

CELADE

SUBSEDE

William Brass

METODO DE GENERACIONES PARA PROYECTAR
TASAS DE MORTALIDAD

Traducción del Artículo: "A Generation Method for Projecting Death Rates". Population Growth and the Brain Drain. Editado por F. Bechofer, University Press. Edinburg, (1969)

CENTRO LATINOAMERICANO DE DEMOGRAFIA

SERIE DS No. 6
Edición provisional

San José, Costa Rica
1971 6121 ✓

1
2
3
4

1950

RA 03088 1950 21 01 01 01 01 01 01 01

1950 01 01 01 01 01 01 01 01

5
6
7
8

1950 01 01 01 01 01 01 01 01
1950 01 01 01 01 01 01 01 01
1950 01 01 01 01 01 01 01 01
1950 01 01 01 01 01 01 01 01

9
10
11
12

1950 01 01 01 01 01 01 01 01
1950

1950 01 01 01 01 01 01 01 01
1950 01 01 01 01 01 01 01 01

METODO DE GENERACIONES PARA PROYECTAR

TASAS DE MORTALIDAD

William Brass

Una de las más importantes funciones de la demografía aplicada es estimar el crecimiento de la población y de sus componentes, con el fin de que sirvan de base para la planificación económica y social. Al evaluarse la forma en que se ha realizado esta función, los resultados casi siempre han sido desalentadores y han redundado en clásicos de la crítica, como por ejemplo Dorn (1). Las opiniones sobre lo exactas que pudieran resultar estas estimaciones si se emplearan las más "modernas" y eficaces técnicas, han variado con el transcurso del tiempo y entre los demógrafos. En la actualidad, estamos pasando de una etapa de pesimismo general a una de cierto optimismo moderado (2). Si bien es cierto que la fuente de dicho optimismo ha sido el progreso real que se ha logrado en los conocimientos acerca de los procesos demográficos, me parece que su eficacia para mejorar las proyecciones en sí, todavía no se ha comprobado.

Por supuesto, en todo intento por pronosticar el futuro existen ominosos imponderables. Puede ser que el azar siga siendo un factor determinante para alcanzar el éxito. No obstante, para hacer estimaciones consistentes, es indispensable basarse en un análisis crítico de las tendencias observadas en el pasado. Un elemento importante al hacer tal estudio es la búsqueda de medidas significativas, es decir, aquellos aspectos de las observaciones que reflejen con la mayor claridad los patrones y potencialidades de cambio. El desarrollo de tales medidas en el campo de la fecundidad, especialmente siguiendo la vida reproductiva de generaciones de mujeres en vez de cortes transversales de la población en períodos de tiempo, ha sido el avance más importante en las estimaciones demográficas. Para conocer diversas características de estos estudios, veáanse Glass y Grebenik (3), Ryder (4), y Freedman, Coombs y Bumpass (5). Sin embargo, sorprende lo poco que se ha tratado de investigar la naturaleza de las tendencias y fluctuaciones de series de tasas vitales, o de examinar, empíricamente, los procedimientos empleados para hacer proyecciones, aplicándolos a esas observaciones. Algunas herramientas utilizadas en investigaciones de los procesos estocásticos - particularmente

en el campo del comercio y de la industria - podrían haberse aplicado provechosamente a mediciones de población. Kpedekpo (6) ha realizado trabajos exploratorios en este campo.

Particularmente descuidado ha sido el estudio de la proyección de la mortalidad. Sin duda, una de las causas principales se debe a que en los países desarrollados, los cuales poseen más datos y demógrafos, los cambios en la fecundidad tienen un efecto mayor y más inmediato en las tasas de crecimiento, que los cambios en la mortalidad. Sin embargo, las tendencias de las tasas de mortalidad por sexo y grupos de edades influyen considerablemente en la estructura de la población. Estimaciones confiables son particularmente necesarias para los estudios de fuerza de trabajo, en especial en aquellas ocupaciones como la medicina, en la cual la oferta se controla en gran medida por medio de la planificación.

Los métodos corrientes para proyectar las tasas de mortalidad por edades en las cuales se ajustan curvas de tendencias de diversas formas a series de observaciones, y se hacen extrapolaciones de estos ajustes, no han tenido gran éxito. Las fluctuaciones en las tasas correspondientes a cada grupo de edades son considerables y erráticas. A lo largo de todo período extenso la tendencia aparente varía; a menos que la proyección comprenda solamente un intervalo breve hacia adelante, pequeñas variaciones en la forma de las curvas y/o en las técnicas de ajuste, pueden conducir a estimaciones muy divergentes. En la práctica lo común ha sido hacer proyecciones analizando las tendencias generales del pasado, aunque tal análisis se basara en principios no muy claros, y además estableciendo las variaciones probables en el futuro. Puede ser que estos métodos den mejor resultado que los procedimientos más sistemáticos, pero esto no parece haberse probado por análisis empíricos. El elemento subjetivo es demasiado grande para permitir la verificación experimental.

Hace más de treinta años Kermack, McKendrick y McKinlay (7) propusieron y estudiaron un método para proyectar las tasas de mortalidad que se basaba, creo yo, acertadamente sobre los principios que requiere un procedimiento eficaz. Su trabajo se cita en la mayoría de los libros de texto sobre técnicas demográficas, pero, en general, se considera únicamente de interés histórico. Parece que ha sido mínimo el intento, si lo hubo, de desarrollar en mayor grado su aplicación. Este trabajo ofrece tal ampliación.

