercensales con las condiciones señaladas, lleva implícito un nivel de mortalidad y como tales pueden ser asociados a las relaciones de supervivencia de la tabla de vida representativa de la mortalidad del país.

La metodología, en su forma general, es válida para cualquier intervalo intercensal y distintas agrupaciones de las edades. Para facilidad de presentación teórica y, elaboración práctica, se considera el caso de dos censos con un intervalo de 10 años y poblaciones clasificadas en grupos quinquenales. En el cuadro 43 se presenta de manera esquemática la forma de derivación de las relaciones de supervivencia intercensales y su comparación con las que surgen de una tabla de vida.

Teniendo en cuenta la tendencia de la población adulta a aumentarse la edad, con el fin de conseguir una mejor estimación del nivel de mortalidad, se considera un grupo de edad final abierto, a una edad suficientemente joven de acuerdo a las condiciones particulares. En este caso se usa un grupo final abierto de 45 años y más.

³⁷ Carrier, N. y Hobcraft, J., Estimaciones demográficas para sociedades en desarrollo, traducción del libro "Demographic Estimation for Developed Societies", CELADE, Serie D No. 1026, julio de 1975.

Cuadro 43

RELACIONES DE SUPERVIVENCIA DERIVADAS DE DOS CENSOS DE POBLACION
Y LAS DERIVADAS DE UNA TABLA DE VIDA

Grupos de edades	Población		Relaciones de supervivencia	
	1er. censo	2do. censo	Intercensales	Tabla de vida
	(1)	(2)	(3)	(4)
	$N_{x,x+}^0$	$N_{x,x+4}^{10}$	$10^P_{x,x+4}$	L_{x+10}/L_x
0-4	N_{0-4}	N_{0-4}^{10}	10^P_{0-4}	L_{10-14}/L_{0-4}
5-9	N_{5-9}	N_{5-9}^{10}	10^P_{5-9}	L_{15-19}/L_{5-9}
10-14	N_{10-14}	N_{10-14}^{10}	10^P_{10-14}	L_{20-24}/L_{10-14}
15-19	N_{15-19}	N_{15-19}^{10}	10^P_{15-19}	L_{25-29}/L_{15-19}
20-24	N_{20-24}	N_{20-24}^{10}	10^P_{20-24}	L_{30-34}/L_{20-24}
25-29	N_{25-29}	N_{25-29}^{10}	10^P_{25-29}	L_{35-39}/L_{25-29}
30-34	N_{30-34}	N_{30-34}^{10}	10^P_{30-34}	L_{40-44}/L_{30-34}
35-39	N_{35-39}	N_{35-39}^{10}	$10^P_{35 y +}$	T_{45} / T_{35}
45 y +	$N_{45 y +}$	$N_{45 y +}^{10}$		

$$10^P_{x,x+4}^{\text{censo}} = \frac{N_{x+10,x+14}^{10}}{N_{x,x+4}^0} ; \quad 10^P_{x,x+4}^{\text{tabla}} = \frac{L_{x+10,x+14}}{L_{x,x+4}}$$

Si se acepta la validez de las comparaciones establecidas del conjunto de relaciones incluidas en el cuadro 41, columna 3 y 4, se puede deducir un número determinado de ecuaciones lineales que, relacionan los valores sucesivos de la tabla de vida, apoyados en los valores de las relaciones de supervivencia intercensales, formándose un encadenamiento como el que se plantea a continuación:

$$L_{0-4} = X$$

$$L_{5-9} = Y$$

$$L_{10-14} = 10^P_{0-4} \cdot L_{0-4}$$

$$L_{15-19} = 10^{P_{5-9}} \cdot L_{5-9}$$

$$L_{20-24} = 10^{P_{10-14}} \cdot L_{10-14} = 10^{P_{10-14}} \cdot 10^{P_{0-4}} \cdot L_{0-4}$$

