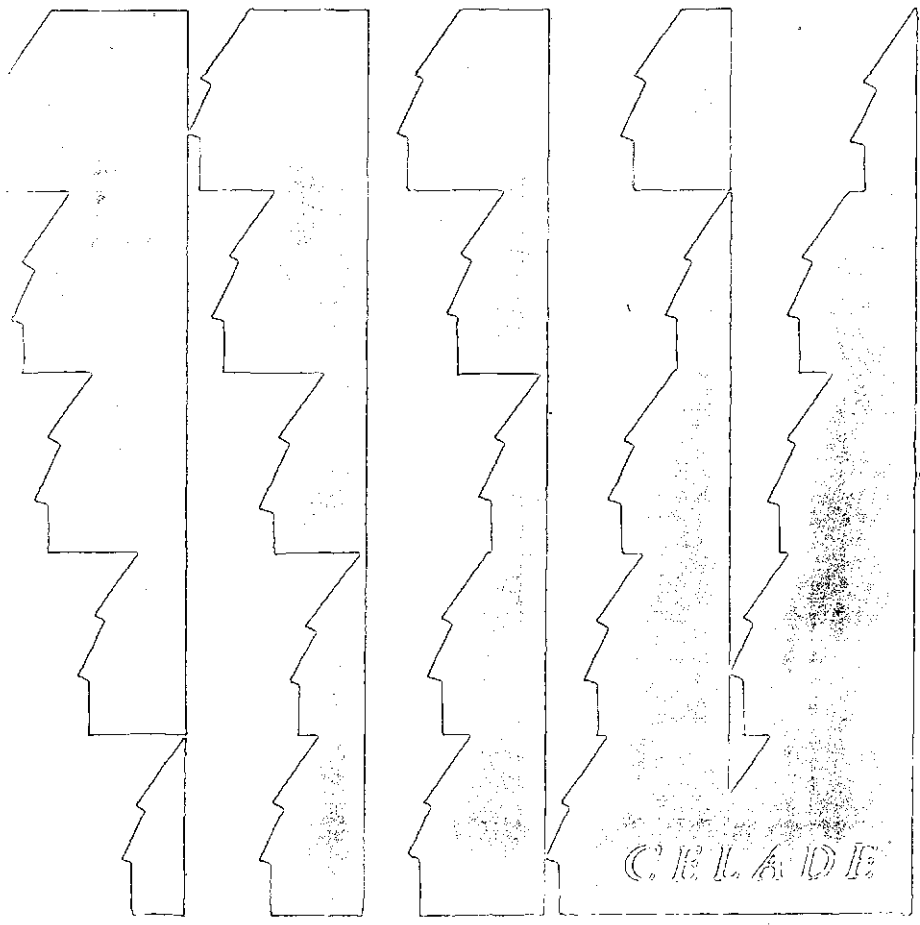


E/14  
: 3

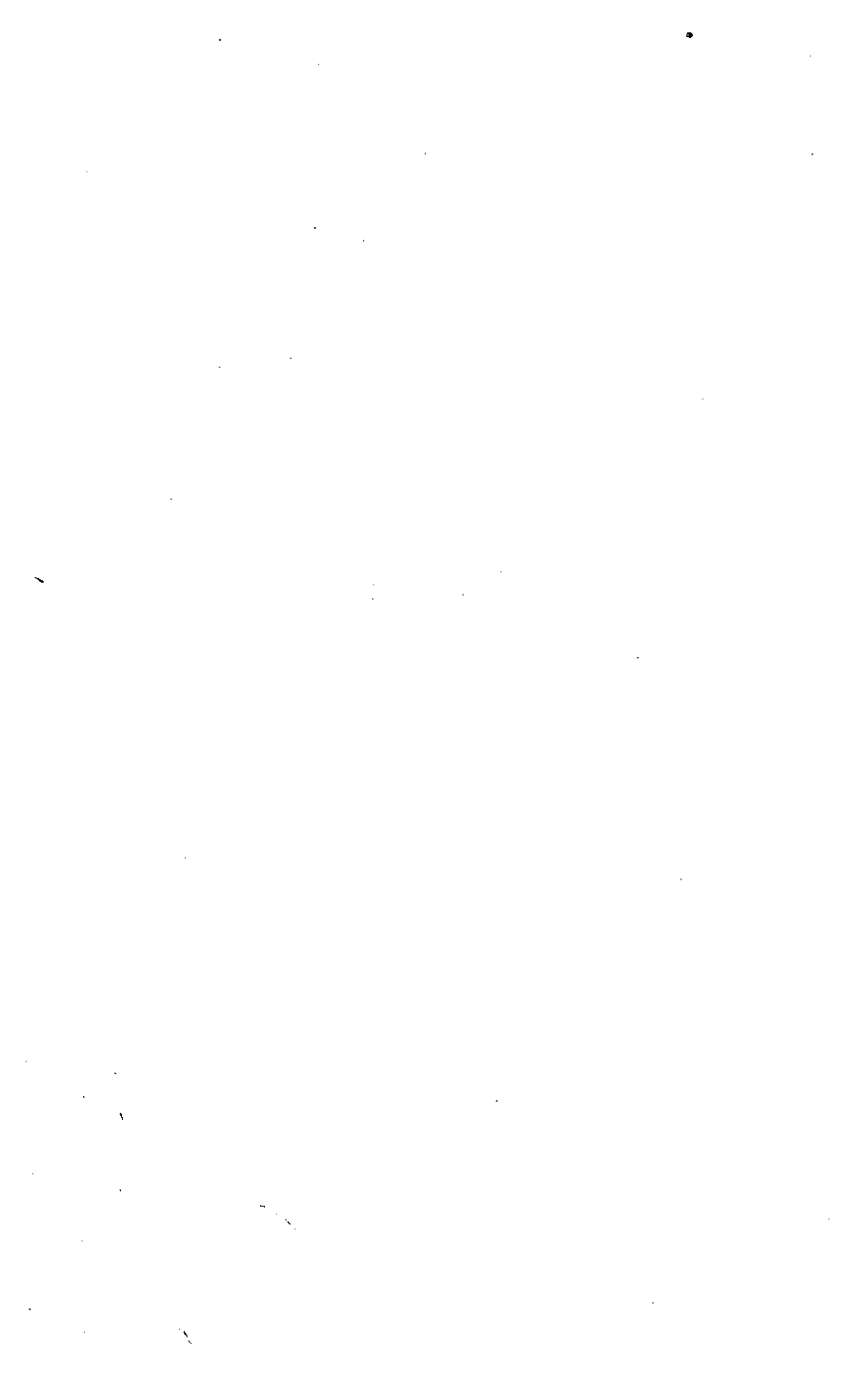
*Examinada por CELADE*

# **MÉTODOS PARA ESTIMAR LA FECUNDIDAD Y LA MORTALIDAD EN POBLACIONES CON DATOS LIMITADOS**

**Selección de trabajos de William Brass**



CELADE







**METODOS PARA ESTIMAR LA  
FECUNDIDAD Y LA MORTALIDAD  
EN POBLACIONES CON DATOS  
LIMITADOS**



**CENTRO LATINOAMERICANO DE DEMOGRAFÍA**

**CELADE: J. M. Infante 9. Casilla 91. Teléfono 257806  
Santiago (Chile)**

**CELADE: Ciudad Universitaria Rodrigo Facio  
Apartado Postal 5249  
San José (Costa Rica)**

Las opiniones y datos que figuran en este trabajo son responsabilidad del autor, sin que el Centro Latinoamericano de Demografía (CELADE) sea necesariamente partícipe de ellos.

F/10  
e/3

