

CELADE
DOCUMENTO
MICROFILMADO
DOCPAL

MORTALIDAD I.

APUNTES DE CLASE

Manuel J. Rincón

CENTRO LATINOAMERICANO DE DEMOGRAFIA (CELADE)
Agosto de 1979

CELADE - SISTEMA DOCPAL
DOCUMENTO MICROFILMADO
SECRETARÍA REGIONAL DE
AMÉRICA LATINA

MORTALIDAD I.

Manuel Rincón

Introducción

La mortalidad como variable, es uno de los componentes demográficos fundamentales que determina la dinámica de una población. Bajo esa perspectiva ésta variable ha desempeñado y, aun con los cambios que puedan esperarse, desempeñará un papel importante en la determinación del crecimiento demográfico futuro.

Además del papel determinante que tiene la mortalidad sobre la magnitud de una población, puede en circunstancias especiales, tener una importancia decisiva en la configuración de la estructura por edad de la población. Descensos acelerados de la mortalidad, en condiciones de alta fecundidad, hace que se modifique la estructura por edad de la población en el sentido de aumentar el porcentaje de personas correspondientes a la niñez y a las edades avanzadas y, en consecuencia, porcentajes menores en el grupo de edad mediana; en resumen se produce un rejuvenecimiento significativo de la estructura por edad.

El tamaño de la población resulta definitivamente afectado por el hecho que al descender la mortalidad, si no hay modificaciones en la fecundidad, se llega a tasas de crecimiento más elevadas que las imperantes antes del descenso.

Otro aspecto que contribuye a definir la importancia de los estudios demográficos de la mortalidad es que, los datos sobre el comportamiento de esta variable, especialmente lo relacionado con niveles y la estructura



de la mortalidad, son empleados con frecuencia como indicadores (a veces los únicos disponibles), del estado de salud de la población. En este sentido al considerar que la mortalidad del futuro estará ligada al pasado y presente, el conocimiento que se logre sobre las características de la mortalidad es fundamental para la planificación de las actividades del sector salud, entre otros.

Se acepta que la muerte es un proceso al que contribuyen factores de tipo biológico, social, económico y cultural. Dichos factores, individualmente o, en forma combinada actúan sobre el organismo de la persona, afectan la salud del individuo y, como consecuencia, inciden sobre los niveles y las características de la mortalidad. En términos muy generales se puede afirmar que entre los factores que históricamente han contribuido al logro de reducciones importantes de la mortalidad a nivel mundial, están:

1. Control efectivo de los vectores de propagación de las enfermedades epidémicas y endémicas.
2. Desarrollo y cobertura de los programas de saneamiento ambiental.
3. Desarrollo acelerado de las técnicas médicas.
4. Organización y efectividad de los servicios de salud.
5. Implantación de reglamentaciones sanitarias, control de alimen - tos, vacunación.
6. Cambios en las condiciones de trabajo: mejoramiento de los sala - rios, limitación de las horas de trabajo, goce de días de descanso,
7. El desarrollo educacional, paralelo al desarrollo de las demás actividades.
8. Mejora en los niveles generales de vida, nutrición, vivienda, servicios.
9. Mejoras en las comunicaciones y medios de transporte que permi - ten acciones rápidas para solucionar situaciones difíciles.

Fuentes de información demográfica sobre la mortalidad

La fuente básica fundamental que proporciona o debería proporcionar los datos más relevantes para el análisis demográfico de la mortalidad han de ser los registros de hechos vitales. En muchos países no obstante, por muy diversas razones, la información no es lo suficientemente confiable ya que presentan un cuadro distorsionado de la realidad.

Cuando se utilicen datos sobre la mortalidad de una población es necesario como primera medida examinarlos con cautela. Las estadísticas de muertes corrientemente, están afectadas por subregistro, inscripción tardía, mala declaración de la edad, mala declaración de las causas de muerte, inscripción espacial deficiente.

En situaciones de inexistencia o deficiencias muy evidentes de los sistemas de registros de las muertes, que de hecho constituye una gran limitación, se han ideado formas de derivación de estimaciones de la mortalidad a partir de métodos alternativos que utilizan información que puede ser obtenida en los censos de población y/o en encuestas.

Medidas convencionales de la mortalidad

Los datos demográficos en general (nacimientos, defunciones, migraciones), en número absolutos son el material para el análisis demográfico de la dinámica y, de las estructuras de la población.

La mayoría de las veces sin embargo, para efectuar una adecuada comparación espacial y en términos históricos, se requiere contar con medidas relativas no afectadas por los tamaños de las poblaciones en que se generan los hechos. De otro parte está la necesidad de caracterizar un problema particular por medio de una o unas pocas cifras, que hagan comprensible el fenómeno analizado.

Así por ejemplo, el conocer el número de nacimientos anuales de una población es un dato de sumo interés, pero la evolución del proceso de reproducción de dicha población en relación a lo ocurrido en otra, sólo podrá ser analizado en términos relativos de los diversos grupos (edad, áreas geográficas, niveles educacionales, estados conyugales, etc.). Es decir que para este fin resulta más importante y tiene mayor significado, el conocer el número de nacimientos en relación a una cantidad de habitantes (mujeres en edad fértil, por ejemplo). Resumiendo las medidas relativas que se construyan deberán contribuir a explicitar entre otros, los siguientes aspectos:

- a. Resumir algún aspecto de interés, implícito en los datos.
- b. Expresar la magnitud del fenómeno en relación a otros elementos que conforman la población y que son determinantes o se ven afectados por él.
- c. Determinar niveles y tendencias reales de los fenómenos demográficos.
- d. Establecer la existencia de diferenciales espaciales y temporales.
- e. Establecer la existencia de diferenciales relacionados con otras variables demográficas, económicas, sociales, culturales.
- f. Medir en lo posible los efectos diferenciales de los procesos demográficos sobre la dinámica poblacional.

Tasas demográficas

En los cálculos de población, la información que se usa para analizar los diversos aspectos de la dinámica de la población, provienen de fuentes muy diversas, cuya calidad, cobertura y oportunidad son muy variadas. Además, muchas medidas, como pasa en otros campos, se generan por comparación de información proveniente de fuentes distintas. Dependiendo el tipo de datos que se combian, las medidas pueden ser:

1. Razones, si las cantidades que se comparan provienen de dos fuentes diferentes (defunciones de los registros y población del censo).
2. Proporciones, si la información proviene de una misma fuente y se compara una parte con el total (defunciones de menores de un año en relación al total).
3. Índices, si la información es de la misma fuente pero se comparan dos subpoblaciones complementarias (relación entre hombres y mujeres).

En muchos casos alguna o algunas de las medidas anteriores se denominan tasas, y en tales casos se usan ponderadas por una constante para hacer sus cifras significativas.

Tasa bruta de mortalidad

La tasa bruta de mortalidad es el indicador de la mortalidad de uso más corriente. Su cálculo se efectúa como la razón entre el número de defunciones ocurridas en un año y una estimación de la población expuesta al riesgo de morir en el mismo período. Lo más corriente es que se utilice para tal efecto la población, que se estime al 30 de junio del año respectivo, esto es:

$$1000 \times m = \frac{D^Z}{N_{30-VI-Z}} \times 1000$$

m representa la tasa bruta de mortalidad,
 D^Z las defunciones ocurridas en un año civil Z, y
 $N_{30-VI-Z}$ la población estimada al 30 de junio del mismo año.

Para que las cifras tomen niveles significativos se ponderan normalmente por mil.

En la medida que por factores muy diversos, como son epidemias, aumentos aleatorios de las defunciones, el número de muertes puede variar mucho de un año a otro, es conveniente suavizar el efecto de tales variaciones que se manifiestan en forma de oscilaciones. Con tal propósito al calcular las tasas brutas de mortalidad a partir del promedio de defunciones de tres años consecutivos, uno anterior y uno posterior al año para el que se tenga la estimación de población. En este caso, la tasa bruta de mortalidad se expresa como:

$$1000. m = \frac{D^{z-1} + D^z + D^{z+1}}{3 \times N_{30-VI-Z}} \times 1000$$

La tasa bruta de mortalidad representa o expresa la reducción relativa anual de una población, atribuible al fallecimiento de algunos 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.

En el cuadro 1 se muestran los niveles alcanzados por la mortalidad en diversos países así como su tendencia histórica en un período del presente siglo en donde se ha conseguido grandes avances en el control de las enfermedades con sus consecuencias de reducción de la mortalidad.

Las transformaciones de diversa naturaleza ocurridas en el mundo en el presente siglo, ha llevado a reducciones importantes de los niveles de mortalidad y, lo que es más, en muchos países en desarrollo su mortalidad, medida por la tasa bruta de mortalidad llega a ser más baja que la imperante en países de mayor desarrollo. Tal situación la observamos en el cuadro 1, cuando en el período 1970-1974, la mortalidad de España, Costa Rica y México es menor que la de los otros dos países; anteriormente la situación era evidentemente al contrario.

Cuadro 1

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

Períodos	Países					
	Suecia	Checoes- lovaquia	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 ^{c/}	25,0
1930-1934	11,7	13,7	16,0	16,4	22,0 ^{c/}	26,0
1940-1944	10,8	14,3	17,8	15,3	18,3 ^{c/}	22,0
1950-1954	9,7	10,9	12,7	10,2	11,9 ^{b/}	15,4
1960-1964	10,0	9,5	11,2	8,8	9,2 ^{b/}	10,6
1970-1974 ^{b/}	10,3	11,4	10,7	8,6	5,8	9,0

^{a/} Naciones Unidas, Factores determinantes y consecuencias de las tendencias demográficas, ST/SOA, Serie A/50, cuadros V.3 y V.4.

^{b/} United Nations, World Population Trends and Policies, Vol.1, Table 73.

^{c/} United Nations, Demographic Yearbook, 1966, pag. 344.

Para fines de comparaciones internacionales es necesario tomar en cuenta que este tipo de indicador está afectado en grado muy alto por la estructura por edad de la población. En general los países industrializados más avanzados llegan a tener tasas brutas de mortalidad más elevadas que las determinadas en países en desarrollo debido a una proporción elevada de personas de más edad; es decir que los niveles de las tasas brutas de mortalidad se asocia estrechamente a los tipos de estructura por edad de la población.

Mortalidad por sexo y edad

En condiciones ideales, las defunciones en una población se deberían producir en edades suficientemente elevadas, hacia los 70 u 80 años. por ejemplo. En realidad la frecuencia de muertes varía mucho con la edad y lo que es mas dependiendo de las condiciones socioeconómicas de la población.

Las variaciones de la mortalidad, además de los factores de tipo biológico, están asociadas a los efectos de los factores de tipo socioeconómico que actúan a lo largo de la vida de los individuos.

Tasas de mortalidad por edad

La limitación fundamental de la tasa bruta de mortalidad por edad, es el estar afectada por la estructura por edad de la población, por este hecho y que la mortalidad por edad esta asociada a factores de tipo socioeconómico, para fines de análisis de la mortalidad es preferible calcular tasas de mortalidad por edad; estas se definen como:

$${}_n m_x = \frac{D_{x, x+n}}{N_{x, x+n}^z} \times k$$

o en forma más corriente:

$${}_n m_x = \frac{D_{x, x+n}^{z-1} + D_{x, x+n}^z + D_{x, x+n}^{z+1}}{3 \times N_{x, x+n}^z} \times k$$

- m_x - son las tasas de mortalidad por edad,
 $D_{x,x+n}$ - las defunciones ocurridas en un período de un año en personas con edades $x, x+n$, y,
 $N_{x,x+n}$ - es la población media estimada con edades $x, x+n$.

De la misma manera que la tasa bruta de mortalidad las tasas por edad se presentan corrientemente ponderadas por una constante igual a mil.

En el cuadro 2, columnas 1 a 4, se presentan las tasas de mortalidad por edad, por sexo, de Honduras y Suecia hacia 1971.

La variación de la mortalidad por edad en Honduras, país que se caracteriza en ese momento por un alto nivel de mortalidad, tiene una variación típica en forma de "U", que como se desprende del gráfico 1, presenta valores altos al principio y al final de la vida y valores relativamente bajos en las edades jóvenes. Por el contrario Suecia, país que se caracteriza por un bajo nivel de mortalidad, presenta un conjunto de tasas de mortalidad por edad que tienen más bien forma de "J". Esta modificación es la que corrientemente se produce en una transición de alta a baja mortalidad.

Para profundizar un poco más el significado de la sobremortalidad de las diversas edades, en el cuadro 3 se han calculado índices que, indican el grado de sobremortalidad a cada edad, en relación al nivel de mortalidad del grupo de edad de menor mortalidad. Como quiera que otra característica de la transición de la mortalidad se manifiesta en un desplazamiento de la tasa mínima desde el grupo 10-14 al grupo 15-19, en base a los datos del cuadro 3, los cálculos se efectuaron a partir de las tasas del grupo 10-14 en Honduras y del 5-9 en Suecia.

Cuadro 2

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

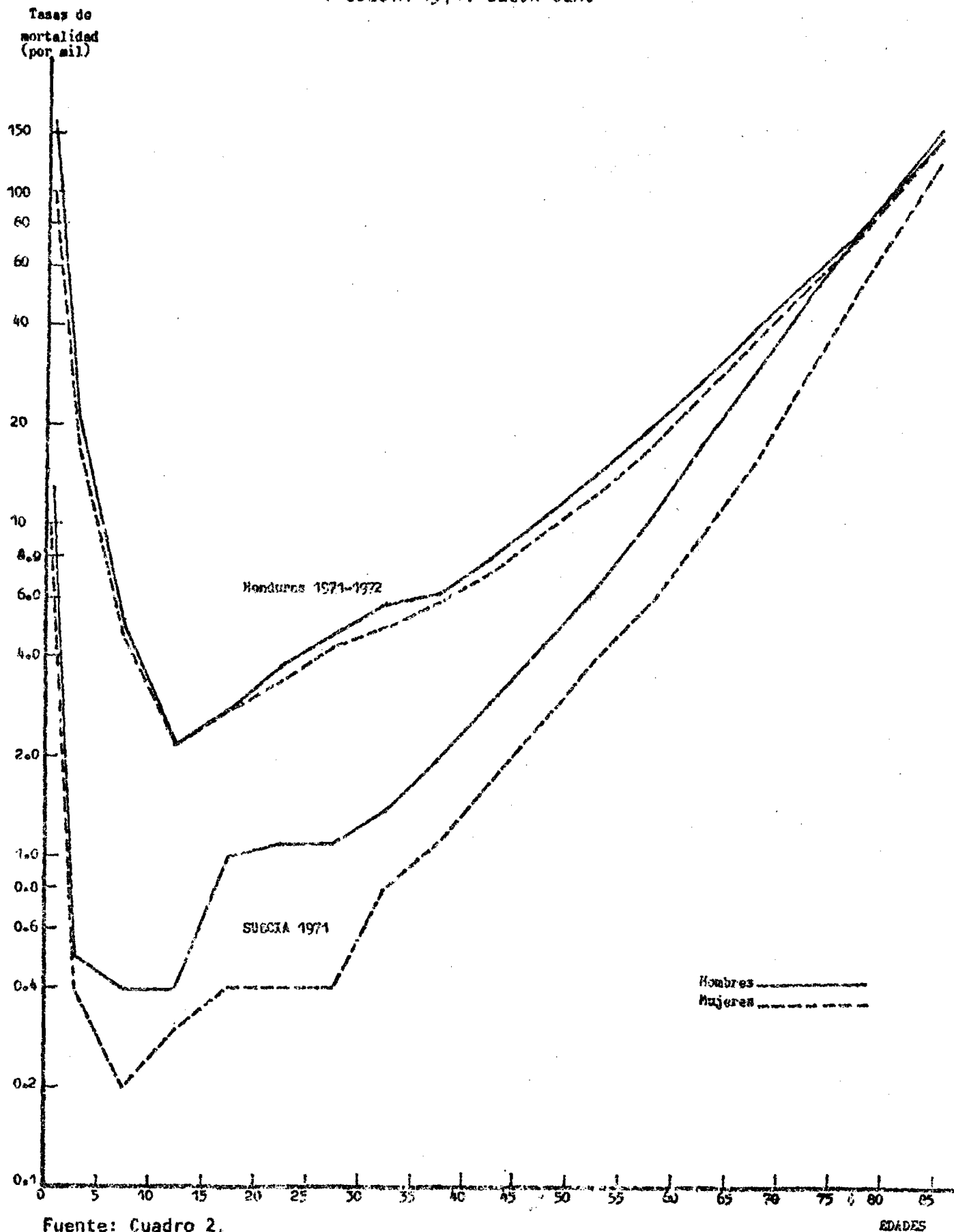
Grupos de edades	Honduras 1971 - 1972		Suecia 1971		Sobremortalidad masculina <u>a/</u>		Sobremortalidad de Honduras <u>b/</u>	
	Hombres	Mujeres	Hombres	Mujeres	Honduras	Suecia	Hombres	Mujeres
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
TOTAL	15,9	12,5	11,3	9,2	1,27	1,23	1,41	1,36
0	139,1	92,1	13,1	9,9	1,51	1,32	10,62	9,30
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	2,2	2,2	0,4	0,3	1,00	1,33	5,50	7,33
15 - 19	2,8	2,8	1,0	0,4	1,00	2,50	2,80	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	1,12	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	23,0	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

a/ Relación entre las tasas de cada país (hombres con respecto a mujeres).

b/ Relación entre las tasas de los países (Honduras con respecto a Suecia).

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

COMPARACION DE LAS TASAS ESPECIFICAS DE MORTALIDAD DE HONDURAS 1971-1972 Y SUECIA 1971, SEGUN SEXO



Fuente: Cuadro 2.