El método de Kermack, McKendrick y McKinlay (abreviado KMM) parte de las tasas de mortalidad por sexo y grupos de edades para generaciones sucesivas, es decir, sub-poblaciones de personas que nacen en el mismo período. En la práctica es conveniente que la duración de los períodos sea de cinco o de diez años, y que la extensión de los grupos de edades, para los cuales se vayan a calcular las tasas, sea de un período igual. Kermack *et al* sugirieron que la relación entre la tasa específica de mortalidad de una generación a la de la generación anterior, para el correspondiente grupo por sexo y edades, podría ser tomada como constante. Si se estiman las constantes para una serie de generaciones sucesivas e incompletas, es decir, aquéllas que no han terminado el período normal de vida, se puede usar la serie de valores para proyectar las tasas de mortalidad hacia el futuro. De este modo, en determina

do momento, la comparación de las tasas de mortalidad hasta la edad de 75 años para las generaciones 80 y 75 años antes, da por resultado una estimación de la constante apropiada. Multiplicando la tasa de mortalidad conocida del grupo de 75-9 años de la generación más vieja, por la constante, se obtiene una estimación del valor para la generación más joven. De igual manera, las comparaciones entre las generaciones nacidas 70 y 75 años antes conducen a valores estimados de las tasas de mortalidad del grupo más joven, a los 70-4 y 75-9 años, a partir respectivamente, de la tasa conocida y de la previamente estimada para la generación anterior. Este proceso se lleva hasta las generaciones recientemente nacidas. De aquí se desprende desde luego, que las proyecciones de las tasas de mortalidad han de relacionarse con personas ya nacidas. Las estimaciones para treinta años en el futuro pueden referirse únicamente a tasas de mortalidad mayores que esta edad. La limitación no es seria cuando se aplica a proyecciones de fuerza de trabajo. Aunque se pueden idear procedimientos congruentes para llevar las estimaciones hasta las edades menores, no se considerarán en este ensayo.

El método KMM depende de dos ideas completamente distintas, las cuales se considerarán por separado. La primera es, que se puede establecer una relación simple entre distintos patrones de mortalidad. En la aplicación particular esta relación existe entre las tasas de mortalidad de generaciones, pero, esto no es esencial. La ventaja de tal manera de enfocar la proyección es, que se pueden sintetizar las múltiples tendencias en un pequeño número de series de medidas. Eficientes índices como éstos eliminarán, por medio de promedios, parte de la fluctuación fortuita en las tasas de mortalidad por edades simples; si las medidas resumidas se basan en la naturaleza fundamental de los procesos subyacentes, las variaciones con el tiempo probablemente serán más sistemáticas y evidentes. Además, la simplicidad y la uniformidad de los procedimientos ofrecen considerables ventajas prácticas.

Los principales críticos de la técnica KMM han insinuado que la relación (o modelo) supuesta no es totalmente satisfactoria. Los mismos Kermack, McKendrick y McKinlay reconocieron que no era apropiada para las edades menores de cinco años. La limitación es de poca importancia, cuando la proyección de generaciones se hace a base de las tasas de mortalidad conocidas hasta la edad de cinco años o más. Más importante es la deficiencia en las edades avanzadas donde las tasas de mortalidad han disminuido en menor grado proporcionalmente, que en las edades más jóvenes (8). En los últimos 10 o 15 años se han desarrollado una gran cantidad de modelos de tablas de vida que describen patrones "promedio" de mortalidad a diferentes niveles, como los mostrados por la experiencia de muchas poblaciones. Un análisis del mejor conocido de estos sistemas, publicado por las Naciones Unidas (9), muestra que la relación entre la tasa de mortalidad en una población de alta mortalidad a la de una población con baja mortalidad en las edades de 5-14 años, puede ser veinte veces más grande que la relación correspondiente a los 70-9 años. Una posibilidad obvia es la de examinar otras relaciones basadas en modelos de tablas de vida. La mayoría de estos sistemas se han desarrollado en forma de tablas de valores en vez de relaciones matemáticas. Sería difícil aplicarlas a nuestro problema sin hacer cálculos muy laboriosos. Hace varios años propuse un sistema modelo, el cual es, en realidad, una simple ampliación de la relación KMM. Este modelo se usará aquí.

Por comodidad de exposición es más fácil expresar el Método KMM en términos de la fuerza de mortalidad μ_x , es decir, la tasa instantánea de mortalidad a la edad x , en vez de las tasas por grupos de edades. Se puede escribir esta relación $\mu_x^* = c \mu_x$ donde el asterisco distingue un patrón diferente de mortalidad y c es una constante. Alternativamente, la resolución de la ecuación diferencial da: $\ln(lx^*) = c \ln(lx)$, donde lx es la probabilidad de sobrevivencia, desde el nacimiento hasta la edad x , en la tabla de vida, y \ln representa el logaritmo natural.

A priori, no hay razón para que las variaciones en el tiempo de la probabilidad de morir a cualquier edad debiera guardar una relación constante con la proporción aún viva, como se supone en la relación KMM. Podrían también igualmente guardar una relación constante con la proporción que haya muerto, dando la relación:

$$\ln(1 - lx^*) = c \ln(1 - lx)$$

En términos generales puede que sea afectado por ambas. Un modelo simple para incorporar esto es:

$$Yx^* = \alpha + \beta Yx,$$

donde Yx representa $\frac{1}{2} \ln \left\{ \frac{(1-lx)}{lx} \right\}$, lo cual se denomina el logito^{1/} de $(1-lx)$ nótese que $\text{logito } lx = -\text{logito } (1-lx)$. Las funciones logito se usan extensamente en investigaciones biológicas sobre las reacciones de los animales a las drogas. Es posible interpretar dicha relación analógicamente, bajo el concepto de que la muerte es una respuesta a una "dosificación" de tiempo en alguna escala determinada. Sin embargo, un mejoramiento similar en la resistencia a lo largo de la escala no conduce a la misma caída proporcional en las tasas de mortalidad para todas las edades, por causa de los diferentes porcentajes de la población en cada uno de los intervalos.

Si fijamos β al valor central uno, la relación resultante tiene una sola constante (parámetro) α disponible. Para una Yx dada, a medida que α varía, Yx^* describe un conjunto de patrones de diferentes niveles de mortalidad. No obstante, al contrario de las relaciones KMM y de acuerdo con la experiencia, para todos estos esquemas, las diferencias de Yx en las tasas específicas de mortalidad son mayores en las edades más jóvenes y disminuyen progresivamente en años posteriores. Si se varía el segundo parámetro, β , el "declive" de variación con la edad de las tasas de mortalidad, se puede alterar, y puede introducirse una flexibilidad adicional en el esquema. Varias explicaciones de este modelo se han publicado en otras partes (10)(11). Dicho modelo se ha aplicado extensamente en estudios de demografía de áreas subdesarrolladas, particularmente en Africa.