# METODOS PARA ESTIMAR LA FECUNDIDAD Y LA MORTALIDAD EN POBLACIONES CON DATOS LIMITADOS

Selección de trabajos

WILLIAM BRASS



CENTRO LATINOAMERICANO DE DEMOGRAFIA  
SANTIAGO DE CHILE, 1974

16342



## I N D I C E

	Página
PRESENTACIÓN .....	9
MÉTODOS DE ANÁLISIS Y ESTIMACIÓN, William Brass y Ansley J. Coale .....	11
MÉTODO DE GENERACIONES PARA PROYECTAR LAS TASAS DE MOR- TALIDAD, William Brass .....	87
DISCIPLINA DE LOS DATOS DEMOGRÁFICOS, William Brass .....	109
SOBRE LA ESCALA DE MORTALIDAD, William Brass .....	135
ANÁLISIS DE HISTORIAS DE EMBARAZOS PARA DETECTAR LOS CAM- BIOS EN LA FECUNDIDAD, William Brass .....	181
CRÍTICA DE MÉTODOS PARA ESTIMAR EL CRECIMIENTO DE LA POBLACIÓN EN LOS PAÍSES CON DATOS LIMITADOS, William Brass	203
ESTIMACIÓN DE LA MORTALIDAD ADULTA A PARTIR DE INFOR- MACIÓN SOBRE ORFANDAD, William Brass y K. H. Hill .....	225