Cuadro 3.
SOBREMORTALIDAD POR EDAD EN LAS POBLACIONES DE HONDURAS Y SUECIA
POR SEXO, HACIA 1971

Grupos de edades	Honduras		Suecia	
	Hombres	Mujeres	Hombres	Mujeres
Menos de un año	63,2	41,9	32,8	49,5
1 - 4	9,6	7,9	1,3	2,0
5 - 9	2,2	2,1	1,0	1,0
10 - 14	1,0	1,0	1,0	1,5
15 - 19	1,3	1,3	2,5	2,0
20 - 24	1,7	1,5	2,8	2,0
25 - 29	2,1	2,0	2,8	2,0
30 - 34	2,5	2,3	3,5	4,0
35 - 39	2,9	2,7	5,5	5,5
40 - 44	3,7	3,3	7,5	8,5
45 - 49	4,9	4,4	11,0	13,0
50 - 54	6,6	5,8	16,8	20,0
55 - 59	9,2	8,0	26,8	29,5
60 - 64	12,7	11,4	45,0	47,5
65 - 69	18,3	16,8	74,3	79,0
70 - 74	26,0	24,0	123,0	143,0
75 - 79	36,3	25,4	198,0	268,0
80 y más	68,5	68,2	393,7	625,0

a/ Sobremortalidad en relación a la tasa mínima. Grupos 10-14 para Honduras y grupo 5-9 para Suecia.

Es importante notar que, cuanto más bajo es el nivel de mortalidad del país, la diferencia entre la mortalidad del grupo de menor mortalidad y la de edades más avanzadas tiende a ser cada vez mayor, esto porque las muertes se concentran en esos grupos de edades.

Mortalidad por sexo y edad

Cualquiera que sean los niveles y las características de la mortalidad, siempre se han observado discrepancias notables entre la mortalidad de la población masculina y femenina en un mismo país. Con muy contadas excepciones las tasas de mortalidad de la población femenina y para casi todas las edades tienen niveles por arriba de las que se dan entre los hombres.

Este comportamiento es menos claro cuando a la población le corresponden niveles muy elevados de mortalidad, pero tiende a hacerse más clara y definida cuando la mortalidad cambia a niveles bajos. Al comparar gráficamente las tasas de mortalidad por edad y sexo de Honduras y Suecia se pone en evidencia tal tipo de comportamiento.

La diferencia en la sobremortalidad de los hombres en Honduras produce índices muy cercanos a uno. En el caso de Suecia la sobremortalidad se ha acentuado y los índices más bien se aproximan a dos. Esta última situación estaría implicando que las tasas de mortalidad por edad de los hombres serían casi el doble que en las mujeres.

En relación a las diferencias en la mortalidad entre sexos, de una sociedad en desarrollo como Honduras y un país desarrollado, muestra evidentemente el retraso del primer país respecto al segundo. En algunas edades, particularmente en las más jóvenes, la sobremortalidad de Honduras es estremadamente alta, ya que implica algo más de 40 veces la mortalidad de Suecia. Hacia el final de la vida los niveles de mortalidad tienden a ser muy próximos entre sí.

La tipificación como método de comparación de la mortalidad

La tasa bruta de mortalidad y la distribución por edad de las muertes, como indicadores de los niveles de mortalidad, están afectados por la composición por edad de la población. Es por esto que, cuando se busca comparar mediante estos indicadores, la mortalidad de diversas poblaciones o la tendencia de ella en un mismo país, es necesario eliminar el posible efecto distorsionador que tenga la estructura por edad de las poblaciones.

El procedimiento que se sigue en Demografía para estudiar los efectos de algunas variables (particularmente la composición por edad), sobre los niveles de algunos indicadores, se denomina "Tipificación" ^{1/2/}. El procedimiento en sí, es un método analítico que sustituye los métodos de investigación en condiciones controladas, que de hecho no son factibles en el campo de la demografía, tiene por propósito analizar los efectos de diversas variables sobre los niveles de indicadores del comportamiento demográfico.

La variable edad, por mucho la variable de más importancia en los estudios demográficos, es fundamental además, porque las características de la estructura por edad de la población, determinan en gran medida los niveles de los fenómenos demográficos en estrecha relación a su vez con los aspectos socioeconómicos.

Se compara los niveles de mortalidad, medidos por la tasa bruta de mortalidad y por las distribuciones por edad de las muertes en cuatro países que puede afirmarse tienen diversas condiciones socioeconómicas y de composición por edad. Estos son: Honduras, Costa Rica, Argentina y Panamá, todos hacia 1970 (ver cuadro 4).

1/ Jaffe, A.J., Handbook of Statistical Methods of Demographers, Chapter 3, Selected Statistical Methods for Standardization of Population 1960, p. 43;

2/ Elizaga, Juan Carlos, Métodos demográficos para el estudio de la mortalidad, CELADE, Serie No. 4, Apéndice L. Santiago, Chile, 1969, pág.177.

Cuadro 4
 TASAS DE MORTALIDAD POR GRANDES GRUPOS DE EDADES Y ESTRUCTURA DE LAS
 MUERTES EN CUATRO PAISES DE DISTINTO NIVEL DE DESARROLLO HACIA 1970
 (Población de ambos sexos)

Grupos de edades	Población de Panamá	Tasas de mortalidad por edad (por mil)			
		Honduras ^{a/}	Costa Rica	Argentina	Panamá
TOTAL	1 428 082	7,3	5,2	9,4	7,1
Nacimientos	53 287				
Menos de 1	46 370	36,3	47,8	63,0	40,9
1 - 4	184 560	8,4	3,0	3,4	7,6
5 - 14	389 207	1,5	0,6	0,7	1,4
15 - 59	726 801	5,6	2,5	4,3	3,4
60 - 69	48 639	22,7	18,6	26,7	23,3
70 y más	32 505	71,0	68,4	80,2	75,1

Estructuras de las muertes

TOTAL	1,000	1,000	1,000	1,000
Menos de 1	0,223	0,247	0,146	0,213
1 - 4	0,160	0,065	0,028	0,138
5 - 14	0,083	0,034	0,014	0,054
15 - 59	0,281	0,239	0,273	0,241
60 - 69	0,087	0,119	0,190	0,112
70 y más	0,166	0,296	0,349	0,242

^{a/} Calculadas con las defunciones registradas.

Tipificación directa

Por definición, la tasa bruta de mortalidad de una población se calcula como el cociente de las defunciones ocurridas en un año y la población media del mismo año, es decir:

$$m = \frac{D}{N^z} \cdot k = \frac{\sum D_{x,x+n}}{\sum N_{x,x+n}} \cdot k$$

Además de las tasas de mortalidad por edad, se definen como:

$$n^m x = \frac{D_{x,x+n}}{N_{x,x+n}}$$

en donde:

- $n^m x$ - representa las tasas de mortalidad del grupo de edad $x, x+n$
- $D_{x,x+n}$ - las defunciones de un grupo de edad ocurridas en un año determinado z .
- $N_{x,x+n}$ - la población media estimada del mismo grupo de edad.

El procedimiento de tipificación, se basa en mantener para los países que se comparan su mismo patrón de mortalidad (las mismas tasas de mortalidad por edad) pero que su población tenga una estructura como la de Panamá.

Utilizando como "población tipo" ^{1/} la distribución por grupos de edades de la población de Panamá en 1970, se consiguen las distribuciones teóricas de las muertes de cada uno de los otros tres países, Costa Rica, Honduras y Argentina.

De la definición de la tasa de mortalidad por edad resulta que:

$$D_{x,x-n} = n^m_x \cdot N_{x,x+n}$$

Si en esta ecuación se cambia la población del país por la población tipo, que definimos como $N^S_{x,x+n}$, se tendrá que:

$$D^{z(*)}_{x,x-n} = n^m_x \cdot N^S_{x,x+n}$$

Es decir se obtiene la distribución teórica de las muertes que habrían ocurrido en el país durante el año si el tamaño y distribución por edad de su población fuera como la del país que se usa como tipo, pero su mortalidad por edad se mantuviera conforme sus propias tasas de mortalidad por edad.

Se puede transformar la distribución teórica de las muertes en una distribución de muertes compatible con el tamaño de la población que se estudia, mediante una ponderación por el factor que resulta de comparar

^{1/} "Población tipo" en el sentido de que se emplea la misma población (composición por edad) en la ponderación de las tasas de mortalidad por edad de los diversos países que se quieren comparar.

el tamaño de la población tipificada y el tamaño de la población tipo, esto es, si el tamaño de la población es \underline{N} y el tamaño de la población tipo es \underline{S} , el factor de ponderación será $h = N/S$. Así la distribución teórica de muertes del país que se quiere comparar con el utilizado como tipo será:

$$D_{x,x-n} = h \cdot n^m_x \cdot N^s_{x,x+n}$$

La tasa de mortalidad tipificada para la población que se analiza será:

$$S = h \cdot \frac{\sum D_{x,x-n}}{N} \cdot k = \frac{h}{N} \sum n^m_x \cdot N^s_{x,x-n}$$

y como $h = N/S$

$$S = \frac{n^m_x \cdot N^s_{x,x+n}}{N^s} = n^m_x \cdot C^s_{x,x+n}$$

con

$$C^s_{x,x+n} = \frac{N^s_{x,x+n}}{N^s}$$

es decir la estructura por edad de la población tipo.

En el cuadro 5 se presenta el proceso de derivación de la distribución por edad de las defunciones teóricas para Honduras en el año 1974, utilizando como tipo la población de Panamá en el año 1970.

Cuadro 5

HONDURAS: TIPIFICACION POR GRUPOS DE EDADES DE LA TASA BRUTA DE MORTALIDAD DE LA POBLACION DE AMBOS SEXOS
(método directo)

Grupos de edades	Población tipo (Panamá 1970) (1)	Tasa de mortalidad por edad <u>a/</u> (2)	Defunciones teóricas	
			Número (3)=h·(1)(2)	Distribución por edad
TOTAL	1 428 082	0,0073	21 495	1,000
Nacimientos	53 287			
Menos de 1	46 370	0,0363	3 600	0,167
1 - 4	184 560	0,0084	2 885	0,134
5 - 14	389 207	0,0015	1 086	0,051
15 - 59	726 801	0,0056	7 574	0,352
60 - 69	48 639	0,0227	2 055	0,096
70 y más	32 505	0,0710	4 295	0,200

a/ Tasas por edad registradas.

Nota: La población de Honduras de acuerdo al censo de 1974 es de 2 656 948 habitantes con lo que el valor de $h = N/S$, resulta igual a 1,861.

Los resultados obtenidos en el ejercicio del cuadro 3, proveen información sobre la distribución por edad y volumen de muertes que habrían ocurrido en Honduras en 1974 si su distribución por edad tuviera la composición por edad de Panamá. Se logra obtener así una información comparable con la de Panamá en el sentido de que, la nueva distribución de muertes y el volumen, no está afectado por el hecho de tener una composición de población distinta de la que tiene Panamá.

Se puede así y a partir de estos resultados hacer el análisis que, las distintas composiciones por edad de los países tienen sobre:

1. La determinación del nivel de mortalidad medido por la tasa bruta de mortalidad.
2. La estructura por edad de la mortalidad.

La información del cuadro 5 conduce a un nivel de mortalidad de Honduras, medido por la tasa bruta de mortalidad de 8,1 por mil. La tasa bruta derivada a base de los resultados de los registros fue de 7,3. Esto pone en evidencia que, la estructura más joven de Honduras, reduce la diferencia de mortalidad que tiene este país con Panamá, cuya tasa es de 7,1.

Por otra parte, la composición por edad de las muertes cambiaría en tal forma, que por ejemplo, las muertes de menores de 5 años se reducirían de un 22,3 a 16,7 por ciento.

En el cuadro 6 aparecen los resultados del proceso de tipificación para Honduras, Costa Rica y Argentina, en todos los datos usando como población tipo la de Panamá. Interesa ahora cuantificar la magnitud del efecto distorsionador que tiene la distribución por edad de la población en la determinación de las diferencias de los niveles de mortalidad y cuanto puede ser atribuible más bien a efectos reales debido a diferencias existentes en las condiciones socioeconómicas, que actúen como determinantes de las condiciones de salud de cada población. Se pretende con los resultados obtenidos hacer un análisis sobre las diferencias en la mortalidad de los cuatro países medida ésta por las tasas brutas de mortalidad.

Cuadro 6

DEFUNCIONES ESPERADAS Y ESTRUCTURA DE LAS MUERTES EN CUATRO PAISES CON DISTINTO NIVEL DE DESARROLLO, SI TUVIERAN LA DISTRIBUCION DE POBLACION DE PANAMA EN 1970. POBLACION DE AMBOS SEXOS.

Grupos de edades	Defunciones esperadas		
	Honduras	Costa Rica	Argentina
TOTAL	21 495	10 854	184 883
Menos de 1	3 600	3 339	54 986
1 - 4	2 885	726	10 278
5 - 14	1 086	306	4 462
15 - 59	7 574	2 382	51 188
60 - 69	2 055	1 186	21 271
70 y más	4 295	2 915	42 698
Estructura de las muertes esperadas			
TOTAL	1,000	1,000	1,000
Menos de 1	0,167	0,308	0,297
1 - 4	0,134	0,067	0,056
5 - 14	0,051	0,028	0,024
15 - 59	0,352	0,219	0,277
60 - 69	0,096	0,109	0,115
70 y más	0,200	0,269	0,231
Población ^{a/}	2 656 948	1 871 780	23 320 050
Tasas brutas de mortalidad tipificadas (por mil)	8,1	5,8	7,9

^{a/} Poblaciones censadas de ambos sexos.

Análisis de los niveles de mortalidad

En el cuadro 7 se presentan los niveles de mortalidad de los cuatro países a través de sus tasas brutas de mortalidad y las tasas tipificadas correspondientes derivadas de la información del cuadro 6.

Cuadro 7
TASAS BRUTAS DE MORTALIDAD Y TASAS DE MORTALIDAD TIPIFICADAS EN CUATRO PAISES CON DISTINTO NIVEL DE DESARROLLO HACIA 1970. POBLACION DE AMBOS SEXOS

País y año	Tasas brutas de mortalidad por mil	
	Observadas	Tipificadas
Honduras		
Registros 1974	7,3	8,1
Costa Rica 1973	5,2	5,8
Argentina 1970	9,4	7,9
Panamá 1970	7,1	7,1

Fuente: Cuadros 4 y 6.

Las diferencias en la composición por edad de las poblaciones para las que se compara su mortalidad puede verse en el cuadro 8.

Son evidentes las diferencias en las estructuras poblacionales de los cuatro países, con casi 11 años de diferencia en las edades medias de los dos países extremos, Argentina y Honduras. Este último cuenta con un 57 por ciento de menores de 15 años frente a un 20 por ciento en el caso de Argentina.

Cuadro 8
DISTRIBUCION PORCENTUAL, EN GRANDES GRUPOS DE EDADES, DE LA POBLACION
DE CUATRO PAISES CON DISTINTO NIVEL DE DESARROLLO HACIA 1970
(Población de ambos sexos)

Grupos de edades	Honduras 1974	Costa Rica 1973	Argentina 1970	Panamá 1970
TOTAL	100,0	100,0	100,0	100,0
Menos de 1	4,4	2,7	2,2	3,2
1 - 4	13,8	11,2	7,9	12,9
5 - 14	40,7	30,2	19,2	27,3
15 - 59	36,6	50,4	59,9	50,9
60 - 69	2,8	3,3	6,7	3,4
70 y más	1,7	2,2	4,1	2,3
Edad media	21,3	26,1	32,1	23,4

Fuente: Censos de población de los respectivos países.

Interpretación de las diferencias observadas en las tasas brutas
de mortalidad

Si consideramos dos poblaciones i y j , la diferencia entre las tasas brutas de mortalidad m^i y m^j , puede ser atribuida a una multiplicidad de factores de tipo socioeconómico y otros demográficos. Se puede decir que la diferencia entre las dos tasas de mortalidad esta constituida por un efecto estructural y un efecto residual (suma de los efectos socioeconómicos y los restantes demográficos), es decir:

$$m^i - m^j = E + R$$

E - efecto estructural

R - efecto residual

la diferencia entre las tasas tipificadas de los dos países será:

$$\begin{aligned}
 s^i - s^j &= \sum \frac{n_x^{m^i} \cdot N_{x,x-n}^s}{N^s} \cdot k = \sum \frac{n_x^{m^i} \cdot N_{x,x-n}^s}{N^s} \cdot k \\
 &= \sum \frac{(n_x^{m^i} - n_x^{m^j}) \cdot N_{x,x-n}^s}{N^s} \cdot k
 \end{aligned}$$

Es decir una forma de tasa bruta de mortalidad, con tasas por edad for_males por las diferencias en las tasas por edad de las dos poblaciones y que refleja por tanto las diferencias en la mortalidad de los dos países, atribuible exclusivamente a los factores denominados residuales que estarían afectando los niveles de las tasas de mortalidad por edad de cada población. Por tanto:

$$s^i - s^j = R$$

de esta manera se tendrá que:

$$(m^i - m^j) - (s^i - s^j) = E$$

o lo que es lo mismo

$$(m^i - s^i) - (m^j - s^j) = E$$

$$E_i - E_j = E$$

La diferencia entre dos tasas brutas de mortalidad se expresa al final como:

$$(m^i - m^j) = (m^i - s^i) - (m^j - s^j) + (s^i - s^j)$$

$$m^i - m^j = E_i - E_j + R$$

De los resultados de la tipificación utilizada en el ejemplo, se tiene para el caso de Honduras y Costa Rica los siguientes datos en el cuadro 9.