$$L_{25-29} = 10^{P_{15-19}} \cdot L_{15-19} = 10^{P_{15-19}} \cdot 10^{P_{5-9}} \cdot L_{5-9}$$

$$L_{30-34} = 10^{P_{20-24}} \cdot L_{20-24} = 10^{P_{20-24}} \cdot 10^{P_{10-14}} \cdot 10^{P_{0-4}} \cdot L_{0-4}$$

$$L_{35-39} = 10^{P_{25-29}} \cdot L_{25-29} = 10^{P_{25-29}} \cdot 10^{P_{15-19}} \cdot 10^{P_{5-9}} \cdot L_{5-9}$$

$$L_{40-44} = 10^{P_{30-34}} \cdot L_{30-34} = 10^{P_{20-34}} \cdot 10^{P_{20-24}} \cdot 10^{P_{10-14}} \cdot 10^{P_{0-4}} \cdot L_{0-4}$$

Una estimación de la esperanza de vida al nacimiento, será posible si se puede expresar las funciones ${}_nL_x$ de la tabla en términos de las relaciones de supervivencia intercensales.

Como ya se vió, la esperanza de vida al nacimiento representa el número medio de año de vida que se espera vivirá un recién nacido si se mantuvieran las condiciones de mortalidad que reflejan las condiciones de la tabla de vida; se define como:

$$e_0^o = \frac{T_0}{l_0}$$

T_0 es el número de años vividos desde el nacimiento por una cohorte inicial de nacimientos.

l_0 es el total de nacimientos.

Es necesario efectuar una estimación del valor T_0 , en función de los valores ${}_nL_x$ de una tabla de vida y las relaciones de supervivencia intercensales. La función T_0 , se define como:

$$T_0 = \sum_{x=0} nL_x$$

El conjunto de ecuaciones con que se pueden expresar los distintos valores de ${}_nL_x$, asociados a relaciones de supervivencia intercensales decenales y grupos de población quinquenales, forma dos secuencias independientes que pueden ser vinculados a partir de los valores L_{0-4} y L_{5-9} respectivamente; así por ejemplo a partir del grupo 0-4, se tendrá:

$$L_{0-4} = X$$

$$L_{10-14} = P_{0-4} \cdot L_{0-4}$$

$$L_{20-24} = P_{10-14} \cdot P_{0-4} \cdot L_{0-4}$$

$$L_{30-34} = P_{20-24} \cdot P_{10-14} \cdot P_{0-4} \cdot L_{0-4}$$

$$L_{40-44} = P_{30-34} \cdot P_{20-24} \cdot P_{10-14} \cdot P_{0-4} \cdot L_{0-4}$$

de la misma manera, a partir del grupo 5-9, se forma otro tipo de relaciones semejantes.

Años vividos hasta los 45 años

Sumando por un lado los valores de L_x de uno y otro grupo, se expresa el total de años vividos hasta los 45 años, como una combinación lineal de los valores solamente.

$$T_0 - T_{45} = a \cdot {}_5L_0 + b \cdot {}_5L_5$$

En donde a es la suma de los coeficientes que vinculan los valores de L_x en función de L_{0-4} y b es la suma de los coeficientes que expresan los valores de L_x en función de L_{5-9} .

Además, el total de personas-años vividos por una cohorte inicial de nacimientos en una tabla de vida, se puede separar en dos partes a saber:

1. Los años vividos hasta una edad suficientemente joven, como para que en el proceso de cálculo se elimine el efecto de la tendencia de la población adulta a aumentarse la edad: como en este caso se ubica esa edad a los 45 años, se tiene que:

$$T_0 - T_{45} = \sum_{x=0}^{45} n L_x$$

2. Los años vividos por los componentes de la misma cohorte a partir de los 45 años, esto es:

$$T_{45} = \sum_{x=45}^w n L_x$$

el total de personas años-vividos por los componentes de una cohorte inicial de nacimientos, será dado por la suma de estos dos componentes:

$$T_0 = \sum_{x=0}^{45} n L_x + \sum_{x=45}^w n L_x$$

El primer componente puede ser derivado de las relaciones de supervivencia intercensales y los valores L_{0-4} y L_{5-9} , de una tabla de vida, como se indicó anteriormente.