## P R E S E N T A C I O N

El Centro Latinoamericano de Demografía (CELADE), continuando la labor iniciada con la publicación en español de la obra de Lotka, "Teoría Analítica de las Asociaciones Biológicas", tiene el agrado de presentar, en este idioma, un conjunto de trabajos del Profesor William Brass.

Las ideas de Brass para derivar estimaciones de fecundidad y mortalidad a partir de datos defectuosos, recogidos, por lo general, de poblaciones con estadísticas muy deficientes o carentes de ellas, marcan una etapa de gran trascendencia en el desarrollo de las técnicas de análisis demográfico.

Por haber sido ideados y ensayados hace relativamente pocos años, estimamos que los métodos que Brass propone no han sido todavía debidamente valorados y difundidos. Seguro es que con el correr del tiempo serán incorporados en todos los libros de texto de Análisis Demográfico, como parte de los conocimientos indispensables de un demógrafo para resolver problemas de estimación de fecundidad y mortalidad.

La nómina de los trabajos incluidos en este volumen, siguiendo el orden cronológico en que fueron elaborados, es la siguiente:

- 1º) "Métodos de análisis y estimación", ("Methods of Analysis and Estimation"), capítulo 3, del libro *The Demography of Tropical Africa*, escrito en colaboración con el doctor Ansley J. Coale, 1968.

- 2º) "Método de generaciones para proyectar las tasas de mortalidad", ("A Generation Method for Projecting Death Rates"), *Population Growth and the Brain Drain*, F. Bechofer, University Press, Edimburgo, 1969.
- 3º) "Disciplina de los datos demográficos", ("Disciplining Demographic Data"), London Conference, UIECP, Vol. 1, setiembre de 1969.
- 4º) "Sobre la escala de mortalidad", ("On the Scale of Mortality"), *Biological Aspects of Demography*, Taylor and Francis Ltd., 1970.
- 5º) "Análisis de historias de embarazos para detectar los cambios en la fecundidad", ("The Analysis of Maternity Histories to Detect Changes in Fertility"), Technical Meeting on Methods of Analysis Fertility Data for Developing Countries, United Nations, Budapest, 14-25 de junio de 1971.
- 6º) "Crítica de métodos para estimar el crecimiento de la población en los países con datos limitados", ("A Critique of Methods for Estimating Population Growth in Countries with Limited Data"), 38th Session of the International Statistical Institute, 10-20 de agosto de 1971.
- 7º) "Estimación de la mortalidad adulta a partir de información sobre orfandad", ("Estimating Adult Mortality from Orphanhood"), documento presentado a la Conferencia General de Población, Unión Internacional para el Estudio Científico de la Población, 27 de agosto - 1º de setiembre de 1973, Lieja, Bélgica. En colaboración con K. H. Hill.

Dejamos complacidos constancia del agradecimiento del Centro por las facilidades otorgadas por el Profesor Brass y sus colaboradores para la publicación de este volumen, con el cual se enriquece, en forma notable, la literatura sobre temas demográficos en lengua española.

CENTRO LATINOAMERICANO  
DE DEMOGRAFÍA

# METODOS DE ANALISIS Y ESTIMACION

WILLIAM BRASS Y ANSLEY J. COALE

(Traducción del capítulo 3 de *The Demography of Tropical Africa*,  
Princeton, Princeton University Press, 1968)



