A.2/3. Rev.1

CENTRO LATINOAMERICANO DE DEMOGRAFIA
CURSO DE 1960

M O R T A L I D A D

Apuntes de clase del Prof. J. C. Elizaga para ser distribuidos exclusivamente entre los becarios de este Centro.

9-VI-60-50

MORTALIDAD

I. Factores y características generales de la mortalidad.

1. Factores determinantes de la mortalidad.

El estado actual de los conocimientos de la biología humana no permite establecer la existencia de una duración "natural" de la vida del hombre, aun si se consideran grupos relativamente homogéneos en cuanto a raza, sexo o clima. Por lo contrario, es un hecho científico que los individuos nacen con diversa aptitud fisiológica para la sobrevivencia, pasando por todos los estados que median entre aquellos productos que mueren en las primeras etapas embrionarias hasta las personas de singular longevidad. Esta observación es válida respecto de la mortalidad debida a factores congénitos y a procesos degenerativos y de envejecimiento, o debilitamiento fisiológico del organismo, vale decir, si se prescinde de la mortalidad provocada por agentes externos relativamente independientes de la edad.

Aunque esta disposición para la muerte está claramente ligada a los caracteres heredados por el ser humano en muchos de los procesos señalados, en otros no se ha podido establecer aún qué parte debe atribuirse a la constitución del indivduo y qué parte a aquellos factores que constituyen sus condiciones de vida (alimentación, intensidad del trabajo físico e intelectual, hábitos higiénicos -descanso, recreación, consumo de bebidas alcohólicas-, reacciones psíquicas provocadas por la modernización y el urbanismo, etc.).

Para analizar los niveles y las tendencias de la mortalidad, respecto de las cuales la experiencia pasada y presente muestra situaciones muy variadas según las épocas y las regiones, parece de lo más provechoso, entonces, el análisis de las causas de muerte, conforme a su naturaleza, en relación a los factores determinantes. Los progresos más significativos en la reducción del nivel de la mortalidad fueron obtenidos en los últimos 80 años, por la prevención y curación de enfermedades infecciosas y parasitarias de fuerte letalidad. Este adelanto obedece, inmediatamente, a factores de progreso técnico en materia de sanidad y medicina, tales como: descubrimiento del origen microbiano de las enfermedades (Pasteur, 1870), descubrimiento de los agentes de la mayoría de las enfermedades transmisibles, vacunación y terapéutica más eficaz, agua potable y eliminación de desechos, erradicación de portadores (mosquitos, insectos) mediante saneamiento del terreno y uso de insecticidas, y la

extensión de los servicios médicos. Los progresos técnicos en sanidad y medicina no surgieron independientemente del progreso económico, como lo atestigua el hecho de que nacieron en los países económicamente más desarrollados, y ello no hubiera sido posible, además, sin el adelanto científico y social.

Por otra parte es necesario ver en la elevación constante del nivel de vida de un grupo cada vez más amplio de la población, una causa del descenso de la mortalidad, independientemente de los factores antes mencionados. Ante todo el mejoramiento de la nutrición ha disminuido las enfermedades por carencias y debilitamiento fisiológico, especialmente en la niñez y edades jóvenes. El mejoramiento de las condiciones de la habitación, de las condiciones generales del trabajo y de la asistencia médica y social, son factores que contribuyeron a mejorar la salud del pueblo y a prolongar la vida media. Muchos de estos adelantos se alcanzaron a través de la legislación social en materia de jornada de trabajo, higiene industrial, seguros sociales, protección a la madre y al niño y otros.

La innegable interrelación de los factores determinantes de la mortalidad crea la principal dificultad para establecer las influencias aisladas. En efecto, el nivel de vida de una nación no se concibe al margen del grado de instrucción de sus habitantes y del desarrollo técnico y, a su vez, estos elementos dependen en gran parte de bases económicas adecuadas. Sólo siguiendo el curso de los acontecimientos de la historia demográfica de una población, podría establecerse en cada época particular, la influencia relativa de cada factor o grupo de factores. La mayor dificultad práctica de este tipo de análisis histórico estriba en la falta de datos.

Una comparación de la mortalidad de la población mundial con los niveles de nutrición y los ingresos reales per capita, revela el paralelismo de estos factores *. La geografía de la subalimentación, la miseria y el hambre, señala la presencia de los índices de mortalidad más altos. Aproximadamente la mitad de los habitantes del globo, en el período de pre-guerra, sólo disponían de un consumo por cabeza de menos de 2.250 calorías diarias, mientras que las tasas anuales de mortalidad de los respectivos territorios eran superiores a 30 por mil alrededor del año 1930. A medida que se eleva el número medio de calorías, especialmente cuando se superan las 2.750 calo-

* Alimentation, revenu et mortalité dans le monde. (Extracto de Population Index, Abril de 1947). Population, No. 3, 1947.

rías (ración energética necesaria estimada por la F.A.O.), lo cual coincide con la elevación del ingreso real per capita, la mortalidad disminuye, por lo menos hasta un mínimo de nivel de vida a partir del cual comienzan a manifestarse otros factores decisivos.

En la época actual, en años recientes, es posible establecer para numerosos países los factores inmediatos del descenso, o por lo menos de una parte substancial del descenso de la mortalidad. Donde la situación aparece más clara es en los países subdesarrollados económicamente, donde la mortalidad de pre-guerra (1939) era más elevada que en muchos países europeos un siglo antes. En aquéllos , la introducción de técnicas sanitarias y médicas de países más adelantados, y la práctica de algunas normas higiénicas elementales, hicieron descender espectacularmente la mortalidad. Estas medidas, a veces, fueron posibles mediante la ayuda financiera y técnica de otros países y de organizaciones internacionales, a un costo no elevado. En contraste con las mejoras asistenciales, no ha habido un mejoramiento de las condiciones materiales de vida en la mayoría de los casos, sobre todo en la alimentación.

En el otro extremo se encuentran los países de baja mortalidad, donde también en la última década se verificó apreciable reducción de la mortalidad, si bien en forma menos impresionante considerando el nivel inicialmente bajo. Esta caída con todo la más rápida observada en estos países, sólo se puede explicar por el mejoramiento de las técnicas médicas. Se piensa que una substancial reducción de los niveles más bajos (por ejemplo, los de Noruega, Países Bajos o Suecia) únicamente será factible por mejoramiento en el tratamiento de enfermedades características de la vejez, en particular cáncer y enfermedades del aparato circulatorio.

Así como existen diferencias en la mortalidad de distintas naciones, el mismo fenómeno se registra entre regiones de un mismo país y en los grupos socio-económicos de una región o ciudad. Estas últimas diferencias hay que atribuirlas al nivel de vida de cada grupo, sin olvidar la probable existencia de fuerzas selectivas, tales como la mayor o menor fecundidad, la presencia de inmigrantes, u otras similares. En consecuencia debería prestarse atención a la mortalidad diferencial de grupos socio-profesionales, población urbana y rural, origen étnico de ciertas minorías y nivel de fecundidad, entre lo más importante que citar.

Finalmente hay que destacar desde ahora que toda medida precisa de la mortalidad de una población no puede lograrse sino eliminando diferencias estructurales, vale decir, que provienen de la composición por sexo y edad. Se considera, en efecto, que la diferente mortalidad de varones y mujeres es consecuencia de factores innatos, y cualquier composición de la población por sexo no natural -ocasionada por migraciones o por guerras- debe ser tenida en cuenta. Evidentemente, no toda la diferencia de mortalidad es innata; hay motivos para creer que la mayor mortalidad masculina proviene, en algunos países, de los riesgos a que está expuesto el varón en su actividad profesional, como también por ciertos hábitos marcadamente masculinos (alcoholismo). De cualquier modo, siempre estará justificada la separación por sexo, porque en igualdad de condiciones económicas y médicas la mortalidad difiere.

Respecto de la edad el problema es análogo. Podría afirmarse que, independientemente de otros factores, el biológico actúa sobre la mortalidad en función de aquel atributo. Al presente, durante la primera semana de vida, y aun durante el primer mes, el riesgo de muerte es sumamente elevado en relación a otras edades, y lo mismo vuelve a acontecer en la senectud. El riesgo de muerte en cada edad no se cree totalmente independiente de la mortalidad en las edades anteriores, en la hipótesis de que muchas causas de muerte son un factor selectivo (por ej., esto es evidente en la mortalidad genética perinatal), proceso que favorece la prolongación de la vida media de los sobrevivientes. No obstante, los progresos más significativos en la lucha contra la mortalidad no han sido precisamente, sobre las causas que podrían calificarse de selectivas, sino sobre otras que dependen de factores externos.

2. La tasa bruta de mortalidad.

La tasa bruta mide la frecuencia de las defunciones de una población durante un período de tiempo, comúnmente un año calendario. En particular se llama tasa bruta anual de mortalidad a la razón entre el número de defunciones ocurridas durante un año y la población media existente en igual período de tiempo., expresada por 1000 habitantes, vale decir:

$$\frac{\text{Defunciones ocurridas durante un año calendario}}{\text{Población media del año}} \times 1000$$

Según el Demographic Yearbook (1949) de las Naciones Unidas, hacia 1947 sólo existían estadísticas de defunciones seguras del 40% de la población mundial, un 20% ofrecía datos de calidad insuficiente y faltaba información del restante 40%. En esta última proporción están incluidas importantes regiones de Asia y Africa.

No obstante su aparente simplicidad, es necesario definir con precisión el numerador de la tasa. Sin entrar en los detalles de estos problemas, cabe distinguir, respecto del área territorial, las defunciones de la población residente de las defunciones efectivamente ocurridas y registradas en un territorio. En el ámbito nacional de hecho no existen diferencias entre ambas cifras. La distinción es importante en pequeñas áreas, sobre todo en las ciudades y las zonas rurales de influencia, y en general en las divisiones político-administrativas cuyas poblaciones mantienen contacto. Por razones de asistencia médica numerosas personas fallecen fuera del área de su residencia, especialmente en los centros urbanos, por lo que se motivaría una falsa elevación de la mortalidad si sólo se tuviera en cuenta el lugar de ocurrencia de las muertes. A veces, sin embargo, esta última es la verdadera situación tratándose de accidentes, violencias y enfermedades epidémicas, desde el punto de vista epidemiológico, cualquiera sea el lugar de residencia de las víctimas. Como quiera que sean importantes estas consideraciones para la administración local, si se tienen en cuenta los usos más importantes de las tasas de mortalidad, éstas deberán expresar la frecuencia de las muertes de una población bien definida en el tiempo y el espacio, lo cual sólo es factible vinculando la población residente de un área dada con las defunciones de dicha población.

Este último principio está implícito en las normas redactadas por la Comisión de Estadística de las Naciones Unidas *, cuando recomienda tabular los datos de estadística vital según el "lugar de residencia", con prioridad a la tabulación por "lugar de ocurrencia" para fines administrativos y otros propósitos. Adicionalmente se indica que se considera el lugar de residencia de la madre respecto de las muertes fetales y de niños menores de un año. Concordante con aquel principio de tabulación se recomienda incluir en el formu-

---

* Principles for a vital stadistics system, Stadistical Papers, Series M, No. 19, 1953, Recomendación 409

lario estadístico, como item de primera prioridad, el "lugar de residencia usual" * del fallecido o de la madre según el caso. Esta es la práctica seguida, por lo general, por los países con estadísticas eficientes.

Respecto del denominador, de lo expuesto surge claramente que se debe considerar la población residente, o población "de jure" en lenguaje censal. Aunque el problema de la determinación numérica de la población no será tratado aquí, conviene adelantar que para calcular la población media del período de observación, un año calendario, se siguen dos caminos: 1) tomar la población existente al 1o.de Julio; o, 2) promediar las poblaciones de comienzo y fin de año. En todos los casos los datos son obtenidos del censo, si coincide con las fechas señaladas, o, como es usual, mediante estimaciones en base a censos anteriores o posteriores.

Un segundo elemento que interviene para definir los términos de la tasa de mortalidad resulta de la distinción entre "fecha de ocurrencia" y "fecha de registración" de las muertes. Esta diferencia varía en cada país en función de los plazos legales o reglamentarios para registrar las defunciones, los cuales son, generalmente, muy breves, sobre todo donde para las inhumaciones se requiere certificado de registro. Las estadísticas basadas en la "fecha de registro", caso de Gran Bretaña, siempre que el sistema de registración funcione bien, no introduce errores importantes en la cifra anual, al mismo tiempo que facilita las tareas de compilación. No obstante, como principio, se recomienda ** que las tabulaciones finales se verifiquen respetando la "fecha de ocurrencia", vale decir, las defunciones se atribuyen al año, mes, semana, etc.

El número de defunciones que interviene en el cálculo de la tasa está sujeto a un "error" de muestreo, el cual puede ser apreciable si las cifras son pequeñas, como ocurre con distritos poco poblados y pequeñas localidades. Extendiendo la observación sobre una serie de años, por ejemplo tres años calendarios consecutivos, esta clase de "error" tenderá a desaparecer, mas el resultado expresará una tasa anual media del período considerado.

La tasa bruta de mortalidad es un índice muy discutido y criticado. El valor de un índice depende, lógicamente, de la posibilidad de traducir fielmente el fenómeno que mide, y en este caso particular ciertos aspectos del fenómeno. No interesa fundamentalmente y tiene poca utilidad, medir globalmente

---

* Ibidem 308.
** Ibidem 408.

la mortalidad por la imposibilidad de interpretar el significado de dicho índice, considerando que los factores determinantes de la mortalidad no se mueven en la misma dirección y con igual intensidad. Esta condición de interpretabilidad justifica las técnicas más depuradas que sucesivamente serán estudiadas, particularmente la estandardización de tasas y las tablas de mortalidad.

Los estadísticos sanitarios, por ejemplo, asignan gran importancia desde el punto de vista de la salud pública, esto es para avaluar los problemas médicos y sanitarios y los progresos en esta materia, a las tasas de ciertas edades significativas y por causas de muerte. La influencia de los factores económicos y sociales de la mortalidad demanda el análisis por "clases sociales", por ocupaciones y por nivel de instrucción. Las proyecciones de la población total y de segmentos de la misma, requieren índices por sexos y edades, y similar exigencia está solicitada, en un grado aún más depurado, en los cálculos actuariales.

Esta especialización está indicando que las tasas brutas sirven poco, precisamente porque informan muy poco. Sin embargo no se podría negar su utilidad si son usadas con criterio, sobre todo porque son fáciles de obtener y muchas veces las únicas factibles. Permiten seguir la evolución de la mortalidad general de un país o región en períodos relativamente cortos, es decir, mientras haya motivo para pensar que no ocurren cambios fundamentales en la estructura de la población. Asimismo a través de largos períodos de tiempo, o en la comparación de distintos países, las variaciones fundamentales se ponen de manifiesto en las tasas brutas, aun cuando las poblaciones no sean comparables en muchos aspectos. A medida que las tasas son más bajas y las variaciones menos sensibles, sería arriesgado, sin otros elementos de juicio, interpretar diferencias en el nivel de la mortalidad con instrumento tan rudimentario.

3. Niveles actuales de la mortalidad, en particular en países de América Latina

Tendencia observada en el pasado. En la actualidad (incluso 1955), los países de más bajo nivel de mortalidad presentan tasas brutas inferiores al 10 o/oo. Se encuentran en esta situación de privilegio algo más de media docena de na-

ciones de Europa, EE.UU., Canadá, Argentina, Australia, Nueva Zelandia, Japón y la Unión Sudafricana. Probablemente podría agregarse algún otro país de América Latina, como Uruguay, Puerto Rico y Rep. Dominicana, pero la información es insuficiente.*

Nueva Zelandia, Australia, Unión Sudafricana, Países Bajos y Canadá, gozan de índices tan bajos desde por lo menos dos décadas, y en el caso excepcional de Nueva Zelandia desde comienzos de siglo **. Sin embargo, estas cifras son en parte resultado de la particular estructura de edad de estas poblaciones, debido a la elevada natalidad, al aflujo de inmigrantes jóvenes, o a ambas cosas a la vez, como se pondrá de manifiesto en seguida.

La tasa de 10 o/oo en una población estacionaria *** significa que la duración media de la vida de los habitantes alcanza 100 años ****, y más aún si la tasa desciende aquel nivel. Por lo contrario, las estadísticas cercanas a 1950 permiten calcular una vida media de aproximadamente 70 años en los mejores casos (Países Bajos, Suecia, Noruega, Nueva Zelandia, etc.). En condiciones teóricas estacionarias este último índice corresponde a una tasa bruta de 14 o/oo. En Inglaterra y Gales, por ejemplo, donde las condiciones demográficas fueron menos propicias para mantener una estructura de edad favorable (descenso de la natalidad), la tasa de mortalidad de 1952 fué de 11,2 o/oo, mientras que la vida media en 1951 fué un poco más elevada que la vida media en Canadá, país donde la tasa de mortalidad era ya inferior al 9 o/oo.

El razonamiento del último párrafo puede hacerse algo más general todavía. En primer lugar cabe considerar que las poblaciones han estado creciendo casi ininterrumpidamente con el resultado que sus estructuras por edad

---

* Tal es el caso de Puerto Rico y Rep. Dominic., cuyas tasas de mortalidad badas en los registros del estado civil son inferiores a 10 o/oo, pero se considera que las estadísticas son incompletas. En el caso de Uruguay, la falta de datos seguros sobre la población (último censo, 1908) impide calcular la tasa de mortalidad.

** Población europea.

*** La mortalidad permanece invariable y el número anual de nacimientos es igual al de muertes. Estas son las hipótesis implícitas en una tabla de mortalidad.

**** La vida media (e_0^0) deducida de la tabla de mortalidad es igual a la recíproca de la tasa bruta de mortalidad que correspondería a la población estacionaria (L_x) de la tabla.

son más "jóvenes" que en condiciones estacionarias, tanto más cuanto mayor es el ritmo de crecimiento. Podríamos adoptar aún un esquema teórico más plausible, el de una población creciente que mantiene constantes sus tasas de natalidad y mortalidad, esto es que alcanzará en un momento dado una composición "estable" por edad. Se puede demostrar que, en condiciones "estables", eligiendo diversas tasas de natalidad y para igual nivel de mortalidad *, se altera la estructura edad y como lógica consecuencia la tasa bruta de mortalidad.** Por ejemplo, para un nivel de mortalidad expresado por una vida media al nacer de 60 años, la tasa bruta de mortalidad varía de 11 o/oo a 18 o/oo al pasar la tasa de natalidad de 35 o/oo a 15 o/oo.*** En realidad, los países de América Latina en su mayoría han mantenido una elevada tasa de natalidad, de aquí una estructura por edad muy favorable desde el punto de vista de la mortalidad, todo lo cual se traduce en tasas brutas de mortalidad relativamente más bajas que las tasas que resultarían con una población menos joven, como es el caso de los países europeos y de EE.UU. En estos últimos ocurre el fenómeno inverso, las tasas parecen demasiado elevadas comparadas con las tasas de países de inferior nivel sanitario y económico. Las tasas brutas, en consecuencia, reducen las diferencias reales existentes en los niveles de mortalidad.