El número de años-personas vividos por la cohorte a partir de los 45 años puede establecerse por comparación entre una relación de supervivencia intercensal de un grupo final abierto y la de una tabla de vida; esta situación se plantea en los siguientes términos:

$$10P_{45 y +}^{\text{censo}} = \frac{N_{45 y +}^{10}}{N_{35}^0}$$

$$10P_{45 y +}^{\text{tabla}} = \frac{T_{45}}{T_{35}}$$

Al asociar la relación de supervivencia calculada de los censos con la de la tabla de vida, se tiene que:

$$10P_{35 y +}^{\text{censo}} = \frac{T}{T_{35}} = \frac{T}{(5L_{35} + 5L_{40} + T_{45})}$$

resolviendo algebraicamente se tiene:

$$T_{45} = \frac{10P_{35 y +}}{1 - 10P_{35 y +}} (L_{35-39} + L_{40-44})$$

Al definir K como:

$$K = \frac{10P_{35 y +}}{1 - 10P_{35 y +}}$$

$$T_{45} = K (L_{35-39} + L_{40-44})$$

Por otro lado, los valores de L_{35-39} y L_{40-44} , han sido determinados en función de L_{0-4} y L_{5-9} , respectivamente y a partir de éstas en función de las relaciones de supervivencia intercensales de la siguiente manera:

$$L_{35-39} = P_{25-29} \cdot P_{15-19} \cdot P_{5-9} \cdot L_{5-9}$$

$$L_{40-44} = P_{30-34} \cdot P_{20-24} \cdot P_{10-14} \cdot P_{0-4} \cdot L_{0-4}$$

el valor de T_{45} , expresado en función de los valores L_{0-4} y L_{5-9} y de unos coeficientes derivados de las relaciones de supervivencia intercensales sería igual a:

$$T_{45} = c \cdot L_{0-4} + d \cdot L_{5-9}$$

con

$$c = K \cdot P_{30-34} \cdot P_{20-24} \cdot P_{10-14} \cdot P_{0-4}$$

$$d = K \cdot P_{25-29} \cdot P_{15-19} \cdot P_{5-9}$$

El valor de T_0 buscado, se obtiene finalmente como:

$$T_0 - T_{45} = a \cdot L_{0-4} + b \cdot L_{5-9}$$

$$T_{45} = c \cdot L_{0-4} + d \cdot L_{5-9}$$

$$T_0 = R \cdot L_{0-4} + S \cdot L_{5-9}$$

con $R = a + c$ y $S = b + d$; con a , b , c y d como se definieron anteriormente en términos de las relaciones de supervivencia intercensales.

En el ejemplo que se presenta cuadro 42, se busca determinar el nivel de mortalidad de la población femenina de México en el período intercensal 1930-1940.

Asignando en forma arbitraria los valores de 1,00000 a L_{0-4} y L_{5-9} , se pueden expresar el resto de valores de ${}_nL_x$ en función de ellos. Así, por ejemplo, el valor de L_{10-14} en función de L_{0-4} es igual a:

$$L_{10-14} = {}_{10}P_{10-14} \cdot L_{0-4} = 0.93443 \cdot 1,00000 = 0,93443$$

y así se procede en forma sucesiva para definir los valores restantes.