Cuadro 9
TASAS BRUTAS DE MORTALIDAD OBSERVADAS Y TASAS TIFICADAS, DE LAS POBLACIONES DE AMBOS SEXOS DE ARGENTINA Y COSTA RICA, HACIA 1970

País	T a s a s		Diferencias $m_i - S_i = E_i$
	Observadas m_i	Tipificadas S_i	
Argentina.....	9,4	7,9	1,5
Costa Rica.....	5,2	5,8	-0,6
Diferencia de las tasas.....	4,2	2,1	2,1

Fuente: Cuadro 7.

La diferencia en el nivel de mortalidad de los dos países, medida por la tasa bruta de mortalidad, alcanza un 4,2 por mil, diferencia en realidad apreciable si se considera que los registros vitales son comparables. Esta diferencia de 4,2 por mil, de acuerdo a los resultados del proceso de eliminación del efecto de la estructura por edad, permite concluir que

está asociado tanto a factores de tipo residual (factores socioeconómicos y otros demográficos diferentes de la estructura por edad de la población) y, factores de tipo estructural (es decir diferencia en la composición por edad de las dos poblaciones). En esta oportunidad cada uno de los dos factores indicados contribuiría a producir un 50 por ciento de la diferencia en las tasas.

Si las dos poblaciones tuvieran la misma estructura por edad en sus poblaciones, manteniendo todas las demás condiciones iguales, las diferencias en su mortalidad, medida por la tasa bruta de mortalidad sería bastante menores, en este caso de sólo un 2,1 por mil, es decir la diferencia sólo sería de un 50 por ciento.

Se trata de evaluar el efecto que la distribución por edad de cada una de las poblaciones en relación a la de la población tipo, (en este caso Panamá):

1. Si en Argentina la distribución de población cambiara hacia una estructura como la de Panamá, esto contribuiría a reducir en aproximadamente un 16 por ciento el nivel de su mortalidad.
2. Si en Costa Rica se produjera una situación similar, el efecto sería contrario y lo que resultaría sería provocar un incremento de su mortalidad de aproximadamente un 12 por ciento.

Por todo lo anterior, es claro que la estructura por edad de la población es un factor que afecta significativamente la tasa bruta de mortalidad y de ahí que para efectos de comparación sea necesario aislar dicho efecto,

Tipificación indirecta

Al analizar los niveles de mortalidad de poblaciones con estadísticas deficientes, es posible que se pueda contar con los resultados de los censos de población, que proporcionan la distribución por edad de sus poblaciones, no así las estadísticas de defunciones por edad.

Esta situación no permite derivar indicadores de la mortalidad por edad (tasas de mortalidad por edad) y con ello existe la imposibilidad de usar la tipificación directa como forma de eliminación del efecto de la estructura por edad de la población para fines de análisis. Resulta así importante la posibilidad de emplear los métodos de "tipificación indirecta".

Para tal propósito se ha de contar con un conjunto de tasas de mortalidad por edad de una población que se define como tipo, es decir:

$$n m_x^s = \frac{D_{x,x+n}^s}{N_{x,x+n}^s}$$

en donde:

$D_{x,x+n}^s$ = son las defunciones por grupos de edades de la población tipo

$N_{x,x+n}^s$ = es la población por grupos de edades en la misma población.

Para llevar a cabo el proceso de tipificación indirecta, se aplican las tasas anteriores a las distribuciones por edad de los países o poblaciones que se desean comparar, se trata así de derivar una distribución de defunciones esperadas que representa por tanto una de las siguientes situaciones.

- a) La distribución por edad de las defunciones de cada país que se compara si los mismos tuvieran la mortalidad definida por las tasas del país tipo.
- b) La distribución de las defunciones del país tipo, si con su propia mortalidad éste tuviera en cada caso la distribución por edad de cada uno de los países comparados.

En el cuadro 10 se presenta la información básica necesaria para analizar las diferencias que puedan existir en los niveles de mortalidad de tres países latinoamericanos, los mismos comparados anteriormente mediante el proceso de tipificación directa.

Cuadro 10

DISTRIBUCION POR GRUPOS DE EDADES DE LA POBLACION DE TRES PAISES LATINOAMERICANOS HACIA 1970 Y TASAS DE MORTALIDAD POR EDAD DE PANAMA 1970. POBLACION DE AMBOS SEXOS

Grupos de edades	Tasas de mortalidad de Panamá 1970	Población por grupos de edad en miles		
		Honduras 1974	Costa Rica 1973	Argentina 1970
TOTAL	1 428,1 ^{a/}	2 656,9	1 871,8	23 390,0
Nacimientos	-	121,2	53,5	544,5
Menos de 1	40,9	118,3	50,1	509,9
1 - 4	7,6	367,3	208,8	1 845,4
5 - 14	1,4	1 080,4	565,5	4 498,8
15 - 59	3,4	972,1	943,2	14 014,4
60 - 69	23,3	73,8	62,1	1 563,4
70 y más	75,1	45,0	42,0	958,9
Tasas brutas de mortalidad	7,1	7,3	5,2	9,4
Edad media	23,4	21,3	26,1	32,1

^{a/} Población de Panamá según el censo de 1970.

En el cuadro 11 se presentan los resultados del proceso de tipificación indirecta, el que se ha orientado en esta oportunidad a determinar las defunciones correspondientes al caso b, es decir, las defunciones esperadas del país tipo.

Cuadro 11

CALCULO DE LAS DISTRIBUCIONES DE MORTALIDAD ESPERADAS PARA PANAMA COMPATIBLES CON LA DISTRIBUCION POR EDAD DE TRES PAISES LATINOAMERICANOS HACIA 1970, SEGUN EL METODO DE TIPIFICACION INDIRECTA. POBLACION DE AMBOS SEXOS

Grupos de edades	Defunciones esperadas de acuerdo a la estructura poblacional de							
	Panamá 1970 ^{a/}		Honduras 1974		Costa Rica 1973		Argentina 1970	
	Número	Porcentaje	Número	Porcentaje	Número	Porcentaje	Número	Porcentaje
TOTAL	10 111	1,000	9 504	1,000	9 443	1,000	12 120	1,000
Menos de 1	2 156	0,213	2 667	0,281	1 670	0,177	1 358	0,112
1 - 4	1 400	0,138	1 502	0,158	1 211	0,128	856	0,071
5 - 14	544	0,054	814	0,086	604	0,064	384	0,032
15 - 59	2 438	0,241	1 778	0,187	2 447	0,259	2 907	0,240
60 - 69	1 131	0,112	925	0,097	1 104	0,117	2 222	0,183
70 y más	2 442	0,242	1 818	0,191	2 407	0,255	4 393	0,362
Factores de ponderación (K)	1		0,538		0,763		0,061	

^{a/} En este caso como sus tasas de mortalidad son las usadas como tipo, las defunciones y su distribución son las mismas observadas.

El producto de las tasas de mortalidad por edad del país tipo (tasas tipo) y las poblaciones que se comparan, proporcionan diversas estimaciones de las defunciones esperadas del país tipo (Panamá), si la distribución por edad de su población y su volumen fuese como la de cada país estudiado, es decir:

$${}_n D_x^i = {}_n m_x^s \cdot N_{x,x-n}^i$$

Si se ponderan estas defunciones por el factor que resulta del cociente entre la población tipo $N^s = \sum N_{x,x+n}^s$ y la población del país $N^i = \sum {}_n N_x^i$, o sea:

$$\frac{N^s}{N^i} = k^i$$

se tendrán las defunciones esperadas por edad del país tipo

$$D_{x,x+n}^s = k^i \cdot {}_n m_x^s \cdot N_{x,x-n}^i$$

Ahora bien al comparar la suma de las defunciones reales del país tipo con la suma de las defunciones esperadas en cada caso, se obtiene un índice de mortalidad que mide el efecto favorable o desfavorable que tendrá la estructura por edad de cada población sobre el nivel de mortalidad de Panamá.

$$I^i = \frac{\sum {}_n m_x^s \cdot N_{x,x-n}^s}{\sum k \cdot {}_n m_x^s \cdot N_{x,x-n}^i}$$

al reemplazar el valor de k , resulta:

$$I^i = \frac{\sum n^m_x \cdot N^s_{x,x-n} / N^s}{\sum n^m_x \cdot N^i_{x,x-n} / N^i} = \frac{m^s}{\hat{m}^s}$$

m^s es la tasa bruta de mortalidad del país cuyas tasas de mortalidad por edad se han elegido como tipo y \hat{m}^s , es la tasa de mortalidad del mismo país tipo, si su población tuviera la estructura por edad del país que se analiza.

El índice mide la relación entre el nivel de mortalidad observado en el país tipo y, el nivel asociado a la composición por edad del país que se compara.

Desde el punto de vista de la población que se compara, los valores para el índice diferentes de 1, indicarán que la mortalidad tipo no es la adecuada para representar su mortalidad. Cuanto más se separa del valor 1, será indicio de una mayor discrepancia entre la presumible estructura de la mortalidad (hay que recordar que no se conoce), en relación al nivel de mortalidad que sí es conocido y, la distribución por edad de la población.

Si el índice de mortalidad I , resulta mayor que uno, las defunciones observadas son mayores que las esperadas. Por el contrario el índice será menor que uno cuando las muertes esperadas superan el número de observadas. En el primer caso lo que estaría ocurriendo es que la mortalidad por edad elegida como tipo es muy baja y muy alta en el segundo caso, para relacionarla con la estructura por edad de la población que se está comparando y muy alta en el segundo caso.

En el cuadro 12 se presenta un resumen del proceso de tipificación indirecto en el que aparecen los valores de las tasas brutas de mortalidad de los países que se comparan y la del país tipo, las tasas brutas de Panamá compatibles con las composiciones por edad de los otros países \hat{m}_i^s , los índices de mortalidad (I^i), además de las tasas brutas de mortalidad tipificadas de los países comparados (s^i).

El total de defunciones esperadas (por tanto el nivel de mortalidad esperado) de Panamá resulta más bajo con las distribuciones de población de Honduras y Costa Rica, es decir, que estos tipos de estructura de población serían favorables para que Panamá alcance una menor mortalidad. Al contrario las defunciones y por tanto el nivel resulta más alto con Argentina, por lo cual esta estructura de población le sería más bien desfavorable.

Cuadro 12

TASAS BRUTAS DE MORTALIDAD Y TASAS BRUTAS DE MORTALIDAD TIPIFICADAS POR EL METODO INDIRECTO DE PAISES LATINOAMERICANOS HACIA 1970

Indicadores de mortalidad	País			
	Panamá 1970	Honduras 1974	Costa Rica 1973	Argentina 1970
(1) Tasas brutas de mortalidad	7,1 ^{a/}	7,3	5,2	9,4
(2) Mortalidades teóricas del país tipo ^{b/}	7,1	6,7	6,6	8,5
(3) Índices de mortalidad I^i 7,1(2)	1,00	1,06	1,07	0,84
(4) Tasas brutas de mortalidad tipificadas (3) (1)	7,1	7,7	5,6	7,9

^{a/} Corresponde a la tasa bruta de mortalidad del país tipo, es decir s.

^{b/} Corresponde a las tablas brutas de mortalidad de Panamá derivadas de su propia mortalidad y cada una de las poblaciones comparadas.

Las tasas de mortalidad tipificadas por el método indirecto de los países que se comparan se obtienen como el producto de los índices de mortalidad y las tasas brutas de mortalidad de cada país, es decir:

$$s^i = I^i \cdot m^i = \frac{m^s}{m^i} \cdot m^i$$

Comparación de la tipificación directa y la indirecta

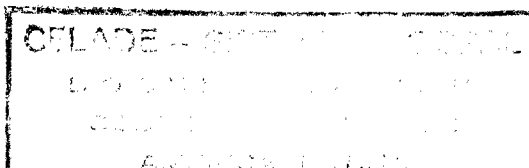
En el método directo lo que se consigue son los niveles de mortalidad de los países que se comparan, bajo el supuesto de iguales condiciones de distribución por edad de la población, en todos los casos si tuvieran una población como la del país tipo.

En el método indirecto, lo que se hace es corregir las tasas brutas de mortalidad de los países comparados por un factor que mide la mayor o menor propensión relativa de la mortalidad por efecto de las composiciones por edad de las poblaciones. En el cuadro 13 se presenta un resumen de los resultados de la comparación de la mortalidad por los dos métodos.

Cuadro 13

TASAS BRUTAS DE MORTALIDAD Y TASAS BRUTAS TIPIFICADAS POR LOS METODOS DE TIPIFICACION DIRECTA E INDIRECTA

Tasas brutas	País			
	Panamá	Honduras	Costa Rica	Argentina
a, Observadas	7,1	7,3	5,2	9,4
b. Tipificadas				
Método directo	7,1	8,1	5,8	7,9
Método indirecto	7,1	7,7	5,6	7,9



Estructura de las muertes

Otro aspecto que puede analizarse a partir del proceso de tipificación es lo relacionado con la estructura por edad de la mortalidad, característica que se asocia como es evidente tanto al nivel de la mortalidad, como a la composición por edad de las poblaciones. En el cuadro 14 aparece para el caso de Argentina la distribución por edad de las defunciones observadas y las distribuciones que resultarían eliminando (en relación a Panamá), la composición por edad de la población (caso de la tipificación directa) y al eliminar el patrón y nivel de mortalidad (caso de la tipificación indirecta).

Cuadro 14
DISTRIBUCION POR EDAD DE LAS MUERTES EN ARGENTINA

Grupos de edades	Distribución por edad de las muertes en Argentina			
	Observada	Eliminando el efecto de estructura	Eliminando el efecto mortalidad	Eliminados los dos efectos
TOTAL	100,0	100,0	100,0	100,0
Menos de 1 año	14,6	29,7	11,2	21,3
1 - 4	2,8	5,6	7,1	13,8
5 - 14	1,4	2,4	3,2	5,4
15 - 59	27,3	24,0	24,0	24,1
60 - 69	19,0	11,5	18,3	11,2
70 y más	34,9	23,1	36,2	24,2

Fuente: Cuadros 4, 6 y 11.

Al eliminar el efecto de estructura por edad de la población con el proceso de tipificación directa, se produce una concentración de las muertes en los menores de 15 años y en forma más intensa en los menores de un año, que significaría pasar de un 15 por ciento a un 30 por ciento, es decir, duplicar el número de muertes de menores de un año.

Al eliminar las diferencias en la mortalidad de los países (método de tipificación indirecta), en la medida en que la distribución por edad de la población de Argentina es más envejecida se produce más bien una concentración de las defunciones en las edades más avanzadas.

Mortalidad infantil

El estudiar la mortalidad de una población, interesa no solo su nivel o, la mortalidad por sexo y grupos de edades. Por muy diversas razones (demográficas, médicas, sociales), es importante el análisis y conocimiento de la mortalidad asociada a grupos específicos que, pueden verse afectados sensiblemente por factores particulares y, de otra parte, son decisivos en la fijación del nivel general de la mortalidad.

La mortalidad se reconoce está asociada en primera instancia a la edad. El estudio de las defunciones vinculadas a esta variable son utilizadas por ello para profundizar el conocimiento de los factores económicos y sociales que influyen en la mortalidad.

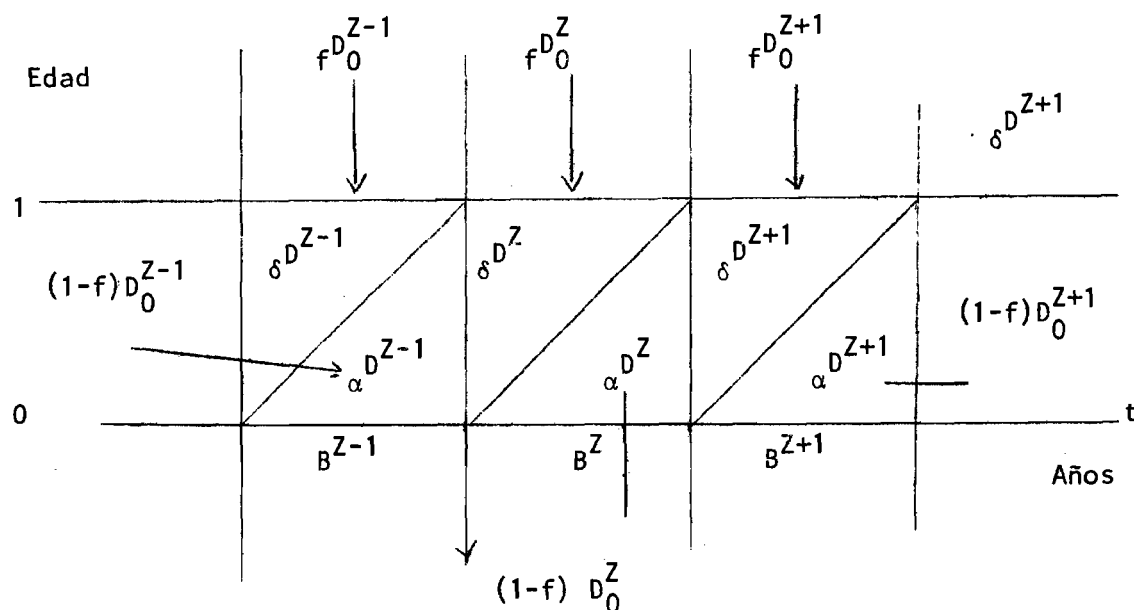
En los primeros años de vida, y en forma más evidente después del primer mes de vida, la mortalidad se asocia en todo momento a factores de tipo exógeno que inciden sobre el organismo del recién nacido, cada vez con mayor intensidad por efecto de su exposición creciente al medio ambiente, con sus condiciones socioeconómicas particulares. Se considera así que el conocimiento de los niveles de la mortalidad en las edades tempranas son los mejores indicadores de las condiciones de salud de la población.