Las relaciones modelo pueden proporcionar parámetros sumarios para observaciones de generaciones o de períodos de tiempo, los cuales se pueden emplear entonces para estimar tendencias. La segunda idea de la cual proviene el método KMM, es que, para las edades avanzadas, la mortalidad de una generación se relaciona más estrechamente, en algún sentido, con aquella ex-

1/ En inglés "logit"

perimentada en años anteriores, que con el nivel general de mortalidad en un momento determinado. Esto ha sido expresado diciendo que "cada generación lleva consigo su propia ley de mortalidad".

Las evidencias que se han obtenido del estudio de la mortalidad a causa de enfermedades determinadas (12), sugieren convincentemente, que a veces se puede interpretar mejor la tasa de mortalidad de un grupo de edades a base del conocimiento de la incidencia anterior de aquélla en la generación. Igualmente claro es que, en un período determinado, algunas epidemias influyen en las tasas, en todas o en la mayor parte de las edades. Sin embargo, el efecto no es simple en ninguno de estos casos.

Por ejemplo, una tasa de mortalidad particularmente alta por causa de una cierta enfermedad a una edad determinada, puede ser seguida de una incidencia relativamente más baja para la misma generación en los años subsiguientes, porque el número de las personas que tienen mayor riesgo ha disminuido. Estas complicaciones, y a la vez las influencias recíprocas de las generaciones y el tiempo, dificultan el intento de examinar el asunto directamente por medio del análisis de las tasas observadas. En la mayoría de las poblaciones, la mortalidad a lo largo de períodos para los cuales se ha podido obtener datos adecuados, ha venido disminuyendo. Si la hipótesis de generaciones es acertada, entonces una tendencia descendente en las primeras edades implica una reducción en las últimas y por consiguiente, en otros períodos; igualmente, un descenso general con el período ocurriría a todas las edades. Como consecuencia, las fuerzas relativas de las influencias de generación y período se han de buscar en efectos secundarios, los cuales son dominados por fluctuaciones aleatorias.

En cierto sentido la mejor explicación es, que "cada generación lleva consigo su propia ley de mortalidad" hasta el punto que la proyección por generaciones da mejores resultados que los métodos por períodos de tiempo. Más abajo se dará algunas ligeras evidencias de que la relación modelo que hemos empleado puede representar mejor los datos para las generaciones que para los períodos de tiempo, pero no puede dárseles mucho peso. Como ampliación del método KMM, los procedimientos se aplican a los datos de generaciones en este escrito. Es probable que se podrían obtener mejores resultados compensando, o suavizando los efectos tanto de generaciones como de períodos de tiempo, pero no se ha desarrollado un método satisfactorio para lograr esto.

La aplicación de la relación logito para la proyección de las tasas de mortalidad por generaciones será examinada e ilustrada en dos series de tablas de mortalidad. Estas se refieren a generaciones nacidas en Inglaterra y Gales (mujeres) desde 1841, por quinquenios, y Suecia (varones) desde 1775, por decenios. Los resultados correspondientes a los sexos que no aparecen en las tablas, son semejantes a los de los que sí están, aunque hay algunas complicaciones con respecto a Inglaterra y Gales (varones), por causa de las muertes por hechos de guerra, que no se considerarán. Las tablas correspondientes a Inglaterra y Gales se han tomado de Case, Goghili, Harley y Pearson (13), pero se proyectaron otros cinco años más allá en el tiempo por medio de los datos de mortalidad del Registrar General's Annual and Quarterly Reports 1961-5. La mortalidad por generaciones correspondiente a Suecia se calculó

especialmente para este estudio a base de las tasas de mortalidad por grupos decenales de edades (grupos quinquenales a los 0-4 y 75-9) durante períodos de diez años. Se aplicaron sólo los métodos más simples de cálculo y, por lo tanto, los resultados son aproximados. No obstante, son lo suficientemente exactos para su objetivo. Como estas tablas de mortalidad de generaciones se elaboran a base de las tasas correspondientes a grupos de edades en períodos de tiempo, siempre existe una ligera indeterminación acerca de las fechas de los nacimientos cuya experiencia representan. Así, en las tablas de Inglaterra y Gales, la tasa de mortalidad de niños de 0 a 4 años en el período de 1931 a 1935 es la medida inicial de la generación. Algunos de los que se incluyen en estas tablas han nacido en años que se remontan hasta principios de 1926, y otros tan tarde como fines de 1936.

Corrientemente se especifica tal tabla de generaciones por el año medio alrededor del cual la mayor parte de los nacimientos se agruparon, en este caso 1931. Esta convención se adopta aquí.

La supuesta relación modelo entre patrones sucesivos de mortalidad de generaciones se puede representar como:

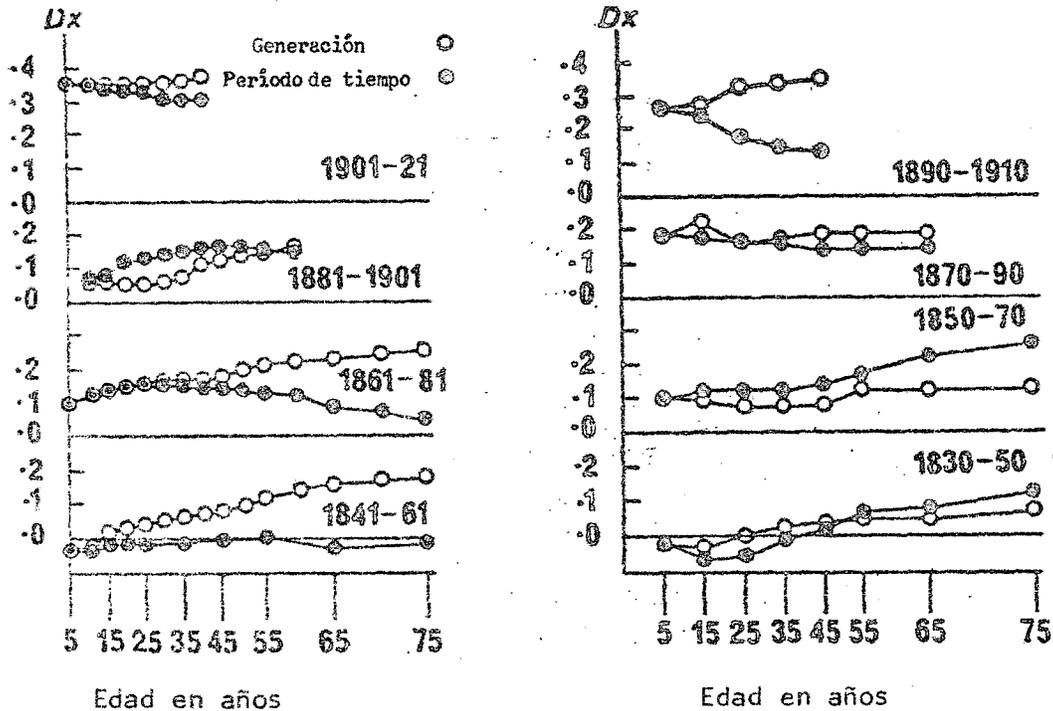
$$Dx = Yx^* - Yx = \alpha + (\beta - 1) Yx$$