La tabla 1 contiene las tasas brutas de mortalidad, en años recientes, de aquellos países de América Latina de los cuales se dispone de estadísticas y de algunos otros países del mundo, con fines comparativos. Excepto Argentina, la mortalidad en América Latina es claramente superior al nivel de los países de Europa, Canadá, EE.UU., Japón, Australia, Nueva Zelandia y Unión Sudafricana. Este hecho se halla disimulado en parte por las características ya apuntadas en el párrafo anterior. Parece indudable que existen regiones de Africa y Asia cuya mortalida es más elevada que en los países de América Latina, como Egipto, Birmania, India, Thailandia, Pakistán y Filipinas donde las tasas excederían el nivel del 30 o/oo, y otras regiones de las que se carece de datos.

---

* El nivel de mortalidad podría expresarse por las tasas específicas por edad, o en forma sintética con la vida media al nacer.

** Véase más adelante la sección a "Métodos de comparación de la mortalidad".

*** Quelques données sur la population mondiale et les tendences démographiques. Commission de la Population (9ème session), Nations Unies, 1957. (E/CN.9/139) Págs. 21/23

Tabla 1. Tasas brutas de mortalidad de varios países del mundo, en particular de América Latina. *

Tasas anuales por 1000, ambos sexos.

País	Períodos			
	1947-49	1950-55	1953-55	1950-55 **
América Latina				
(Países con estadísticas bastante exactas)				
Argentina	9,4	8,7	8,6	10
Chile	17,4	13,5	12,7	15
Costa Rica	13,6	11,4	11,0	15
Guatemala	23,3	21,3	20,7	25
México	16,9	15,1	14,0	15
(Países con estadísticas aparentemente incompletas)				
Bolivia	16,0 ***	15,6		20
Colombia	14,3	13,3		20
Cuba	7,3 ****	7,0		15
Ecuador	18,1	16,4		20
Honduras	13,7	11,7		20
Nicaragua	13,2	9,8		20
Panamá	10,6	9,1		20
Paraguay	7,3 *****			15
Perú	11,9	11,3		20
Rep. Dominicana	10,7	9,6		20
El Salvador	16,5	15,0		25
Venezuela	12,7	10,5		20
América del Norte				
Canadá	9,3		8,3	
Estados Unidos	9,9		9,4	

(Véase las llamadas al final de la tabla)

(Continuación tabla 1)

País	Períodos			
	1947-49	1950-55	1953-55	1950-55 **
Europa				
Francia	13,2		12,5	
Italia	10,9		9,5	
Noruega	9,1		8,5	
Países Bajos	7,9		7,6	
Portugal	13,5		11,2	
Reino Unido	11,7		11,5	
Yugoeslavia	13,3		11,6	
Asia y Oceanía				
Australia	9,7		9,0	
Japón	12,7		8,3	

* Commission de la Population, Nations Unies, 1957 (E/CN.9/139), Op. cit.

** Tasas estimadas

*** Bolivia: 1950-53

**** Cuba: 1950-52

***** Paraguay: 1946-49

En efecto, la mayor parte de los países y regiones donde hay evidencias de inferiores condiciones de nutrición y de sanidad, carecen de estadísticas. Las tasas más elevadas conocidas pertenecen a países donde, presuntivamente, las condiciones no son las peores, sino más bien donde existe una organización sanitaria y la preocupación de mejorar el nivel de vida de la población.

El nivel de la mortalidad ha evolucionado rápidamente en los últimos 20 años en América Latina. Hacia la década de los treinta predominaban las condiciones de mortalidad existentes en los países de Europa con más baja mortalidad en el último cuarto del siglo pasado, esto es, unos sesenta o setenta años antes. La tabla siguiente permite una comparación:

Tabla 2.

- Tasas por mil -

País	Epoca 1871-80	1901-10	1930-34	1953-55
Noruega	17,0	14,2	10,4	8,5
Inglaterra *	21,4	15,4	12,0	11,5
Francia	23,7	19,4	15,9	12,5
Italia	29,9	21,6	14,1	9,5
Argentina		15,2**	11,7	8,6 (10)
Costa Rica ***		25,1	20,0	11,0 (15)
Chile ****		31,7	24,5	12,7 (15)
México *****		33,0	25,7	14,0 (15)
Venezuela ******			17,9	10,5 (2)*******

* Inglaterra y Gales para 1930-34; Reino Unido para 1953-55.

** Tasa del año 1914.

*** Comprende los años 1906-10 y 1935-39, en columnas 2 y 3.

**** Tasa mediana de los años 1907-10 y 1930-34, en columnas 2 y 3.

***** Tasa mediana de los años 1932-34, columna 3.

****** Promedio de los años 1935-39, columna 3.

******* Período 1950-55.

( ) Tasa estimada, período 1950-55.

En América Latina, al igual que en otras regiones subdesarrolladas del mundo, la reducción de la mortalidad fué acelerada en las últimas décadas por los progresos generales en materia de saneamiento y nuevas terapéuticas médicas, de las cuales se han beneficiado, más que por un mejoramiento de las condiciones económicas y sociales de otro orden.

Las comparaciones del nivel de mortalidad pueden hacerse ventajosamente utilizando como índice la vida media al nacer,

la cual no depende de la estructura por edad de la población. No obstante, su cálculo supone la construcción de una tabla de mortalidad. Para la mayoría de los países de América Latina no se han construido tales tablas, especialmente por falta de datos detallados y fidedignos sobre defunciones. En los pocos lugares donde se han calculado (Argentina, Chile, Costa Rica, etc) no se lo ha podido hacer periódicamente, sino en forma aislada, y otras veces, el cálculo se ha basado en métodos indirectos (Brasil). En la tabla 3 se insertan, con fines ilustrativos, valores tomados de tablas de mortalidad disponibles y otros estimados. Presuntivamente, en América Latina, en época reciente, la vida media al nacimiento se situaba entre 40 y 50 años, excepto Argentina donde es superior y probablemente también el Uruguay, aunque de este último país no se poseen datos. Si se compara estas cifras con los niveles más altos alcanzados en Europa, América del Norte y otras partes, algo superiores a 70 años, se pone de manifiesto la magnitud de los progresos que son dables de alcanzar mejorando las condiciones generales de vida.

Tabla 3. Vida media al nacer (ambos sexos) en países de América Latina y otras regiones del mundo. *

País	Período	Valor calculado	Período 1950-55, valor estimado (aprox.)
América Latina			
Argentina	1947	59,1	64
Chile	1952	51,8	50
Costa Rica	1949-51	55,7	50
Cuba, México			50
Bolivia, Brasil, Colombia, Ecuador, Nicaragua, Panamá, Perú, Rep. Dominic.			45
El Salvador, Guatemala			40
América del Norte			
Canadá	1950-52	68,5	69
Estados Unidos	1952	68,6	71
Europa			
Francia	1950-51	66,4	68
Noruega	1946-50	70,9	71
Reino Unido	1953	69,8	71
Yugoeslavia	1931-33	52,1	54
Asia y Oceanía			
Australia	1946-48	68,4	71
Japón	1953	69,0	69
Birmania, India, Pakistán, Filipinas			35

*Commission de la Population, Nations Unies (E/CN/.9/139), Op. cit.

4. Sexo y edad.

Las características demográficas de una población influyen sobre el nivel general de su mortalidad. Desde este punto de vista, la estructura por sexo y edad constituye una condición fundamental teniendo presente los siguientes argumentos: a) La mortalidad varía intensamente con la edad. Trátase, en verdad, de una de las leyes biométricas mejor definidas; b) sexo y edad son atributos del individuo de múltiple correlación con respecto a otras características demográficas, siendo, en consecuencia, forzosa su consideración implícita o explícita cuando se analizan estas últimas. El estado civil, la situación ocupacional, la causa de muerte, entre otros, están vinculados en menor o mayor grado al sexo y la edad; c) la mayor importancia de las aplicaciones del análisis por sexo y edad. Bastaría nombrar las tablas de mortalidad, las proyecciones de población, la estandardización de las tasas brutas o los estudios sobre mortalidad diferencial.

Las tasas específicas de mortalidad por sexo y edad se calculan conforme a principios generales contemplados en las tasas brutas. En particular, la tasa anual específica de mortalidad masculina de edad x/x+n, se define por la siguiente relación:

$$\frac{\text{Defunciones de varones de } x/x+n \text{ años de edad, ocurridas en el año}}{\text{Población masculina de } x/x+n \text{ años de edad, media del año}} \times 1000$$

Y en símbolos:

$$1000 \cdot m_{x/x+n} = \frac{\sum_{i=o}^{n-1} D_{x-i}}{\sum_{i=o}^{n-1} P_{x-i}} \cdot 1000$$

Expresando con D_{x+i} las defunciones de edad x+i, y con P_{x+i} la población media respectiva.

Los intervalos de edad x/x+n varían conforme a los usos a dar a las tasas. Por ejemplo, la mortalidad de los niños se analiza por años individuales de edad y por fracciones de año durante el primer año de vida. Arriba de los cinco años de edad la práctica considera intervalos quinquenales, lo cual es suficiente para la mayoría de los usos. Intervalos mayores, como decenales, no son aconsejables salvo para las últimas edades, aunque debe reconocerse que

frecuentemente la falta de mayor detalle en las estadísticas obliga a calcular tasas decenales.

Incluso si las tasas van a ser expresadas por años individuales de edad -para construir tablas de mortalidad- los "errores" contenidos en las cifras correspondientes a edades individuales -errores sistemáticos, accidentales y de muestreo- y otras razones metodológicas recomiendan el cálculo de tasas por grupos quinquenales.

Independientemente de los errores concernientes a la exacta imputación de la edad, se presentan con mayor intensidad las variaciones accidentales y los "errores"de muestreo. En efecto, la discriminación de las cifras por sexo y edades, al reducir los números, introduce mayor variabilidad.

Para casi todos los usos importantes es necesario eliminar, en la medida posible, las desviaciones que presentan las tasas específicas de la mortalidad "normal", si fuera permitido hablar así. La tasa anual que resulta de considerar un grupo de edades x/x+n, expresa la tasa media de dicho intervalo, con lo cual se tiende a eliminar aquellas variaciones comentadas.

Finalmente hay que admitir que todo grupo de edad se halla sujeto a variaciones anuales, accidentales y de muestreo, factibles de eliminar ampliando el período de observación. En general se juzga adecuado tomar la experiencia de tres años calendarios consecutivos. En todo caso no conviene exceder este tiempo a menos que la tendencia de la mortalidad sea estacionaria o cambie con lentitud, condiciones que, en verdad, no traducen la experiencia pasada.

Expresando con P_{x+i} la población media del año j, en edad x+i, y con D_{x+i} las respectivas defunciones, la tasa anual media de un trienio vale, aproximadamente:

$$1000 \cdot m_{x/x+n} = \left[\sum_{j=o}^{2} \sum_{i=o}^{n-1} {}^{j}D_{x+i} \Big/ \sum_{j=o}^{2} \sum_{i=o}^{n-1} P_{x+i} \right] \cdot 1000$$

o también

$$= \left[\sum_{j=o}^{2} \sum_{i=o}^{n-1} {}^{j}D_{x+i} \Big/ 3 \sum_{i=o}^{n-1} {}^{1}P_{x+i} \right] \cdot 1000$$

utilizando solamente la población central de todo el período.

La tabla 4 muestra las tasas por sexo y edad de Estados Unidos y México, representativas de niveles diferentes de mortalidad en 1940. En ambos casos y para uno y otro sexo, se advertirá la distribución por edad que es característica en todas las poblaciones humanas: en los primeros años de vida, sobre todo en el primer año, la tasa es sumamente elevada; decrece rápidamente hasta alcanzar un mínimo absoluto alrededor de los 10 años, y desde aquí crece lentamente, en forma casi lineal, hasta cerca de los 50 años o algo menos; posteriormente el crecimiento se acelera haciéndose exponencial.

A menor edad mayores son las diferencias entre ambos países. En las edades provectas las tasas se equilibran. La mortalidad masculina, como regla, excede a la femenina a lo largo de todas las edades. La sobremortalidad masculina es mayor en el primer año de vida y después de los 50 años. Arriba de los 75 u 80 hay una nivelación. En EE.UU. (1940) la sobremortalidad masculina es de 30% en el primer año de vida, y de 48% en el intervalo 55-59, marcando esta última cifra un máximo absoluto.

También podrá observarse que cuando la mortalidad es elevada - caso de México - la sobremortalidad masculina disminuye un tanto. Este hecho indica que la población femenina ha sido la más beneficiada en el descenso general de la mortalidad. Corrobora esta afirmación la mayor variación proporcional de las tasas femeninas de los EE.UU. en la década 1940-1950 (columna 8 y 9).

Ocasionalmente las tasas por edades se calculan para ambos sexos reunidos, pero estos índices no suelen ser adecuados si su uso implica mayor precisión, como es corriente.

Tabla 4. Tasas de mortalidad por sexo y grupos de edades, correspondientes a México y Estados Unidos durante 1940 y 1950.

- Tasas por 1000 habitantes -

Edades	MEXICO		ESTADOS UNIDOS					
	1940 *		1940 *		1950 **		% de reducción ***	
	M.	F.	M.	F.	M.	F.	M.	F.
-1	218,3	191,8	61,9	47,7	37,3	28,5	39,7	40,3
1-4	47,7	48,6	3,1	2,7	1,5	1,3	51,6	51,9
5-9	7,9	7,9	1,2	0,9	0,7	0,5	41,7	44,4
10-14	4,2	3,9	1,1	0,9	0,7	0,4	36,4	55,6
15-19	6,2	5,8	1,9	1,5	1,4	0,8	26,3	46,7
20-24	9,3	8,7	2,7	2,1	1,9	1,0	29,6	52,4
25-29	10,9	9,3	3,1	2,5	2,0	1,2	35,5	52,0
30-34	12,7	10,3	3,7	3,0	2,4	1,6	33,3	46,7
35-39	14,8	11,7	4,9	3,9	3,4	2,3	30,6	41,0
40-44	17,4	13,5	7,0	5,2	5,3	3,5	24,3	32,7
45-49	20,5	15,7	10,1	7,1	8,4	5,2	16,8	26,7
50-54	24,4	19,0	15,1	10,3	13,1	7,7	13,2	25,2
55-59	30,4	23,9	22,1	14,9	19,9	11,3	10,0	24,2
60-64	41,8	39,1	31,5	22,0	29,1	17,5	7,6	20,5
65-69	57,0	52,7	44,9	33,4	41,1	25,9	8,5	22,4
70-74	84,6	84,8	68,0	54,3	60,6	43,2	10,9	20,4
75-79	106,4	109,5	103,7	86,5	89,6	69,6	13,6	19,5
80-84	151,9	169,1	156,6	136,0	133,4	110,7	14,8	18,6
85 y +	270,3	315,6	246,4	227,6	216,4	191,9	12,2	15,7
Todas edades	24,4	22,3	12,0	9,5	11,1	8,2	7,5	13,7

Fuentes: * Demographic Yearbook 1949-50, U.N.
** Deaths and Death Rates for 64 Selected Causes, by Age, Race and Sex. Vital Statistics, Special Reports, Vol.37, No. 11, 1953. Nat. Office of Vital Statistics. Washington.
*** Porcentaje: $\frac{1940-1950}{1940} \times 100$

5.Tendencia de la mortalidad por edades.

La tendencia de la tasa bruta de mortalidad expresa un resultado medio de la evolución del fenómeno en las distintas edades. Con la probable excepción del primer año de vida, los progresos en la reducción de la mortalidad disminuyen -en cifras relativas- al aumentar la edad. Ello es consecuencia del progresivo predominio de las muertes por enfermedades degenerativas características de las edades avanzadas (neoplasmas malignos, enfermedades cardiovasculares, etc.), respecto de las cuales la ciencia médica ha tenido menor éxito que sobre las causas exógenas (enfermedades infecciosas, etc.), vale decir aquellas causas que siempre han provocado la mayor parte de las muertes jóvenes. Las variaciones proporcionales de las tasas de algunos grupos de edad, correspondientes a Estados Unidos de N.A., en el período 1905-1953, se muestran en el gráfico 1 a escala logarítmica simple. Los progresos más significativos se registran en las edades más jóvenes (-1, 1-4 y 5-14), y son menos marcados a medida que se eleva la edad. Así, por ejemplo, en el grupo 55-64, la tasa se ha reducido alrededor de un tercio en casi cincuenta años, mientras que en el grupo de 1-4 lo hizo en nueve décimos. Adviértase, por otra parte, la elevada mortalidad infantil (menos de 1 año), la cual, a pesar de su importante caída, aún es comparable a la mortalidad de una edad cercana a los 70 años.

Dado que la variación de las tasas por edad no sigue una tendencia uniforme en el tiempo, como se termina de apreciar, según sea el nivel general de la mortalidad en un momento dado habrá una estructura particular de tasas. La tabla 4 contiene las tasas por edad y por sexo de México y EE.UU. Si efectuáramos la distribución porcentual de tasas en 1940, por ejemplo, haciendo la suma igual a 100, se vería la mayor importancia relativa que tienen las tasas correspondientes a edades bajas en México, comparativamente a los EE.UU. He aquí algunos resultados, donde se ha limitado la comparación al intervalo 0 a 74 años:

Tabla 4.

Edad	Mortalidad masculina (1940)	
	México	EE.UU.
	%	%
menos 1 año	35,9	21,9
1 - 4 años	7,8	1,1
5 - 9 "	1,3	0,4
10 - 14 "	0,7	0,4
.....		
45 - 49 "	3,4	3,6
60 - 64 "	6,9	11,2
70 - 74 "	13,9	24,1

Podría efectuarse también otra ilustración de este hecho. En la hipótesis probable de que la mortalidad masculina de México (1940) evolucionara favorablemente hasta alcanzar el nivel de los Estados Unidos (1940), sus tasas deberían reducirse, aproximadamente, un 72% el primer año de vida, 95% de 1 a 4 años, 85% de 5 a 9 años, y así en forma decreciente hasta llegar a un 20% entre 70 y 74 años de edad.