Al sumar los valores de las columnas (4) y (5) del cuadro 44, se obtienen los coeficientes a y b que permiten determinar los años vividos hasta los 45 años, es decir:

$$T_0 - T_{45} = a \cdot L_{0-4} + b \cdot L_{5-9}$$

$$= 4,29228 \cdot L_{0-4} + 3,56888 \cdot L_{5-9}$$

Cuadro 44

MEXICO: CALCULO DE LA ESPERANZA DE VIDA AL NACIMIENTO DE LA POBLACION FEMENINA A PARTIR DE LAS RELACIONES DE SOBREVIVENCIA INTERCENSALES, 1930-1940

Grupos de edades	Población femenina censada		Relaciones de sobrevivencia intercensales	Valor de L_x en términos de:	
	30-06-30	30-06-40	$10^P_{x,x-4}$	L_{0-4}	L_{5-9}
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
0-4	1 244 242	1 424 649	0,93443	1,00000	
5-9	1 112 964	1 395 516	0,91642		1,00000
10-14	805 766	1 162 654	1,00839	0,93443	
15-19	894 210	1 032 772	0,94421		0,91642
20-24	844 041	812 523	0,81556	0,94227	
25-29	775 005	844 326	0,90972		0,86529
30-34	582 364	688 369	0,84205	0,76848	
35-39	530 019	705 036	0,75004		0,78717
40-44	428 183	490 380	0,74412	0,64710	
45 y +	1 221 164	1 457 430	0,66874 ^a		
TOTAL	8 451 958	10 013 655		4,29228	3,56888

FUENTE: Benitez, R. y Cabrera, G., Tablas abreviadas de mortalidad de la población de México, 1930, 1940, 1950 y 1960. El Colegio de México, 1967.

^b Corresponde a la sobrevivencia de la población de 35 años y más en 1930.

Para los años vividos después de los 45 años, se tiene que:

$$10^P_{35 y +} = 0,66874$$

$$K = \frac{0,66874}{1 - 0,66874} = 2,01878$$

de donde resulta que:

$$T_{45} = 1,30635 \cdot L_{0-4} + 1,58912 L_{5-9}$$

el total de años vividos por la cohorte inicial será:

$$T_0 = 5,59863 L_{0-4} + 5,15800 \cdot L_{5-9}$$

que es la ecuación final que vincula el total de años vividos desde el nacimiento por una cohorte inicial y los sobrevivientes de edades 0-4 y 5-9 años en la tabla.

Determinación de la esperanza de vida al nacer

La determinación del nivel de esperanza de vida a partir de la ecuación anterior, se logra con la ayuda de las tablas modelo de mortalidad. Substituyendo valores seleccionados de L_{0-4} y L_{5-9} hasta encontrar estimaciones de T_0 , que estén lo suficientemente próximas al valor de T_0 de la tabla de donde provienen los valores usados. En el siguiente cuadro 43, se presentan los resultados de las estimaciones.

$$T_0 = 5,59863 L_{0-4} + 5,15800 L_{5-9}$$

que se logran con las tablas modelos de Coale y Demeny, modelo Oeste, del cual se han utilizado los valores para el grupo 0-4 y 5-9, de los niveles 8 a 11, con esperanzas de vida que oscilan entre 37 y 45 años.

Conforme a los resultados del cuadro, es posible decir que el nivel de mortalidad de la población femenina en México en el período intercensal 1930-1940, estuvo entre los niveles 9 y 10, lo que significa una esperanza de vida entre 40,0 y 42,5 años. Derivando valores de L_{0-4} y L_{5-9} de niveles de mortalidad intermedios es posible determinar el nivel con más precisión. Tratándose de una estimación más o menos burda parece suficiente adoptar el nivel más próximo, en este caso el nivel 9, ya que la estimación sólo difiere en uno por ciento, esto significa adoptar una $e_0 = 40$ años que representaría la mortalidad hacia 1935.

Estimaciones de la mortalidad de México, derivadas por construcción de tablas de mortalidad para los años 1930 y 1940, indican esperanzas de vida para la población femenina de esos años de 37,89 y 42,5 años³⁸. El promedio de estas dos tablas daría una esperanza de vida de 40,20 años. Se puede ver entonces que el método indirecto de derivación de la mortalidad da resultados que pueden considerarse satisfactorios.