es decir, Dx es la diferencia del logito. Para el modelo de un solo parámetro, cuando β es igual a uno, la relación se reduce a $Dx = \alpha$. En la aplicación y la presentación, frecuentemente es conveniente trabajar con la Dx en lugar de la Yx . Para las dos series de tablas de mortalidad las Dx están representadas en el Gráfico 1. Para hacer más compacta la ilustración, se representa únicamente cada dos intervalos de generación. En vista de que el modelo es lineal en los logitos, las relaciones valen (aunque los valores de α y β sean distintos) si las Dx se representan respecto de los valores de Yx para cualquiera de las series de generaciones. Por lo tanto, para evitar cambiar la escala para cada serie de puntos, las medidas de Yx para las generaciones de 1876 y 1875 se han usado en su totalidad para Inglaterra y Gales, y para Suecia respectivamente.

En vista de que las Dx son diferencias entre cantidades más grandes, ellas son particularmente sensibles a las fluctuaciones aleatorias, por lo que existen puntos erráticos en las curvas. Los efectos de la guerra en 1914 a 1918, en el intervalo de edades entre los 15 y los 40 años, son particularmente notables en los datos de Inglaterra y Gales. Como descripción general de la variación en las Dx con la edad, la relación lineal en los logitos no parece ser inadecuada. En algunos de los gráficos hay una tendencia ascendente en los años medios de adultos que tiende a nivelarse en las edades mayores (65 años y más), particularmente en Inglaterra y Gales entre las generaciones de 1851 y 1871. Por supuesto, se podría lograr una representación mejor si se introdujera un tercer parámetro en el modelo, pero en la mayor parte de los casos estaría muy cercano a cero, y no sería posible estimarlo satisfactoriamente. Es claro que el modelo de un solo parámetro β igual a uno no es, por lo general, adecuado, aunque algunas de las series de puntos correspondientes a generaciones más recientes podrían ser graduadas satisfactoriamente por medio de una constante.

Gráfico 2.

DIFERENCIAS DE LOGITOS EN LA MORTALIDAD POR GENERACIONES
Y PERIODOS DE TIEMPO



a) Inglaterra y Gales, mujeres

b) Suecia, hombres

En el gráfico 2 se comparan los valores de Dx correspondientes a patrones de mortalidad en generaciones y en periodos correspondientes de tiempo, es decir, aquellos que se basan en la misma tasa de mortalidad en el menor de los grupos de edades. A fin de indicar más claramente los efectos, se han ampliado los intervalos de las generaciones. Como resultado, se acentúan las divergencias de lo lineal, causadas por los efectos que son constantes a través del tiempo, y se reducen las causadas por efectos transitorios. En general, las desviaciones de lo lineal son un tanto más grandes en lo que respecta a los patrones de mortalidad en periodos de tiempo que para los valores en generaciones. Pareciera que la proyección de tasas de mortalidad puede ser más exacta cuando se basa en observaciones de generaciones, pero, como dijimos antes, la cuestión es complicada y las pruebas son escasas.

Ya se ha descrito el método KMM, que se basa en la relación proporcional de las tasas de mortalidad. El procedimiento con el modelo del logito es parecido. La técnica es particularmente simple con un solo parámetro. Ya que en ese caso se supone que Dx es constante, se considera que su valor a la máxima edad observada, que sea común a las dos sucesivas generaciones incompletas es válida a edades mayores. Puesto que los Ix y los logitos deriva-

dos acumulan las probabilidades de muerte hasta la edad x , no hay necesidad de emplear otros valores D_x que los de la máxima edad que se vaya a estimar. La serie completa de diferencias estimadas y , por lo tanto, los logitos pueden ser desarrollados enseguida trabajando con la más reciente tabla completa (en este artículo la máxima edad incluida es de 80 años). Las tablas de mortalidad por generaciones se consiguen a base de los logitos derivados de la l_x . Las probabilidades de muerte y las tasas de mortalidad en grupos de edades pueden ser calculadas a base de las l_x y dispuestas en un nuevo orden como medidas de un período de tiempo, si fuera necesario.

Si z es la última edad, para la cual existen medidas correspondientes de l_z en dos tablas sucesivas incompletas de generaciones, entonces se puede escribir la relación del logito como: $Y_x^* - Y_z^* = \beta (Y_x - Y_z)$. La sustitución de una β estimada permite que las medidas de Y_x^* correspondientes a una generación más joven sean derivadas de las que ya se hayan obtenido para una generación mayor. Entonces, el procedimiento sigue como en el caso de un solo parámetro. Se podría estimar el valor de β de diversas maneras. Si la relación modelo fuera exacta, entonces la manera más obvia sería a base de la ecuación:

$$\beta = (Y_b^* - Y_a^*) / (Y_b - Y_a),$$

en que a y b serían las edades mínima y máxima respectivamente, para las cuales las medidas fueran conocidas. En la práctica a sería cinco años y b la máxima edad alcanzada por la generación incompleta más joven. Si se confía menos en lo adecuado del modelo para todas las edades, entonces podrían tomarse a más cercana a b , bajo el razonamiento de que la tendencia cerca del límite máximo sería una mejor estimación de lo que ocurra más allá de él. En otros términos, el patrón de cambio entre los 5 y 15 años podría tener poca relación con las tendencias entre los 70 y 80 años. Por otra parte, mientras más corto sea el intervalo entre b y a , más grande será el efecto de fluctuaciones aleatorias.