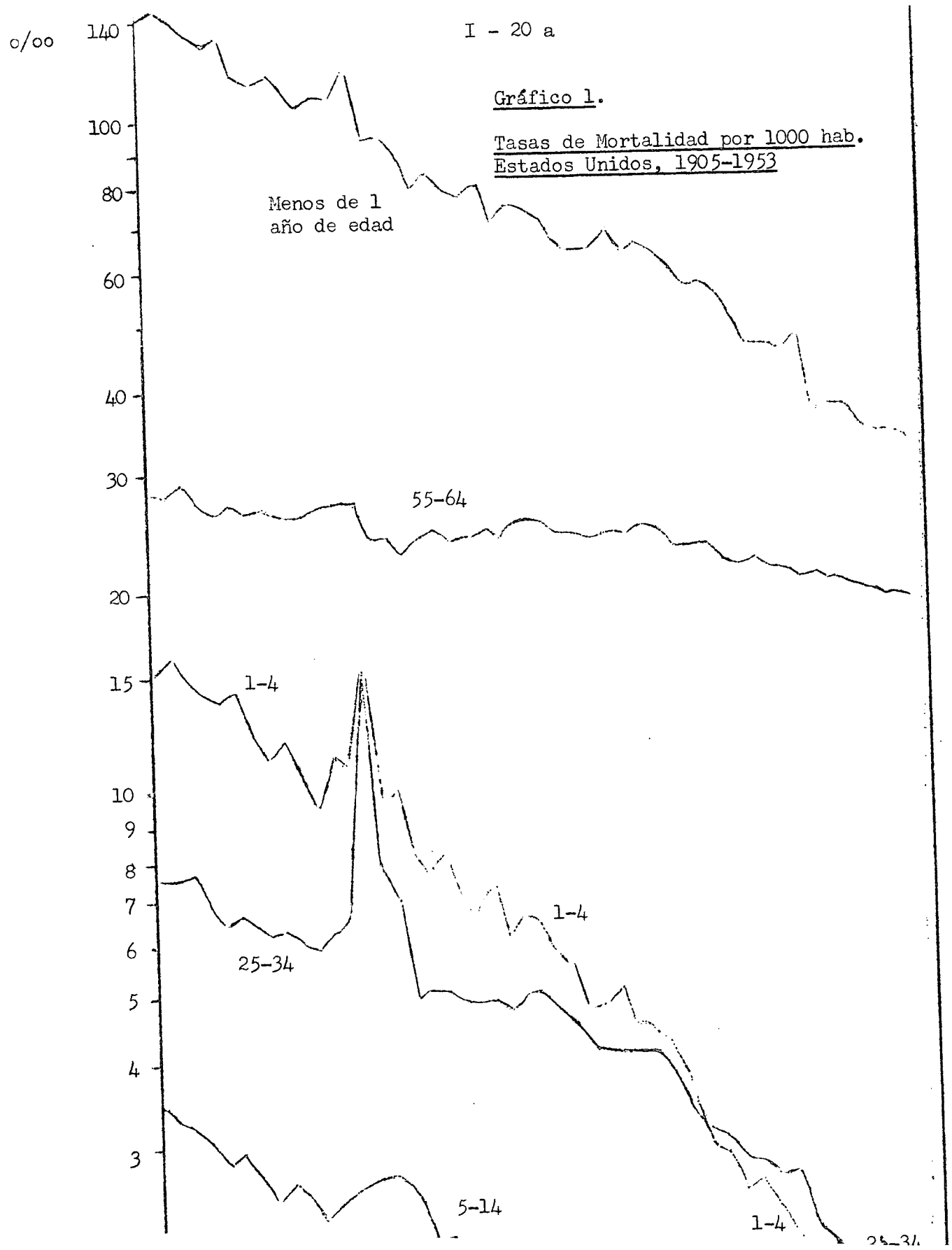
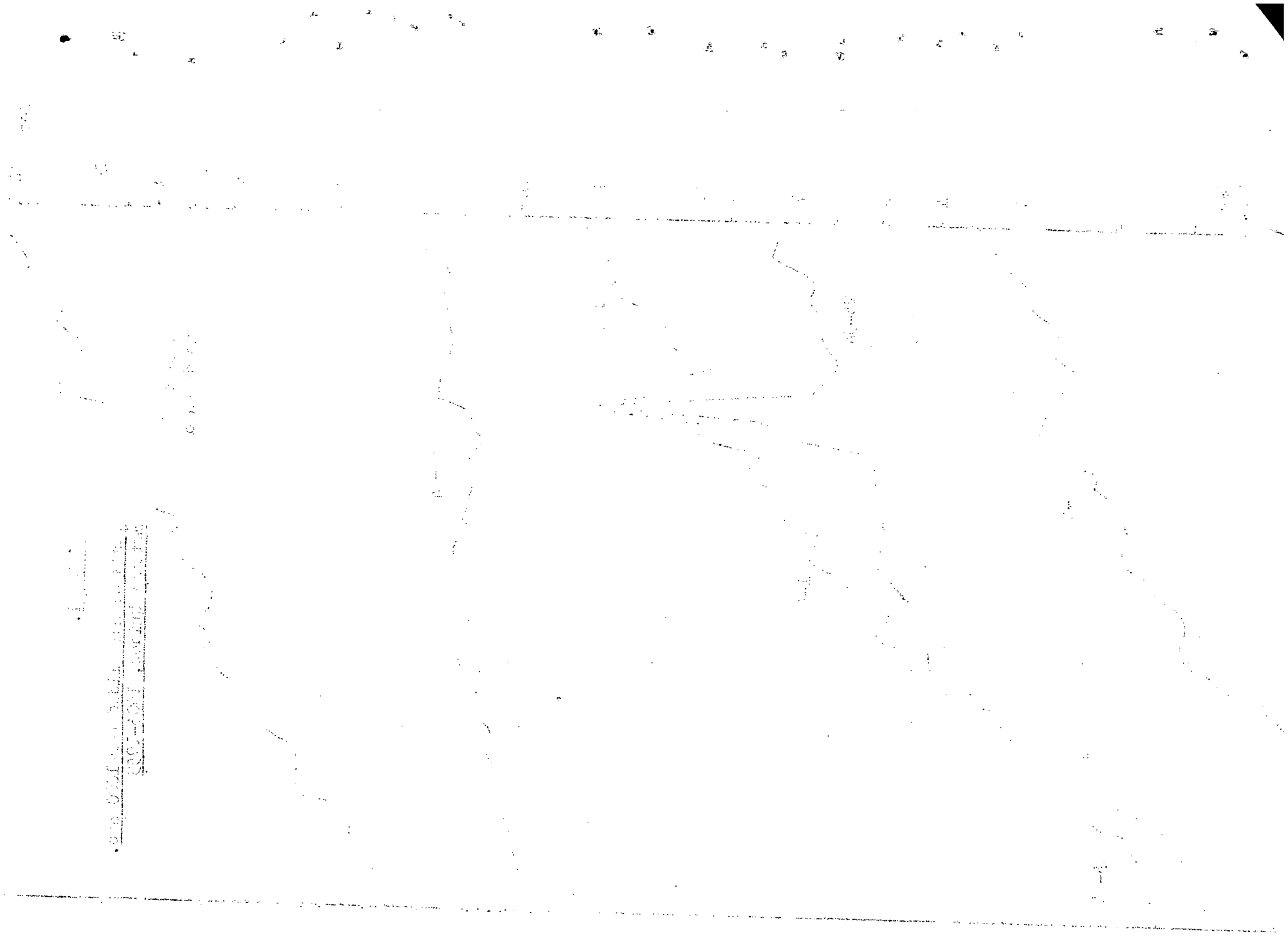


Gráfico 1.

Tasas de Mortalidad por 1000 hab.
Estados Unidos, 1905-1953



6. Mortalidad por causas.

Probablemente ninguna otra información relativa a la mortalidad posee tanto valor para la medicina pública como las estadísticas por causas de muerte. Las tasas específicas por causas constituyen los índices más significativos del estado sanitario de la población, los que dan la pauta de los problemas de mayor urgencia.

El análisis histórico de las tasas específicas por causas revela, en muchos casos, la incidencia que tuvieron los factores más importantes de la baja secular de la mortalidad. Así, puede relacionarse los pronunciados descensos de mortalidad por enfermedades infecciosas y parasitarias con el empleo de vacunas, la purificación del agua de consumo, la erradicación de insectos vectores y otras medidas higiénicas. Otras veces los cambios van asociados a mejoras en las condiciones materiales de vida (alimentación, vivienda, condiciones de trabajo, etc.), como ocurre con la tuberculosis, ciertas enfermedades profesionales, deficiencias de la nutrición y otras causales. El descubrimiento de nuevas drogas en los últimos 10 ó 15 años, particularmente los antibióticos, han reducido en forma espectacular la letalidad de muchas afecciones.

Acrecienta el valor de esta información por causas de muerte, la falta de estadísticas adecuadas de morbilidad y de accidentes. Dificultades prácticas han hecho imposible hasta el presente, organizar un sistema regular de tales estadísticas.

Las tasas de mortalidad por causas específicas son índices brutos. En su cálculo interviene toda la población, no obstante que el grado de riesgo es variable según el sexo y la edad. La clasificación por estas dos características -sexo y edad- es tanto o más necesaria que en la mortalidad general, desde que existen enfermedades propias o típicas de determinado sexo y de ciertas etapas de la vida. Por tanto la tasa de mortalidad por tuberculosis pulmonar de la población femenina de 20 a 24 años de edad, por ejemplo, es el cuociente entre el número de decesos anuales por dicha causa de mujeres de 20 a 24 años, y la población femenina media de

Tabla 5. Tasas de mortalidad por causas. Chile, 1952.* (Tasas por 100.000 habitantes).

Edad	Sexo	Causas de muerte **											
		A	B	C	D	E	F	G	H	I	J	K	L
-1	M	61,5	235,1	3,6	444,9	25,2	254,4	4080,3	1215,4	7361,2	594,4	13,2	3002,7
	F	64,0	307,7	-	381,5	19,7	267,0	3550,3	1124,8	6209,6	508,2	2,5	2643,3
1-4	M	29,8	36,6	8,7	37,9	22,4	32,4	431,4	125,3	4,5	53,4	38,2	340,1
	F	34,0	49,6	4,9	36,9	22,9	32,7	475,2	158,1	5,6	60,4	28,1	342,9
15-24	M	84,8	0,2	7,2	4,3	31,3	2,5	40,7	2,3	0,5	13,0	135,0	66,1
	F	115,7	-	6,6	3,1	33,1	3,4	43,6	1,4	0,2	11,9	27,3	101,2
45-64	M	226,4	-	289,4	5,1	660,1	11,1	158,6	8,2	0,8	73,0	183,5	388,0
	F	121,0	0,2	299,1	2,2	522,0	9,0	112,7	7,6	-	51,1	27,9	266,6
65 y +	M	274,1	-	949,5	16,1	3258,4	49,3	901,1	37,9	1,9	1205,6	206,8	1031,2
	F	162,5	-	795,4	36,8	2993,1	51,3	770,9	26,8	-	1313,4	56,7	737,9
Total	M	103,7	11,2	85,8	21,1	245,3	15,8	247,6	53,2	210,8	90,3	123,7	271,3
	F	91,0	13,9	92,1	18,7	241,0	16,7	225,7	50,1	168,0	94,7	24,6	250,3

* Naciones Unidas, Anuario Demográfico, 1957. - Tabla 17.

** Causas de muerte (entre paréntesis se indica la numeración correspondiente a la lista internacional detallada de causas de muerte, 1948):

(Véase en la pág. siguiente lista detallada de causas de muerte).

A Tuberculosis del aparato respiratorio (001-008)

B Coqueluche (056)

C Neoplasmas malignos (140-205)

D Meningitis no meningocóccica (340)

E Enfermedades cardiovasculares - renales (400-402; 410-416; 420-422; 430-434; 440-447; 590-594)

F Influenza (480-483)

G Pneumonia (490-493)

H Gastritis, duodenitis, enteritis y colitis (excepto del recién nacido) (543; 571/2)

I Malformaciones congénitas y ciertas enfermedades de la primera infancia (750-762)

J Senilidad, enfermedades mal definidas y desconocidas (780-795)

K Accidentes, suicidios, homicidios

L Otras causas.

igual grupo de edad. Generalmente se expresan estas tasas por 100.000 individuos, a los fines de obtener resultados enteros. La tabla 5 presenta las tasas específicas por causas, por sexo y ciertos grupos de edad, según las causas de muerte más importantes registradas en Chile en 1952.

Si se consideran las tasas brutas por causas específicas (tasas masculinas o tasas femeninas), se observan tres grupos de causas que representan casi el 50% de las muertes de Chile en 1952 (47,5% y 49,3%, de los decesos de hombres y mujeres, respectivamente): (E)enfermedades cardiovasculares-renales, (G)Noumonías, e (I)malformaciones congénitas y ciertas enfermedades de la primera infancia. El primer grupo representa escencialmente la mortalidad de la vejez; los dos últimos grupos, de hecho, la mortalidad infantil.

Las variaciones según la edad son enormes cuando se analiza la mortalidad por causas específicas. Por ejemplo, la tasa por enfermedades cardiovasculares-renales en edades de 65 y más años llega a 32,6 por mil en los hombres y 29,9 por mil en las mujeres. La mortalidad por Neumonía es 40,8 y 35,5 por mil en los menores de 1 año, y de tan solo 0,4 por mil de 15 a 24 años de edad.

Las diferencias entre tasas brutas por causas específicas son más amplias, por lo general, que las diferencias entre las tasas brutas globales. Ello tiene una lógica explicación, porque la frecuencia por causa específica varía con mayor intensidad en relación a las características demográficas de cada población (edad, clase social, estado civil, raza, etc.) En la tasa bruta global se operan compensaciones de diversa índole. Por ejemplo, si se comparan dos clases sociales bien diferenciadas, mientras que en una prevalecerán ciertas afecciones como causas de muerte relativamente a la otra clase social, la inversa ocurrirá probablemente respecto de otro grupo de causas. En los países de baja mortalidad, la tasa masculina supera a la femenina en casi todas las edades y en la mayoría de las causas de muerte, mientras que las tasas brutas por sexo difieren poco como consecuencia del mayor envejecimiento de la población femenina.

Las tasas brutas por causas específicas podrían ser estandardizdas por sexo y edad, al igual que las tasas brutas globales, para mejorar su comparabilidad. La estandardización no exige forzosamente calcular las tasas específicas por causas y edades. Si ya se dispone de las tasas específicas por edad de la mortalidad general, basta multiplicar estas tasas por la "mortalidad proporcional", esto es la proporción de las muertes por cada causa respecto a las muertes totales.

II. Métodos de comparación de la mortalidad.

Introducción.- La estructura de la población según diversas características demográficas influye, en forma compleja, sobre el nivel general de la mortalidad. Entre tales características, desigualmente distribuidas de unas a otras poblaciones, merecen mencionarse principalmente el sexo, la edad, el estado cuvil, la raza, la situación socio-económica y el grado de instrucción.

Para interpretar el significado de la diferencia entre las tasa brutas de la población urbana y la población rural de un país, por ejemplo, debe conocerse en qué medida dicha diferencia es la consecuencia inmediata de la diversa estructura de edades, para citar el factor preponderante. La comparación directa de las tasas específicas por edades eliminaría este problema, aunque por vía de análisis y no de síntesis. Análogamente, a fin de int rpretar la mortalidad diferencial de subpoblaciones formadas por clases socio-económicas, por lo común será necesario anular la distinta composición por sexo y edad de cada grupo.

Resulta difícil, si no imposible, por lo contrario, justificar la eliminación de diferencias culturales, sociales y económicas de las poblaciones comparadas. Tales factores están íntimamente correlacionados con el desarrollo de la sanidad pública, la asistencia médica y el nivel de vida en general, o sea, con las condiciones a través de las cuales se logra un progreso efectivo en la lucha contra la mortalidad.

El método clásico utilizado para remover la influencia de factores sobre las tasas de mortalidad se conoce con el nombre de estandardización o ajustamiento (1). Su fundamento lógico reside en la posibilidad de introducir supuestos hipotéticos acerca de la acción de uno o más factores sobre el fenómeno estudiado, esto es, la hipótesis de su

(1) También se usa el término "corrección". Así se dice tasa estandardizada, tasa ajustada, o tasa corregida, con igual alcance. Este método se aplica extensamente, asimismo, en otros problemas demográficos que la mortalidad, como se verá oportunamente.

invariabilidad. En lenguaje matemático, si las tasas brutas de mortalidad de dos poblaciones son, respectivamente, $Q(x_1,x_2,\ldots)$ y $Q'(x_1,x_2,\ldots)$ y se mantienen constante los valores de la variable x_1 -por ejemplo la edad- los resultados de aquellas funciones expresan la acción de las restantes variables -nivel de vida, salubridad, etc.-

Las ciencias experimentales, en particular la física y la biología, siguen ciertamente el mismo método lógico cuando observan los fenómenos bajo distintas condiciones de laboratorio, deliberadamente provocadas. La demografía no puede observar a las poblaciones humanas en condiciones experimentales sino excepcionalmente, supliéndose en parte este inconveniente por el análisis estadístico.

En las aplicaciones corrientes, casi sin excepción, debe eliminarse en primer término la influencia de la edad. Las marcadas variaciones que experimenta la mortalidad en función de este atributo, unido a la desigual estructura de las poblaciones con respecto al mismo, explican sufucientemente este criterio. Además, juntamente con el sexo, constituyen las características de mayor correlación con otras características demográficas importantes (estado civil, actividad profesional, etc.) que contituyen otros tantos factores de mortalidad.

Cabe decir otro tanto del sexo. La desigualdad numérica por sexo llega a ser apreciable en las edades elevadas, como resultado de la sobremortalidad masculina desde el nacimiento. No obstante, dado que en la mayoría de las aplicaciones las tasas se calculan para cada sexo, no se presenta entonces el problema.

La estandardización de las tasas por otras características tienen aplicación más restringida, y en caso de procederse a ello hay que tener sumo cuidado en la interpretación de los resultados. Finalmente, el método es aplicable a subpoblaciones definidas por elementos socio-económicos, áreas de residencia, procedencias étnicas y otras clasificaciones de interés para el estudio de la mortalidad diferencial.

Un caso particular de los métodos tratados es el Westergaard, descrito más adelante en punto especial.

El método estadístico de correlación parcial también es aplicable al tipo de problema aquí discutido, siempre que las tasas de mortalidad dependan de variables, dos o más. En consecuencia, la mortalidad infantil en función de la edad de la madre y del rango de nacimiento puede ser analizada por este método. Tratándose de atributos no cuantitativos, como profesión, sexo o estado civil, es inaplicable. En verdad, esta técnica ha tenido poco empleo en la comparación de la mortalidad, probablemente porque no responde a los casos más simples y frecuentes, v.g. la sola comparación de tasas de distintas poblaciones o de diferentes épocas. La correlación parcial se presta para problemas relativamente complejos, como sería determinar la influencia aislada de un factor sobre la mortalidad, a través de la información de cierto número de poblaciones -ciudades, distritos, naciones, grupos profesionales, etc.- o de la misma población en distintas épocas.

Por vía de ejemplo, podría tratarse de establecer la influencia correlacionada que sobre las tasas de mortalidad ejercen el número de camas hospitalarias (o de médicos) y la densidad de habitación, aislando otros factores: densidad geográfica, índice de industrialización, latitud, etc. Similar correlación se puede establecer para cada par de factores. Analíticamente, si con $Q(x_1,x_2,\ldots,x_n)$ se representan las tasas de mortalidad específicas según las variables x_i, la ecuación que vincula estas últimas, en el caso de la correlación lineal, se puede escribir:

$$X_1 = a + b_2.X_2 + b_3.X_3 + \ldots + b_n.X_n$$

Donde b_2, b_3, ..., b_n constituyen coeficientes de regresión parcial, e indican la relación existente entre X_1 y la respectiva variable.