La necesidad de escribir un trabajo extenso, que por último presenta tan sólo un poco más que estimaciones de fecundidad y de mortalidad para diversas zonas del Africa tropical, tiene su origen en el tipo de información estadística acerca de la población de Africa. La fuente convencional de conocimientos exactos sobre los nacimientos y muertes —el registro ininterrumpido y completo de estos sucesos—, sencillamente no se encuentra en Africa, y no queda otra alternativa que intentar estimar el número de sucesos (y su incidencia según la edad de la madre y según la edad y el sexo de la persona fallecida) con una evidencia menos directa. La evidencia indirecta es principalmente de dos clases: 1) aquélla sobre la composición por edad y sexo de la población proveniente de un censo o de una encuesta demográfica, a veces complementada por la indicación de la tasa de crecimiento natural según dos enumeraciones de la misma población, y 2) aquélla sobre la fecundidad y mortalidad según las respuestas de las mujeres a las preguntas acerca de los hijos nacidos vivos más el número de los que sobreviven y según las respuestas a las preguntas sobre los nacimientos y muertes ocurridos durante el año anterior al censo o encuesta.

Incluso cuando esta evidencia proporciona aparentemente los datos deseados, es decir, cuando las encuestas dan los nacimientos y muertes por edad durante el año anterior, no puede aceptarse sin una evaluación crítica. Los empadronados, por lo general, cometen errores acerca de la duración del año (o de otro período de referencia) para el cual se informarán los sucesos, y entre las poblaciones de Africa tropical, en su mayoría analfabetas, ha resultado imposible obtener un registro exacto de la edad. Siendo así, el esfuerzo principal de investigación que fundamenta este libro es la invención, adaptación y aplicación de métodos para extraer las mejores estimaciones que se puedan obtener de la fecundidad y de la mortalidad según datos que son indirectos, imprecisos o ambas cosas a la vez. Los procedimientos empleados fueron distintos de una población a

otra a causa de las diferencias en el tipo de censos y de encuestas en las diversas zonas. Los métodos específicos de análisis empleados en cada zona se describen en los capítulos que dan los resultados detallados para la zona, pero en este análisis se emplearon tres métodos principales de análisis y de estimación con la suficiente extensión como para justificar este capítulo aparte para su descripción.

Los tres métodos empleados extensamente son: 1) la estimación de la fecundidad según el análisis combinado de la información sobre nacimientos en el año anterior a la encuesta y sobre los hijos nacidos vivos de mujeres en edad de procrear; 2) la estimación de la mortalidad en la infancia y niñez según información sobre los hijos nacidos vivos y los hijos supervivientes; y 3) la estimación de la fecundidad, mortalidad y distribuciones ajustadas por edad según una variedad de datos mediante el uso de tablas modelo de mortalidad y poblaciones estables. Los primeros dos métodos fueron ideados por William Brass. Los métodos de Brass descritos en este capítulo (y con mayor detalle en el capítulo sobre las zonas analizadas por Brass) fueron desarrollados en la Office of Population Research para su aplicación específica a las poblaciones africanas, aunque representan la culminación de trabajos anteriores.<sup>1</sup> Las tablas modelo de mortalidad y poblaciones estables ideadas por Ansley J. Coale y Paul Demeny son el resultado de un trabajo preliminar realizado a lo largo de varios años por Coale con la colaboración de Erna Harm; los cálculos electrónicos masivos de las tablas modelo de Paul Demeny fueron realizados para posibilitar el uso fácil de las técnicas demográficas de las tablas modelo de mortalidad con datos de Africa. Durante casi dos años esta extensa colección de tablas modelo fue dedicada casi exclusivamente a este proyecto de investigación; sólo existían dos copias a mimeógrafo de las tablas. No obstante, dichas tablas (que ascienden a casi 5 000) han sido publicadas ahora separadamente y, por lo tanto, la discusión que se hará de ellas más adelante en este capítulo no será muy detallada.<sup>2</sup>

Cabe un comentario final antes de comenzar la descripción de los métodos de Brass para el análisis de la fecundidad y de la mortalidad. Un objetivo que se mantuvo constantemente al analizar la información para las diversas zonas, consistió en comparar, donde era posible, las estima-

<sup>1</sup> Brass, William, "The Derivation of Fertility and Reproduction Rates from Restricted Data on Reproductive Histories", en *Population Studies*, vol. 7, n° 2, noviembre de 1953; Brass, William, "The Estimation of Fertility Rates from Ratios of Total to First Births", en *Population Studies*, vol. 8, n° 1, julio de 1964; Brass, William, "The Estimation of Total Fertility Rates from Data for Primitive Communities", en *World Population Conference*, Roma, 1954; Brass, William, "The Graduation of Fertility Distributions by Polynomial Functions", en *Population Studies*, vol. 14., n° 2, noviembre de 1960.