³⁸ Benitez, R. y Cabrera, G., Tablas abreviadas de mortalidad de la población de México, 1930, 1940, 1950, 1960. El Colegio de México, 1967.

Cuadro 45

MEXICO: DERIVACION DEL NIVEL DE MORTALIDAD (ESPERANZA DE VIDA AL NACER) POR EL METODO DE RELACIONES DE SOBREVIVENCIA INTERCENSALES A PARTIR DE TABLAS MODELO DE MORTALIDAD DE COALE Y DEMENY, MODELO OESTE

Funciones de la tabla modelo					\hat{T}_0	Cociente T_0/T_0
Nivel	T_0	L_{0-4}	L_{5-9}			
8	3 700 000	381 384	343 051	3 904 685	0,948	
9	4 000 000	391 763	356 519	4 032 261	0,992	
10	4 250 000	401 606	369 385	4 153 731	1,023	
11	4 500 000	410 944	381 683	4 269 444	1,054	

ANEXO 1

CLASIFICACION INTERNACIONAL DE ENFERMEDADES
LISTA DE CATEGORIAS DE TRES DIGITOS

I.	Enfermedades infecciosas y parasitarias.	001-139
	Enfermedades infecciosas intestinales	001-009
	Tuberculosis.	010-018
	Zoonosis bacterianas.	020-027
	Otras enfermedades bacterianas.	030-041
	Poliomelitis y otras enfermedades víricas del sistema nervioso central no transmitidas por artrópodos.	045-049
	Enfermedades víricas acompañadas de exantema.	050-057
	Enfermedades víricas transmitidas por artrópodos	060-066
	Otras enfermedades debidas a virus y a Clamidias	070-079
	Rickettsiosis y otras enfermedades transmitidas por artrópodos.	080-088
	Sífilis y otras enfermedades venéreas	090-099
	Otras enfermedades causadas por espiroquetas	100-104
	Micosis	110-118
	Helmintiasis.	120-129
	Otras enfermedades infecciosas y parasitarias.	130-136
	Efectos tardíos de las enfermedades infecciosas y parasitarias	137-139
II.	Tumores.	140-239
	Tumor maligno del labio, de la cavidad bucal y de la faringe	140-149
	Tumor maligno de otros órganos digestivos y del peritoneo.	150-159
	Tumor maligno de órganos respiratorios e intratorácicos.	160-165
	Tumor maligno de los huesos, del tejido conjuntivo, de la piel y de la mama	170-175
	Tumor maligno de los órganos genitourinarios.	179-189
	Tumor maligno de otros sitios y de los no especificados	190-199
	Tumor maligno del tejido linfático y de los órganos hematopoyéticos	200-208
	Tumores benignos.	210-229
	Carcinoma in situ	230-234
	Tumores de evolución incierta	235-238
	Tumores de naturaleza no especificada	239-239