<u>Método directo de estandardización</u>. Para describir el método bastará explicar el procedimiento de estandardización del factor edad. De modo general, la tasa estandardizada es la media aritmética ponderada de las tasas específicas por edades, donde los pesos son las cifras de una población estándar escogida al efecto.

Una simple comparación aclara la lógica del método. La tasa bruta efectiva de mortalidad puede escribirse:

$$m = \frac{\sum D_x}{\sum P_x} = \frac{\sum m_x \cdot P_x}{\sum P_x} \qquad (*)$$

A su vez, supuesto que la población se distribuyera por edades como otra población S_x, tomada como estandar, habría una tasa teórica

$$s = \frac{\sum m_x \cdot S_x}{\sum S_x} \qquad (1)$$

La (1) constituye la tasa estandardizada de mortalidad de la población primitiva $\sum P_x$. Aplicando igual procedimiento a las distintas poblaciones cuya mortalidad se desea comparar se obtienen las respectivas tasas estandardizadas, libres de la inclinación viciada que introducen en las tasas brutas las estructuras por edad de cada población.

La tabla 1 muestra los pasos del cálculo numérico. Escogióse a modo de población estándar la población de Méjico, es decir, una de las dos poblaciones cuya mortalidad ha de compararse. A los efectos de aplicar la fórmula (1), la población estándar puede tomarse en cifras relativas con evidentes ventajas para el cálculo. En este ejercicio está dada en porcentajes.

La tasa estandardizada de mortalidad de Chile resultó 20,31 o/oo, contra su tasa bruta de 21,5 o/oo (columna e, última línea). La tasa estandardizada de Méjico, en este caso particular, por haberse tomado su población como estándar es su misma tasa bruta, 23,3 o/oo (columna c última línea). Si se utilizara de estándar una tercera población bastaría agregar una columna, similar a la f, para el cálculo relativo a Méjico.

(*) A fin de simplificar la notación se suprime los límites de variación de la sumatoria, los que en todos los casos son $x=0$, $x=w$, esto es comprenden todas las edades.

El resultado de la estandardización fué aumentar en un 0,7 c/oo la diferencia de las tasas de mortalidad de ambos países. Ello se explica porque la población mejicana es ligeramente más "joven" que la chilena. Con todo la correción de la tasa chilena es de sólo un 3,5%.

Tabla 1. Estandardización por edades de tasas brutas de mortalidad.

(Estándares: población y tasas específicas de Méjico)

Edad	México (1940)		Chile (1940)		Método directo	Método indirecto
	Población %	Tasas o/oo	Población %	Tasas o/oo	b x e	d x c
-a-	-b-	-c-	-d-	-e-	-f-	-g-
- 1	2,7	205,3	3,0	239,9	647,83	615,90
1 - 4	11,8	48,2	9,4	31,5	371,70	453,08
5 - 9	14,4	7,9	12,6	2,8	40,32	99,54
10 - 14	12,2	4,0	12,1	3,3	40,26	48,40
15 - 19	10,2	6,0	10,2	6,6	67,32	61,20
20 - 24	7,9	9,0	9,1	9,4	74,26	81,90
25 - 29	8,1	10,0	8,5	9,5	76,95	85,00
30 - 34	6,7	11,5	7,0	10,1	67,67	80,50
35 - 39	7,0	13,2	6,4	10,9	76,30	84,48
40 - 44	4,8	15,4	5,3	12,9	61,92	81,62
45 - 49	3,9	18,0	4,3	15,5	60,45	77,40
50 - 54	3,1	21,6	3,5	19,3	59,83	75,60
55 - 59	2,2	27,1	2,7	27,3	60,06	73,17
60 - 64	2,1	40,4	2,4	35,4	74,34	96,96
65 - 69	1,2	54,8	1,3	53,9	64,68	71,24
70 - 74	0,8	84,7	1,0	72,5	58,00	84,70
75 - 79	0,4	108,0	0,5	103,1	41,24	54,00
80 - 84	0,3	161,1	0,4	134,2	40,26	64,44
85 y más	0,2	295,2	0,3	238,8	47,76	88,56
Todas las edades	100.-	23,3	100.-	21,5	2031,15	2377,69

Método directo: Tasa estandardizada de Chile: $\frac{2.031,15}{100} = 20,31$

Método indirecto: " " " " : $\frac{21,50}{23,78} \times 23,3 = 21,07$

La estandardización simultánea de dos o más características es una simple suma de expresiones del tipo (1), con la particularidad que las tasas de mortalidad y la población estándar estarán clasificadas en forma cruzada según dichas características. Así, la estandardización por sexo y edad responde a la siguiente fórmula de cálculo

$$\frac{\sum {}^{1}m_x \cdot {}^{1}S_x + \sum {}^{2}m_x \cdot {}^{2}S_x}{\sum S_x}$$

indicando con los índices superiores 1 y 2 uno y otro sexo. (*)

Interpretación de diferencias entre tasas. Conforme a lo expuesto en el parágrafo anterior, las tasas estandardizadas están libres de la influencia del factor o los factores tomados en consideración. En consecuencia, la diferencia entre las tasas estandardizadas de dos poblaciones expresa la acción conjunta de los restantes factores. A fin de facilitar el razonamiento se puede pensar en la estandardización de un factor, la estructura por edades. La diferencia entre las tasas estandardizadas de dos poblaciones, en este supuesto, queda expresada por un promedio ponderado de las diferencias entre las tasas específicas de iguales edades, con pesos dados por la composición de la población estándar, es decir,

$$R = \sum W_x \left(m_x - m'_x\right) \qquad (2)$$

donde W_x es la frecuencia relativa en la población estándar, y m_x y m'_x las tasas específicas efectivas de sendas poblaciones comparadas (**) W_x pueda ser una cualquiera de dichas poblaciones o bien una tercera.

(*)No existe inconveniente en agregar otro factor a la estandardización, por ejemplo la raza. Indicando con los índices 1 y 2 el sexo y con 3, 4 y 5 sendos grupos raciales, se tiene

$$\frac{\sum {}^{11}m_x \cdot {}^{17}S_x + \sum {}^{14}m_x \cdot {}^{14}S_x + \sum {}^{15}m_x \cdot {}^{15}S_x + \sum {}^{23}m_x \cdot {}^{23}S_x + \sum {}^{24}m_x \cdot {}^{24}S_x + \sum {}^{25}m \cdot {}^{25}S_x}{\sum S_x}$$

donde m_x es la tasa de mortalidad de la edad x, sexo 1 y raza 3; $\sum S_x$ la respectiva población estandard de esa edad, sexo y raza. Y así sucesivamente.

(**)Kitagawa, Evelyn M.-Components of a difference between two rates. Journal of the American Statistical Association. Vol.50, No.272, December 1955.

Se sugiere un promedio de las dos poblaciones comparadas

Si ahora se estandardizan las tasas brutas con tasas específicas por edades estándares, la diferencia entre las tasas obtenidas es un promedio ponderado de las diferencias de estructura, o sea,

$$E = \sum \left(\frac{m_x + m'_x}{2}\right)\left(\frac{P_x}{\sum P_x} - \frac{P'_x}{\sum P'_x}\right) \qquad (3)$$

donde actúan como pesos las tasas específicas. (*)

En resumen, la diferencia entre dos tasas brutas es la suma algebraica de dos componentes, R (tasas específicas) y E (estructura), definidos en (2) y (3) respectivamente. Luego:

$$m - m' = R + E$$

Se dice que R es una componente residual. En efecto, la E puede ser la diferencia debida a uno, dos o cualquier número de factores, siempre que aparezcan especificados en las tasas y en las poblaciones. Una tasa bruta estandardizada por uno, dos, etc.factores, continuará siendo tasa bruta respecto de los factores no explicitados, los cuales se manifiestan en R.

Para extender el razonamiento al caso de más de un factor, bastaría agregar en las fórmulas (2) y (3) un nuevo subíndice y su correspondiente sumatoria por cada factor incorporado.

La población estándar . El problema de la elección de la población estándar no tiene solución general satisfactoria. Según sea la población utilizada, en efecto, varía el nivel de las tasas estandardizadas, y probablemente también su posición relativa. En ciertos extremos se llega a resultados contradictorios.(**)

No obstante, dado que por lo común las tasas específicas por edad de una población son respectivamente mayores, o respectivamente menores, en casi todos los grupos de edades que las tasas específicas de

(**)Comparando dos poblaciones podría tomarse como estándar una vez cada población, y ver si los resultados son contradictorios.

(*)El uso de una tercera población en la ponderación conduce a una expresión menos simple de E, donde no aparecen directamente las diferencias de estructura entre las poblaciones comparadas.

otras poblaciones, la tasa estandardizada de la primera ocupará probablemente la misma posición relativa respecto de las tasas estandardizadas de las segundas, cualquiera sea el estándar utilizado. En cambio parece más delicado tomar una decisión cuando las tasas específicas de las poblaciones son bastante similares y ocurre que las tasas de una población son menores en ciertas edades pero mayores en otras.

Algunos autores recomiendan usar una población estándar cuya estructura no difiera substancialmente de las poblaciones bajo examen, a fin de que los valores numéricos de las tasas estandardizadas no se alejen de una magnitud verosímil, aunque se trate de resultados teóricos. Este argumento carece de verdadera importancia desde que las tasas estandardizadas tienen valor puramente comparativo.

De manera general no podrá esperarse menor dispersión entre las tasas estandardizadas, comparado con las tasas brutas respectivas. Por lo contrario, al comparar poblaciones con marcadas diferencias de mortalidad la dispersión más bien aumenta. Las poblaciones de baja mortalidad poseen mayor proporción de adultos y de ancianos, estructura que por sí misma determina la elevación de la tasa bruta. Acontece lo inverso si la mortalidad es elevada. En otras palabras, la estandardización pone de manifiesto diferencias ocultas por tales "bías". Naturalmente cabe esperar mayores analogías entre las tasas estandardizadas cuando las diferencias entre las tasas brutas provienen de las estructuras -migraciones y/o natalidad- más que por la mortalidad misma.

Esta última situación se pone de manifiesto comparando datos de aquellos países cuyas tasas brutas de mortalidad caen entre 7,5 y 13,0 o/oo, esto es, en una amplitud de variación de 5,5 o/oo. Si como tasas estandardizadas o comparativas se toman las deducidas de las tablas de mortalidad de esos mismos países ellas se distribuyen en un intervalo con límites 14 y 17 o/oo, aproximadamente, o sea de 3 o/oo.

Ciertas reglas prácticas son aplicables a la elección de la po-

blación estándar, según la naturaleza de las comparaciones. Entre éstas son frecuentes: a)las variaciones de la mortalidad de un país, región, ciudad, etc. en sucesivos períodos de tiempo; b)la comparación de la mortalidad de distintas unidades geográficas, o entre grupos sociales, profesionales y análogos; y c)comparaciones internacionales.

En el primer caso -comparaciones en el tiempo- la población estándar puede ser ventajosamente la población del país o área de que se trate, a una fecha determinada. Este criterio fué seguido por el Registrador General de Inglaterra y Gales, siendo la población elegida la de este territorio, censada en 1901. Dicha base se utilizó hasta 1940. Algunos autores (*) estiman que con el transcurso del tiempo la base fija deviene cada vez menos apropiada por los cambios de estructura que sufre la población. En este sentido el Registrador General de Inglaterra y Gales, a partir de 1941, cambió la antigua base de 1901 por la población de Inglaterra y Gales del año 1938 y se propone revisarla de tiempo en tiempo(**)

En comparaciones de clase b), lo indicado es usar como estándar la población del país si el objetivo consiste en comparar la mortalidad urbana y rural, la mortalidad de las distintas divisiones político-administrativas o la de zonas establecidas de otro modo. Cuando se compara la mortalidad de grupos profesionales, la población económicamente activa sirve a tal efecto. No importa que la población estándar corresponda forzosamente a igual período de tiempo, considerando la lentitud de los cambios de estructura en condiciones normales. Pero por idéntica razón no deberá serlo de una época demasiado lejana.

Respecto de las comparaciones internacionales, desde un comienzo se tendió a buscar una población que pudiera ser representativa de los países bajo comparación. A fines del siglo pasado el Dr.Körosi utilizó dos estándares en diversas comparaciones, a saber, la población de Suecia de 1890 y la población conjunta de 14 países europeos. Más adelante,

---

(*)Cox,Peter y Woolsey,D. Bibliografía citada.

(**)Más exactamente, se utiliza una base mixta, un promedio de la población de 1938 y la del año a que corresponden las tasas. Es decir, $S_x^t=\frac{1}{2}(P_x'^{38}+P_x^t)$, indicando con P_x las cifras proporcionales a la población total, y con t el año corriente.

en 1917, el Instituto Internacional de Estadística adopta como base la población de 19 países europeos, reducida proporcionalmente a un millón (millón estándar).

Concluyendo, cabe referir la posibilidad de usar la "población estacionaria" de la tabla de mortalidad, para uso nacional. Se señala a su favor que la estructura de la "población estacionaria" depende enteramente de la mortalidad actual, mientras en las poblaciones reales ella depende de una serie de factores variables (mortalidad, natalidad y migraciones pasadas) y, además, sus cambios son lentos. Por otro lado y como desventaja, se indica su diferente estructura respecto a la población real. La "población estacionaria", en efecto, representa una población más vieja debido a su naturaleza estacionaria y al hecho de reflejar las tasas actuales de mortalidad.

Método indirecto de estandardización. Forman la base de la estandardización un elenco de tasas específicas escogido al efecto, o mortalidad estándar . Aplicando el razonamiento a la estandardización de la edad, y simbolizando con s_x las tasas estándar de mortalidad, las defunciones "esperadas" de una población efectiva $\sum P_x$ están dadas por

$$\sum_{0}^{\omega} s_x \cdot P_x$$

Dividiendo las defunciones efectivas $\sum D_x = \sum m_x \cdot P_x$, por las defunciones"esperadas" se obtiene una proporción o índice (Standardized Mortality Ratio) que expresa la relación entre la mortalidad efectiva y la que teóricamente tendría la población con las tasas estandares Por tanto:

$$I = \frac{\sum_{0}^{\omega} m_x \cdot P_x}{\sum_{0}^{\omega} s_x \cdot P_x} \qquad (4)$$

Este índice mide el excedente (positivo o negativo) de la mortalidad efectiva sobre la "esperada" o estándar. Calculado para las distintas poblaciones -o distintos períodos de tiempo, según el caso- son valores comparativos.

Un sistema indirecto de estandardización de las tasas brutas resulta de multiplicar el índice I por la tasa bruta de la población estándar , es decir, la población a la que corresponden las tasas estandares Analíticamente,

$$\frac{\sum m_x \cdot P_x}{\sum s_x \cdot P_x} \cdot \frac{\sum s_x \cdot S_x}{\sum S_x} \qquad (5)$$

Dado que el primer factor, I, solamente expresa las diferencias entre las tasas m_x y s_x, el segundo factor -tasa bruta de la población estandard- se ajusta en la medida del índice, proporcionando una tasa estandardizada de la población $\sum P_x$. Si $I > 1$, quiere decir que las tasas efectivas, m_x, son, en general, más altas que las tasas estandardes, s_x. Si $I < 1$, ocurre lo inverso.

Reemplazando en (5) los valores s_x por las tasas medias s y s', se tiene

$$\frac{\sum m_x \cdot P_x}{s \sum P_x} \cdot \frac{s' \sum S_x}{\sum S_x} = \frac{\sum m_x \cdot P_x}{\sum P_x} \cdot \frac{s'}{s} \qquad (6)$$

O sea, la tasa bruta de la población $\sum P_x$ multiplicada por el factor de ajuste s'/s. Como estos valores de s' y s dependen enteramente de las distribuciones de $\sum P_x$ y $\sum S_x$, evidentemente el método indirecto también elimina el efecto de las diferencias de las estructuras de edades.

El método indirecto se utiliza como substituto de la estandardización directa. Los resultados que se alcanzan con uno y otro método sólo son iguales en ciertas condiciones. Son equivalentes si $P_x / \sum P_x = S_x / \sum S_x$, o bien, lo que es lo mismo, $P_x = K.S_x$ (K constante, incluso uno). También si $s_x = k.m_x$. En efecto, substituyendo en (5) P_x por su igual $K.S_x$, después de simplificar queda

$$\frac{\sum m_x \cdot S_x}{\sum S_x} \qquad (7)$$

resultado al que se llega con el método directo. Análogamente, reemplazando en (5) s_x por $k.m_x$ nuevamente se obtiene (7)

En la práctica no será necesario que se cumplan rigurosamente las igualdadas señaladas. Diferencias relativamente pequeñas suministran sufuciente aproximación.

Una de las razones de mayor peso para usar el método indirecto, como es de observar, proviene de poder prescindir de las tasas específicas, imposibles de calcular en muchos casos.

La tabla 1 muestra el cálculo numérico. Se tomó a modo de tasas estándares. las propias de Méjico. La mortalidad "esperada" de Chile figura en la columna g, con un total de 2.377,69. Dividiendo por la población chilena -100 en este caso- resulta la tasa "esperada" de 23,78 o/oo. La tasa efectiva de Chile era de 21,50 -columna e última línea- y la tasa bruta estandard 23,30 o/oo. Haciendo el cálculo resulta para Chile la tasa estandardizada 21,07 o/oo. La desviación cometida respecto de la tasa estandardizada por el método directo es 0,76 o/oo, o sea un 3,7 %.

El lector apreciará que en la fórmula (5) no cambia el resultado poniendo las tasas en lugar de las defunciones, en el primer factor. En el ejercicio es el camino más directo.

Factor de comparabilidad regional. Las tasas específicas de mortalidad, según edades, de pequeñas localidades o distritos poco poblados, se hallan afectadas por variaciones anuales relativamente importantes -accidentales y de muestreo-. El grado de error que admiten tales índices impide usarlos con confianza en comparaciones como la estandardización directa. Además, de ordinario, es difícil calcular con precisión estas tasas específicas si se piensa que primero habrá que estimar, en condiciones poco seguras, entre censos, la población por grupos de edades.

El Registrador General de Inglaterra y Gales a partir de 1934 efectuó la estandardización de las tasas brutas locales, sobre una sucesión de años calendarios, tomando como base de estandardización las tasas específicas de mortalidad de toda Inglaterra y Gales hacia la época del censo de 1931. El factor de comparabilidad regional empleado fué:

$$\frac{\sum s_x \cdot S_x}{\sum S_x} \div \frac{\sum s_x \cdot P_x}{\sum P_x} \qquad (8)$$

O sea, la tasa bruta de Inglaterra y Gales dividida por la tasa que resulta de aplicar las tasas específicas por edades de Inglaterra y Gales a la respectiva población local, todos los datos a la época inicial (1931). Multiplicando dicho factor por la tasa bruta local del año t, posterior al año base, se obtiene la tasa estandardizada local en la época t:

$$\frac{\sum {}^t m_x \cdot {}^t P_x}{\sum {}^t P_x} \cdot \frac{\sum P_x}{\sum s_x \cdot P_x} \cdot \frac{\sum s_x \cdot S_x}{\sum S_x} \qquad (9)$$

Habrá necesariamente tantos factores de comparación como poblaciones locales. (*)

En la hipótesis aproximada ${}^t P_x / \sum {}^t P_x = P_x / \sum P_x$, y por tanto ${}^t P_x = K \cdot P_x$, es decir, cuando la población local varía aproximadamente en forma proporcional entre el año base y t cualquiera -t menor de 10- entonces si en (9) se substituye $P = {}^t P \cdot K$

$$\frac{\sum {}^t m_x \cdot {}^t P_x}{\sum s_x \cdot {}^t P_x} \cdot \frac{\sum s_x \cdot S_x}{\sum S_x} \qquad (10)$$

La (10) es una forma de la (5). En el rpimer factor indica la relación entre las defuciones efectivas locales del año t y las defunciones "esperadas" en igual período con las tasas básicas s_x de Inglaterra y Gales(**)

(*) En la opinión de Cox, op.cit., en rigor las comparaciones deberán hacerse entre cada población local y la población de Inglaterra y Gales, más no entre las poblaciones locales a menos que la distribución por sexo y edad sean semejantes.