Desde el punto de vista médico y, por su impacto sobre la dinámica de la población, se presenta mucha atención a la mortalidad que ocurre durante el primer año de vida de los recién nacidos. A esta mortalidad se le conoce como "mortalidad infantil".

Tasa de mortalidad infantil

En sentido estricto, con la estimación de la mortalidad infantil, se busca determinar la magnitud de las pérdidas de vida que se producen en un conjunto de nacimientos antes de cumplir su primer año de vida.

En el esquema se presentan las ideas generales sobre la división que puede hacerse de las defunciones de menores de un año, asociadas a nacimientos del mismo año (una generación), o a nacimientos de dos años (dos generaciones). Este tipo de esquema resulta muy útil para visualizar diversas formas de cálculo de las tasas de mortalidad infantil.



Las defunciones de menores de un año Z , es posible dividir las en dos grupos. Llamamos ${}_{\alpha}D_x^Z$ al número de defunciones ocurridas en el año calendario Z , provenientes de nacimientos que se produjeron en el mismo año. ${}_{\delta}D^Z$ representa entonces las muertes de menores de un año, ocurridas en el año calendario Z , provenientes de nacimientos registrados el año inmediatamente anterior. Así el total de defunciones registradas en un año, puede ser expresado como:

$$D_0^Z = {}_{\alpha}D^Z + {}_{\delta}D^Z$$

Tasa clásica de mortalidad infantil

La forma más elemental y clásica de definir la tasa de mortalidad infantil es, mediante el cociente entre las defunciones de menores de un año, ocurridas en el año calendario y el total de nacimientos registrados el mismo año, esto es:

$$TMI = \frac{D_0^Z}{B^Z} \cdot 1000 = {}_1q_0$$

La representamos como ${}_1q_0$ para diferenciarla de la tasa de mortalidad del grupo (0,1) que sería ${}_1m_0$. En general se cumple que:

$${}_1q_0 < {}_1m_0$$

ya que $B > N_{0-1}$

Teniendo en cuenta que la tasa clásica de mortalidad infantil no corresponde en forma precisa al concepto mismo y, que la forma de calcularla puede influir en su nivel, fundamentalmente cuando ocurren cambios en la fecundidad, es posible derivar tasas más refinadas con alguna de las siguientes alternativas.

1. Corrección del numerador para buscar que las defunciones incluidas en su cálculo se asocien en forma clara al número de nacimientos utilizados como denominador.
2. Por corrección de los nacimientos, para que el denominador se ajuste efectivamente a las defunciones ocurridas en el año.

Ahora bien, teniendo en cuenta que el registro de las defunciones se hace por lo general conforme a la edad y no al año de nacimiento, surge así la necesidad de separar mediante algún procedimiento las defunciones para asociarlas a los nacimientos respectivos.

Factores de separación de las defunciones

Se define como factor de separación de las defunciones registradas en un año, a la expresión siguiente:

$$f = \frac{{}_\delta D^Z}{D_0^Z}$$

En donde conforme al esquema anterior, ${}_\delta D^Z$ representa a las defunciones de menores de un año, ocurridas en un año calendario, pero que provienen de nacimientos ocurridos el año inmediatamente anterior, es decir los B^{Z-1} . La cantidad usada como denominador D_0^Z representa el total de defunciones de menores de un año ocurridas en el año Z.

En resumen el factor de separación f , mide la proporción de muertes infantiles ocurridas en un año, provenientes de nacimientos del año anterior. Complementariamente, la proporción de defunciones de menores de un año, que fallecen en el mismo año de nacimiento será:

$$(1 - f) = \frac{{}_\alpha D^Z}{{}_D^Z}$$

Conforme a la propia definición y que las muertes que se producen en el primer año de vida, en forma más tardía, están asociadas a causas exógenas, se puede pensar que el factor f , se hace más elevado cuanto más elevada sea la mortalidad en general y, la mortalidad infantil en particular.

Una vez pueda determinarse o hacerse un supuesto sobre el valor del factor de separación, es posible calcular tasas alternativas de mortalidad infantil con precisión diferente en cada caso.

Tasa de mortalidad infantil de una generación de nacimientos

En este tipo de tasa lo que se busca es corregir el numerador para adecuar las defunciones a los nacimientos de la generación. Este tipo de cálculo es aconsejable cuando en la población estudiada se perciban cambios importantes en la fecundidad y/o la mortalidad en que parece preferible calcular las tasas de mortalidad infantil, para las diversas cohortes de nacimientos.

Si consideramos los nacimientos ocurridos en un año Z , (que llamaremos B^Z), las defunciones de menores de un año, provenientes de esos nacimientos son las cantidades ${}_\alpha D^Z$ y ${}_D^{Z+1}$. Las primeras son defunciones

ocurridas en el año Z y las segundas en el año Z+1, todas con menos de un año de edad. La tasa de mortalidad infantil asociada a estos nacimientos del año Z será:

$$q_0^{z,z+1} = \frac{\alpha D^Z + \delta D^{Z+1}}{B^Z} \cdot 1000$$

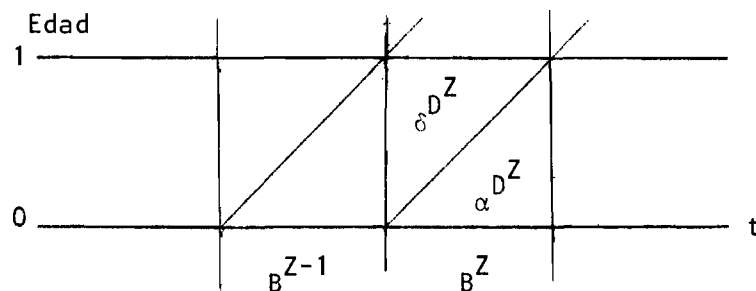
tasa que reflejará las condiciones de mortalidad durante su primer año de vida de la cohorte de nacimientos del año Z, defunciones que ocurren en un período de dos años. Con este tipo de cálculo, si bien se mide en forma precisa el riesgo de muerte de un grupo de nacimientos, tiene el inconveniente que su referencia temporal no se concreta a un año.

Para determinar el tipo de tasa anterior se requiere que las defunciones sean clasificadas por fecha de ocurrencia y la fecha de nacimiento o, en este caso contrario que se puedan determinar cada uno de los componentes del numerador de la tasa con la ayuda de los factores de separación; al contar con los factores de separación y las estadísticas vitales en su forma corriente clasificada por año calendario la forma de cálculo es:

$$q_0^{z,z+1} = \frac{(1-f) D_0^Z + f \cdot D_0^{Z+1}}{B^Z} \cdot 1000$$

tasa anual de mortalidad infantil, pero referida a los años Z y Z + 1. Se puede por otra parte, hacer el cálculo de una tasa de mortalidad infantil referida a un año calendario, cambiando las probabilidades de muerte parciales de dos o más cohortes de nacimientos y los momentos en que se producen los fallecimientos, antes de cumplir el primer año de vida. Para las muertes ocurridas en un año calendario se puede medir las tasas parciales que midan el riesgo de muerte de las dos cohortes de nacimientos y

por combinación de ellas determinar la tasa de mortalidad infantil. En el siguiente esquema se puede ver la forma de derivación:



Si se quiere calcular la tasa de mortalidad infantil para el año Z, las defunciones de menores de un año ocurridas en ese año, provienen de nacimientos del mismo año y del año anterior. Para unos y otros se pueden definir las siguientes tasas:

$${}_{\sigma}q_0^Z = \frac{\delta^D Z}{B^{Z-1}} \cdot 1000$$

Es decir, el riesgo de muerte durante el año calendario siguiente a su nacimiento de los nacidos el año Z-1. Por otra parte, se tiene también que:

$${}_{\alpha}q_0^Z = \frac{\alpha^D Z}{B^Z} \cdot 1000$$

Mortalidad de los nacidos en año Z , que mueren el mismo año de su nacimiento. En forma aproximada la tasa de mortalidad infantil para el año Z , se puede calcular mediante la suma de las dos probabilidades parciales esto es:

$$q_0^Z = {}_{\delta}q_0^Z + {}_{\alpha}q_0^Z = \left(\frac{\delta D^Z}{B^{Z-1}} + \frac{\alpha D^Z}{B^Z} \right) \cdot 1000$$

No es una tasa teóricamente correcta, pero produce resultados aceptables si la mortalidad no varía aceleradamente.

Tasa refinada de mortalidad infantil

Si fuera necesario una tasa anual de mortalidad infantil que mida con mayor precisión la probabilidad de muerte durante el primer año de vida, es necesario tomar en cuenta en forma adecuada la población expuesta al riesgo. Se define entonces las siguientes probabilidades de muerte de las defunciones ocurridas en el año calendario asociadas a los nacimientos que les dieron origen.

$${}_{\alpha}q^Z = \frac{\alpha D^Z}{B^Z} \cdot 1000 \quad \text{y} \quad {}_{\sigma}q^Z = \frac{\delta D^Z}{B^{Z-1} - D^{Z-1}} \cdot 1000$$

En los dos casos se mide en forma precisa la probabilidad de muerte de los dos conjuntos de defunciones ya que el denominador usado constituye la población expuesta al riesgo. En el primer caso son los nacimientos del año Z , en el segundo caso, se trata de los sobrevivientes de los nacimientos del año $Z-1$, estimados al inicio del año Z .

Si la mortalidad y la fecundidad no han variado en forma muy rápida en los años Z y $Z-1$, se puede aceptar que las probabilidades de vida en los dos años son más o menos iguales, esto es que: ${}_1P^{Z-1} \approx {}_1P_0^Z$. Por otra parte la probabilidad de vida entre el nacimiento y el primer año se puede descomponer como:

$${}_1P_0 = \alpha^P \cdot \delta^P$$

A partir de estos supuestos se puede definir la tasa anual de mortalidad infantil por la siguiente expresión:

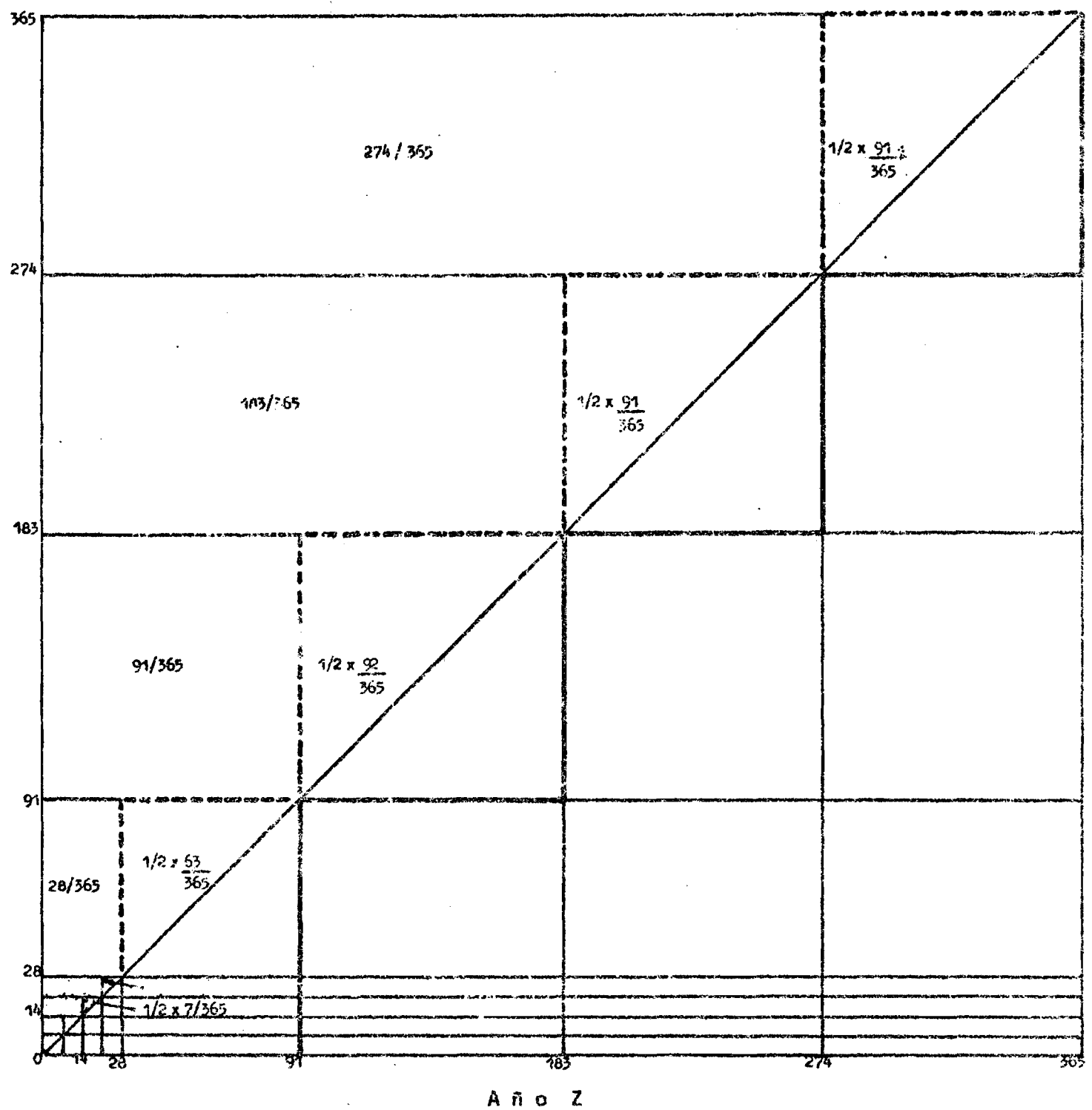
$${}_1q_0^Z = 1 - (1 - \alpha q^Z) (1 - \delta q^Z)$$

Cálculo del factor de separación

En la medida que las defunciones no se clasifican conforme al año de nacimiento, cuando se desea estimar la mortalidad infantil de una población es necesario emplear alguna de las fórmulas de cálculo presentadas anteriormente, lo que obliga a la determinación de los factores de separación de las defunciones. Su determinación puede hacerse conforme se indica en el gráfico 2.

Lo fundamental en todo caso es derivar dicho factor de las defunciones de menores de un año, ocurridas en un año calendario, clasificadas por tramos de edad. Independientemente de la amplitud de los tramos, la determinación del factor se hace bajo el supuesto que en cada uno de esos tramos, la mitad de las defunciones, provienen de nacimientos del mismo año y la otra mitad a nacimientos del año anterior. En el siguiente esquema se presenta el proceso de determinación de los factores de ponderación de las defunciones para el cálculo del factor de separación, con una agrupación determinada de las muertes.

DETERMINACION DE LA PROPORCION DE MUERTES (MENORES DE UN AÑO), OCURRIDAS EN UN AÑO Z ATRIBUIBLES A NACIMIENTOS DEL AÑO ANTERIOR Z - 1



Para determinar el factor de separación, f , se procede conforme al supuesto a considerar que la mitad de las defunciones ocurridas en cada tramo de edad provienen de nacimientos del mismo año y la otra mitad del año anterior.

Las defunciones ocurridas en el año Z, provenientes de nacimientos del año anterior, son las que se ubican sobre la diagonal del gráfico, para las defunciones ocurridas con edades 14-21 días una cantidad igual a $7/365$ días provienen de nacimientos del año Z-1. De la parte sombreada sólo la mitad de ellas provienen del año anterior. Esto significa que la proporción de muertes con edades 14-21 días ocurridas en el año Z, provenientes del año Z-1, será igual a:

$$h = 14/365 + 1/2 \cdot 7/365 = 35/730$$

De la misma manera y conforme se indica en el cuadro 15 se determinaron los factores de ponderación de cada tramo de edad. En general y cualquiera que sean los grupos de edad de clasificación de las defunciones, se puede calcular como:

$$h = \frac{L_i}{T} + 1/2 \frac{A}{T} = \frac{1}{T} (L_i + A/2)$$

en donde:

L_i - representa el límite inferior del grupo de edad respectiva.

T - representa el total de días del año, 365.

A - la amplitud en días del grupo de edad respectivo.

h - factor de ponderación para el grupo de edad.

Cuadro 15

CALCULO DEL FACTOR DE SEPARACION DE LAS DEFUNCIONES DE MENORES DE UN AÑO

a) Determinación de las proporciones de muerte de cada edad.