III.	Enfermedades de las glándulas endocrinas, de la nutrición, del metabolismo y trastornos de la inmunidad	240-279
	Enfermedades de la glándula tiroides.	240-246
	Enfermedades de otras glándulas endocrinas	250-259
	Deficiencias de la nutrición.	260-269
	Otras enfermedades metabólicas y trastornos de la inmunidad	270-279
IV.	Enfermedades de la sangre y de los órganos hemotopoyéticos.	280-289
V.	Transtornos mentales	290-319
	Psicosis orgánicas.	290-294
	Otras psicosis.	295-299
	Trastornos neuróticos de la personalidad y otros trastornos mentales no psicóticos	300-316
	Retraso mental.	317-319
VI.	Enfermedades del sistema nervioso y de los órganos de los sentidos.	320-389
	Enfermedades inflamatorias del sistema nervioso central.	320-326
	Enfermedades hereditarias y degenerativas del sistema nervioso central.	330-337
	Otras enfermedades del sistema nervioso central	340-349
	Trastornos del sistema nervioso periférico.	350-359
	Trastornos del ojo y sus anexos	360-379
	Enfermedades del oído y de la apófisis mastoides	380-389
VII.	Enfermedades del aparato circulatorio.	390-459
	Fiebre reumática aguda.	390-392
	Enfermedades reumáticas crónicas del corazón	393-398
	Enfermedad hipertensiva	401-405
	Enfermedad isquémica del corazón.	410-414
	Enfermedades de la circulación pulmonar	415-417
	Otras formas de enfermedad del corazón.	420-429
	Enfermedad cerebrovascular.	430-438
	Enfermedades de las arterias, de las arteriolas y de los vasos capilares	440-448
	Enfermedades de las venas y de los vasos linfáticos y otras enfermedades del aparato circulatorio	451-459

VIII.	Enfermedades del aparato respiratorio.	460-519
	Infecciones respiratorias agudas.	460-466
	Otras enfermedades de las vías respirato- rias superiores	470-478
	Neumonía e influenza.	480-487
	Enfermedad pulmonar obstructiva crónica y afecciones afines	490-496
	Neumoconiosis y otras enfermedades pulmo- nares debidas a agentes externos	500-508
	Otras enfermedades del aparato respirato- rio	510-519
IX.	Enfermedades del aparato digestivo	520-579
	Enfermedades de la cavidad bucal, de las glándulas salivales y de los maxilares.	520-529
	Enfermedades del esófago, del estómago y del duodeno	530-537
	Apendicitis	540-543
	Hernia de la cavidad abdominal.	550-553
	Enteritis y colitis no infecciosas.	555-558
	Otras enfermedades de los intestinos y del peritoneo	560-569
	Otras enfermedades del aparato digestivo.	570-579
X.	Enfermedades del aparato genitourinario.	580-629
	Nefritis, síndrome nefrótico y nefrosis	580-589
	Otras enfermedades del aparato urinario	590-599
	Enfermedades de los órganos genitales mas- culinos	600-608
	Trastornos de la mama	610-611
	Enfermedad inflamatoria de los órganos pelvianos femeninos	614-616
	Otros trastornos del aparato genital feme- nino	617-629
XI.	Complicaciones del embarazo, del parto y del puerperio.	630-676
	Embarazo terminado en aborto.	630-639
	Complicaciones relacionadas principalmente con el embarazo	640-648
	Parto normal y otras indicaciones para la asistencia en el embarazo, el trabajo y el parto	650-659
	Complicaciones que ocurren principalmente en el curso del trabajo y del parto	660-669
	Complicaciones del puerperio.	670-676
XII.	Enfermedades de la piel y del tejido celular subcutáneo	680-709
	Infecciones de la piel y del tejido celu- lar subcutáneo.	680-686
	Otras afecciones inflamatorias de la piel y del tejido celular subcutáneo	690-698
	Otras enfermedades de la piel y del tejido celular subcutáneo.	700-709