(**) La división de Estadística Vital del Departamento de Salubridad del Estado de Nueva York utilizó un procedimiento algo semejante. El factor de comparabilidad tenía la forma $\frac{\sum m_x \cdot S_x}{\sum S_x} \div \frac{\sum m_x \cdot P_x}{\sum P_x}$ es decir, las tasa estandardizada (método directo) dividida por la tasa bruta local, ambas en el año censal. $\sum S_x$ es la población del Estado y $\sum P_x$ la local.

Otros métodos. Promedios equivalentes de las tasas de mortalidad.

Se ha sugerido (*) usar el promedio simple de las tasas específicas m_x / n, para medir las variaciones de la mortalidad en el tiempo y también a fin de comparar la mortalidad profesional.

Dividiendo el promedio arriba escrito por el correspondiente a una mortalidad estándar, se tiene el siguiente índice comparativo:

$$\frac{\sum m_x}{\sum s_x} \qquad (11)$$

Si las tasas son valores medios de grupos de edades de diferentes amplitudes, hay que ponderar los términos de las sumatorias de (11) con el número de años comprendido en cada grupo. Para evitar la excesiva influencia que ejercen sobre estas sumas las elevadas tasas de las edades más viejas, podría recurrirse al cálculo separado de un índice hasta los 64 años inclusivo y otro desde 65 años adelante.

El promedio $\sum m_x /n$ puede considerarse una tasa por año de edad constante y equivalente, o sea, la tasa que determina igual mortalidad que las tasas efectivas de todas las edades. Por lo tanto

$$\sum m_x = n \left(\sum m_x /n \right)$$

y

$$_nP_x = \exp. \left(- \sum m_x \right) \qquad (**)$$

Indice de mortalidad relativa. Este método es un nuevo ejemplo de los recursos a que se apela para salvar la falta de ciertos datos. En numerosos países donde existen estadísticas del número de decesos clasificados por edades, faltan las cifras de población. Supuesto conocida la

(*) Método atribuido a G.U.Yule (Cox, op. cit.)

(**) En efecto:

$$_nP_x = P_x \cdot P_{x+1} \cdots P_{x+n-1}$$

$$P_x = e^{-m_x}$$

$$_nP_x = e^{-m_x} \cdot e^{-m_{x+1}} \cdots e^{-m_{x+n-1}} = e^{-\sum m_x}$$

población total con suficiente aproximación, se puede escribir

$$\frac{\sum \frac{d_x}{s_x}}{\sum P_x} \qquad (12)$$

equivalente a la siguiente expresión,

$$\frac{\sum P_x \cdot \frac{m_x}{s_x}}{\sum P_x}$$

la cual demuestra que la (12) es un promedio ponderado de las razones m_x / s_x con pesos P_x. De ahí el nombre de "mortalidad relativa".

Tasa de mortalidad deducida de la tabla de mortalidad. La tasa "bruta", por así decirlo, de una tabla de mortalidad es un promedio de sus tasas centrales m_x -ajustadas- ponderado por la "población estacionaria" L_x. Esto es,

$$\frac{\sum m_x \cdot L_x}{\sum L_x} \qquad (13)$$

La (13) constituye un índice que en la opinión de muchos autores suple la estandardización por edades, ya que en verdad está considerada como una medida eficiente de la mortalidad. En este sentido debe adelantarse que dicha tasa es la recíproca de la "vida media" de la tabla, corrientemente invocada para comparar los niveles de mortalidad.

Nada impide, por otra parte, con los elementos que figuran en la (13) efectuar la estandardización directa o indirecta, sobre la base de los valores de otra tabla escogida para las comparaciones.

Método de Westergaard. No difiere en esencia de la estandardización indirecta, tal como fué empleado inicialmente por Westwergaard en comparaciones de mortalidad profesional. La modalidad de este método, también llamado de "muertes esperadas", reside en la forma de obtener el elenco de

tasas estándares, las cuales son tasas medias respecto del factor a eliminar. En la mortalidad profesional serían las tasas de los distintos grupos de edades de la población trabajadora en conjunto, esto es, tasas medias desde el punto de vista profesional.(*)

El método de Westergaard se aplicará con mayor propiedad y razón de ser en el análisis de factores correlacionados. Sea la mortalidad infantil(**) clasificada según edad de la madre y rango de nacimiento, vale decir, una distribución cruzada de las respectivas tasas conforme al esquema de la tabla siguiente. Donde (A), (B), (C).... se indican las tasas de mortalidad infantil de los distintos rangos de nacimiento -sin considerar la edad de la madre- con (a), (b), (c),... las tasas de las distintas edades de las madres, -sin considerar el rango-, y finalmente con (Aa), (Ab), (Ac),..., (Ba), (Bb),(Bc),... (Ca), (Cb), (Cc),... las tasas por ambas características combinadas.

(*) Woodbury, Robert M. -Westergaard's method of expected deaths as applied to the study on infant mortality. The Journal of the American Statistical Association, No. 137-144, año 1922-23.

(**)La tasa de mortalidad infantil es el cuociente entre el número de decesos de menores de un año de edad y el número de nacidos vivos, durante un año calendario, generalmente expresada por 1.000.

Esquema representativo de la distribución cruzada por edad de la madre y rango de nacimiento de: 1)las tasas de mortalidad infantil, ó 2)el número de nacimientos.

Rango de nacimiento	Edad de la madre				
	Todas edades	menos de 20	20-24	25-29	.....
Todos rangos	T.G.	(a)	(b)	(c)	
1º	(A)	(Aa)	(Ab)	(Ac)	.....
2º	(B)	(Ba)	(Bb)	(Bc)	.....
3º	(C)	(Ca)	(Cb)	(Cc)	.....
..	..	..	..	..	.....

T.G. = tasa general de mortalidad infantil, o número total de nacimientos, según sean los datos del cuadro.

No existe dificultad teórica en extender el método a tres características. Siempre en el ejemplo anterior, un tercer factor podría ser el ingreso económico del padre. A efectos de anular la influencia del nivel de ingreso y la edad de la madre, se toma como base del cálculo las tasas medias -medias respecto del rango- de las clases cruzadas ingreso-edad.

Volviendo al supuesto de dos características, la edad de la madre y el rango de nacimiento, cada uno independientemente, muestran correlación directa con las tasas de mortalidad infantil, las cuales crecen al aumentar la edad o el rango. En otras palabras, los valores (a), (b), (c) ... crecen con la edad de la madre, mientras que los (A), (B), (C) ... lo hacen con el rango. Pero como existe en ambos casos correlación directa, se desea conocer la influencia aislada de cada factor en la hipótesis de que el otro se mantiene invariable.

Los pasos del cálculo para aislar la influencia del factor edad de la madre se enumeran a continuación. Para evitar confusiones téngase

presente que los nacimientos están distribuídos como las tasas (véase el cuadro anterior), y por tanto se representan con las mismas letras:

1) Las tasas por edad de la madre (a), (b), (c)... se multiplican por los nacidos vivos respectivos (Aa), (Ab), (Ac),... del rango A. La suma de estos productos dá el número de decesos esperados del rango A. Repitiendo la operación con los nacimientos de los restantes rangos B., C.,..., resultan los decesos esperados de los distintos rangos.

2) Se dividen las defunciones efectivas de cada rango (*) por las respectivas defunciones esperadas calculadas según 1). Estos cuocientes proporcionan una seria de índices, que expresan la influencia positiva o negativa -según sean superiores o inferiores a la unidad- del rango. La unidad significa independencia, las muertes efectivas igualan a las esperadas. Si un índice fuera 1,15, por ejemplo, quiere decir que el rango influía positivamente alzando la tasa efectiva en un 15 %. Adviértase que el total de muertes esperadas -todos los rangos- tienen que dar la misma cifra que las muertes efectivas.

Para aislar la influencia del rango se procede en forma análoga, tomando ahora como base las tasas (A), (B), (C),...

El punto crítico de este método reside en la forma de tomar las tasas de base. En efecto, las tasas medias pueden ser o no apropiadas para representar la distribución de las tasas cruzadas correspondientes a cada columna de edad, cuando se toman medias por rangos, por ejemplo. Nótese la analogía de este problema con el correspondiente de la elección de las tasas estándares en el método indirecto de estandardización.

(*) Las defunciones se suponen conocidas, desde que han servido para calcular las tasas. De lo contrario se las puede reconstruir multiplicando las tasas (Aa), (Ab),...,(Ba),(Bb),... etc. por los respectivos nacimientos.

Números Indices de Mortalidad. Bajo esta designación se desea expresar índices utilizados, preferentemente, para hacer comparaciones en sucesivos períodos de tiempo. Se trata, en verdad, de una estandardización basada en los mismos principios antes vistos.

En períodos cortos de tiempo no es necesario, normalmente, usar índices estandardizados, ya que en tales intervalos la estructura por edad -en general la estructura según distintas características- no sufre cambios que puedan alterar significativamente el valor de las tasas brutas de mortalidad. Por lo contrario, tales cambios ocurren en períodos extensos y hay que recurrir a índices estandardizados para eliminar la influencia de estructuras variables.

En la formulación de estos índices es necesario establecer lo que se denomina población base (*), por analogía de los números índices usados en materia económica. La población base sirve como término de comparación de la serie cronológica de índices. Por ejemplo, si se trata de establecer un índice que servirá para comparar la evolución de la mortalidad general de un país, año por año, parece lógico que se tome como población base la población del año con que se inicia la serie (por ejemplo, este punto inicial debe coincidir con un censo, lo que permite conocer el dato). Llamando ${}^{o}P_x$ esta población base, ${}^{o}m_x$ la tasa de mortalidad en dicho año, y ${}^{t}m_x$ la tasa respectiva de un año t cualquiera distinto de o, un índice puede obtenerse usando el ya conocido C.M.F., o sea:

$$\frac{\sum {}^{o}P_x \cdot {}^{t}m_x}{\sum {}^{o}P_x \cdot {}^{o}m_x} = \frac{\sum {}^{o}P_x \; {}^{o}m_x \left(\frac{{}^{t}m_x}{{}^{o}m_x}\right)}{\sum {}^{o}P_x \; {}^{o}m_x} \qquad (I)$$

Cualquiera de estas dos expresiones equivalentes muestra el cambio que se opera en condiciones de población estable (${}^{o}P_x$) al modificarse (anualmente) las tasas de mortalidad específicas por edad. La segunda expresión indica que el índice es un promedio ponderadado de los relativos

(*) *La población base puede ser la población estándar, pero no necesariamente.*

t_m / o_m, donde la ponderación son los decesos de la población base (del año base).

Si estuviéramos calculando índices de este tipo para varias poblaciones, por ejemplo para las diversas provincias del país comentado, hay que obtener una serie para cada provincia. La población base puede ser siempre la misma, y preferentemente debería ser la población del país entero. No obstante, la población base puede ser elegida arbitrariamente, pero una vez establecida permanece constante. En lugar de una única población base, puede tomarse una población base para cada serie de índice, en nuestro caso para cada provincia (la población inicial, por ejemplo). Es verdad que ahora las series no son directamente comparables dado que la población base varía de una a otra. No obstante cabe otra interpretación: cada serie expresa los cambios en el número esperado de muertos en relación a un número inicial; cada serie acusa una tendencia y tales tendencias si pueden ser comparadas. No obstante, la tendencia de una serie puede ser consecuencia de una estructura particular de la población respectiva en el año base.

Otra clase de índice resulta de utilizar una población base variable, en lugar de una constante. En este caso el índice puede tener la forma conocida del S.M.R., o sea

$$\frac{\sum {}_tP_x \; {}_tm_x}{\sum {}_tP_x \cdot {}_om_x} = \frac{\sum {}_tP_x \; {}_tm_x}{\sum {}_tP_x \; {}_tm_x \left(\frac{{}_om_x}{{}_tm}\right)} \qquad \text{(II)}$$

Donde la segunda expresión equivale a una media armónica ponderada de los relativos ${}_om/{}_tm$, con ponderación igual al número de muertos en el año t. Se advierte que la ponderación varía de un período al siguiente. En el numerador están las defunciones reales de un período, y en el denominador las mismas modificadas en la medida de la relación que guardan las tasas modelos ${}_om$ y las reales del año ${}_tm$. Como las tasas modelos son las mismas en todos los períodos, y eventualmente iguales para las distintas poblaciones cuyos índices se deseen comparar a través del

tiempo, se deduce que los valores son comparables (comparación indirecta).

Pueden usarse tasas modelos distintas para cada serie de índices, por ejemplo para cada serie provincial. Preferentemente debería escogerse las tasas del año base para que el primer valor de cada serie fuera 1 (ó 100). No podría argumentarse que los índices de las distintas series no son comparables, aunque las tasas modelos varíen de una a otra serie. Cada valor de una serie cualquiera indica la relación entre las muertes efectivas de una población (provincial, por ej.) y las muertes "esperadas" con tasas de un año base de la misma población, y por tanto un cambio en las tasas específicas. En resumen, los valores de cada serie reflejan cambios reales de sus tasas específicas, y por tanto sus tendencias son comparables.

Elección del índice. En el parágrafo anterior se han propuesto dos índices, resultando (I) de mantener invariable la población base y el otro (II) de aplicar como ponderación poblaciones variables combinadas con tasas específicas fijas. Ambos índices son formas de índices "agregativos", en el sentido que se está relacionando dos sumas de valores.

Según sea el propósito del análisis que se quiere hacer o, en otros términos, según sea la pregunta que se quiere contestar, depende el tipo de índice. El índice "agregativo" de clase (I) compara el impacto de dos o más estructuras de tasas específicas sobre una población (base) dada. Compara directamente número total de muertes bajo el efecto de distintas estructuras de tasas específicas.

El índice clase (I) tiene una propiedad interesante cuando las tasas modelos que se están usando (${}^{o}m_x$) son las tasas efectivas de la población base (${}^{o}P_x$) (*). En este supuesto -utilizado en la práctica- se dice que el índice es independiente de la población base, o dicho de otro modo que la proporción de los índices (dos poblaciones, o dos años para igual población) es igual al índice que se hubiera obtenido si una de las

(*)Ya se adelantó que no era condición indispensable. Por ej., en la serie de los índices de mortalidad de un país podría usarse como población base la población del país del año inicial de la serie y como tasas modelos las tasas específicas de otro año o tasas teóricas escogidas de alguna manera.

poblaciones (la que divide) se hubiera tomado como base. Vale decir:

$$\frac{\sum {}^{o}P_x \cdot {}^{t}m_x^{A}}{\sum {}^{o}P_x \cdot {}^{o}m_x} \cdot \frac{\sum {}^{o}P_x \; {}^{t}m_x^{B}}{\sum {}^{o}P_x \cdot {}^{o}m_x} = \frac{\sum {}^{o}P_x \; {}^{t}m_x^{A}}{\sum {}^{o}P_x \; {}^{t}m_x^{B}}$$

Puede decirse que el índice de una población A, tomando como población base una población B, es recíproca del índice de la población B con población A de base. Si el primer índice es 2, por ejemplo, el segundo será 1/2 = 0.5

En la práctica la importancia de esta propiedad estriba en la posibilidad de cambiar la unidad de comparación (denominador del índice), para lo cual es suficiente dividir cada término de la serie por el valor del índice que se tomará como nueva unidad.

Otra clase son los índices de "relativos", o promedios de relativos. Usando una población base constante el índice viene definido por:

$$\frac{\sum {}^{o}P_x \left(\frac{{}^{t}m_x}{{}^{o}m_x}\right)}{\sum {}^{o}P_x} = \sum \left(\frac{{}^{o}P_x}{P}\right)\left(\frac{{}^{t}m_x}{{}^{o}m_x}\right) \qquad \text{(III)}$$

Este índice, como se ve en la expresión anterior, no es sino un promedio aritmético ponderado de los relativos entre las tasas del año considerado (t) y las tasas del año base (o) -o entre las tasas de la población t y las tasas modelos-, usando una ponderación fija ${}^{o}P_x/P$. Notemos que en (III) la ponderación es la población base. La (I) también la hemos expresado como un promedio de relativos, pero entonces la ponderación era el número de muertes. De esta diferencia se deduce que en el índice (III) tendrán mayor influencia sobre el resultado (que es un promedio) los relativos ${}^{t}m/{}^{o}m$ de edades más jóvenes, porque en ellas la población es más grande. En cambio en el índice (I) tienen mayor influencia los relativos de edades altas donde el número absoluto de muertes es superior.

El tipo de discrepancia que puede surgir del empleo de uno y otro índice puede ejemplificarse. Si se obtiene para dos provincias de un país los índices respectivos de tipo (III), utilizando como población

base la de todo el país, puede bien ocurrir que los relativos de las edades bajas entre las tasas de la primera provincia y el país sean altos (lo que indica que esa provincia tiene una menor mortalidad que la media del país, por lo menos en esas edades), pero no tan altos (como es lógico esperar) en las edades más elevadas: esta situación tiende a levantar el índice de relativos. Si en la otra provincia los relativos en las edades bajas son menores que respecto a la primera provincia, el índice de relativo tenderá a bajar por este hecho comparado con el índice de la primera provincia. Utilizando índices agregativos del tipo (I) probablemente se presenta una situación algo distinta, porque el peso relativo de las defunciones de, por ej., la primera provincia es mayor para los relativos de las edades altas y este peso relativo será menor en la segunda provincia, de donde la diferencia entre ambos índices agregativos (de las dos provincias) se acorta.

Si se emplea una población base variable, el índice de relativos tendrá la forma siguiente:

$$\sum \frac{t_P}{P} \left(\frac{t_{m_x}}{o_{m_x}} \right) \qquad \text{(IV)}$$

La fórmula (IV) es comparable a la (II). La diferencia es que se usa como ponderación la población, mientras que la (II) equivale a usar como ponderación las muertes. Más exactamente, la fórmula comparable a la (II) tiene la forma siguiente:

$$\frac{\sum t_{P_x}}{\sum t_P \cdot \left(\frac{o_{m_x}}{t_m} \right)} \qquad \text{(V)}$$

La cual es una media armónica. El resultado de (V) será mayor que IV si los relativos $^{t}m/^{o}m$ son mayores que la unidad, y viceversa.