Grupos de edades L_i	Amplitud del grupo en días A	Días del año hasta el final del grupo	Proporción de muertes asignadas a nacimientos del año anterior	
			Forma de cálculo ^{a/}	Factor del grupo
Menos de 1 día	1	1	$1/2 \times 1/365$	1/730
1 - 6	6	7	$1/365 + 1/2 \times 6/365$	8/730
7 - 13	7	14	$7/365 + 1/2 \times 7/365$	21/730
14 - 20	7	21	$14/365 + 1/2 \times 7/365$	35/730
21 - 27	7	28	$21/365 + 1/2 \times 7/365$	49/730
28 - 30	63	91	$28/365 + 1/2 \times 63/365$	119/730
91 - 182	92	183	$91/365 + 1/2 \times 92/365$	274/730
183 - 273	91	274	$183/365 + 1/2 \times 91/365$	457/730
274 - 365	91	365	$274/365 + 1/2 \times 91/365$	639/730

$$a/ \quad h = \frac{L_i}{T} + \frac{1}{2} \cdot \frac{A}{T} = \frac{1}{T} \left[L_i + A/2 \right]$$

b) Cálculo del factor de separación

Grupos de edades	Factor de ponderación del grupo h	Defunciones ocurridas en el año μ_x ^{a/}	Total de muertes atribuibles a nacimientos del año:	
			Anterior $h \cdot D_x$	Mismo año $(1 - h) D_x$
	(1)	(2)	(3) = (1) · (2)	(4) = (2) - (3)
Menos de 1 día	1/730	406	0,5562	405,4438
1 - 6	8/730	372	4,0767	367,9233
7 - 13	21/730	153	4,4014	148,5986
14 - 20	35/730	107	5,1301	101,8699
21 - 27	49/730	71	4,7658	66,2342
28 - 30	119/730	391	63,7384	327,2616
91 - 182	274/730	430	161,3973	268,6027
183 - 273	457/730	274	171,5315	102,4685
274 - 365	639/730	189	165,4397	23,5603
TOTAL		2 393	581,0371	1811,9629

El factor de separación de las defunciones f , se calcula entonces como:

$$f = \frac{\sum h \cdot D_{x,x+n}}{\sum D_{x,x+n}}$$

Medidas indirectas de la mortalidad

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

En años recientes se han venido desarrollando métodos para estimar la mortalidad de poblaciones con estadísticas deficientes, a partir de información indirecta proporcionada por los censos de población o de 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. No obstante, medir la mortalidad usando exclusivamente la información recogida mediante estas fuentes, es un problema difícil.

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 obtienen de preguntas retrospectivas incorporadas en los censos de población y encuestas, entre otros se considera se tienen los siguientes:

1. Métodos que emplean información proporcionada generalmente por las madres, sobre incidencia de la mortalidad entre los hijos tenidos. Esta información y la metodología que de allí surge, pretende derivar estimaciones de la mortalidad al comienzo de la vida
2. Métodos que se apoyan en datos sobre orfandad materna y sobrevivencia de hermanas. Estos métodos se orientan a derivar estimaciones de la mortalidad femenina.
3. Métodos que se apoyan en información sobre viudez femenina (del primer marido) y sobrevivencia de los hermanos varones, para derivar estimaciones de la mortalidad masculina.

En los censo de la década de 1970 los países han introducido en mayor o menor medida estas preguntas, como puede verse en el cuadro 15.

Cuadro 15

AMERICA LATINA: TOPICOS INVESTIGADOS EN LOS CENSOS DE 1970, EN RELACION CON LA MORTALIDAD Y LA FECUNDIDAD RETROSPECTIVA

País	Hijos nacidos vivos	Hijos sobre vivientes	Nacidos último año	Sobrevivientes último año	Orfandad de madre
Argentina	x	x	-	-	-
Brasil	x	x	x	-	-
Colombia	x	x	x	-	-
Costa Rica	x	x	-	-	-
Cuba	x	x	x	-	x
Chile	x	x	-	-	-
Ecuador	x	x	x	x	-
El Salvador	x	x	x	x	-
Guatemala	x	x	x	x	x
Haití	-	-	x	-	-
Honduras	x	x	x	x	x
México	x	-	-	-	-
Nicaragua	x	x	x	x	x
Panamá	x	-	x	-	-
Paraguay	x	x	x	x	x
Perú	x	x	x	-	x
Rep. Dominicana	x	x	x	-	-
Uruguay	x	x	x	-	-
Venezuela	x	-	-	-	-

Nota: El signo x indica que el tópico fue investigado.

Fuente: CELADE, Boletín del Banco de Datos No. 6, Santiago, Chile, 1974.

Estimaciones de la mortalidad al comienzo de la vida

A. Método de Brass

El tipo de información con la cual se busca medir la incidencia de la mortalidad en los primeros años de vida se refiere a los datos sobre los hijos nacidos vivos y los hijos sobrevivientes, clasificados por grupos quinquenales de edad de las mujeres.

El método ideado por Brass ^{1,2/}, permite convertir las proporciones de hijos fallecidos sobre el total de hijos nacidos vivos de mujeres clasificadas por grupos quinquenales de edades, con probabilidades de morir entre el nacimiento y determinadas edades exactas x .

Información necesaria para el desarrollo del método

La información proporcionada por el censo de población o a través de una encuesta consiste en:

1. Distribución de las mujeres que declararon, hijos nacidos vivos tenidos y los hijos sobrevivientes al momento de la entrevista, agrupados en intervalos quinquenales de edades a partir de los 15 años; $N_{x,x+4}^f$ para $x = 15, 20, 25, 30, \dots 60$.
2. Total de hijos nacidos vivos tenidos por las mujeres de cada uno de los grupos de mujeres, clasificadas conforme al punto 1. Se denominarán $B_{(x,x-n)}$.

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

2/ Brass, W. y Coale, A., The Demography of Tropical Africa, Princeton, University Press, 1968, reproducido en Métodos de Análisis y Estimación CELADE, Serie D. No. 63, 1970.

3. Total de hijos sobrevivientes declarados por las mujeres que informaron hijos nacidos vivos, clasificados por grupos de edades de las mujeres. Se denominará a éstos $S_{(x,x+4)}$. Como complemento llamaremos $D_{(x,x+4)}$ al total de hijos fallecidos de mujeres que declararon hijos nacidos vivos. Deberá cumplirse que:

$$B_{(x,x+4)} = S_{(x,x+4)} + D_{(x,x+4)}$$

En todos los casos ya sea para las mujeres, nacimientos, sobrevivientes e hijos fallecidos, las edades $(x,x+4)$ se refieren a grupos de edades de las mujeres.

Se puede calcular inmediatamente la proporción de hijos fallecidos del total de hijos nacidos vivos tenidos de cada grupo de mujeres en los intervalos quinquenales definidos anteriormente, es decir:

$$Q_{(x,x+n)} = \frac{D_{(x,x+n)}}{B_{(x,x+n)}} = 1 - \frac{S_{(x,x+n)}}{B_{(x,x+n)}}$$

Lo fundamental del método y que fue mostrado por Brass es que, cuando se cumplen determinadas condiciones, las proporciones de fallecidos que resultan se aproximan suficientemente a estimaciones de probabilidades de muerte en la siguiente forma:

$$Q_{(15-19)} \approx 1^q_0 ; \quad Q_{(20-24)} \approx 2^q_0$$

$$Q_{(25-29)} \approx 3^q_0 ; \quad Q_{(30-34)} \approx 5^q_0$$

...

$$Q_{(60-64)} \approx 35^q_0$$

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 la estructura de los modelos en el cálculo de las tablas que se emplean para obtener las estimaciones.
- e) Se espera además, que la declaración de la edad sea correcta y que no haya omisión diferencial de hijos nacidos y/o fallecidos.

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

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, número medio de hijos nacidos vivos por mujer, 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.

La aplicación del método en países en desarrollo donde la información recogida en los censos o encuestas siempre está afectada por errores de diversa índole, fundamentalmente los asociados a mujeres de mayor edad, no son del todo satisfactorios. En general se acepta que las mejores estimaciones de mortalidad se consiguen con la información suministrada por las mujeres de 15 a 34 años que, permiten derivar estimaciones sobre probabilidades de morir desde el nacimiento y las edades 1, 2, 3 y 5 respectivamente.

Brass calculó una serie de coeficientes (k_i) que permiten transformar las proporciones observadas $Q_{(x,x+n)}$, en los respectivos valores de ${}_a q_0$, mediante relaciones de la forma

$${}_a q_0 = K_i \cdot Q_{(x,x+n)}$$

El autor obtuvo estos coeficientes utilizando determinados modelos de fecundidad y de mortalidad. El primero es un polinomio, que en función de la edad en que se inicia el proceso de procreación y el segundo es el modelo del propio Brass, llamado "stándar general", (cuadro 17).

Se presenta a continuación en el cuadro 16 la información y los resultados obtenidos con la información recogida en el caso de Nicaragua del año 1971.

Cuadro 16

NICARAGUA: ESTIMACION DE LAS PROBABILIDADES DE MORIR ENTRE EL NACIMIENTO Y LAS EDADES EXACTAS $x = 1, 2, 3$ Y 5 AÑOS. TOTAL DEL PAIS, CENSO 1971.
(Método de Brass)

Edad de la mujer $x, x+4$	Intervalo de edad i	Mujeres con declaración $N_{x, x+4}^f$ (1)	Hijos nacidos vivos $B(x, x+4)$ (2)	Hijos sobrevivientes $S(x, x+4)$ (3)	Paridez media P_i (4) = $\frac{(2)}{(1)}$
15 - 19	1	77 090	27 344	23 514	0,35470
20 - 24	2	71 478	133 754	113 266	1,87126
25 - 29	3	61 508	225 431	188 749	3,66507
30 - 34	4	46 831	246 634	202 748	5,26647

Proporción de hijos fallecidos $Q_{(x, x+n)}$ (5) = $1 - \frac{(3)}{(2)}$	Multiplificador $K_i^{a/}$ (6)	Edad del hijo a (7)	Probabilidad de morir a^{q_0} (8) = (5)(6)	
15 - 19	0,14007	0,9546	1	0,13371
20 - 24	0,15318	0,9977	2	0,15283
25 - 29	0,16272	0,9867	3	0,16056
30 - 34	0,17794	0,9956	5	0,17716

$a/$ Obtenidos por interpolación en el cuadro 17, en base a un factor $P_2 / P_3 = 0,51057$.

Los pasos necesarios para la derivación de las probabilidades de morir son las siguientes:

- a) Derivación de la paridez media de cada uno de los grupos de mujeres, que se define como:

$$P_i = \frac{B(x, x+4)}{N_{x, x+4}^f}$$

resultados que aparecen en la columna (4) del cuadro 16.

- b) Selección de los coeficientes K_i a utilizar en el caso específico. Estos coeficientes varían con la localización en la edad de la distribución de la fecundidad. Por ello los K_i se seleccionan mediante los valores de \bar{m} (edad media de la fecundidad) o mediante el cociente de la paridez media de las mujeres del grupo 20-24 y las del grupo 25-29 es decir (P_2/P_3) , factor que se considera un indicador satisfactorio de dicha localización. En el ejemplo del ejercicio que nos ocupa este factor es:

$$\frac{P_2}{P_3} = 1,87126/3,66507 = 0,51057$$

Con base en esta constante, se determinan en la tabla de Brass los coeficientes K_i que corresponden a cada grupo de edad mujeres. Esto se hace interpolando en las columnas que correspondan en cada caso, hasta la edad 30-34. Para las edades avanzadas, la interpolación se debe realizar en base a la edad media de la fecundidad \bar{m} .

- c) Las estimaciones de ${}_a q_0$, se obtienen mediante el producto de las proporciones de fallecidos, observadas y los anteriores coeficientes, es decir:

$$i = k_i \cdot Q_{(x,x+n)}$$

Nº: 10428.00

Nº: 10428.00


Autor: Rinión, Manuel

Título: MORTALIDAD I C.2

cen en la columna (8) del cuadro 16.

niveles de mortalidad que así se derivan, se a la información y el carácter retrospectivo nte y no al momento de realización del censo l se acepta que en promedio las estimaciones nto de aproximadamente 5 años antes de la información de Nicaragua en el censo de 1971 , rse a los años 1966-1967.

is de Nicaragua, país que no cuenta con esta ntos y muertes permite estimaciones de mor-coherentes. Las estimaciones que se deri- ndicadores aproximados del nivel de la mor- hay duda que por este método se ha podido situación de la mortalidad en la niñez tem- dísticas vitales no pueden proporcionar ac-

VENCE	NOMBRE	FIRMA
8/10/71	J.M. GUZMAN	

B. El método de Sullivan

Tomando como punto de partida el método de Brass y apoyado en los mis- mos supuestos de éste, Sullivan ^{1/}, obtuvo los coeficientes necesarios k_i ,

^{1/} Sullivan, J.M., Models for the Estimation of the Probability of Dying Between Birth and Exact Ages of Early Childhood, Population Studies, Vol. 26, No. 1, March, 1972.

que transforma las proporciones de hijos fallecidos, mediante un modelo de regresión lineal asociado a la paridez media de las mujeres del grupo 20-24 y 25-29, esto es:

$$k_i = \frac{a^{q_0}}{Q_{(x, x+n)}} = A_i + B_i \left(\frac{P_2}{P_3} \right)$$

Para la derivación del modelo se basó en un conjunto de tablas empíricas de fecundidad y en las tablas modelo de mortalidad de Coale-Demeny^{1/}

Sullivan derivó juegos de valores de A_i y B_i para las cuatro familias de tablas modelo de mortalidad de Coale-Demeny, a partir de los cuales es posible derivar los juegos de coeficientes K_i en condiciones variadas de mortalidad y fecundidad. En el cuadro 18 se presentan los coeficientes que determinó Sullivan para los cuatro modelos de mortalidad de Coale y Demeny.

Los modelos de mortalidad que mejor se asocian a los patrones de mortalidad de los países latinoamericanos es el del Modelo Oeste. En este caso también se utilizaron los coeficientes que se derivaron para ese modelo.

Las estimaciones de mortalidad que se obtienen por el método de Brass y con la variante propuesta por Sullivan, dan en la práctica resultados muy cercanos los unos a los otros. La principal ventaja que se tiene con la metodología de Sullivan, es que, por una parte es más sencilla en su uso y por otra, ligeramente más flexible en su aplicabilidad. Adicionalmente se tiene que la información derivada de las mujeres de 15-19 años resulta de dudosa calidad.

^{1/} Coale, A.J. y Demeny, P., Regional Model Life Tables and Stable Populations, Princeton, New Jersey, 1966.

Cuadro 17

FACTORES DE MULTIPLICACION PARA ESTIMAR LAS PROBABILIDADES DE MORIR ENTRE EL NACIMIENTO Y LA EDAD a , $q(a)$, POR GRUPOS QUINQUENALES DE EDADES DE LA MADRE

Edad de las mujeres	Medida de 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., Methods for Estimating Fertility and Mortality from Limited and Defective Data. The Carolina Population Center, October 1975.

Cuadro 18

COEFICIENTES DE SULLIVAN (A_1, B_1) PARA LA DERIVACION DE LOS COEFICIENTES K_1
DEL METODO DE BRASS PARA LOS CUATRO MODELOS DE MORTALIDAD DE COALE-DEMENY

Edad de la mujer	Intervalo de edad	Coeficientes			
		O e s t e		N o r t e	
		A	B	A	B
15 - 19	1	-	-	-	-
20 - 24	2	1,30	-0,54	1,30	-0,63
25 - 29	3	1,17	-0,40	1,17	-0,50
30 - 34	4	1,13	-0,33	1,15	-0,42
		E s t e		S u r	
15 - 19	1	-	-	-	-
20 - 24	2	1,26	-0,44	1,33	-0,61
25 - 29	3	1,14	-0,33	1,20	-0,44
30 - 34	4	1,11	-0,26	1,14	-0,32

Fuente: Sullivan, J., Models for the Estimation of Probability of Dying between Birth and Exact Ages of Early Childhood. Table 3. Population Studies. Volumen 26, Number 1, March 1972.

El modelo de Brass, opera con un conjunto fijo de coeficientes k_i , con la variante de Sullivan es posible utilizar diferentes modelos de mortalidad, situación que evidentemente permite un mayor refinamiento en las estimaciones. Para el caso de Nicaragua en el ejemplo que se viene utilizando, apoyados en los coeficientes de Sullivan los resultados son los que se dan en el cuadro 19.

Cuadro 19

NICARAGUA: ESTIMACION DE LA PROBABILIDAD DE MORIR ENTRE EL NACIMIENTO Y LAS EDADES EXACTAS $x=2,3$ y 5 AÑOS. TOTAL DEL PAIS, CENSO DE 1971.
(Método de Sullivan)

Edad de la mujer $x, x-n$	Intervalo de edad i	Proporción de hijos fallecidos $Q_{x, x+n}$	Coeficientes		k_i	Edad del hijo a	Probabilidad de morir a^{q_0}
			A	B			
15 - 19	1						
20 - 24	2	0,15318	1,30	-0,54	1,02429	2	0,15690
25 - 29	3	0,16272	1,17	-0,40	0,96577	3	0,15715
30 - 34	5	0,17794	1,13	-0,33	0,96151	5	0,17109

$$k_i = A_i + B_i \left(\frac{P_2}{P_3} \right); \quad P_2/P_3 = 0,51057$$

Corrección de las estimaciones de Brass y Sullivan

Teniendo en cuenta que la metodología propuesta se busca aplicarla a poblaciones con estadísticas deficientes y que por lo mismo es corriente que la información recogida en los censos de población y en encuestas, está afectada por errores fundamentales como son omisiones diferenciales, mala declaración de la edad, errores de muestreo en el caso de encuestas, cuando se hacen las estimaciones no siempre los resultados muestran tendencias aceptables. Así es posible que las proporciones de hijos fallecidos, que debían mostrar una tendencia creciente con la edad de las mujeres, muestren tendencias irregulares.

Bajo esta circunstancia y cualquiera sea el conjunto de coeficientes que se usen para transformar estas proporciones en las correspondientes probabilidades de muerte, las irregularidades se reflejan en las estimaciones de las ${}_xq_0$ que suponen una tendencia creciente a medida que la edad del niño aumenta. En estos casos, es necesario corregir la tendencia de estas estimaciones, corrección que es posible a partir de los propios modelos de mortalidad de Coale y Demeny, previo ajuste a un nivel medio de mortalidad.