En estos cálculos se consideró a como 15 años menor que b para el caso de Inglaterra y Gales, y 20 años menor para el caso de Suecia (para el cual se tenía únicamente medidas en intervalos de diez años). Para las generaciones más jóvenes, donde b era de 15 años o menos β no fue estimado directamente a base de las observaciones. En lugar de ello, fue tomado el promedio de las últimas tres β que se habían estimado como se menciona más arriba. Estos datos indicaban que, con intervalos muy cortos entre edades, el efecto de fluctuaciones aleatorias sobre las β estimadas podría ser tan grande que era más seguro suponer una continuación de las tendencias de las generaciones anteriores. Por supuesto, estos principios son arbitrarios, pero al examinar las observaciones se advierte que hace falta algo de este tipo para obtener los resultados más satisfactorios.

Los problemas al estimar β que se trataron en el párrafo precedente ocurren en una forma más general cuando se considera en su conjunto el procedimiento para determinar una tendencia para proyección (o extrapolación). El modelo de un solo parámetro, en que β es igual a 1, no es, para muchas de las generaciones, una buena descripción de la relación entre patrones de mortalidad. Por otra parte, la estimación del parámetro único es "sólida", es decir, más estable, cuando los valores básicos están sujetos a fluctuaciones

erráticas. El modelo de dos parámetros ofrece una representación mejor, pero la estimación de β puede ser muy inexacta. Los efectos de un error en β son grandes cuando la proyección se hace para un período de muchos años hacia el futuro y para una generación que aún está joven. Hay evidencias (de los patrones de mortalidad de países que tienen una amplia gama de tasas de mortalidad) que, en promedio, β no variará mucho de la unidad de un período, que sea lo suficientemente largo. En tal situación puede ser que la introducción del parámetro adicional no proporcione una extrapolación más exacta. Problemas análogos ocurren en las estimaciones industriales y comerciales a base de series cronológicas. Investigaciones recientes (14) (15), han mostrado que una manera satisfactoria de abordar el asunto, es la de transar entre la necesidad de la estabilidad y la de la sensibilidad por medio de ponderaciones apropiadas de las estimaciones que hacen contraste. En el contexto actual, esto significa tomar un nivel de β comprendido entre el valor estimado y uno.

Las proyecciones se han calculado de cuatro maneras:

1. Método A: Con el modelo logito de un solo parámetro.
2. Método B: Con el modelo logito de dos parámetros, y con β estimada a base de las observaciones ya descritas.
3. Método C: Con el modelo logito de dos parámetros y β considerada como equidistante entre la unidad y el valor empleado en el Método B.
4. Método KMM: Con la relación proporcional; las relaciones constantes se calcularon a base de las tasas de mortalidad de los 5 años hasta la máxima edad alcanzada en las dos generaciones comparadas.

No afirmamos que estos procedimientos sean óptimos entre los sistemas que se han considerado. En C se ha supuesto la aproximación más simple, tomando la media entre uno y las β estimadas. En el método KMM, se podrían idear estimaciones preferibles de la constante de proporcionalidad. Para determinar los "mejores" principios, habría que hacer cálculos extensos a base de largas series de tablas de mortalidad en muchas poblaciones.

Las proyecciones de las tasas de mortalidad para Inglaterra y Gales (mujeres), que se basan en los datos hasta 1926 y 1936 se presentan en los cuadros 1 y 2, respectivamente. Aquellos son para 20, 30 y 40 años hacia adelante (es decir, para los períodos quinquenales anteriores a 1946, 1956 y 1966), y éstos para 20 y 30 años. En el cuadro 3 se presentan resultados similares para Suecia, hombres, que se basan en el año 1930 y para 20 y 30 años hacia adelante (inclusive los períodos de 1940-9 y 1950-9). La anomalía aparente de que las estimaciones suecas comienzan a una edad cinco años inferior al período de proyección, ocurre porque el primer período de la vida, de 0 a 4 años, es un intervalo quinquenal y no decenal. En la práctica habría sido más bien después de 1930 antes de que se hiciera la proyección para la generación más joven. Las proyecciones de las tasas de mortalidad se han ex-

presado en forma de probabilidades de muerte por grupos de edades en períodos de tiempo, y los cuadros correspondientes estiman los sobrevivientes a las edades determinadas, de una cantidad inicial de 10 000 personas. Estas se comparan con los valores observados, y también se presentan para comparación las tasas corrientes en el período que precede inmediatamente al año base.

Una medida cuantitativa de la precisión relativa de las proyecciones se podría efectuar únicamente a base de alguna forma de asignar un coeficiente de ponderación o peso a los errores en diferentes edades. Ya que los pesos más apropiados dependerían del propósito particular, es dudoso que el resultado significara mucho. Sin embargo, en su conjunto las comparaciones muestran que el modelo C de dos parámetros modificado tiene considerables méritos. Esto se manifiesta con particular claridad en las relaciones de sobrevivencia. Puesto que éstas son medidas acumuladas, reflejan una concordancia "media" a través de un intervalo de edades más bien que las características específicas de un intervalo limitado. Para el aprovechamiento de las estimaciones, la concordancia del tipo anterior es generalmente la más importante. Las características de las proyecciones KMM son tal como era de esperar tomando en cuenta los comentarios hechos anteriormente.