III. Métodos de proyección de la mortalidad.

1. Introducción

En base a la observación del curso experimentado por la mortalidad en el pasado, y a ciertos conocimientos -o hipótesis plausibles- acerca de la acción probable de algunos factores sobre su desarrollo en un futuro más o menos inmediato, es posible proyectar las tasas actuales hacia el porvenir por un número de años no muy extenso.

En aquellos países o regiones de mortalidad alta o media, suele ser de gran utilidad para prever las condiciones de evolución futura la experiencia recorrida por otros países donde el fenómeno comenzó a descender antes en el tiempo. Esta observación no es meramente empírica, en cuanto se conocen las causas de dicha evolución, y es entonces posible establecer con cierta seguridad si esas mismas causas actuarán en la población bajo examen. Si fuera factible construir modelos de evolución de la mortalidad, tales modelos serían sumamente útiles en problemas de proyecciones. Este método será expuesto, en forma particular, más adelante.

Las proyecciones de mortalidad se utilizan con fines variados. Podemos destacar los siguientes: a) en las proyecciones de población, en cuanto la mortalidad es uno de los elementos del cambio de la población, en particular en el llamado "método de componentes"; b) en estimaciones de la medida en que podrían ser reducidas las tasas prevalecientes, mediante una amplia aplicación de las mejores prácticas médicas y sanitarias conocidas; c) en cálculos particulares donde interviene la mortalidad, como ser en estimaciones del costo de los seguros sociales, cambios en el volumen y estructura de la mano de obra, y otros.

Los métodos de proyección que se analizan más adelante son los siguientes:

I. Método de las tendencias de las tasas de mortalidad. Trátase de proyectar las tasas de mortalidad por grupos de edad, en base a funciones matemáticas simples de ajustamiento tendencial, que permitan extrapolar valores.

II. Modelos de evolución de la mortalidad. Es posible construir modelos de tablas de mortalidad que describan con alguna aproximación el ritmo de descenso de la mortalidad en situaciones típicas corrientes, en base a observaciones sobre muchas poblaciones de diversos niveles de mortalidad y dife-

rentes épocas. Tales son las tablas construídas por las Naciones Unidas*, con el principal propósito de efectuar proyecciones de población.

III. Método por generaciones. A diferencia del método I que se apoya en las tendencias de las tasas por edad en el curso del tiempo, el método por generaciones analiza las tasas por edad de cada generación, y de la misma forma se realizan las proyecciones.

IV. Métodos varios que implican modificaciones al I.

Antes de comenzar el estudio en particular será conveniente mostrar con un diagrama los distintos caminos que se pueden seguir en el análisis de la mortalidad por edades, en función del tiempo. En el gráfico 1 están representados sobre el eje de abscisas los años calendarios de nacimiento, o sea la variable "generación", simbolizados con 0; sobre las ordenadas la edad alcanzada x. Las diagonales, a su vez, representan años calendarios corrientes, siendo para un año cualquiera t:

$$(0-5)+(x+5) = t$$
$$0+x = t$$
$$(0+5)+(x-5) = t$$

Vale decir, una diagonal indica la estructura por edad de la mortalidad en un año calendario dado.

El estudio del curso de la mortalidad, de cada grupo de edad particular, a través del tiempo, se puede efectuar siguiendo los valores de las líneas (horizontales). El estudio por generaciones, siguiendo los valores de cada columna (verticales), variando sólo la edad.

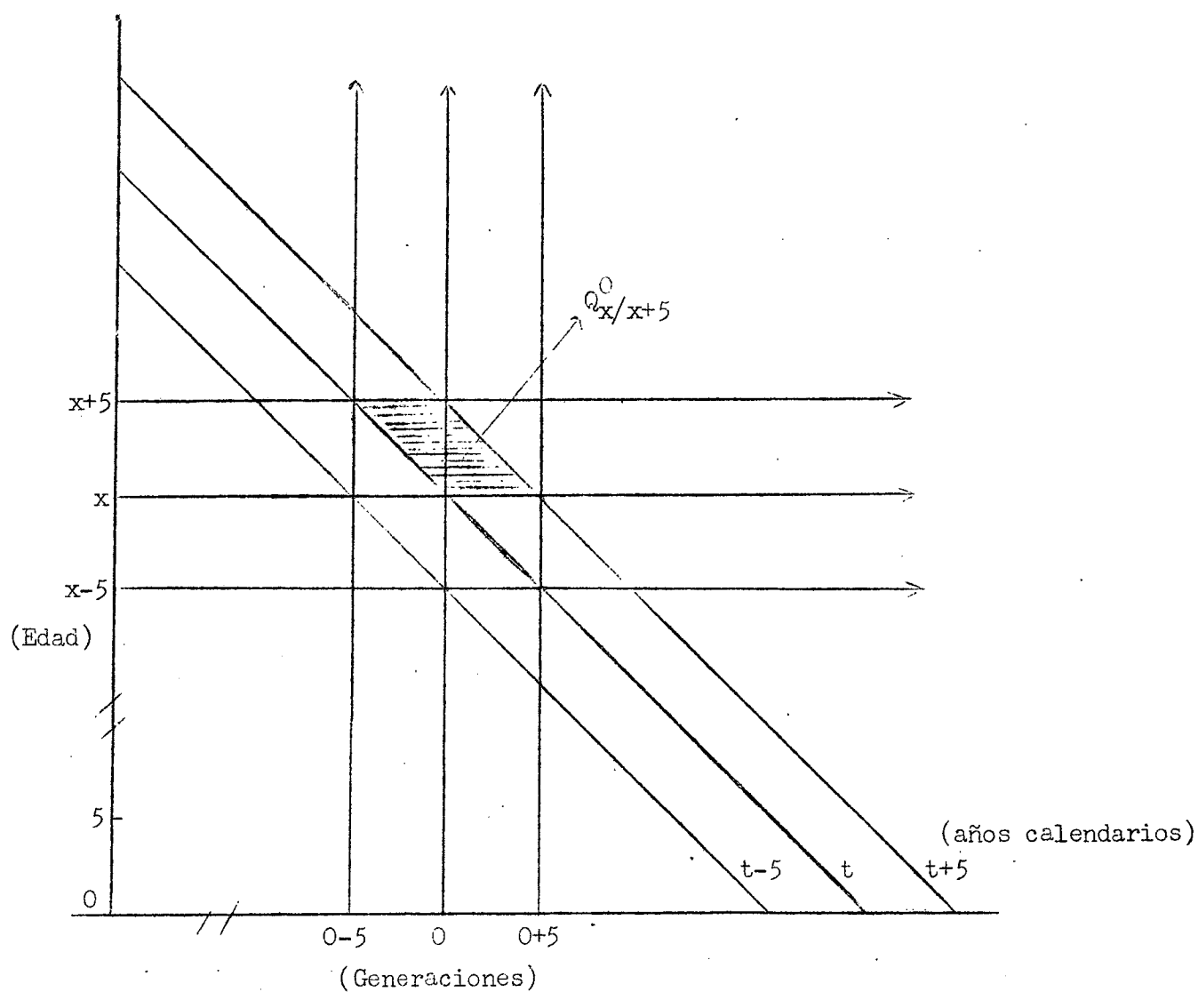
Cabe observar que el diagrama ha sido diseñado para representar la mortalidad por grupos quinquenales de edad. Por tanto, cada generación está formada por los nacimientos de cinco años calendarios consecutivos.

---

* Métodos para preparar proyecciones de población por sexo y edad. Manual III. ST/SOA/Ser. A, No. 25.

Gráfico 1.

Representación esquemática de las tasas de mortalidad por años de edad y por generaciones (años de nacimiento).



2. Método de las tendencias de las tasas de mortalidad.

Si se pretende proyectar tasas de mortalidad es necesario estudiar su curso a través de un período de tiempo bastante extenso. Esta posibilidad depende, naturalmente, de las estadísticas retrospectivas disponibles en cada lugar. Como se requieren tasas por sexo y por grupos de edad, este método es de muy restringida aplicación en países de América Latina, si se considera que con anterioridad a 1950, aproximadamente, sólo existen tasas calculadas en períodos aislados. No obstante, metodológicamente, interesa para la mejor comprensión de los métodos de construcción de modelos de variación de mortalidad.

Nos servirá para ilustrar este método las proyecciones de mortalidad de Inglaterra y Gales, preparadas por el Government Actuary's Department *, para usar en proyecciones de población. Se partió de tasas de mortalidad de cada sexo por grupos de edad, registrados año por año desde 1885 a 1945. A efectos de visualizar fácilmente la variación proporcional (tasa de cambio) de dichos valores en ese período, se graficaron en papel semilogarítmico. Previamente las tasas anuales fueron promediadas por períodos de cinco años calendarios, a efectos de eliminar irregularidades que no afectan al trend del fenómeno, como son las variaciones de año ocasionadas por epidemias, factores climáticos, o simples variaciones accidentales. Asimismo sólo se consideró la mortalidad de la población civil en los años de guerra.

Los valores así representados presentan, en general, una tendencia bien definida del descenso de la mortalidad de Inglaterra y Gales. No había razón lógica para esperar que esa tendencia fuera a cambiar en los años siguientes, en el sentido de que algunas tasas aumentaran sobre el nivel de los años más recientes. Más bien se podía esperar que el descenso podría aún acelerarse en algunas edades, por lo menos durante algún tiempo, en vista de las posibilidades de progresos médicos importantes. Anteriormente, nosotros hemos presentado un gráfico análogo de la mortalidad de Estados Unidos de América, donde se puede apreciar claramente la tendencia de las tasas **.

---

* The course of Mortality in Great Britain. Report and Selected Papers of the Statistics Committee. Royal Commission on Population, Papers, Vol. II, London, 1950

** I- Factores y características generales de la mortalidad, pág. 20 a.

No es suficiente tner una idea gráfica del trend de las tasas, es necesario hallar una función matemática descriptiva del mismo, y que ulteriormente nos permita extrapolar valores. En el caso de Inglaterra y Gales se efectuaron ajustamientos por el método de los mínimos cuadrados utilizando distintos tipos de curvas, de las cuales se seleccionó, por dar mejores resultados, la función de la recta, (b - at), y la función exponencial, e^{b-at}, indicando el tiempo con t. Es evidente que con tales funciones podría llegarse, en un plazo no muy largo, a resultados inaceptables en algunas edades, tales como una tasa nula (o negativa) cuando se empleó la línea recta, o una tasa muy pequeña utilizando la exponencial.

Observando la marcha de las tasas, se resolvió ajustar las series del período 1900-45, omitiendo los años anteriores. En realidad, en los años previos a 1900 se observa cierta estabilidad en las tasas de algunas edades, en lugar de una franca tendencia similar a la que se produce a partir de aproximadamente el comienzo de siglo.

Los resultados obtenidos fueron testados de varias maneras con el propósito de descubrir inconsistencias. En primer término se midió el grado de ajuste de las funciones utilizadas a los valores experimentales (1900-1945), tanto para seleccionar la mejor curva como para tener la seguridad de que los valores teóricos se aproximaban al mayor número de datos reales, sobre todo en los últimos años del período 1940-45. Para ello fué suficiente considerar el comportamiento de los desvíos y la suma de los desvíos absolutos. Otro test consistió en comprobar la adecuación de los valores teóricos a los correspondientes de una tabla de mortalidad. Dicha comparación fué hecha con la tabla de mortalidad de Inglaterra y Gales 1930-32, respecto de esa época. A tal efecto las tasas de mortalidad por grupos de edad (tasas ajustadas) fueron convertidas en la función $(1-{}_nP_x)$ de la tabla de vida, mediante las conocidas tablas de Reed-Merrel. La diferencia encontrada fué del orden de los cien milésimos hasta

hasta los 70 años de edad (sin considerar las edades 1-4), y por lo tanto una buena correspondencia entre ambos datos.

Finalmente, se ha juzgado la consistencia de los resultados de la proyección para el año 1978, al final del período proyectado, para lo cual se consideró la estructura y nivel de las tasas, incluso mediante una comparación con las tasas más bajas registradas en otros países hasta 1944. A continuación se transcriben los resultados obtenidos mediante el ajustamiento por una curva exponencial, los que fueron estimados como los mejores.

Tabla 1. Proyección de la mortalidad de Gran Bretaña, año 1978 *. Población femenina.

- Valores de 1000 $(1 - {}_nP_x)$ -

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

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

Como se podrá apreciar en la tabla anterior se prevé la reducción de la mortalidad a ritmos muy diversos según la edad, entre 1942-44 y 1978. En el grupo de 1-4 años esta declinación sería de 83%. No obstante, se considera imposible llegar a un nivel tan bajo como 2 o/oo en dicho intervalo - equivale, aproximadamente, a 0,5 o/oo, en promedio, por año -. Por otra parte, tampoco debería esperarse que la mortalidad fuera inferior de 1 a 4 años que de 5 a 9. Por estas razones se resolvió modificar el nivel último de la mortalidad de 1-4 a 3 o/oo para el sexo femenino - aproximadamente o,75 o/oo por año, en promedio -.

En general las tasas son inferiores hacia 1978 que los valores más bajos registrados antes de 1944. En realidad, en varias edades prácticamente se han alcanzado alrededor de 1953 los niveles últimos proyectados. Sin embargo, parecen demasiado bajas las tasas superiores a 35 años. Se podría, asimismo, construir una tabla de mortalidad con las tasas proyectadas para 1978 y calcular entonces la vida media al nacimiento. Por ejemplo, según la tabla de vida de 1953 de Inglaterra y Gales, la vida media al nacer es de 72,4 para el sexo femenino. Al parecer con las tasas proyectadas para 1978, la vida media femenina podría llegar quizás a 74, lo cual no es un valor alejado de la realidad que se está viviendo.

Con fines ilustrativos hemos ajustado las tasas de mortalidad de algunos grupos de edades quinquenales correspondientes a los EE.UU. en el período 1931-50 (hombres blancos). A fin de regularizar los datos de base se promediaron las tasas de cada cuatro años calendarios (1931-34, 1935-38, etc.), asignando el valor medio a la mitad de cada período. Estos valores pivotales fueron ajustados por mínimos cuadrados, usando funciones exponenciales de tipo:

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

y,

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

Para decidir el empleo de una u otra función de ajustamiento, se representa en un gráfico los logaritmos de las tasas. Si la curva es, aproximadamente, lineal ($\log m_x = a+b\cdot t$) se emplea la función (2). Si su forma es parabólica ($\log m_x = a+b\cdot t+c\cdot t^2$), es preferible la (1), siempre que el coeficiente "c" resultara positivo. En caso contrario, de ser negativo, el valor de m_x se anula-

ría rápidamente, por lo que deberá usarse la (2).

En la tabla 2 se proporcionan algunos valores ajustados y extrapolados, para comparar con los valores medios del período 1947-50.

Tabla 2. Tasas de mortalidad para algunos grupos de edad. Valores ajustados y proyectados. (Estados Unidos, hombres blancos).

- 10.000 m_x -

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

Las respectivas funciones de ajustamiento son las siguientes:

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

* $\log m_{10-14} = 1{,}01040 - 0{,}04278 \cdot t$

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

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

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

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

Las edades tomadas como ejemplo no están afectadas por la mortalidad de guerra (1942-1944), excepto, quizás, levemente la edad 35-39. Para las edades afec-

* Estas funciones de ajustamiento fueron calculadas tomando como datos bases las tasas del período 1935-50 solamente. Se consideró que las tasas del período 1931-34 estaban claramente fuera del trend, lo que indica un cambio importante en la tendencia de la mortalidad hacia esa época.

tadas habría que eliminar previamente los valores de los años anormales antes de efectuar un ajuste.

3. Método de modelos de tablas de mortalidad.

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

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

---

* Nations Unies, Schemas de variation de la mortalité selon l'age et le sexe. Tables types de mortalité pour les pays sous-développés. ST/SOA/Ser.A/22, 1956.

** Naciones Unidas, Métodos para preparar proyecciones...(op. cit.), pág 29.

*** Naciones Unidas, Métodos para preparar proyecciones...(op.cit.), pág 5.

Podemos sintetizar ahora los tres principios fundamentales establecidos:

a) La mortalidad de la mayoría de los países de todo el mundo presenta un proceso de disminución en los últimos 80 ó 100 años. Este proceso, en realidad, no se ha iniciado simultáneamente en todas partes no con la misma intensidad, quizás, en todas las épocas. Lo que se dice respecto de la mortalidad general vale para cada edad, aunque la tendencia no es similar como se sabe.

b) El ritmo de disminución del nivel de mortalidad total puede interpretarse mejor observando la evolución de la vida media al nacimiento. Este ritmo es muy similar (el ritmo de crecimiento anual medio) para poblaciones con diverso nivel.

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

Con respecto del punto a), ello resulta de una observación estadística que no admite dudas. Por otra parte sabemos cuales son las causas efectivas de la disminución de la mortalidad en los países con estadísticas detalladas, factores que al presente y en el futuro se espera obren sobre otras poblaciones que han tenido diversas condiciones en el pasado.

En cuanto a b), o sea la tendencia uniforme del valor de $\mathring{e}_o$, lo corroboran las cifras del cuadro siguiente:

Grupos de países	Tablas de vida más antiguas		Tablas de vida más recientes		Aumento anual medio de e_o^o
	Fecha media	Promedio e_o^o	Fecha media	Promedio e_o^o	
1. Australia, Canadá, EE.UU., Sudafrica, Nueva Zelandia	1912	57	1949	68	0,30
2. Dinamarca, Finlandia, Islandia, Noruega, Suecia, Inglaterra y Gales, Escocia, Irlanda del Norte	1909	53	1946	66	0,35
3. Austria, Bélgica, Francia, Alemania, Holanda	1907	50	1946	65	0,39
4. Bulgaria, Grecia, Italia, España, Portugal, U.R.S.S.	1910	41	1934	51	0,42
5. D.F. de Brasil, México, Jamaica, Trinidad, Tobago, Argentina, Chile, Guayana Británica	1917	38	1946	50	0,41
6. India, Japón, Ceylán, Chipre	1914	40	1950	55	0,42

Fuente: Naciones Unidas, Métodos para preparar proyecciones de población por sexo y edad. ST/SOA/Ser.A/25,1956. Pág. 30.

Con excepción de los dos primeros grupos (1. y 2.), donde la vida media al nacimiento era elevada desde el principio del período, el aumento medio anual ha sido constantemente alrededor de 0,4 años. Quiere decir, en principio, que la vida media al nacimiento tiende a aumentar en forma bastante uniforme, mientras no haya alcanzado un nivel elevado. Estos son los resultados del pasado, pero no significa que forzosamente habrá de seguir ese ritmo en aquellos países donde actualmente la mortalidad es aún elevada, incluso en las poblaciones más pobres. Por lo contrario, parece que la vida media ha seguido en general un ritmo más rápido en las últimas décadas, por cuya razón podría esperarse una evolución más acelerada en regiones de mortalidad relativamente alta que la tenida por aquellos países que se hallaban en análoga situación en la primera parte del siglo. Hay regiones, cuya mortalidad puede considerarse moderada, como lo es en general en

América Latina, donde el curso futuro depende de que se aprovechen mejor los conocimientos y medios que se poseen para prevenir y curar las enfermedades.