Otro aspecto que cabe mencionar es que el método de Sullivan no permite derivar estimaciones directas de la mortalidad infantil (los ${}_1q_0$) y las que pueden obtenerse por el método de Brass es poco confiable, por múltiples causas que el propio autor ha señalado; entre otras "primero, en una encuesta de muestreo, o en un censo de una pequeña población, el número total de niños muertos para esta edad probablemente sea pequeño y esté sujeto a una gran variabilidad de muestreo. Segundo, en algunas poblaciones (si es que no en todas), la mortalidad infantil entre los hijos nacidos de madres muy jóvenes no es representativa de la mortalidad infantil general ^{1/}. En relación al método de Sullivan se menciona que los valores de P_2/P_3 , reflejan la fecundidad de mujeres menores de 30 años, en tanto P_1/P_2 , sólo reflejan la fecundidad de mujeres menores de 25 años. Así el factor P_2/P_3 propuesto por Sullivan es más sensible a la variación de la fecundidad en mujeres de mayor edad. Por otra parte, Sullivan encontró que en casi todos los casos los factores P_2/P_3 proporcionaban correlaciones más elevadas con los cocientes ${}_a q_0/Q(x, x-n)$, que las correlaciones que se logran con los factores P_1/P_2 .

^{1/} Brass, W., "Métodos para estimar...", op.cit., pág. 40.

Los mayores errores que pueden estar presentes en la aplicación de esta metodología se encuentran asociados en realidad a la naturaleza de los datos utilizados, así se puede mencionar:

- Problemas de selección. Las madres sobrevivientes de las que se obtiene la información sobre los hijos nacidos y sobrevivientes, podría ser un grupo sesgado en la medida que los hijos de madres muertas tendrían también una mortalidad mayor que los hijos de madres vivas al momento de la entrevista. El efecto de este tipo de error, podría distorsionar las estimaciones que se hagan en el sentido de conducir a una subestimación del nivel de mortalidad.
- Omisión de niños muertos. Es un hecho conocido la tendencia a omitir en la declaración de niños tenidos por las madres. Es probable que esta omisión esté asociada a la no declaración de niños nacidos vivos que han fallecido, fundamentalmente cuando éstos mueren muy poco tiempo después de haber nacido y, de otra parte cuando se trata de mujeres con edades superiores a los 35 o 40 años. El efecto sin embargo no parece distorsionar en mayor medida el patrón de mortalidad por edad.
- Cambios en la mortalidad. Cuando se trata de mujeres en las edades más avanzadas del grupo reproductivo, 35 años y más, por ejemplo, los hijos muertos declarados por estas mujeres corresponden a muertes ocurridas a lo largo del primer o segundo año de vida. Estas mujeres habrán tenido la mayoría de sus hijos unos diez años antes. Los niveles de mortalidad que se estimen por este método corresponderían así a una fecha del pasado y no del presente.
- Finalmente un factor de error adicional puede ser que, entre la declaración de hijos nacidos vivos y fallecidos, se incluyan algunos mortinatos (hijos nacidos muertos). Si esto ocurriera contribuiría a una sobreestimación de la mortalidad estimada.

C. La variante de Trussell

Trussell ^{1/}, presenta otra alternativa para derivar las estimaciones de mortalidad infantil y juvenil, incorporando modelos de fecundidad menos rígidos. Según Trussell, la forma de derivación de los coeficientes K_i no sería la más adecuada. El modelo de Brass no refleja muy bien la fecundidad y en el caso de Sullivan no toma en consideración la fecundidad temprana.

Apoyado en un modelo de fecundidad que él considera más flexible y las cuatro familias de tablas de mortalidad de Coale y Demeny, construyó un nuevo modelo para determinar los valores de K_i , utilizando ecuaciones de regresión. Trussell observó que las estimaciones de K_i , necesarias para calcular los $q(a)$, resultan más adecuadas si se calculan con una ecuación de regresión que incorpora ambas relaciones, la usada por Brass y la usada por Sullivan, esto es:

$$K_i = A(P_1/P_2) + B \cdot (P_2/P_3) + C \ln (P_1/P_2) + D \cdot \ln (P_2/P_3) + E$$

El autor derivó en cada caso los valores de los coeficientes A, B, C, D y E, los que aparecen en los cuadros 21 y 22.

En el cuadro 20, se presenta la estimación de los valores de $q(a)$, para la población de Nicaragua conforme al censo de 1971.

^{1/} Trussell, James T., "A Re-estimation of the Multiplying Factors for the Brass Technique for Determining Childhood Survivorship Rates", en Population Studies, Vol. 29, No. 1, March, 1975.

Cuadro 20

NICARAGUA: ESTIMACIONES DE LAS PROBABILIDADES DE MORIR ENTRE EL NACIMIENTO Y LAS EDADES EXACTAS
 X = 1, 2, 3, 5 AÑOS. TOTAL DEL PAIS. CENSO DE 1971

Grupos de edades	Intervalo de edad	Proporción de hijos fallecidos $Q_{x,x+n}$	Coeficientes de Trussell ^{a/}					K_i	Edad del hijo	Probabilidad de morir a^q_0
			A	B	C	D	E			
15 - 19	1	0,14007	-0,3948	0,4138	-0,0944	-0,0572	0,6615	0,9934	1	0,13915
20 - 24	2	0,15318	-0,1340	-0,0994	-0,0549	-0,0234	0,9948	1,0257	2	0,15712
25 - 29	3	0,16272	-0,0778	-0,0637	0,0212	-0,1592	0,9571	0,9818	3	0,15976
30 - 34	4	0,17794	-0,1430	0,0234	0,0690	-0,2378	0,9558	0,9857	5	0,17540
	$P_1/P_2 =$	0,18955								
	$P_2/P_3 =$	0,51057								

^{a/} En esta oportunidad se utilizaron los coeficientes con fecundidad temprana y del modelo Oeste.

Cuadro 21

FECUNDIDAD TEMPRANA. COEFICIENTES DE REGRESION
 PARA ESTIMAR LOS MULTIPLICADORES
 $K_1 = A(P_1/P_2) + B(P_2/P_3) + C \log_e (P_1/P_2) + D \log_e (P_2/P_3) + E$

Modalidad de mortalidad	K_1	A	B	C	D	E
Norte	1	-0,4524	0,4881	-0,1065	-0,0708	0,5746
	2	-0,1889	-0,0957	-0,0656	-0,0293	0,9309
	3	-0,1052	-0,0832	0,0223	-0,1926	0,9809
	4	-0,1746	0,0480	0,0877	-0,3184	0,8992
	5	-0,2339	0,1034	0,1212	-0,3679	0,9583
	6	-0,2010	0,0229	0,1139	-0,3060	1,0087
	7	-0,1191	-0,1084	0,0881	-0,2058	1,0702
Sur	1	-0,4027	0,4611	-0,1160	-0,0589	0,5403
	2	-0,1215	-0,1085	-0,0669	-0,0314	0,9667
	3	-0,0750	-0,0408	0,0245	-0,1938	0,9413
	4	-0,1512	0,0767	0,0759	-0,2733	0,9301
	5	-0,1814	0,0779	0,0911	-0,2698	0,9773
	6	-0,1355	-0,0322	0,0806	-0,2022	1,0321
	7	-0,0687	-0,1433	0,0640	-0,1343	1,0839
Este	1	-0,3552	0,3344	-0,0675	-0,0512	0,7591
	2	-0,1208	-0,0911	-0,0427	-0,0147	1,0201
	3	-0,0581	-0,0707	0,0173	-0,1244	0,9831
	4	-0,1056	0,0129	0,0563	-0,1921	0,9677
	5	-0,1345	0,0192	0,0719	-0,2026	1,0058
	6	-0,1062	-0,0636	0,0680	-0,1618	1,0469
	7	-0,0594	-0,1515	0,0583	-0,1170	1,0886
Oeste	1	-0,3948	0,4138	-0,0944	-0,0572	0,6615
	2	-0,1340	-0,0994	-0,0549	-0,0234	0,9948
	3	-0,0778	-0,0637	0,0212	-0,1592	0,9571
	4	-0,1430	0,0234	0,0690	-0,2378	0,9558
	5	-0,1716	0,0120	0,0890	-0,2503	1,0043
	6	-0,1395	-0,0346	0,0383	-0,2125	1,0573
	7	-0,0907	-0,1766	0,0798	-0,1693	1,1022

Fuente: Trussell, T.J., *op.cit.*, pág. 105.

Cuadro 22

FECUNDIDAD INTERMEDIA. COEFICIENTES DE REGRESION
PARA ESTIMAR LOS MULTIPLICADORES

$$K_i = A(P_1/P_2) + B(P_2/P_3) + C \log_e(P_1/P_2) + D \log_e(P_2/P_3) + E$$

Modelo de mortalidad	K_i	A	B	C	D	E_i
Norte	1	-1,1448	0,5986	-0,0109	-0,1393	0,7680
	2	-0,3615	-0,0509	-0,0363	-0,0645	0,9674
	3	-0,0508	-0,1467	0,0109	-0,1565	0,9281
	4	0,0666	-0,1683	0,0300	-0,1739	0,9623
	5	0,1295	-0,2133	0,0342	-0,1529	1,0477
	6	0,1518	-0,2667	0,0288	-0,1041	1,0807
	7	0,1518	-0,3035	0,0215	-0,0602	1,1027
Sur	1	-1,1099	0,5919	-0,0210	-0,1313	0,7219
	2	-0,2920	-0,0532	-0,0377	-0,0712	0,9938
	3	-0,0170	-0,0996	0,0120	-0,1584	0,9630
	4	0,0570	-0,1069	0,0257	-0,1482	0,9832
	5	0,0924	-0,1549	0,0252	-0,1098	1,0398
	6	0,1126	-0,2216	0,0200	-0,0650	1,0708
	7	0,1247	-0,2663	0,0155	-0,0356	1,0934
Este	1	-0,3952	0,4467	0,0086	-0,1171	0,8931
	2	-0,2343	-0,0601	-0,0234	-0,0334	1,0429
	3	-0,0148	-0,1120	0,0082	-0,0996	0,9973
	4	0,0500	-0,1172	0,0138	-0,1019	1,0016
	5	0,0806	-0,1539	0,0193	-0,0806	1,0469
	6	0,1013	-0,2123	0,0163	-0,0503	1,0713
	7	0,1156	-0,2563	0,0141	-0,0293	1,0913
Oeste	1	-1,0394	0,5379	-0,0060	-0,1290	0,8237
	2	-0,2772	-0,0573	-0,0305	-0,0548	1,0211
	3	-0,0249	-0,1153	0,0101	-0,1285	0,9754
	4	0,0480	-0,1362	0,0232	-0,1273	0,9975
	5	0,0949	-0,2016	0,0246	-0,0996	1,0545
	6	0,1307	-0,2812	0,0221	-0,0668	1,0916
	7	0,1510	-0,3323	0,0194	-0,0456	1,1159

Fuente: Trussell, T.J., *op.cit.*, pág. 102.

PROGRAMA EN H.P. 25 PARA ESTIMAR LOS COEFICIENTES K_i DE TROUSSELL

01	f : x ≠ y	FUNCIONAMIENTO
02	RCLO	INCORPORAR
03	f : ln	$P_1/P_2 \rightarrow$ STO 0
04	X	$P_2/P_3 \rightarrow$ STO 1
05	$\sum +$	
06	↓	
07	RCL1	A \rightarrow ENTER
08	X	B \rightarrow ENTER
09	$\sum +$	C \rightarrow R / S
10	↓	D \rightarrow ENTER
11	RCLO	E \rightarrow R / S
12	X	APARECE EN PANTALLA LOS K_i
13	$\sum +$	
14	R / S	BORRAR LA MEMORIA 7
15	g : x ≠ 0	
16	$\sum +$	
17	↓	
18	RCL1	
19	f : ln	
20	X	
21	$\sum +$	
22	RCL7	
23	GOTO.00	
24		
25		

Estimación de la mortalidad a partir de la distribución por edad de las muertes. 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 población ^{1/}. 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 población ^{2/}.

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, la primera que permite estimar la tasa media anual de crecimiento natural y un factor de corrección, la segunda que permite derivar la tasa de crecimiento y una tasa bruta de mortalidad.

La información requerida, consiste en las defunciones por grupos de edades y la distribución por edad de la población. No es necesario que las distribuciones de las muertes y de la población correspondan a un mismo momento, pero es conveniente que correspondan a períodos próximos.

1/ Carrier, N.H.A., 'A note on the Estimation of Mortality and Other Population Characteristics Given Deaths by Age'. In Population Studies, 12, 1958.

2/ Brass, W., Cuatro lecciones de William Brass, CELADE, Serie D. No. 91, Santiago, Chile, 1977.

El método se desarrolla a partir de dos relaciones que se cumplen en una población estable:

$$N(x) = B e^{-\rho x} p(x), \text{ donde}$$

$$N(x) = \text{número de personas de edad exacta } x$$

$$B = \text{número de nacimientos anuales}$$

$$D_{x+} = \int_x^{\omega} N(x) \mu(x) dx, \text{ donde}$$

$$D_{x+} = \text{defunciones de personas de edad igual o mayor a } x$$

$$\mu(x) = -1/p(x) p'(x)$$

Reemplazando el valor de $N(x)$ dado, se obtiene:

$$D_{x+} = \int_x^{\omega} B e^{-\rho x} p'(x) dx$$

al integrar por partes, resulta:

$$D_{(x+)} = -B e^{-\rho x} p(x) \Big|_x^{\omega} - \rho \int_x^{\omega} B e^{-\rho x} p(x) dx$$

por definición $p(\omega) = 0$; además, se tiene que:

$$N_{x+} = \int_x^{\omega} B e^{-\rho x} p(x)$$

o sea la población acumulada de edad \underline{x} y más. (Número de personas de edad igual o mayor a \underline{x}).

De donde resulta que:

$$D_{x+} = N(x) - \rho N_{x+}$$

ecuación fundamental del método, y que se escribe usualmente en la forma:

$$N(x) = \rho N_{x+} + D_{x+}$$

Al dividirla por la población de edad \underline{x} y más, esto es, por N_{x+} , se obtiene:

$$\frac{N(x)}{N_{x+}} = \rho + \frac{D_{x+}}{N_{x+}}$$

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 \underline{x} , $N(x)/N_{x+}$ y, una tasa bruta de mortalidad parcial para la población de edad \underline{x} y más.

$$D_{x+} / N_{x+}$$

se trata de medidas parciales en la medida que considera solamente la población de edad igual o mayor a \underline{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 ρ . En las aplicaciones prácticas sería bien poco frecuente observar en 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 edades registradas. Sin considerar por el momento las edades más avanzadas, cabe esperar en realidad

que se cumpla solamente a partir de cierta edad mínima \underline{z} . Si esto sucede así, y desechando entonces la información referente a las edades inferiores a \underline{z} , puede asumirse que el número correcto de las muertes a edades mayores que \underline{z} , es igual a un factor constante, \underline{f} , independiente de la edad, multiplicado por el número registrado de muertes a edades mayores que \underline{z} .

$$D(x+) = f D_R(x+)$$

donde:

$D(x+)$ = defunciones verdaderas de edad mayor a \underline{x}

$D_R(x+)$ = defunciones registradas de edad mayor a \underline{x}

f = factor de corrección de la omisión de las defunciones a edades mayores que \underline{x}

En aplicaciones con información de poblaciones reales la ecuación toma la forma:

$$\frac{N(x)}{N(x+)} = r + f \frac{D_R(x+)}{N(x+)}$$

donde se ha sustituido la tasa intrínseca de crecimiento, ρ , de la población estable, por la tasa media anual de crecimiento natural, \underline{r} , de la población real.

Para que la ecuación sea válida, es necesario que, a partir de la edad \underline{z} , la omisión en las defunciones es 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 \underline{z} , los puntos graficados presentan una tendencia aproximadamente lineal y, \underline{f} será el valor de la pendiente de la recta estimada.

La determinación de la edad mínima \underline{z} , se obtiene del siguiente modo:

- se desecha la información de las primeras edades, digamos hasta \underline{c} 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 es que la hay; a ese punto corresponde la edad mínima \underline{z} .

Por supuesto, todo el desarrollo anterior debe ser respaldado por los resultados obtenidos; si una vez desechada la información de las edades menores a \underline{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 por edad y las defunciones por edad del año 1963 de Costa Rica. 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, 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:

$$N(x) = \frac{N_{x-5, x-1} + N_{x, x+4}}{10}$$

Es decir un décimo de la suma de dos grupos adyacentes.

En el cuadro 23, se hacen los cálculos para conseguir los pares de valores de densidades de población parcial y las tasas brutas parciales de mortalidad a partir de los 5 años. En el gráfico 3, se ha representado dicha información.

Se consigue una nube de puntos con una tendencia más o menos definida aunque con irregularidades en las últimas edades. Se calculó además las tasas parciales de crecimiento natural y se representaron en el gráfico 4. 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.