Los resultados a edades menores son buenos en su mayor parte, pero las probabilidades de muerte estimadas en las últimas edades de la vida son demasiado bajas, y las de sobrevivencia demasiado altas. En el caso de Suecia, las estimaciones por el método A de un solo parámetro son satisfactorias, pero en el de Inglaterra y Gales, exageran la mortalidad por causa de las desviaciones sistemáticas de constancia que sufre la Dx. Los resultados de la proyección del método B de dos parámetros es más variable, aunque hay una tendencia a subestimar las tasas en las edades mayores. La relación errática de las estimaciones con las observaciones en grupos particulares de edades es inevitable por causa de las fluctuaciones y contradicciones en los cambios de la mortalidad. Lo principal del método C de dos parámetros modificados es que se aprovecha de los indicios de tendencias en el nivel y patrón de mortalidad, pero no se deja abrumar por ellos. Las proyecciones resultantes se conforman excelentemente con las observaciones en algunos ejemplos, y no son sumamente divergentes en ningún caso. Hay pocos indicios de un patrón sistemático en las diferencias. Se requiere más investigación para perfeccionar las técnicas y establecer la extensión de su posible aplicabilidad.

Cuadro 1 a.

COMPARACION DE LA MORTALIDAD PROYECTADA CON LA OBSERVADA, INGLATERRA Y GALES, MUJERES: BASE 1926, DESDE LOS 20 AÑOS DE EDAD EN ADELANTE.

Grupos de edad	Corriente	Observada	KMM	Proyecciones		
				A	B	C
Probabilidades de morir por grupos de edad						
20.....	0.0154	0.0103	0.0063	0.0083	0.0091	0.0087
25.....	0.0169	0.0110	0.0087	0.0113	0.0127	0.0120
30.....	0.0186	0.0116	0.0142	0.0136	0.0144	0.0140
35.....	0.0226	0.0142	0.0177	0.0183	0.0188	0.0185
40.....	0.0272	0.0183	0.0210	0.0237	0.0245	0.0231
45.....	0.0365	0.0263	0.0291	0.0322	0.0269	0.0303
50.....	0.0505	0.0375	0.0356	0.0432	0.0385	0.0409
55.....	0.0733	0.0539	0.0495	0.0603	0.0496	0.0547
60.....	0.1090	0.0825	0.0713	0.0896	0.0705	0.0798
65.....	0.1665	0.1320	0.1133	0.1423	0.1110	0.1267
70.....	0.2550	0.2103	0.1796	0.2287	0.1806	0.2041
75-9.....	0.3823	0.3251	0.2926	0.3607	0.3063	0.3334
Edad Sobrevivientes a edades sucesivas de 10 000 personas de 20 años						
20.....	10 000	10 000	10 000	10 000	10 000	10 000
25.....	9 846	9 897	9 937	9 917	9 909	9 913
30.....	9 680	9 788	9 851	9 805	9 783	9 794
35.....	9 500	9 674	9 711	9 672	9 642	9 667
40.....	9 285	9 537	9 539	9 495	9 461	9 478
45.....	9 032	9 362	9 338	9 270	9 229	9 259
50.....	8 702	9 116	9 066	8 972	8 982	8 978
55.....	8 263	8 774	8 743	8 584	8 636	8 612
60.....	7 657	8 301	8 310	8 066	8 207	8 141
65.....	6 822	7 616	7 717	7 343	7 629	7 491
70.....	5 686	6 611	6 843	6 298	6 782	6 542
75.....	4 236	5 221	5 614	4 858	5 557	5 206
80.....	2 617	3 524	3 971	3 106	3 855	3 470

Cuadro 1 b.

COMPARACION DE LA MORTALIDAD PROYECTADA CON LA OBSERVADA, INGLATERRA Y
GALES, MUJERES: BASE 1926, DESDE LOS 30 AÑOS DE EDAD EN ADELANTE

Grupos de edad	Corriente	Observada	KMM	Proyecciones		
				A	B	C
Probabilidades de morir por grupos de edad						
30.....	0.0186	0.0061	0.0068	0.0093	0.0101	0.0098
35.....	0.0226	0.0083	0.0105	0.0148	0.0159	0.0154
40.....	0.0272	0.0124	0.0182	0.0192	0.0216	0.0197
45.....	0.0365	0.0193	0.0251	0.0267	0.0249	0.0266
50.....	0.0505	0.0295	0.0310	0.0398	0.0345	0.0372
55.....	0.0733	0.0449	0.0441	0.0587	0.0448	0.0512
60.....	0.1090	0.0719	0.0645	0.0866	0.0668	0.0762
65.....	0.1665	0.1183	0.0947	0.1338	0.0971	0.1144
70.....	0.2550	0.1948	0.1467	0.2140	0.1493	0.1798
75-9.....	0.3823	0.3154	0.2430	0.3460	0.2507	0.2964
Edad Sobrevivientes a edades sucesivas de 10 000 personas de 30 años						
30.....	10 000	10 000	10 000	10 000	10 000	10 000
35.....	9 814	9 939	9 932	9 907	9 899	9 902
40.....	9 592	9 857	9 828	9 760	9 742	9 750
45.....	9 331	9 735	9 649	9 572	9 532	9 558
50.....	8 990	9 547	9 407	9 317	9 294	9 304
55.....	8 536	9 265	9 115	8 946	8 974	8 959
60.....	7 910	8 849	8 713	8 421	8 572	8 500
65.....	7 048	8 213	8 151	7 692	8 000	7 852
70.....	5 874	7 241	7 379	6 663	7 223	6 954
75.....	4 376	5 830	6 297	5 237	6 145	5 704
80.....	2 704	3 991	4 765	3 425	4 604	4 014

Cuadro 1 c.