XIII.	Enfermedades del sistema osteomuscular y del tejido conjuntivo.	710-739
	Artropatías y trastornos afines	710-719
	Dorsopatías	720-724
	Reumatismo, con exclusión del dorso	725-729
	Osteopatías, condropatías y deformidades adquiridas del sistema osteomuscular.	730-739
XIV.	Anomalías congénitas	740-759
XV.	Ciertas afecciones originadas en el periodo perinatal	760-779
XVI.	Signos, síntomas y estados morbosos mal definidos	780-799
	Síntomas.	780-789
	Hallazgos anormales no específicos.	790-796
	Causas mal definidas y desconocidas de morbilidad y de mortalidad.	797-799
XVII.	Traumatismos y envenenamientos	800-999
	Fractura del cráneo y de los huesos de la cara.	800-804
	Fractura del cuello y del tronco.	805-809
	Fractura del miembro superior	810-819
	Fractura del miembro inferior	820-829
	Luxación.	830-839
	Esguinces y desgarros de las articulaciones y de los músculos adyacentes.	840-848
	Traumatismo intracraneal, excepto el asociado con fractura del cráneo	850-854
	Traumatismo interno del tórax, del abdomen y de la pelvis.	860-869
	Herida de la cabeza, del cuello y del tronco.	870-879
	Herida del miembro superior	880-887
	Herida del miembro inferior	890-897
	Traumatismo de los vasos sanguíneos	900-904
	Efectos tardíos de traumatismos, de envenenamientos, de efectos tóxicos y de otras causas externas	905-909
	Traumatismo superficial	910-919
	Contusión sin alteración de la superficie cutánea	920-924
	Magulladuras.	925-929
	Efectos de cuerpo extraño que penetra por un orificio natural	930-939
	Quemaduras.	940-949
	Traumatismo de los nervios y de la médula espinal	950-957
	Ciertas complicaciones traumáticas y traumatismos no especificados	958-959
	Envenenamiento por drogas, medicamentos y productos biológicos.	960-979
	Efectos tóxicos de sustancias de procedencia no principalmente medicinal	980-989
	Otros efectos y los no especificados de las causas externas	990-995
	Complicaciones de la atención médica y quirúrgica no clasificadas en otra parte.	996-999

BIBLIOGRAFIA

- Behm, H., La mortalidad en los primeros años de vida en países de América Latina. CELADE, Serie A No. 1024 a 1032. San José, Costa Rica, 1976.
- Behm, H., Mortalidad infantil y nivel de vida. Universidad de Chile, Santiago, Chile, 1962.
- Behm, H., González, F. y Tapia, R., Action program to reduce mortality in developing countries. Congres International de la Population, Liege, Vol. 3, pág. 243.
- Behm, H. y Primante, D., Mortalidad en los primeros años de vida en la América Latina. Notas de Población No. 16, CELADE, Año VI, abril de 1978.
- Brass, W., Cuatro Lecciones de William Brass. CELADE, Serie D No. 91, cap. 1, 2 y 4.
- Brass, W., Métodos para estimar la fecundidad y la mortalidad en poblaciones con datos limitados. CELADE, Serie E No. 14, Santiago, Chile, 1974. Págs. 33-51 y 227-240.
- Brass, W., Seminario sobre métodos para medir variables demográficas (Fecundidad y Mortalidad). CELADE, Serie DS No. 9, San José, Costa Rica, 1973. (Sesión IV).
- CELADE, Mortalidad. Artículos seleccionados. Serie D No. 1027, San José, Costa Rica, 1975.
- CELADE, Mortalidad. Texto de Divulgación, TD 3, 1975. Naciones Unidas, Factores determinantes y consecuencias de las tendencias demográficas. STO/SOA/Serie A/50. Cap. V, págs. 113-165.
- CELADE, Ministerio de Salud y Universidad de Costa Rica, Costa Rica: Los grupos sociales de riesgo para la sobrevivencia infantil. 1960-1984, Serie A. No. 1049, San José, Costa Rica, marzo de 1987.
- CELADE-UNICEF-OPS, La Mortalidad en la Niñez en Centroamérica, Panamá y Belice. 1970-1985. CELADE, Serie OI No. 1003. San José, Costa Rica, diciembre de 1988.
- Díaz, E., Causas de muerte en Guatemala. 1960-1979, CELADE, Secretaría General del Consejo Nacional de Planeación Económica, UNFPA y ACIDI, San José, noviembre de 1987.
- Coale, A. y Demeny, P., Regional Model Life Tables and Stable Populations. Princeton, New Jersey, 1966.
- Elizaga, J. C., Dinámica y Economía de la Población. CELADE, Serie E No. 27, Santiago, Chile, 1979 (Cap. II).