Cuadro 23

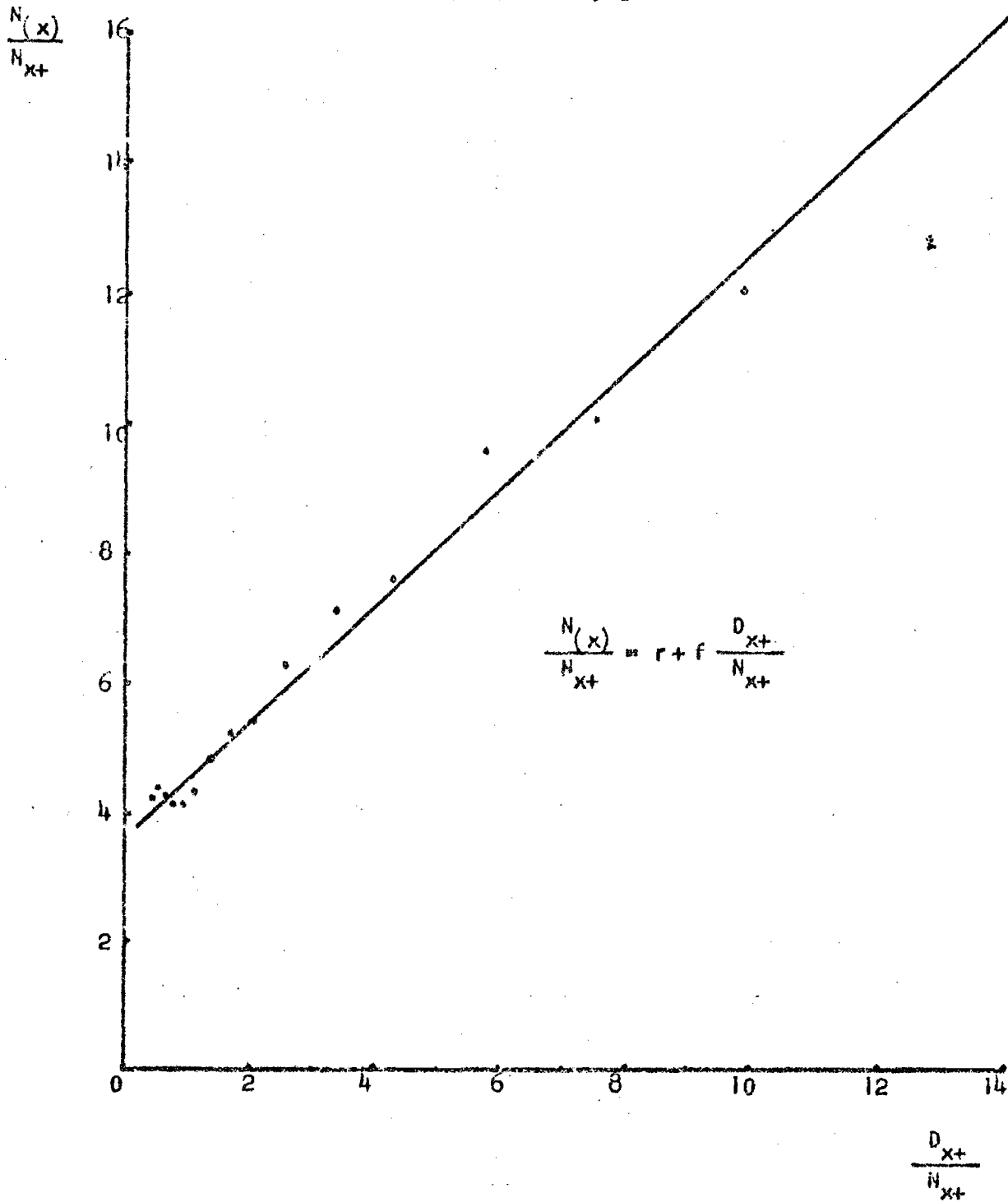
COSTA RICA: ESTIMACION DE LA TASA DE CRECIMIENTO (r) Y EL FACTOR DE CORRECCION DE LAS DEFUNCIONES (f)
 MEDIANTE EL METODO DE BRASS DE LA ESTRUCTURA POR EDAD DE LAS DEFUNCIONES, MUJERES. 1963

Grupos de edades	Población censada 1963 <u>a/</u>	Defunciones registradas <u>b/</u>				N_{x+}	$N(x)$	D_{x+}	$\frac{N(x)}{N_{x+}}$	$\frac{D_{x+}}{N_{x+}}$	$r(x)$
		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	.04222	.00467	.03755
10 - 14	84 525	54	55	61	57	437 410	19 165	2 400	.04381	.00549	.03832
15 - 19	66 109	43	61	64	56	352 885	15 063	2 343	.04269	.00664	.03605
20 - 24	53 017	77	63	63	68	286 776	11 913	2 287	.04154	.00797	.03357
25 - 29	43 596	67	80	71	73	233 759	9 661	2 219	.04133	.00949	.03184
30 - 34	38 667	93	83	68	81	190 163	8 226	2 146	.04326	.01129	.03197
35 - 39	34 301	95	88	112	98	151 496	7 297	2 065	.04817	.01363	.03454
40 - 44	26 710	101	100	105	102	117 195	6 101	1 967	.05206	.01678	.03528
45 - 49	22 503	112	119	128	120	90 485	4 921	1 865	.05438	.02061	.03377
50 - 54	20 514	147	124	149	140	67 982	4 302	1 745	.06328	.02567	.03761
55 - 59	13 337	136	139	152	142	47 468	3 385	1 605	.07131	.03381	.03750
60 - 64	12 643	195	234	239	223	34 131	2 598	1 463	.07612	.04286	.03326
65 - 69	7 853	209	203	226	213	21 488	2 050	1 240	.09540	.05771	.03769
70 - 74	5 800	225	280	258	254	13 635	1 365	1 027	.10011	.07532	.02479
75 - 79	3 658	220	256	239	238	7 835	946	773	.12074	.09866	.02208
80 - 84	2 327	203	235	253	230	4 177	599	535	.14340	.12808	.01532
85 y +	1 850	237	311	366	305	1 850	(418)	305	-	-	-

a/ Dirección General de Estadística y Censos. Censos Nacionales. Población 1963.

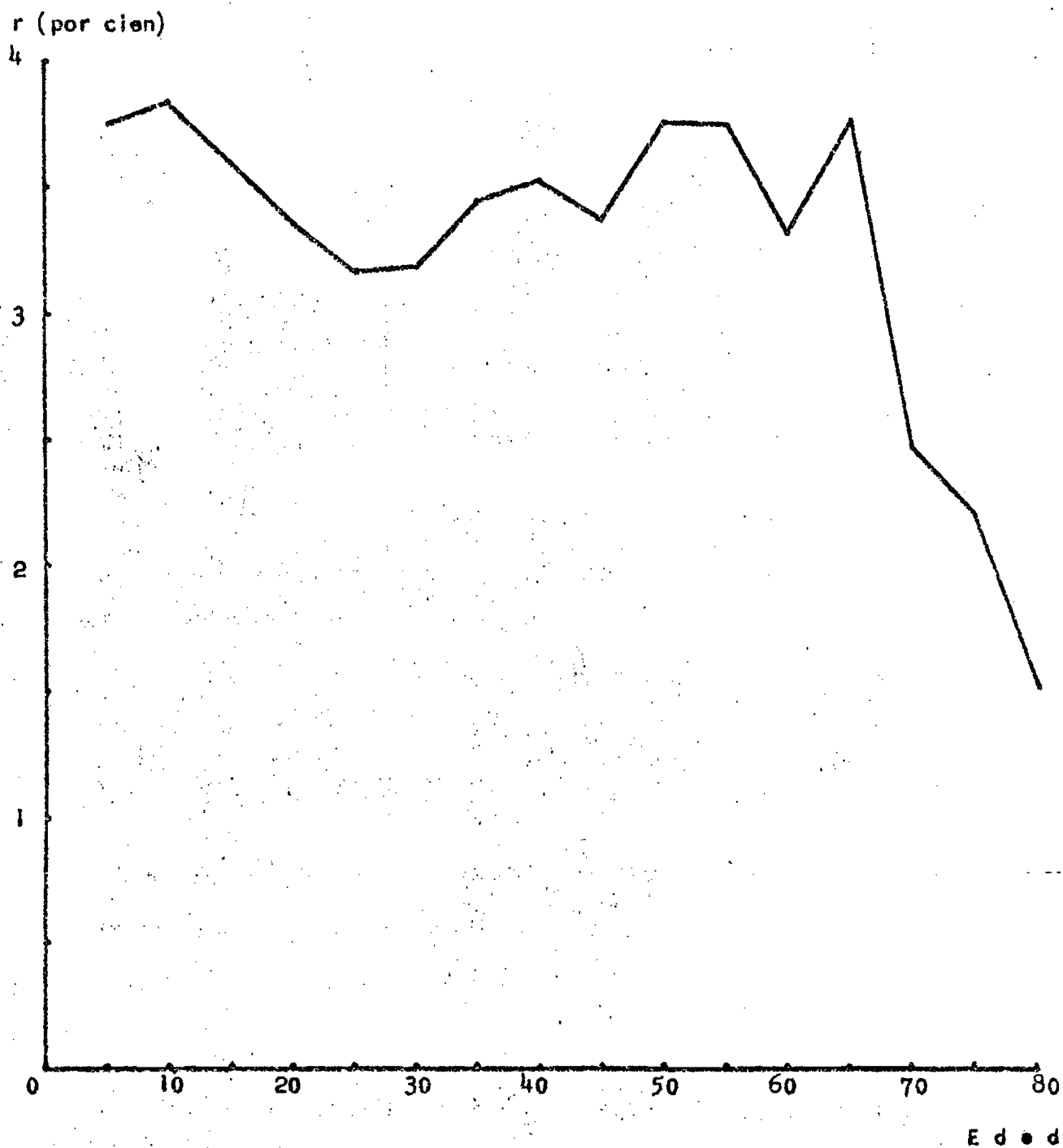
b/ Dirección General de Estadística y Censos. Estadística Vital. 1962-1964.

Gráfico 3. COSTA RICA: MÉTODO DE BRASS. DISTRIBUCION POR EDAD DE LAS MUERTES
ESTIMACION DE r Y f , 1963. MUJERES



Fuente: Cuadro 23.

Gráfico 4

COSTA RICA: VALORES DE $r(x) \cdot 100$. METODO DE BRASS, 1963, MUJERES.

Fuente: Cuadro 23.

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 y para ello se recurrió al método de Wald. Con el objeto de eliminar el efecto distorsionador que provocan los puntos fuera de la tendencia, los ajustes de la curva se efectuaron eliminando uno o más de los puntos erróneos. En el cuadro 24 aparecen los valores de \underline{r} y \underline{f} , para los casos de ajuste de la línea de regresión con todos los puntos y hasta la conseguida eliminando 6 puntos.

Cuadro 24

COSTA RICA: DISTRIBUCION POR EDAD DE LAS MUERTES. ESTIMACIÓN DE \underline{f} Y \underline{r}
AJUSTE DE WALD. MUJERES, 1963

Número de puntos eliminados	\bar{x}_1	\bar{x}_2	\bar{y}_1	\bar{y}_2	$\bar{x}_2 - \bar{x}_1$	$\bar{y}_2 - \bar{y}_1$	$f = \frac{\bar{y}_2 - \bar{y}_1}{\bar{x}_2 - \bar{x}_1}$	$r = \frac{\bar{y}_i - f\bar{x}_i}{\bar{y}_i - f\bar{x}_i}$
0	.00949	.06034	.04438	.09059	.05085	.04621	.9088	.03576
- <i>últ</i> 1	.00845	.05066	.04329	.08305	.04221	.03976	.9420	.03533
- 2 " "	.00845	.03897	.04329	.07324	.03052	.02995	.9823	.03500
3	.00759	.03291	.04247	.06876	.02532	.02629	1.0383*	.03459*
4	.00759	.02556	.04247	.06089	.01797	.01842	1.0250	.03469
5	.00685	.02210	.04232	.05784	.01525	.01552	1.0177	.03535
6	.00685	.01760	.04232	.05223	.01075	.00991	.9219	.03601

* Valor seleccionado.

De la información del cuadro se tiene que:

-los valores de \underline{f} aumentan sistemáticamente hasta alcanzar un máximo en el momento en que se eliminan 3 puntos. A partir de ese momento el valor de \underline{f} , vuelve a descender en forma continua.

-en cuanto a los valores de r , éstos son más elevados cuando se utilizan todos los puntos y descende hasta alcanzar un mínimo nuevamente cuando se han eliminado 3 puntos. Después de este momento la tasa vuelve a incrementarse en forma permanente.

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 de regresión 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 calcularía como el cociente $(1 - f)/f$. Mediante este factor de corrección se puede proceder a corregir las defunciones, o en su defecto las tasas de mortalidad por edad para calcular una tabla de vida y derivar entonces 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 población, es decir por N , se llega a:

$$\frac{N(x)}{N} = p \frac{N_{x+}}{N} + \frac{D_{x+}}{N}$$

pero por otro lado,

$$\frac{D_{x+}}{N} = \frac{D_{x+}}{D} \cdot \frac{D}{N} = \frac{D_{x+}}{D} \cdot d$$

en la que \underline{D} , representa el total de defunciones en la población y por supuesto, \underline{d} , la tasa bruta de mortalidad. Así, la ecuación se transforma en:

$$\frac{N(x)}{N} = \rho \cdot \frac{N_{x+}}{N} + d \frac{D_{x+}}{D}$$

El primer miembro $N(x)/N$, representa la densidad de distribución de la población a edad exacta x ; N_{x+}/N , es la proporción relativa de personas de edad igual o mayor a \underline{x} , y D_{x+}/D , es la proporción relativa de las defunciones a edad igual o mayor a \underline{x} .

Al dividir por el factor N_{x+}/N , para aislar la tasa de crecimiento se llega a:

$$\frac{N(x)}{N_{x+}} = \rho + d \cdot \frac{D_{x+}}{N_{x+}} \cdot \frac{N}{D}$$

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:

$$\frac{N(x)}{N(x+)} = r + d \frac{D_{x+}}{N_{x+}} \cdot \frac{N}{D}$$

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.

Cuadro 25

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+}	N_{x+} / N	D_{x+} / D	$D_{x+}/D / N_{x+}/N$	$N(x)/N_{x+}$
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

Cuadro 26

COSTA RICA: ESTIMACION DE d Y r . AJUSTE DE WALD. MUJERES, 1963

Número de pun tos eli minados	\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

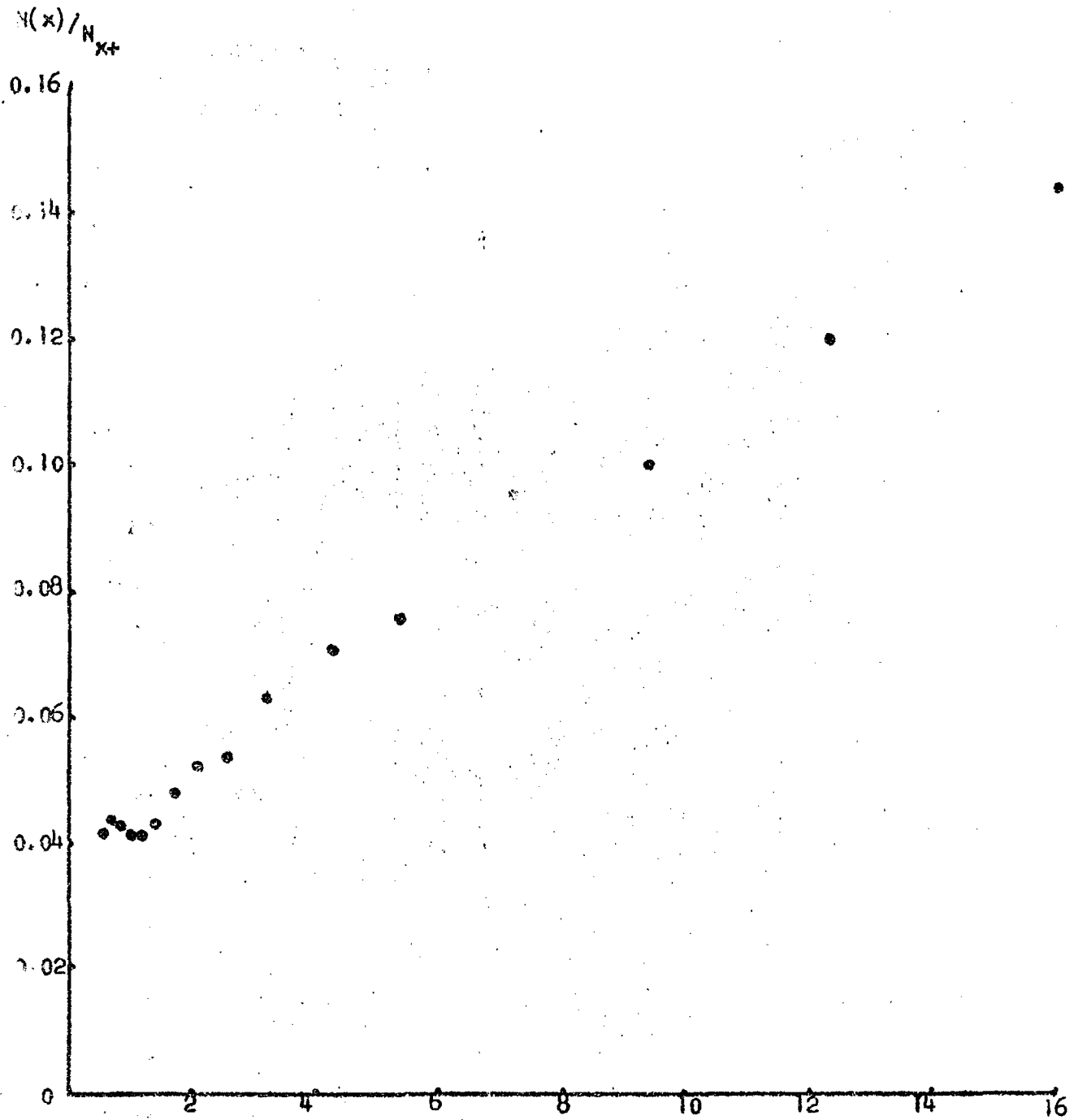
* Valor seleccionado

En el cuadro 27 se presenta una aplicación para la población femenina de Costa Rica hacia 1963. En el gráfico 5 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 una tendencia más errónea (cuadro 26). 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.