COMPARACION DE LA MORTALIDAD PROYECTADA CON LA OBSERVADA, INGLATERRA Y
GALES, MUJERES: BASE 1926, DESDE LOS 40 AÑOS DE EDAD EN ADELANTE

Grupos de edad	Corriente	Observada	KMM	Proyecciones		
				A	B	C
Probabilidades de morir por grupos de edad						
40.....	0.0272	0.0108	0.0084	0.0133	0.0156	0.0139
45.....	0.0365	0.0172	0.0148	0.0222	0.0214	0.0225
50.....	0.0505	0.0261	0.0270	0.0327	0.0311	0.0321
55.....	0.0733	0.0398	0.0383	0.0495	0.0424	0.0460
60.....	0.1090	0.0647	0.0562	0.0805	0.0602	0.0699
65.....	0.1665	0.1054	0.0851	0.1309	0.0875	0.1075
70.....	0.2550	0.1768	0.1333	0.2090	0.1423	0.1735
75-9.....	0.3823	0.2837	0.2058	0.3339	0.2243	0.2761
Edad Sobrevivientes a edades sucesivas de 10 000 personas de 40 años						
40.....	10 000	10 000	10 000	10 000	10 000	10 000
45.....	9 727	9 892	9 916	9 867	9 844	9 861
50.....	9 372	9 721	9 769	9 648	9 633	9 639
55.....	8 899	9 468	9 505	9 333	9 334	9 330
60.....	8 247	9 091	9 141	8 871	8 938	8 900
65.....	7 347	8 503	8 627	8 156	8 400	8 278
70.....	6 124	7 607	7 893	7 089	7 665	7 388
75.....	4 562	6 262	6 841	5 607	6 574	6 106
80.....	2 819	4 485	5 433	3 735	5 100	4 420

Cuadro 2 a.

COMPARACION DE LA MORTALIDAD PROYECTADA CON LA OBSERVADA, INGLATERRA Y
GALES, MUJERES: BASE 1936, DESDE LOS 20 AÑOS DE EDAD EN ADÉLANTE

Grupos de edad	Corriente	Observada	KMM	Proyecciones		
				A	B	C
Probabilidades de morir por grupos de edad						
20.....	0.0137	0.0035	0.0075	0.0072	0.0045	0.0057
25.....	0.0148	0.0047	0.0093	0.0084	0.0054	0.0068
30.....	0.0159	0.0061	0.0101	0.0091	0.0063	0.0075
35.....	0.0193	0.0083	0.0124	0.0132	0.0089	0.0109
40.....	0.0237	0.0124	0.0179	0.0175	0.0114	0.0142
45.....	0.0328	0.0193	0.0252	0.0262	0.0149	0.0200
50.....	0.0458	0.0295	0.0355	0.0401	0.0212	0.0296
55.....	0.0659	0.0449	0.0493	0.0580	0.0326	0.0440
60.....	0.1004	0.0719	0.0751	0.0873	0.0590	0.0721
65.....	0.1552	0.1183	0.1125	0.1332	0.1067	0.1197
70.....	0.2456	0.1948	0.1779	0.2163	0.1915	0.2038
75-9.....	0.3709	0.3154	0.2900	0.3454	0.3180	0.3320
Edad Sobrevivientes a edades sucesivas de 10 000 personas de 20 años						
20.....	10 000	10 000	10 000	10 000	10 000	10 000
25.....	9 863	9 965	9 925	9 928	9 955	9 943
30.....	9 717	9 918	9 833	9 845	9 901	9 875
35.....	9 562	9 858	9 733	9 755	9 839	9 801
40.....	9 377	9 776	9 613	9 626	9 751	9 694
45.....	9 155	9 655	9 441	9 458	9 640	9 557
50.....	8 855	9 469	9 203	9 210	9 496	9 366
55.....	8 449	9 189	8 876	8 841	9 295	9 088
60.....	7 892	8 776	8 438	8 328	8 992	8 689
65.....	7 100	8 146	7 805	7 601	8 462	8 062
70.....	5 998	7 182	6 927	6 588	7 559	7 097
75.....	4 525	5 782	5 694	5 163	6 111	5 651
80.....	2 891	3 958	4 043	3 380	4 168	3 775

Cuadro 2 b.

COMPARACION DE LA MORTALIDAD PROYECTADA CON LA OBSERVADA, INGLATERRA Y
GALES, MUJERES: BASE 1936, DESDE LOS 30 AÑOS DE EDAD EN ADELANTE

Grupos de edad	Corriente	Observada	KMM	Proyecciones		
				A	B	C
Probabilidades de morir por grupos de edad						
30.....	0.0159	0.0042	0.0078	0.0070	0.0037	0.0051
35.....	0.0193	0.0067	0.0106	0.0093	0.0050	0.0068
40.....	0.0237	0.0108	0.0129	0.0125	0.0060	0.0088
45.....	0.0328	0.0172	0.0184	0.0219	0.0095	0.0144
50.....	0.0458	0.0261	0.0311	0.0333	0.0152	0.0228
55.....	0.0659	0.0398	0.0430	0.0492	0.0228	0.0340
60.....	0.1004	0.0647	0.0658	0.0810	0.0374	0.0554
65.....	0.1552	0.1054	0.0988	0.1293	0.0636	0.0919
70.....	0.2456	0.1768	0.1594	0.2105	0.1316	0.1677
75-9.....	0.3709	0.2837	0.2523	0.3330	0.2613	0.2967
Edad Sobrevivientes a edades sucesivas de 10 000 personas de 30 años						
30.....	10 000	10 000	10 000	10 000	10 000	10 000
35.....	9 840	9 958	9 922	9 930	9 963	9 949
40.....	9 650	9 891	9 817	9 838	9 913	9 881
45.....	9 422	9 783	9 690	9 715	9 854	9 794
50.....	9 113	9 615	9 512	9 502	9 760	9 653
55.....	8 695	9 364	9 216	9 185	9 612	9 433
60.....	8 122	8 992	8 820	8 734	9 393	9 112
65.....	7 307	8 410	8 239	8 026	9 041	8 608
70.....	6 173	7 524	7 425	6 988	8 466	7 817
75.....	4 657	6 193	6 241	5 517	7 352	6 506
80.....	2 975	4 436	4 666	3 680	5 431	4 576

Cuadro 3 a.