En general se ha supuesto que, en condiciones típicas corrientes, la vida media al nacer aumentará uniformemente hasta un cierto nivel, y a partir de ese punto lo hará a un ritmo cada vez menor. Concretamente, se ha seguido como modelo una ganancia anual de 0,5 años en la vida media al nacimiento, mientras esta es inferior a 55 años; entre 55 y 65 años se supone que hay una leve aceleración como consecuencia de la rápida declinación, se experimentaría la mortalidad infantil a esos niveles comparada con la mortalidad a otras edades. A partir de $e_o^o = 65$, la tasa de incremento se hace cada vez más lenta y prácticamente apenas crecería para valores más altos que 70 años. *

Las tablas modelos están ordenadas según estas hipótesis. Reproducimos los valores de m_x de dos tablas consecutivas, correspondientes a los niveles de vida media al nacer de 50 y 52,5 años (Tabla 3). Quiere decir que de una tabla a la siguiente se supone el transcurso de cinco años calendarios; en otras palabras, entre dos tablas consecutivas la variable tiempo recorre cinco años. Son 24 tablas que a intervalos de cinco años totalizan 115, durante los cuales la vida media al nacer pasaría de 20 a 73,9 años. Desde luego la validez de esta secuencia, sólo es aproximadamente cierta en períodos cortos y para las situaciones típicas ahora existentes.

Falta considerar el punto c), esto es, la existencia de una estrecha correlación entre las tasas de mortalidad de edades contiguas, en diversos niveles de mortalidad. Concretamente, se estableció la correlación entre pares de valores adyacentes de q_x, obtenidos de tablas de vida de una amplia selección de países y de diferentes épocas. De modo que dado un valor, por ejemplo q_{0-4}, utilizando la función de regresión respectiva puede encontrarse el valor correspondiente a q_{5-9}; obtenido este último, podrá calcularse a su vez q_{10-14} mediante la función de regresión que liga a las tasas de esas dos edades, y de igual modo en adelante. **

---

* Se supone que la disminución máxima por quinquenio, para cualquier grupo de edad y sexo, sería de la tercera parte de la diferencia entre el nivel actual y el mínimo calculado por Bougeois-Pichat (Population, No. 3, 1952).

** Naciones Unidas. Métodos para preparar proyecciones...(op.cit.), Apéndice. Dado que las tablas modelos corresponden a determinados niveles de vida media al nacer, establecidos con cierta secuencia, primeramente debió construirse tablas para valores iniciales q_o; en base a éstas y mediante interpolación se llegó a las tablas de valores de q_x que representaban las vidas medias buscadas.

Tabla 3. Esquema de presentación de "Modelos de tablas de vida".*

- Tasas específicas de mortalidad por grupos de edad (1000 m_x) -

Nivel **	0	.....	60	65	.....	115
Vida media al nacer ***	$e_o^o = 20$	.....	$e_o^o = 50$	$e_o^o = 52,5$	.....	$e_o^o = 73,9$
Sexo y Edad						
Varones						
0	442,63	.....	161,16	145,05	.....	18,18
1-4	77,96	.....	16,44	14,15	.....	0,75
5-9	18,64	.....	3,98	3,44	.....	0,28
10-14	11,45	.....	2,70	2,34	.....	0,26
15-19	14,09	.....	4,29	3,78	.....	0,44
20-24	17,93	.....	6,22	5,48	.....	0,61
25-29	21,13	.....	6,45	5,68	.....	0,75
30-34	25,43	.....	6,84	6,00	.....	1,00
35-39	31,77	.....	7,70	6,77	.....	1,45
40-44	40,65	.....	9,50	8,41	.....	2,27
45-49	50,53	.....	12,49	11,22	.....	3,76
50-54	59,69	.....	16,95	15,43	.....	6,30
55-59	71,38	.....	23,52	21,65	.....	10,37
60-64	84,96	.....	33,83	31,58	.....	17,13
65-69	106,42	.....	49,82	46,92	.....	28,01
70-74	144,12	.....	75,35	71,61	.....	46,28
75-79	194,69	.....	112,56	107,64	.....	74,56
80-84	274,44	.....	169,30	162,98	.....	118,21
85 y más	511,36	.....	270,72	264,90	.....	232,36
Mujeres						
.....	.....					

* Naciones Unidas. Método para preparar proyecciones por sexo y edad. ST/SOA/Ser. A/25, 1956. Tabla I, págs. 76/77.

** Escala del tiempo. Cada unidad representa un año calendario. Por lo tanto, hay una tabla cada cinco años.

*** Vida media al nacimiento, ambos sexos.

4.Método de mortalidad por generación.

La idea fundamental de este método es que cada generación posee cierta cualidad que se refleja en la mortalidad de sus componentes (a través de toda su vida). En la hipótesis rígida de que la mortalidad dependiera solamente del año de nacimiento, y no de factores que cambian en el curso de una vida, las razones o cocientes entre las tasas específicas de dos generaciones, tomados edad por edad, permanecerían constantes. *

Parece lógico que la experiencia sufrida por una generación hasta una edad cualquiera x, puede afectar la mortalidad de los años futuros. Las enfermedades, y en general las particulares condiciones de vida sufridas por sucesivas generaciones no son las mismas, en períodos donde las condiciones están cambiando. Las generaciones más viejas podrían estar más debilitadas o deterioradas fisiológicamente al alcanzar cierta edad, que generaciones más recientes cuando alcanzan la misma edad, y por lo tanto más expuestas al riesgo de muerte. ** Por lo contrario, en las generaciones más antiguas pueden haber obrado fuerzas selectivas más intensas, a través de una mortalidad prematura mayor, y en consecuencia ser menor el riesgo de sus componentes a una edad x que el de una generación más nueva (suponiendo, por ejemplo, que las condiciones no variarán en el intervalo de tiempo entre los momentos en que las dos generaciones comparadas cumplen la edad x).

Sean dos generaciones nacidas, respectivamente, en los años calendarios 0 y 0+h. Los sobrevivientes alcanzarán la edad x años en la época t y t+h:

$$0 + x = t$$

$$(0 + h) + x = t + h$$

Si se considera ahora una edad más alta, por ejemplo x + h, esta edad será alcanzada por una y otra generación, respectivamente, en las épocas t+h y t+2h:

$$0 + (x + h) = t + h$$

$$(0 + h) + (x + h) = t + 2h$$

---

* The Course of Mortality in Great Britain (op.cit.) pág 71.

** Spiegelman

En la hipótesis de la mortalidad por generación, las razones entre las tasas por edad de ambas generaciones serían constantes, esto es, llamando Q_x y Q_{x+h} a las tasas de las edades x y x+h, respectivamente:

$$\frac{Q_x^{0+h}}{Q_x^0} = \frac{Q_{x+h}^{0+h}}{Q_{x+h}^0} \qquad (1)$$

En este caso particular en que tanto los intervalos entre generaciones como entre edades son iguales a "h", las tasas Q_x^{0+h} y Q_{x+h}^0, corresponden a la misma época (t+h). La relación (1) permite calcular el valor de la tasa Q_{x+h}^{0+h} de la generación más joven hacia la época t+2h, en base a tasas observadas hasta la época t+h. En efecto:

$$Q_{x+h}^{0+h} = Q_{x+h}^0 \cdot \frac{Q_x^{0+h}}{Q_x^0} \qquad (2)$$

Por este camino se pueden extrapolar valores, y en base a estos últimos, usando la misma relación, obtener nuevos valores para épocas más alejadas. A la razón que aparece a la derecha de la (2) la representaremos con R_x^0. Generalmente se opera con tasas para grupos quinquenales de edad por razones de conveniencia -regularización de los datos-, o simplemente porque no existen datos por edades individuales. En este supuesto, cada generación está formada por las personas nacidas en cinco años consecutivos. Podemos pensar, entonces, que el intervalo medio de tiempo entre dos generaciones seguidas es igual al intervalo medio entre dos grupos de edades contiguas, esto es h=5 años.

En la práctica, en base a las estadísticas corrientes de mortalidad, es imposible calcular tasas por generaciones en forma directa. Supongamos que se tienen cifras de defunciones por grupos quinquenales de edad, por períodos de cinco años calendarios. Por ejemplo, defunciones de 5 a 9 años ocurridas en el período 1950-54. Evidentemente estas defunciones provienen de niños nacidos en los quinquenios 1940-45 y 1945-49, y por lo tanto la tasa de mortalidad de edad 5-9, en el quinquenio 1950-54, corresponde en realidad a la población de dos generaciones. Análogamente la tasa de mortalidad de 10-14, en igual período, corresponde a dos generaciones mezcladas: 1935-39 y 1940-45. Lo mismo cabe decir respecto de las tasas de los restantes grupos de edad.

La tabla 4 presenta las razones de mortalidad R_x^0 -multiplicadas por 1000- de cada dos generaciones consecutivas, obtenidas en base a las tasas de mortalidad de hombres blancos de los EE.UU., en el período 1920-50. Como se podrá apreciar, tales tasas estaban calculadas por períodos de cinco años calendarios, y para grupos de edades decenales a partir de 5 años. En este caso el intervalo medio entre edades es doble del intervalo medio entre dos generaciones.

Los valores de cada columna indican las razones de mortalidad, correspondientes a diversas edades, entre dos generaciones consecutivas. Por ejemplo, los valores de la columna encabezada por la generación 1901-1905, expresan las razones entre las tasas de mortalidad, edad por edad, de la generación 1906-1910 y la generación 1901-1905. Como estas razones son inferiores a 1000, ello indica que la mortalidad de la generación más nueva es inferior. Como es lógico, en este cuadro sólo aprecen las razones de aquellas edades que cada generación pudo haber alcanzado en el período de observación 1920-1950.

Como se advirtió en párrafos anteriores, estrictamente no se compara la mortalidad de dos generaciones, sino de las generaciones mezcladas. Este hecho se hace más complejo aún porque en la tabla 4 las edades están en grupos decenales y las generaciones en grupos de cinco años. Tomemos un caso práctico como ejemplo. Las razones de las tasas de mortalidad de los quinquenios 1941-45 y 1946-50, edad por edad, aparecen en la diagonal superior, vale decir son los últimos valores de cada línea: 976, 933, 950, ..., 807. La diagonal formada por los penúltimos valores de cada línea, son las razones entre las tasas de mortalidad experimentadas en los quinquenios 1936-1940 y 1941-45, y así sucesivamente. Ahora bien, escojamos una razón cualquiera, por ejemplo 926, correspondiente a la edad 45-54. Ella resulta de dividir la tasa de mortalidad de edad 45-54 observada en el período 1946-50 (0,01018), por la tasa de igual edad observada en el período anterior 1941-46 (1099). Pero es evidente que todas las defunciones de edad 45-54 ocurridas en el período 1941-46 no provienen de la generación 1891-1896, sino de la generación 1886-1900, y por lo tanto, podría decirse que 1891-1896 es la generación "central". Del mismo modo se podría decir que 1896-1900 es la generación "central" de las defunciones de edad 45-54 en el período 1946-50.

El triángulo en blanco de la derecha de la tabla se refiere a una época posterior a 1950. Si deseamos proyectar las tasas de mortalidad más allá de esta

Tabla 4. Razones de mortalidad (1000 R_x^0) de cada dos generaciones consecutivas.

- Mortalidad observada en hombres blancos, EE.UU., período 1920-1950 -

Generación (0) *	1831 1935	1836 1840	1841 1845	1846 1850	1851 1855	1856 1860	1861 1865	1866 1870	1871 1875	1876 1880	1881 1885	1886 1890	1891 1895	1896 1900	1901 1905	1906 1910	1911 1915	1916 1920	1921 1925	1926 1930	1931 1935	1936 1940	1941 1945
Edad																							
85 y +	997	921	1016	954	976																		
75-84	-	-	1037	951	1030	914	933																
65-74	-	-	-	-	1043	950	999	947	950														
55-64	-	-	-	-	-	-	1308	1000	1004	966	964												
45-54	-	-	-	-	-	-	-	-	1059	967	985	920	926										
35-44	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	1018	891	912	871	842								
25-34	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	965	873	863	889	721						
15-24	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	948	842	863	1013	729				
5-14	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	872	832	805	795	743		
1-4	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	847	774	761	655	667	
-1	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	909	875	918	795	807

* Epoca de la generación más antigua que interviene en la razón (1000 R_x^0)

fecha, primeramente deberemos extrapolar los valores de R_x^0. Esta extrapolación se hará para los valores de cada columna, avanzando con las edades. En teoría, las razones de cada columna serían constantes, en cuyo caso bastaría ajustar los valores disponibles y extrapolar la función de ajustamiento. Se ha observado, por otra parte, que las razones de mortalidad se acercan a uno, cuando avanza la edad. Esto querría decir que sus valores no permanecen constantes, sino que hay una tendencia creciente, por lo menos al llegar a las edadesaltas. Esto último se ha interpretado como una indicación de que la influencia de la generación disminuye, o desaparece, al envejecer, al mismo tiempo que los factores seculares obran con más fuerza a medida que crece el período de tiempo durante el cual la población ha estado expuesta.*

Conviene mostrar la forma práctica de extrapolar tasas de mortalidad, usando R_x^0 sin introducir ajustes. La tasa de mortalidad de 15-24 años en el período 1946-50 era de 0,00167; la razón de mortalidad de la edad inmediata anterior, 5-14 años, entre las generaciones 1931-35 y 1926-30, es 795 o/oo (véase la tabla). Luego, según la relación (2):

$$Q_{15-24}^{1931-35} = 0{,}00167 \cdot 0{,}795 = 0{,}00133$$

O sea, la tasa proyectada para la edad 15-24 años, en el período 1951-55.

Si se hubiera dispuesto de tasas de mortalidad para grupos de edad quinquenales, en lugar de dos o tres razones de mortalidad por columna, se habría obtenido prácticamente el doble de ese número. Dos o tres valores son pocos para poder observar su tendencia, en particular su establilidad.

Puede usarse un método gráfico para descubrir rápidamente la existencia de razones de mortalidad constantes entre dos generaciones. Tomando logaritmos en la (1):

$$\log Q_x^{0+h} - \log Q_x^0 = \log Q_x^{0+h} - \log Q_{x+h}^0$$

Vale decir, la diferencia de los logaritmos de las tasas de igual edad, de dos generaciones sucesivas, son iguales. Entonces, si representamos en escala

---

* Royal Comission on Population. Reports and Selected Papers... (Op.cit.), pág. 73.

semilogarítmica las tasas de mortalidad de cada edad x, tomando como abscisas las épocas de nacimiento (generación), las curvas correspondientes a las distintas edades serán aproximadamente paralelas.

El método por generaciones requiere, como se acaba de ver, tasas de mortalidad por años de edad de un período retrospectivo bastante extenso. Por ejemplo, si las tasas de mortalidad están por grupos de edad quinquenales, por cada generación quinquenal se pueden obtener tres razones de mortalidad si hay datos para un período de observación de 20 años, cuatro razones para 25 años, cinco para 30 y así sucesivamente.

Naturalemente se podría ampliar el número de razones de mortalidad tomando tasas de mortalidad para períodos menores de cinco años, pero entonces deberían estar calculadas para grupos de edad también menores de cinco años. Por ejemplo, tomando tasas por edad individual y por año calendario, se obtendrían 9 razones de mortalidad en un período de observación de tan sólo 10 años. En este caso es probable que las tasas deban regularizarse antes de calcular las razones. Como quiera que sea, la información sobre un período corto no proporciona, en general, una base tan segura para la proyección.

5. Otros métodos de proyección.

Los métodos de proyección basados en las tendencias de las tasas de mortalidad y en la mortalidad por generaciones, consisten fundamentalmente en una extrapolación de las observaciones del pasado mediante una fórmula matemática, relaciones entre las tasas de sucesivas generaciones (razones de mortalidad), o ambas cosas a la vez.

El método de mortalidad por generaciones es criticado, porque descuida la influencia de años calendarios particulares. Por ejemplo, una epidemia puede elevar la mortalidad de ciertos grupos de edad, sin considerar las generaciones a que pertenecen, alterando las relaciones existentes entre generaciones sucesivas. La aplicación de nuevas terapéuticas médicas (antibióticos, etc), los adelantos de la cirugía y la difusión de la asistencia médica, como ha sido el caso después de la última guerra mundial, fácilmente suelen contrapesar cualquier influencia de la generación en un momento dado.

Cuando se utiliza el método de las tendencias de las tasas de mortalidad,

el principal próblema parece ser la elección del período de base. La inspección del comportamiento de la mortalidad en el pasado debe decidir esta cuestión en cada caso particular. Podría ser conveniente tomar en cuenta un período relativamente corto si la mortalidad del país (o región) analizado ha sufrido un cambio notorio en su tendencia, como consecuencia de factores que, por lo general, son conocidos.

P.K. Whelpton ha realizado una proyección de mortalidad de los Estados Unidos entre los años 1940 y 2000, sin recurrir a la extrapolación del trend pasado mediante fórmulas matemáticas.* La elección misma de la fórmula es un elemento subjetivo, en su opinión difícil de eliminar. El rpincipio fundamental de su método consistió en estimar las tasas de mortalidad, por sexo y grupos de edad, para el año 2000 en base a una serie de análisis de la mortalidad de los EE.UU., en particular:

a) Un estudio del trend pasado de las tasas de mortalidad de los EE.UU., por sexo, edad y raza.

b) Un análisis de las tasas de mortalidad del año 1940 de personas blancas, de cada Estado, por sexo y edad. Combinando las tasas más bajas encontradas en cada grupo de edad, en cualquier Estado, llegó a una tabla de vida de hombres blancos con una esperanza de vida 6,4 años más alta que el promedio nacional, y a una tabla para mujeres blancas con una diferencia de 5,3 años. Se debería esperar que los niveles más bajos de mortalidad habrían de generalizarse a otros Estados y a toda la Nación, ya que como se observa en el pasado las tasas de algunas regiones siguen, con retardo, la tendencia de las mismas en otras regiones.

c) De modo semejante se comparó las tasas de mortalidad por sexo y edad de personas blancas en EE.UU., con los datos correspondientes de los países con más baja mortalidad. Fué observado que mientras la situación para todo el país ocupaba un segundo rango en cuanto a los progresos logrados, aquéllos de sus Estados con mejores niveles tenían tasas comparables a la de los países más favorecidos, por lo menos bajo los 60 años de edad.

d) Un estudio del trend de las tasas brutas de mortalidad por principales causas de muerte, de los EE.UU.

---

* Dublin, L.I. - Lotka, A.J. - Spiegleman, M. Length of Life. N.York, 1949, págs. 169/170.