<sup>2</sup> Coale, Ansley J. y Demeny, Paul, *Regional Model Life Tables and Stable Populations*, Princeton University Press, 1966.



ciones obtenidas según tipos independientes de evidencia, y nuestra confianza en las estimaciones estuvo subordinada a la concordancia. Por lo tanto, el rasgo de mayor confiabilidad de las estimaciones derivadas de los nacimientos informados más el número de niños nacidos vivos informado es que, por lo general, son consecuentes con las estimaciones derivadas de la composición por edad, tanto respecto al nivel para poblaciones enteras como respecto a la variación para los diferentes subgrupos.

#### ESTIMACIONES DE LA FECUNDIDAD SEGUN INFORMACION PROVENIENTE DE ENCUESTAS SOBRE NACIMIENTOS Y SOBRE NIÑOS NACIDOS VIVOS

En muchos censos y encuestas en África y en otras zonas subdesarrolladas, se han recolectado dos tipos de datos sobre fecundidad. Estos dos tipos de datos, ambos registrados por edad de la madre, son los nacimientos en un período actual y el número de hijos nacidos vivos por mujer. En esta sección discutiremos los métodos destinados a analizar tales registros para obtener estimaciones plausibles del nivel de fecundidad, aun cuando ambas series de datos estén sujetas a error.

La información sobre los nacimientos actuales se obtiene interrogando a las mujeres con respecto a si han tenido hijos en un breve período anterior al censo. En aras de la precisión, supondremos que el período será el más corriente: de un año. Los métodos pueden extenderse sin dificultad a otros intervalos de tiempo. Las tasas de fecundidad por edades se pueden obtener dividiendo el número de niños nacidos por madre por el correspondiente total de mujeres en la población para cada grupo de edades. Las mediciones basadas en estas tasas específicas se denominarán "actuales", en tanto que los índices de fecundidad obtenidos del promedio de hijos nacidos vivos por mujer en cada edad se llamarán "retrospectivos".

A causa de la relación lógica entre ellos, los dos tipos de mediciones pueden usarse para descubrir y tomar en cuenta errores en los datos. A medida que una cohorte de mujeres avanza en la vida, el promedio de hijos nacidos vivos en cada edad exacta es igual al total acumulativo de las tasas de fecundidad por edades hasta esa edad, si puede suponerse que las mujeres que fallecen tienen la misma fecundidad que las supervivientes. Si la fecundidad de la población es constante, las tasas por edades de cada cohorte serán iguales que las "actuales" y se mantendrá la relación para todas las edades de las mujeres. Estos resultados teóricos serán aproximadamente aplicables a una población real si las tasas de fecundidad no han estado sujetas a una tendencia marcada.

El promedio de hijos nacidos vivos por mujer a cada edad, calculado según la información actual, puede compararse con la información retros-

pectiva correspondiente. Si ambas series de índices concuerdan en todas las edades, la evidencia en pro de su exactitud es bastante grande. Las aplicaciones del procedimiento a los registros de muchas poblaciones africanas han revelado discrepancias sistemáticas. Estas tienen un patrón que es consecuente con lo que se sabe sobre los errores en los informes de las encuestas de hechos vitales. La tasa de fecundidad basada en las respuestas a una pregunta sobre los nacimientos ocurridos durante el año anterior al censo o encuesta, con frecuencia está tan evidentemente errada que resulta inutilizable, principalmente porque el nivel es demasiado bajo pero a veces porque está notoriamente inflada. Por otra parte, los promedios comunicados de hijos nacidos vivos a menudo aumentan demasiado gradualmente con la edad de la madre, especialmente sobre los 30 o 35 años, y disminuyen a edades que están más allá del período de reproducción; hay una probabilidad muy grande de que esto se deba a la omisión en los informes, a medida que aumenta la edad de las mujeres, de una proporción creciente de los hijos nacidos.