- Elizaga, J. C., Métodos demográficos para el estudio de la mortalidad. CELADE, Serie E No. 4, Santiago, Chile, 1969.
- Feeney, G., Estimación de la mortalidad infantil a partir de la información de sobrevivencia de hijos clasificados por edad de la madre. CELADE, Serie D No. 87, junio de 1977.
- Feeney, G., Estimación de tendencia de mortalidad a partir de información de hijos sobrevivientes. CELADE, Serie D No. 88, Santiago de Chile, Junio 1977.
- García, V. y Primante, D., Mortalidad. Apuntes de clase.
- García, V. Uso de tasas de crecimiento por edad para mediciones demográficas: Niveles de natalidad y mortalidad. Tesis de grado. Santiago, 1984. (inédito)
- Henry, L., Demografía. Barcelona, 1976.
- Hill, K. y Trussell, J., Nuevos adelantos en la estimación indirecta de la mortalidad. CELADE, Serie D No. 89, mayo de 1977.
- Naciones Unidas, Boletín de Población No. 6 con especial referencia a la situación y las tendencias recientes de la mortalidad en el mundo. ST/SOA/Serie N/6, Nueva York, 1963
- Naciones Unidas, Cálculo de la mortalidad infantil. ST/SOA/Serie N/3, Nueva York, 1963.
- Naciones Unidas, Diccionario Demográfico Plurilingüe. Nueva York, 1959.
- Naciones Unidas, Factores determinantes y consecuencias de las tendencias demográficas. ST/SOA/Serie A/50. Vol. I, Cap. V.
- Naciones Unidas, Manual IV. Métodos para establecer mediciones demográficas fundamentales a partir de datos ST/SOA/Serie A/42. Nueva York, 1968.
- Naciones Unidas, Manual X. Indirect techniques for demographic estimation. ST/ESA/SER.A/81. Nueva York, 1983.
- Naciones Unidas, Modelos de mortalidad por sexo y edad. ST/SOA/Serie A/22, Nueva York, 1963.
- Ortega, A., Tablas de Mortalidad. CELADE, Serie E No. 1004, San José, Costa Rica, abril de 1987.
- Ortega, A. y González E. Tendencias recientes de la Mortalidad Infantil en el contexto internacional, 1950-1985. Documento presentado al Seminario sobre Mortalidad Infantil en Costa Rica. INCIENSA, Tres Ríos, Cartago, 2 de junio de 1989.

- Ortega, A., y Rincón, M., Encuesta Demográfica Nacional de Honduras, Mortalidad. Fascículo IV. Dirección General de Estadística y Censos de Honduras y CELADE, Serie A No. 129, 1975.
- Preston, S. Un sistema integrado de estimaciones demográficas a partir de dos distribuciones por edad. En Notas de Población No. 35, CELADE, agosto de 1984.
- Population Reference Bureau, Guía Rápida de Población. Washington, D. C., 1980.
- Pressat, R., El Análisis Demográfico. Fondo de Cultura Económica, México, 1967, 2da. parte, cap. 2.
- Shryock, H. y Siegel, J. and Associates, The Methods and Materials of Demography. Chap. 14, Bureau of the Census, 1975.
- Spiegelman, M., Introducción a la demografía. Fondo de Cultura Económica, México, 1972, cap. 4.
- Sullivan, J., Models for the Estimation of the Probability of Dying between birth and exact ages of early childhood. En Population Studies. March 1972.
- United Nations, World Population Trends and Policies. ST/ESA/ Serie A/62, Vol. I, pags. 31 a 55, Vol. II, pags. 51-55.
- Vallin, J. Seminario sobre causas de muerte. Aplicación al caso de Francia. Capítulo II. Cento Latinoamericano de Demografía. Serie E N° 31, Santiago de Chile, abril de 1988.

1
2
3
4

5
6
7
8