Toda esta información sirvió para estimar los niveles más bajos que podrían esperarse para un futuro más o menos lejano (1990), considerando las perspectivas en materia de sanidad y medicina. Estas tasas, como es lógico, deberían ser consistentes entre sí. Finalmente, en base a las tasas estimadas para el año 2000, las correspondientes a los períodos 1929-30 y 1939-40, se interpolaron los valores para los años intermedios. En esta forma se proyectaron las tasas de hombres blancos por sexo y grupos de edad. Como es difícil tomar una decisión objetiva acerca de la mejor interpolación, se efectuaron tres proyecciones: "alta", "baja" y"media"mortalidad. Finalmente se proyectaron las tasas de mujeres blancas nativas, población de color y población extranjera, en el supuesto de que el margen de éstas respecto de las tasas de hombres blancos nativos se iría reduciendo en el período 1940-2000.

El método de Whelpton resulta apropiado, a nuestro juicio, en aquellos países donde hay estadísticas de mortalidad detalladas y fidedignas en la actualidad, aunque carezcan de datos retrospectivos. Por lo tanto, es una interesante posibilidad para las regiones donde las estadísticas vitales están en camino de rápido perfeccionamiento.

Las proyecciones de mortalidad por causas específicas de muerte representan un perfeccionamiento en los métodos. En el pasado y según las épocas, los cambios más significativos de la mortalidad se debieron a la reducción de las muertes por ciertos grupos de causas, y lo mismo deberá esperarse en el futuro. Dentro de ciertos límites se puede establecer el efecto de los progresos médicos y sanitarios sobre causas de muerte específicas. Por otra parte, se puede anticipar que los avances en la cirugía y las terapéuticas de determinadas enfermedades sólo pueden significar descensos muy pequeños en la mortalidad debida a las mismas en aquellas circunstancias en que la tasa ya ha descendido a una cifra reducida. No así tratándose de causas de muerte sobre las que aún no se han logrado progresos significativos -cáncer, enfermedades cardiovasculares-, si bien en tales casos es muy conjetural anticipar cualquier cambio importante.

En aquellas regiones donde la mortalidad se ha reducido a niveles muy bajos en las primeras edades y entre los adultos, la gran mayoría de las muertes ocurren entre la población ya envejecida (por ejemplo, mayor de 50 años), y asimismo entre recién nacidos. En tales circunstancias existen unas pocas causas dominantes. En consecuencia, una proyección por principales causas de muerte y determinadas edades puede dar la pauta la tendencia futura de la mortalidad general.

IV. Mortalidad diferencial

1. Mortalidad diferencial

Independientemente del sexo y la edad, existen diferencias en los niveles de mortalidad que pueden ser explicados por la influencia de factores culturales, económicos y sociales. El estudio de estos hechos requiere el análisis de la mortalidad de segmentos de población con características bien diferenciadas desde el punto de vista de los factores mencionados, tales como la profesión, el nivel de instrucción, o la residencia urbana y rural, entre otros.

En la práctica es imposible, con las bases actuales de la organización de las estadísticas del estado civil, obtener información directa sobre elementos concretos de las condiciones económicas y sociales de las personas que fallecen, tales como alimentación, vivienda, asistencia médica y nivel cultural. Similar dificultad se presenta en las estadísticas censales de población. No debe sorprender entonces, la situación de atraso en estudios de este tipo aún en aquellos países que, como Inglaterra y Gales, han dedicado importantes esfuerzos al desarrollo de las estadísticas de la mortalidad. Las investigaciones efectuadas son parciales y los resultados provisorios*.

Los elementos constitutivos de las condiciones económicas y sociales de un grupo de población se encuentran estrechamente ligadas entre sí, formando lo que llamamos nivel de vida en sentido amplio. El nivel de vida, o al menos aquella parte constituída por los elementos más importantes, puede ser medido sólo indirectamente en escala demográfica. Una investigación seria sobre la influencia de algunos factores sociales demandaría, sin duda, una encuesta especializada.

En la práctica, se han seguido diversos criterios para clasificar a la población según el nivel de vida, los que podrían ser reconocidos según que: a) se basen en una o más características individuales de las personas fallecidas, como la profesión, la raza, la instrucción, etc., o b) consideren una o más características del área de residencia a la época del fallecimiento (barrios, localidades, zona urbana o rural, distritos, etc.), tales como tamaño

---

* Daric, Jean. Mortalité, profession et situation sociale. Population, No. 4, 1949.
Logan, W.P.D. Social class variations in mortality. Actuaciones de la Conferencia Mundial de la Población, Vol. I, págs. 185/213.

de la población, densidad geográfica, densidad habitacional, tipo de vivienda, ingresos medios, proporción de personas ocupadas en la industria (u otras ocupaciones), proporción de personas que se benefician con ciertos servicios sociales, etc.

Los criterios que toman en cuenta características individuales, siempre que tal información sea obtenida, son preferibles en cuanto permiten formar grupos más homogéneos. La separación por áreas, según determinadas características colectivas, tropieza con la evidente dificultad de establecer unidades con suficiente uniformidad interna, pero tiene a su favor la mayor posibilidad de disponer de alguna clase de dato, sea de la estadística censal o de las estadísticas administrativas.

La profesión individual, como base de la clasificación socio-profesional, generalmente constituye el mejor indicador del nivel de vida de la población. El bienestar económico, la jerarquía social, la educación y ciertos hábitos higiénicos se vinculan estrechamente con la actividad profesional del jefe de familia. Investigaciones sobre esta base se llevaron a cabo en Inglaterra y Gales periódicamente, en ocasión de los censos decenales*, en Francia**, en los Estados Unidos*** y en los Países Bajos****.

Podemos mencionar como un ejemplo de análisis de la mortalidad socio-profesional los "índices estandardizados de mortalidad" (S.M.R.) por "clases sociales", efectuados en Inglaterra y Gales. En base a los decesos ocurridos en 1950 y una muestra del 1% del censo de población de 1951, se calcularon "índices estandardizados de mortalidad" por "clases sociales" de la población masculina de 20 a 64 años de edad, por todas las causas de muerte y

---

* Registrar General of England and Wales:
-Decennial Supplement 1921, Part II, Occupational mortality (1927)
- " " 1931, " " " " (1938)
- " " 1951, " I, " " (1954)

** Huber, Michel. Mortalité suivant la profession, d'après les décès enregistrés en France en 1907 et 1908. Bulletin de la Statistique générale de la France, Fasc. IV, juillet 1912.

*** Whitney, J.S. Death rates by occupation based on data of the United States Census Bureau, 1930. New York, National Tuberculosis Association, 1934. Dublin, L. y Vane, R.J. Occupational mortality experience of insured wage earners. Monthly Labor Review, juin, 1947.

**** Wolff, P. de y Meerdink, J. Mortality rates in Amsterdam according to profession. Actuaciones de la Conferencia Mundial de la Población, Vol. I, págs. 51/63, Roma, 1954.

por causas específicas. Bajo el concepto de "clases sociales" el Registrador General de Inglaterra y Gales utiliza una clasificación de naturaleza socio-profesional.* Ahora bien, con los fines de obtener el "índice estandardizado de mortalidad" de cada "clase social", se ha empleado un método de estandardización indirecto (S.M.R.) aplicando las tasas de mortalidad específicas por edad de toda la población masculina a la población respectiva de cada "clase social". El índice de cada "clase social" resulta del cociente entre las defunciones efectivas y las defunciones "esperadas" del grupo. Iguales índices se calculan por causas de muerte, en cuyo caso se deben emplear tasas de mortalidad por edad y causas específicas

Los resultados de esta estadística reflejan, como es natural, las condiciones locales. No obstante, están de acuerdo con el supuesto general, según el cual a mayor nivel social corresponde, en términos generales, menor mortalidad. Constituyen excepción la mortalidad por algunas causas degenerativas propias de edades altas (enfermedades coronarias del corazón, diabetes, y otras).

Existen serias dificultades en este tipo de análisis, relacionados a la exactitud y comparabilidad de los datos que intervienen en el cálculo de las tasas de mortalidad. En primer término no son comparables estrictamente los datos censales y los datos de las estadísticas de defunciones en cuanto a la ocupación. A menudo se obtienen datos sobre bases distintas (naturaleza de las preguntas, definiciones) y asimismo el grado de exactitud no es igual. Los censos modernos son exhaustivos y precisos en la indagatoria para calificar el grado de actividad económica, seleccionar la actividad principal, distinguir la ocupación actual de la habitual y otras informaciones conducentes a la clasificación profesional uniforme y concisamente definida. La información corriente del formulario estadístico de defunción es más breve y menos precisa, a la vez

---

* Los grupos mayores de "clases sociales" son cinco: I) ocupaciones profesionales, incluyendo altos funcionarios, artistas y cuadros superiores del comercio y la industria; II) agricultores, pequeños comerciantes e industriales, administradores, empleados de banco y seguros, oficinistas administración pública, ocupaciones semi-profesionales; III) artesanos, obreros calificados, oficinistas del comercio y la industria, etc.; IV) obreros semi-calificados; V) peones, estibadores, mozos de cordel, sereno, vendedor ambulante.

** En Sección II, Métodos de comparación de la mortalidad, se describe el método de cálculo del índice S.M.R. (Standardized Mortality Ratios)

que intervienen otros elementos desfavorables. Por ejemplo, la declaración de los datos, frecuentemente la efectúa un tercero que puede fácilmente ignorar la situación exacta, sobre todo cuando el muerto no trabajó últimamente, o si ejercía varias actividades. Asimismo, existe un sector de la población que cambia de actividad y trabajadores que migran, todo lo cual plantea el problema de ajustar los datos de la población "expuesta" a riesgo de muerte. Piénsese que la mayoría de las veces la mortalidad medida no corresponderá al año censal; o bien que se trabaja con el promedio de las muertes de varios años calendarios. La agrupación de numerosas profesiones en unas pocas "clases sociales", elimina gran parte de la dificultad comentada, ya que una gran parte de los movimientos profesionales ocurren dentro de cada "clase".

Al margen de estos problemas de observación estadística existen otros, no menos importantes, de interpretación de los resultados. El índice de mortalidad de un grupo socio-profesional refleja, presuntivamente, la doble influencia del nivel de vida y del riesgo profesional directo. Si fuera posible eliminar de los índices la componente de mortalidad por riesgo profesional -mortalidad profesional en sentido estricto- el residuo mediría la influencia del nivel de vida en cada grupo socio-profesional. En efecto, se ha observado que los índices de mortalidad de distintas profesiones varían en el interior de un grupo socio-profesional, y como el nivel de vida se supone similar dentro del mismo, las diferencias profesionales expresarían la intensidad del riesgo profesional. Un método utilizado consiste en comparar la mortalidad masculina con la mortalidad de mujeres casadas (20 a 64 años, por ejemplo), clasificando a éstas según la profesión del marido. El exceso de mortalidad masculina sobre la mortalidad femenina puede interpretarse, en principio, como causada principalmente por el riesgo profesional directo.* La mortalidad por causas específicas claramente vinculadas al proceso del trabajo (en razón de las substancias empleadas, el ambiente, o las operaciones), como ser accidentes del trabajo, silicosis, pneumonias, enfermedades cardíacas, entre otras, también permite avaluar el nivel de la mortalidad profesional directa.

Los grupos raciales y étnicos pueden utilizarse provechosamente en estudios de mortalidad diferencial, siempre que las poblaciones así divididas for-

---

* Usado en Inglaterra y Gales. Daric, J., Op. cit.

men estratos sociales bien diferenciados. En los Estados Unidos de Norte América, las estadísticas de mortalidad -como la mayoría de las estadísticas de población- contemplan las categorías de "blancos" y "no-blancos". La mortalidad de esta última población es netamente superior a la de la población blanca, lo que está de acuerdo al superior status social de la última. En varios países de América Latina existe también una población indígena o de color importante, cuyas condiciones de vida son inferiores, que merecerían un análisis separado. En esa situación se hallan países como Brasil, Perú, Bolivia, México, Guatemala, entre otros. Como puede preverse, los grupos inferiores sufren una mayor mortalidad por aquellas causas que tienen un marcado carácter sociológico, como ser la tuberculosis, la pneumonia del recién nacido, ciertas enfermedades de la primera infancia, etc.

Consideremos ahora la clasificación por áreas según características colectivas de la población. Este camino está más al alcance de las posibilidades de América Latina, donde las estadísticas de mortalidad prácticamente no permiten un análisis por características individuales. Por lo contrario, bastaría tabular los datos por áreas convenientemente trazadas de antemano, en base a ciertas características dominantes de la población que vive en ellas, para deducir resultados significativos con los datos más elementales. Con propósitos puramente ilustrativos y sin pretender sacar conclusiones de los resultados, hemos relacionado las tasas de mortalidad de las distintas entidades federativas que forman México con: a) la proporción de población de 6 y más años analfabeta, y b) con la proporción de la población económicamente activa ocupada en actividades diferentes de la agricultura. A priori podemos establecer como supuestos que el nivel de la mortalidad disminuye a medida que aumenta el nivel de instrucción (por lo menos hasta cierto nivel de mortalidad), y que igual proceso tiene lugar cuando la estructura económica de la población pasa de formas predominantemente agrícolas a formas más desarrolladas. En otras palabras, el analfabetismo en un caso y el grado de ocupación agrícola en el otro, son índices de la situación económica y social dominante.

Para esta comparación disponemos, por una parte, de los datos del censo de 1950 para la información relativa a analfabetismo y a ocupación no-agrícola. Por otra parte, contamos con las tasas brutas de mortalidad de cada entidad fe-

derativa, y asimismo de la población urbana y rural por separado, de los años 1953, 1954, y 1955. Se ha considerado que las tasas de la población urbana reflejarán mejor el nivel general de cada área, en vista de la aparente subenumeración de las zonas rurales. En varias entidades federativas, en efecto, las tasas de mortalidad rural son inferiores al 50% de las respectivas tasas urbanas, y salvo unas pocas excepciones la mortalidad rural es apreciablemente inferior a la urbana.

Sobre esas bases se observa que cinco entidades federativas donde las tasas de mortalidad urbana están por debajo del 15 o/oo (promedio 1953-55), la proporción de analfabetos es la más baja (menor de un 25%), y la ocupación no-agrícola es más alta (alrededor o superior al 50%), y son: Baja California Norte, Baja California Sur, Distrito Federal, Nuevo León y Tamaulipas. Por otra parte, en once entidades donde la tasa urbana de mortalidad varía entre 16,5 y 19 o/oo, el analfabetismo supera el 50% (en 4 casos al 60 o/o), y a su vez la población no-agrícola es inferior al 33%, y son: Chiapas, Guanajuato, Guerrero, Hidalgo, México, Michoacán, San Luis Potosí, Oaxaca, Puebla, Querétaro y Veracruz. En las 16 entidades restantes, la relación entre mortalidad y analfabetismo, u ocupación no-agrícola es menos evidente. Con la excepción de tres de ellas, son entidades que presentan tasas superiores a 15 o/oo y una proporción de analfabetos media, entre 25 y 50%.

Los datos usados no revelan la existencia de una correlación definida y estrecha entre la mortalidad general y los factores mencionados. Tratándose de áreas tan extensas, es remota la posibilidad de tratar con poblaciones homogéneas en cuanto a muchos factores, como la salubridad del clima, la densidad de habitantes, y la alimentación, por ejemplo, que inciden indudablemente sobre la mortalidad. Por esta misma razón la mortalidad urbana difícilmente puede ser expresiva con fidelidad de la mortalidad total.

Mejores resultados se obtienen cuando se estudia la mortalidad diferencial dentro de zonas relativamente pequeñas, donde existen ciertas condiciones locales uniformes respecto a cierto número de factores. Por ejemplo, el análisis de las condiciones de la mortalidad en pequeñas áreas de una ciudad y zona de influencia. A título ilustrativo mencionaremos la investigación por "barrios" de Amsterdam.* Los "barrios" en número de 52, fueron medidos con varios índi-

---

* Wolff,P. de y Meerdink, J. Op. cit.

Tabla 1. Relación entre mortalidad, analfabetismo y ocupaciones no-agrícolas. México, 1953-1955.

Entidad federativa*	Tasa de mortalidad urbana, 1953-55 **	Porcentaje de analfabetos en la población de 6 y más años***	Porcentaje de población económicamente activa en actividades no-agrícolas***
Mortalidad "baja"			
Baja California N.	11,8	18,7	54,4
Baja California S.	14,4	22,6	48,3
Distrito Federal	11,7	18,2	95,3
Nuevo León	13,5	21,3	59,0
Tamaulipas	14,2	25,6	47,4
Mortalidad "alta"			
Chiapas	16,6	63,9	21,4
Guanajuato	18,4	54,3	32,9
Guerrero	16,9	66,5	19,3
Hidalgo	16,9	58,0	28,6
México	18,6	50,9	26,5
Michoacán	17,8	53,0	26,6
Oaxaca	18,6	61,2	21,9
Puebla	16,8	54,0	32,8
Querétaro	18,4	61,8	29,6
San Luis Potosí	17,1	50,7	31,0
Veracruz	16,5	50,5	33,1

* Sobre un total de 32 entidades federativas. Las 16 entidades no incluídas en la tabla presentan, en general, una situación intermedia entre los dos grupos indicados.

** Anuario Estadístico de los Estados Unidos Mexicanos, 1955-1956. Promedio simple de las tasas anuales.

*** Datos del censo de 1950.

ces de bienestar, entre los cuales cabe señalar: los créditos de consumo, la densidad de habitación y la insuficiencia de cuartos dormitorios. Cada índice fué correlacionado con las tasas de mortalidad (tasas estandardizadas por edad, usando como estándar la población total de la ciudad). Se consignan algunos resultados en la tabla 2. De éstos no surge una relación significativa entre la mortalidad y los índices de bienestar elegidos. No se descarta que sea debido a la imperfección de tales índices, o bien a la falta de suficiente homogeneidad dentro de cada "barrio".

Finalmente es oportuno señalar que en los países de mayor desarrollo, en los últimos tiempos, la mortalidad diferencial de raíz socio-económica ha tendido a disminuir. La extensión de los beneficios de los servicios sociales, el mejoramiento de las condiciones de trabajo, y probablemente ciertos progresos médicos, contribuyen en ese sentido.

Tabla 2. Mortalidad por "barrios" de la ciudad de Amsterdam, 1946-49

- Correlación entre las tasas de mortalidad estandardizadas y ciertos índices de bienestar -

Indice de bienestar económico	Coeficiente de correlación	Desviación estándar del coeficiente de correlación
I. Beneficiarios de créditos a consumidores (Porcentaje respecto al número total de familias 1946-47)*	0,20	0,13
II. Beneficiarios de créditos a consumidores, concedidos a familias con ingresos semanales hasta 30 florines (Porcentaje al número total de familias 1946-47).	0,27	0,13
III. Número medio de habitantes por pieza (1947)	0,40	0,12
IV. Familias que no disponen de un número suficiente de dormitorios (Porcentaje al total de familias-1947)**	0,69	0,07

* Préstamos destinados a la compra de artículos de consumo durable (muebles,etc) que se conceden a familias cuyo bienestar económico es inferior a un mínimo determinado por los ingresos y por el número de personas que la forman.

** Se juzga insuficiente cuando personas de 12 años o más de sexo opuesto, no casados, duermen en la misma habitación.