COMPARACION DE LA MORTALIDAD PROYECTADA CON LA OBSERVADA, SUECIA,
HOMBRES: BASE 1930, DESDE LOS 20 AÑOS DE EDAD EN ADELANTE

Grupos de edad	Corriente	Observada	KMM	Proyecciones		
				A	B	C
Probabilidades de morir por grupos de edad						
15.....	0.0394	0.0206	0.0181	0.0234	0.0212	0.0223
25.....	0.0439	0.0225	0.0191	0.0268	0.0227	0.0249
35.....	0.0522	0.0308	0.0309	0.0360	0.0323	0.0339
45.....	0.0844	0.0650	0.0647	0.0673	0.0722	0.0698
55.....	0.1677	0.1479	0.1449	0.1467	0.1495	0.1484
65.....	0.3556	0.3354	0.3096	0.3312	0.2973	0.3143
75-9.....	0.3649	0.3560	0.3123	0.3525	0.3217	0.3318
Edad Sobrevivientes a edades sucesivas de 10 000 personas de 15 años						
15.....	10 000	10 000	10 000	10 000	10 000	10 000
25.....	9 606	9 794	9 819	9 766	9 788	9 777
35.....	9 184	9 574	9 631	9 504	9 566	9 534
45.....	8 705	9 279	9 334	9 162	9 257	9 210
55.....	7 970	8 676	8 730	8 545	8 589	8 567
65.....	6 633	7 393	7 465	7 291	7 305	7 296
75.....	4 274	4 913	5 154	4 876	5 133	5 003
80.....	2 714	3 164	3 544	3 157	3 482	3 318

Cuadro 3 b.

COMPARACION DE LA MORTALIDAD PROYECTADA CON LA OBSERVADA, SUECIA,
HOMBRES: BASE 1930, DESDE LOS 30 AÑOS DE EDAD EN ADELANTE

Grupos de edad	Corriente	Observada	KMM	Proyecciones		
				A	B	C
Probabilidades de morir por grupos de edad						
25.....	0.0439	0.0135	0.0145	0.0209	0.0167	0.0187
35.....	0.0522	0.0222	0.0189	0.0281	0.0236	0.0257
45.....	0.0844	0.0532	0.0464	0.0543	0.0514	0.0530
55.....	0.1677	0.1374	0.1214	0.1307	0.1348	0.1328
65.....	0.3556	0.3258	0.2878	0.3142	0.3015	0.3081
75-9.....	0.3649	0.3401	0.2925	0.3442	0.2977	0.3205
Edad Sobrevivientes a edades sucesivas de 10 000 personas de 25 años						
25.....	10 000	10 000	10 000	10 000	10 000	10 000
35.....	9 561	9 865	9 855	9 791	9 833	9 813
45.....	9 062	9 646	9 669	9 516	9 601	9 561
55.....	8 297	9 133	9 220	8 999	9 108	9 054
65.....	6 905	7 878	8 101	7 823	7 880	7 852
75.....	4 449	5 311	5 770	5 365	5 504	5 433
80.....	2 825	3 505	4 082	3 518	3 865	3 692

REFERENCIAS

- (1) H.F.Dorn, "Pitfalls in population forecasts and projections", *Journal of the American Statistical Association*, 45 (1950) 311.
- (2) I.B.Taeuber, "Future population trends", Background paper for the United Nations World Population Conference (Belgrade 1965).
- (3) D.V.Glass and E.Grebenik, "The Trend and Pattern of Fertility in Great Britain: A report on the Family Census of 1946", *Papers of the Royal Commission on Population*, Vol. 6, (HMSO, London; 1954).
- (4) N.B.Ryder, "The process of demographic translation", *Demography* 1 (1964) 74.
- (5) R.C.Freedman, L.C.Coombs and L.Bumpass, "Stability and change in expectations about family size: a longitudinal study", *Demography*, 2 (1965) 250.
- (6) G.M.K.Kpedekpo, Ph.D. thesis (Aberdeen University 1966).
- (7) W.O.Kermack, A.G.McKendrick, and P.L.McKinlay, "Death rates in Great Britain and Sweden", *Lancet* (1934) 698.
- (8) See, for example, the comments in United Kingdom, Royal Commission on Population, Papers 11. Reports and Selected Papers of the Statistics Committee (HMSO, London, 1950) p.71.
- (9) United Nations. Age and Sex Patterns of Mortality: Model Life Tables for Underdeveloped Countries (New York 1955).
- (10) W.Brass, "Uses of census or survey data for the estimation of vital rates", United Nations Economic Commission for Africa Seminar in Vital Statistics (Addis Ababa 1964).
- (11) A.J.Coale(ed), *The Demography of Tropical Africa*, (Princeton University Press, Princeton, in press, 1967).
- (12) For example. R.A.M.Case, "Cohort analysis of cancer mortality in England and Wales, 1911-54, by site and sex", *British Journal of Preventive and Social Medicine*, 10 (1956) 172.
- (13) R.A.M.Case, C.Coghill, J.L.Harley and J.T.Pearson, *Serial Abridged Life Tables: England and Wales 1841-1960* (The Chester Beatty Research Institute, London, 1962).
- (14) R.G.Brown, *Statistical Forecasting for Inventory Control* (McGraw-Hill, New York, 1959).
- (15) G.A.Coutie, O.L.Davies, C.H.Hossell, D.W.G.P.Millar, and A.J.H.Morrell, "Short-Term Forecasting", in: *ICI Mathematical and Statistical Techniques for industry*. Monograph No.2 (Oliver and Boyd, Edinburgh, 1964).

1973

1. The first part of the document is a list of names and addresses of the members of the committee.

2. The second part of the document is a list of names and addresses of the members of the committee.

3. The third part of the document is a list of names and addresses of the members of the committee.

4. The fourth part of the document is a list of names and addresses of the members of the committee.

5. The fifth part of the document is a list of names and addresses of the members of the committee.

6. The sixth part of the document is a list of names and addresses of the members of the committee.

7. The seventh part of the document is a list of names and addresses of the members of the committee.

8. The eighth part of the document is a list of names and addresses of the members of the committee.

9. The ninth part of the document is a list of names and addresses of the members of the committee.

10. The tenth part of the document is a list of names and addresses of the members of the committee.

11. The eleventh part of the document is a list of names and addresses of the members of the committee.

12. The twelfth part of the document is a list of names and addresses of the members of the committee.

13. The thirteenth part of the document is a list of names and addresses of the members of the committee.

14. The fourteenth part of the document is a list of names and addresses of the members of the committee.

15. The fifteenth part of the document is a list of names and addresses of the members of the committee.

16. The sixteenth part of the document is a list of names and addresses of the members of the committee.