Gráfico 5

COSTA RICA: ESTIMACION DE r Y d. MUJERES 1963



Fuente: Cuadro 23.

$$\frac{D_{x+}/D}{N(x)/N_{x+}}$$

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 Z, es la misma proporción que la omisión de las defunciones de edades mayores a Z, lo que en general es poco probable. De cualquier manera el nivel de la tasa es comparable con el valor de 9,07 estimado para el período 1960-1965 en la proyección de población elaborada por la Dirección General de Estadística y Censos y CELADE ^{1/}

^{1/} Dirección General de Estadística y Censos. Evaluación del Censo de 1973 y proyección de la población por sexo y grupos de edades, 1950-2000, junio de 1976.

PROGRAMA EN H.P. 25 PARA EL METODO DE BRASS DE ESTRUCTURA POR EDAD
DE LAS DEFUNCIONES

01	g: x≠0	26	f : PAUSE
02	STO 3	27	f : PAUSE
03	CHS	28	RCL6
04	RCL1	29	RCLO
05	+	30	÷
06	STO5	31	STO1
07	↓	32	f : PAUSE
08	STO2	33	f : PAUSE
09	CHS	34	f : PAUSE
10	RCLO	35	f : PAUSE
11	+	36	RCL7
12	STO4	37	—
13	RCL7	38	RCL3
14	RCL2	39	RCL2
15	+	40	STO7
16	1	41	÷
17	0	42	RCL5
18	÷	43	STO1
19	STO6	44	RCL4
20	RCL1	45	STO0
21	RCLO	46	↓
22	÷	47	↓
23	STO7	48	↓
24	f : PAUSE	49	GOTO 00
25	f ; PAUSE		

PROGRAMA PARA H.P. 25 DE LA SEGUNDA VARIANTE DEL METODO DE BRASS
DE ESTRUCTURA POR EDAD DE LAS MUERTES

01	f : $x \neq y$	Incorporar
02	STO 2	$N \longrightarrow$ STO 0
03	↓	$D \longrightarrow$ STO 1
04	RCL 0	
05	÷	Funcionamiento
06	f : PAUSE	$N_{x+} \longrightarrow$ ENTER
07	f : PAUSE	$D_{x+} \longrightarrow$ R
08	f : PAUSE	
09	f : PAUSE	Resultados:
10	f : PAUSE	
11	STO 3	1) Calcula N_{x+}/N en el paso 5
12	RCL 2	y lo mantiene en pantalla
13	RCL 1	por 5 segundos
14	÷	2) Calcula D_{x+}/D en el paso 14
15	f : PAUSE	y lo mantiene en pantalla
16	f : PAUSE	por 5 seg.
17	f : PAUSE	
18	f : PAUSE	3) Calcula $D_{x+}/D/N_{x+}/D$ y lo
19	f : PAUSE	presenta en pantalla
20	RCL 3	
21	÷	
22	GOTO 00	
23		
24		

Estimación de la mortalidad femenina adulta. Método de orfandad

El método de Brass que se apoya en la información sobre el número de hijos nacidos vivos y de los hijos sobrevivientes, clasificados por grupos de edad de las mujeres, se desarrolló para hacer estimaciones sobre la mortalidad infantil y juvenil de países con estadísticas deficientes pero resulta inapropiada para hacer estimaciones de la mortalidad más allá de los 5 o 10 años.

Apoyándose en las estimaciones sobre la mortalidad infantil y juvenil, podría seleccionarse en un sistema de tablas modelo de mortalidad, un nivel compatible con los valores de $q(a)$, estimados por el método de Brass y, aceptar dicha tabla como representativa de las condiciones de mortalidad de esa población.

Un método alternativo que resulta más adecuado, se apoya más bien en información proporcionada por toda la población, sobre la condición de orfandad, vale decir información derivada de la pregunta, ¿está su madre viva? investigada en un censo de población o una encuesta. Con esto se lograrían estimaciones de la mortalidad femenina adulta; con preguntas similares sobre orfandad paterna o viudez del marido se lograrían las estimaciones para la mortalidad masculina adulta.

Aplicación del método de orfandad

La información básica necesaria para derivar las estimaciones consiste en:

1. La distribución de la población total, por sexo y grupos quinquenales de edad, en el intervalo 15-64.
2. Número de personas que tienen la madre viva, para los mismos grupos de edad usados para la población.

El supuesto fundamental del método es que, la proporción de personas de cualquier grupo de edad, que declaren su madre como fallecida, se hallará en función de la experiencia de la mortalidad a que han estado sometidas las madres de esos grupos, es decir, en última instancia, de la mortalidad femenina adulta.

En el cuadro 27, se hace una aplicación con datos derivados del censo de población de Nicaragua, 1961.

Un primer indicador que se determina con los datos es la proporción de personas de cada grupo de edad, que tienen su madre viva, es decir, relaciones de la forma:

$$P_{x,x+4} = \frac{M_{x,x+4}}{N_{x,x+4}}$$

en la que $M_{x,x+4}$ representa el número de madres vivas declaradas por personas de edad $x,x+4$.

$N_{x,x+4}$ es el número de personas censadas o entrevistadas con edades $x,x+4$.

Es evidente que ha de existir una relación muy estrecha entre ese tipo de proporciones y los niveles de mortalidad femenina adulta. Diversos autores realizaron avances en esa dirección y finalmente Brass y Hill ^{1/} desarrollaron la metodología que vincula tales proporciones a la función de sobrevivencia de una tabla de vida, la l_x , relación que tiene la siguiente forma:

$$\frac{l_{25+N}}{l_{25}} = A_i + 5^P N^{-5} + B_i 5^P N$$

^{1/} Brass, W., "Métodos para estimar...", op.cit., págs, 227-240

Cuadro 27

NICARAGUA: ESTIMACION DE LAS PROBABILIDADES DE SUPERVIVENCIA DESDE LA EDAD 25 HASTA LAS EDADES 35, 40, 45, ..., 85, A PARTIR DE LA INFORMACION SOBRE ORFANDAD DE MADRE. CENSO DE 1971

Grupos de edades N, N+4	Total de hijos a/	No huérfanos de madre	Proporción de no huérfanos $5P_N$	Edad inicial del intervalo N	Multiplicadores b/		Probabilidad de supervivencia $l(25+N)/l'25$
					W_N	$1-W_N$	
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
5-9	313141.	308144.	0,948				
10-14	264420.	256223.	0,969	10	0,6460	0,3540	0,978717
15-19	200602.	188998.	0,942	15	0,7566	0,2434	0,962466
20-24	149967.	133749.	0,892	20	0,8629	0,1371	0,935258
25-29	117060.	95755.	0,818	25	0,9439	0,0561	0,887713
30-34	90415.	66043.	0,730	30	0,9939	0,0061	0,817465
35-39	93709.	59381.	0,634	35	1,0286	-0,0286	0,733210
40-44	70219.	36833.	0,525	40	0,9983	0,0017	0,633489
45-49	56430.	23751.	0,421	45	0,9377	0,0623	0,518087
50-54	45339.	13547.	0,299	50	0,7563	0,2437	0,391137
55-59	31494.	6732.	0,214	55	0,5127	0,4873	0,257354
60-64	30057.	3883.	0,129	60	0,2674	0,7326	0,151801

a/ Se refiere a los hijos con declaración de orfandad de madre.

b/ Interpolamos en el cuadro 13 con una edad media de las madres igual a $N = 27,3$ años.

Con la condición de que:

$$A_i + B_i = 1$$

Además N representa la edad central de dos grupos de población sucesivos, así por ejemplo, si $N = 10$, se tendrá:

$$\frac{l_{35}}{l_{25}} = A_i P_{5-9} + B_i P_{10-14}$$

Es decir, se pueden derivar una serie de probabilidades de supervivencia desde los 25 años, hasta ciertas edades más avanzadas, con un sistema de ecuaciones de regresión lineales que dependen de las proporciones de población cuya madre está viva.

Los autores, generaron mediante un modelo teórico, un conjunto de multiplicadores (cuadro 28), para distintos niveles de fecundidad, medida ésta por la edad media de las madres y que sirve como parámetro de entrada a la tabla para la determinación de los multiplicadores a usar en cada caso. Para los efectos de uso de la tasa es necesario tener presente que:

$$A_i = W_N \quad \text{y} \quad B_i = 1 - W_N$$

Cuando se aplica el método de orfandad para estimar la mortalidad femenina adulta es necesario tener presente las limitaciones y fuentes de error que afectan las estimaciones que se derivan de esta metodología, entre otras se tiene:

1. Las medidas de mortalidad que se derivan con el método de orfandad se refiere 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 mujeres que nunca han tenido hijos y/o mujeres que habiéndolos tenido, éstos han muerto.

Cuadro 28

FACTORES MULTIPLICADORES W PARA CONVERTIR PROPORCIONES DE MADRES VIVAS EN
PROBABILIDADES DE SOBREVIVENCIA DESDE LA EDAD 25

N	M								
	22	23	24	25	26	27	28	29	30
10	.420	.470	.517	.557	.596	.634	.674	.717	.758
15	.418	.489	.556	.618	.678	.738	.800	.863	.924
20	.404	.500	.590	.673	.756	.838	.921	1.004	1.085
25	.366	.485	.598	.704	.809	.913	1.016	1.118	1.218
30	.303	.445	.580	.708	.834	.957	1.080	1.203	1.323
35	.241	.401	.554	.701	.844	1.086	1.128	1.270	1.412
40	.125	.299	.467	.630	.791	.950	1.111	1.274	1.442
45	.007	.186	.361	.535	.708	.884	1.063	1.250	1.447
50	-.190	-.017	.158	.334	.514	.699	.890	1.095	1.318
55	-.368	-.220	-.059	.101	.270	.456	.645	.856	1.083
60	-.466	-.352	-.217	-.084	.053	.220	.378	.579	.800

Para una edad media de las madres M dada, los factores W_N son usados para ponderar las proporciones de madres sobrevivientes en los grupos quinquenales de edad adyacentes a N. Denotando éstos por ${}_5P_{N-5}$ y ${}_5P_N$, entonces:

$$W_N \cdot {}_5P_{N-5} + (1 - W_N) \cdot {}_5P_N$$

es la estimación de $l(25+N)/l(25)$.

2. Depende de los niveles de fecundidad. Las mujeres con más hijos tienen mayores probabilidades de ser informadas en el censo o en la 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 sí han tenido hijos. Podría darse además una asociación entre la mortalidad de la madre y la del hijo. De esta manera podría ocurrir que madres con alta mortalidad no estén representadas por el hecho de que sus hijos también tendrían alta mortalidad.

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 Hobcraft ^{1/}, 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.

^{1/} 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.

El conjunto de relaciones de supervivencia intercensales con las condiciones señaladas, lleva implícito un nivel de mortalidad y como tales pueden ser asociadas 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 29, 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.

Si se acepta la validez de las comparaciones establecidas del conjunto de relaciones incluidas en el cuadro 4, columnas 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:

$$L_{0-4} = X$$

$$L_{5-9} = Y$$

$$L_{10-14} = 10^P_{0-4} \cdot L_{0-4}$$

$$L_{15-19} = 10^P_{5-9} \cdot L_{5-9}$$

$$L_{20-24} = 10^P_{10-14} \cdot L_{10-14} = 10^P_{10-14} \cdot 10^P_{0-4} \cdot L_{0-4}$$

$$L_{25-29} = 10^P_{15-19} \cdot L_{15-19} = 10^P_{15-19} \cdot 10^P_{5-9} \cdot L_{5-9}$$

$$L_{30-34} = 10^P_{20-24} \cdot L_{20-24} = 10^P_{20-24} \cdot 10^P_{10-14} \cdot 10^P_{0-4} \cdot L_{0-4}$$

$$L_{35-39} = 10^P_{25-29} \cdot L_{25-29} = 10^P_{25-29} \cdot 10^P_{15-19} \cdot 10^P_{5-9} \cdot L_{5-9}$$

$$L_{40-44} = 10^P_{30-34} \cdot L_{30-34} = 10^P_{30-34} \cdot 10^P_{20-24} \cdot 10^P_{10-14} \cdot 10^P_{0-4} \cdot L_{0-4}$$

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.

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:

$$e_0^o = \frac{T_0}{I_0}$$

T_0 = es el número de años vividos desde el nacimiento por una cohorte inicial de nacimientos.

I_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:

$$T_0 = \sum_{x=0}^{\omega} {}_nL_x$$

Cuadro 29

RELACIONES DE SUPERVIVENCIA DERIVADAS DE DOS CENSOS DE POBLACION Y
LAS DERIVADAS DE UNA TABLA DE VIDA

Grupos de edades	P o b l a c i ó n		Relaciones de supervivencia	
	1er. censo	2do. censo	Intercensales	Tabla de vida
	(1)	(2)	(3)	(4)
	$N_{x,x+4}^0$	$N_{x,x+4}^{10}$	$10^P_{x,x+4}$	L_{x+10}/L_x
0 - 4	N_{0-4}	N_{0-4}	10^P_{0-4}	L_{10-14}/L_{0-4}
5 - 9	N_{5-9}	N_{5-9}	10^P_{5-9}	L_{15-19}/L_{5-9}
10 - 14	N_{10-14}	N_{10-14}	10^P_{10-14}	L_{20-24}/L_{10-14}
15 - 19	N_{15-19}	N_{15-19}	10^P_{15-19}	L_{25-29}/L_{15-19}
20 - 24	N_{20-24}	N_{20-24}	10^P_{20-24}	L_{30-34}/L_{20-24}
25 - 29	N_{25-29}	N_{25-29}	10^P_{25-29}	L_{35-39}/L_{25-29}
30 - 34	N_{30-34}	N_{30-34}	10^P_{30-34}	L_{40-44}/L_{30-34}
35 - 39	N_{35-39}	N_{35-39}	$10^P_{35 \text{ y más}}$	T_{45} / T_{35}
40 - 44	N_{40-44}	N_{40-44}		
45 y +	$N_{45 \text{ y más}}$	$N_{45 \text{ y más}}$		

$$10^P_{x,x+4}^{\text{censo}} = \frac{N_{x-9, x+14}^{10}}{N_{x,x+4}^0} ;$$

$$10^P_{x,x+4}^{\text{tabla}} = \frac{L_{x+9, x+14}}{L_{x,x+4}}$$

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

$$T_0 - T_{45} = a \cdot L_{0-4} + b \cdot L_{5-9}$$

En donde \underline{a} es la suma de los coeficientes que vinculan los valores de L_x en función de L_{0-4} y \underline{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:

$$T_0 - T_{45} = \sum_{x=0}^{45} nL_x$$

2. Los años vividos por los componentes de la misma cohorte a partir de los 45 años, esto es:

$$T_{45} = \sum_{x=45}^{\omega} nL_x$$

el total de personas-años vividos por los componentes de una cohorte inicial de nacimientos, será dado por la suma de esos dos componentes:

$$T_0 = \sum_{x=0}^{45} nL_x + \sum_{x=45}^{\omega} nL_x$$

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 personas-años vividos por la cohorte a partir de los 45 años puede establecerse por comparación entre una relación de sobrevivencia intercensal de un grupo final abierto y la de una tabla de vida; esta situación se plantea en los siguientes términos.

$$10^{P_{45 \text{ y más}}^{\text{censo}}} = \frac{N_{45 \text{ y más}}^{10}}{N_{35}^0}$$

$$10^{P_{45 \text{ y más}}^{\text{tabla}}} = \frac{T_{45}}{T_{35}}$$

Al asociar la relación de sobrevivencia calculada de los censos con la de la tabla de vida, se tiene que:

$$10^{P_{35 \text{ y más}}^{\text{censo}}} = \frac{T_{45}}{T_{35}} = \frac{T_{45}}{(L_{35-39} + L_{40-44} + T_{45})}$$

resolviendo algebraicamente se tiene:

$$T_{45} = \frac{10^{P_{35 \text{ y más}}}}{1 - 10^{P_{35 \text{ y más}}}} (L_{35-39} + L_{40-44})$$

Al definir K como:

$$K = \frac{10^{P_{35 \text{ y más}}}}{1 - 10^{P_{35 \text{ y más}}}}$$

$$T_{45} = K (L_{35-39} + L_{40-44})$$

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 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 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 sobrevivencia intercensales.

En el ejemplo que se presenta, cuadro 30, 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 30, se obtienen los coeficientes $\underline{a} + \underline{b}$ que permiten determinar los años vividos hasta los 45 años, es decir:

$$\begin{aligned} T_0 - T_{45} &= a \cdot L_{0-4} + b \cdot L_{5-9} \\ &= 4,29228 \cdot L_{0-4} + 3,56888 \cdot L_{5-9} \end{aligned}$$

Para los años vividos después de los 45 años, se tiene que:

$$\begin{aligned} {}_{10}P_{35 \text{ y más}} &= 0,66874 \\ K &= \frac{0,66874}{1 - 0,66874} = 2,01878 \end{aligned}$$

Cuadro 30

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 <u>a/</u>		Relaciones de sobrevivencia intercensales $10^P_{x,x-4}$	Valor de L_x en términos x de:	
	30-06-30	30-06-40		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 <u>b/</u>		
TOTAL	8 451 958	10 013 655		4,29228	3,56888

a/ 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.

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. Sustituyendo 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, 31, 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.

Cuadro 31

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

Nivel	Funciones de la tabla modelo			\hat{T}_0	Cociente T_0 / \hat{T}_0
	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

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 y 42 años y medio. 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 de un uno por ciento, esto significa adoptar una $e_0^0 = 40$ 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 años ^{1/}. 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.

^{1/} Benitez, R., y Cabrera, G., Tablas abreviadas de mortalidad de la población de México, 1930, 1940, 1950, 1960. El Colegio de México, 1967.

11

11