Las dos formas de datos pueden ser evidentemente deficientes, pero el tipo de sus errores es diferente. A causa de esto se puede desarrollar una técnica para estimar la fecundidad total desde las partes de las dos series de mediciones que probablemente son las más confiables. La técnica depende de las siguientes proposiciones:

1. La fuente más importante de error en el número recordado de nacimientos del año anterior al censo es la imprecisión del *período de referencia*. Los empadronados pueden comunicar sucesos que han ocurrido, como promedio, en los últimos ocho meses o (con una cultura diferente o una manera distinta de plantear las preguntas) en los últimos quince meses. Dificultades semejantes sobre los intervalos de tiempo en que se han hecho adquisiciones han ocurrido en encuestas retrospectivas de consumo en países desarrollados como Estados Unidos. Puede esperarse que se mantenga el mismo período medio de referencia, no obstante, para cada edad de la madre, particularmente en las encuestas de poblaciones analfabetas, en que el entrevistador trata de verificar la coherencia de las respuestas. A menudo verá personalmente a los lactantes cuyos nacimientos están registrados y juzgará la validez de los informes según sus propias estimaciones de las edades de éstos. Cualquier parcialidad en su juicio (por ejemplo, una tendencia a hacer corresponder la edad del destete con un año aunque, por lo general, en las sociedades africanas se produce mucho más tarde) probablemente no se verá influida por la edad de la madre. La forma de la distribución de las fecundidades específicas actuales, es decir, las relaciones entre las tasas a las distintas edades, puede aceptarse plausiblemente como casi correcta, aunque el nivel pueda no serlo.

2. El número de hijos nacidos vivos es comunicado con una exactitud

satisfactoria por las mujeres más jóvenes. Los sucesos que se les pide recordar a éstas han ocurrido recientemente; típicamente, el total de niños nacidos por cada una de ellas no es superior a dos o tres, de modo que no se presentan las dificultades de contar una gran cantidad en una sociedad que no enumera; los niños vivos (y una proporción mayor de niños nacidos vivos de madres más jóvenes sobrevivirá hasta la época del censo) a menudo estarán presentes en las entrevistas, y pocos serán omitidos porque han crecido y abandonado el hogar.

Sobre la base de estas proposiciones, se ha desarrollado una técnica para estimar la fecundidad. El *patrón de edades* de las tasas de fecundidad que se obtiene de los informes de nacimientos actuales es aceptado, pero el *nivel* de fecundidad es estimado según el promedio de hijos nacidos vivos informado por las mujeres más jóvenes. En la aplicación del procedimiento, el número de hijos nacidos vivos denotado por las tasas actuales se compara a cada edad con el valor retrospectivo observado. Las razones entre las mediciones retrospectivas y las mediciones actuales acumuladas para las mujeres jóvenes dan un factor que se aplica a las tasas de fecundidad actuales a todas las edades para ajustar la fecundidad al nivel requerido. También se pueden derivar tasas de fecundidad por edades de los datos retrospectivos sobre los hijos nacidos vivos y compararlas con los valores actuales correspondientes, pero se prefiere el procedimiento de convertir la fecundidad actual en promedio de hijos nacidos vivos porque la acumulación tiende a disminuir los efectos de los pequeños errores e irregularidades en las observaciones.

#### LA COMPARACION DE LA PARIDEZ MEDIA (PROMEDIO DE HIJOS NACIDOS VIVOS) CON EL VALOR MEDIO DE LA FECUNDIDAD ACTUAL ACUMULADA

Si se dispusiera de datos consecuentes sobre nacimientos por años individuales de edad, los cálculos para hacer las comparaciones serían directos. Por lo general, no obstante, las tabulaciones son por grupos quinquenales de edades de las mujeres, típicamente 15-20, 20-25, etc., ya sea porque los registros fueron recolectados de esta manera o porque se ha empleado la clasificación en grupos para disminuir los efectos de los errores de la edad, causados por la preferencia por los dígitos, etc., y por las fluctuaciones fortuitas de los números pequeños. También cabe observar que la experiencia de fecundidad actual es para edades de alrededor de seis meses menores que las *tabuladas*. Este desplazamiento surge porque los nacimientos comunicados ocurrieron a lo largo del año anterior; como término medio las madres eran seis meses menores cuando dieron a luz que en la época del censo.

La tasa de fecundidad para un intervalo de edades es un valor medio por año. Estas tasas medias de fecundidad para los siete grupos quinquen-

nales que efectivamente cubren el período de reproducción se designarán como  $f_i$  (en que  $i = 1, 2, \dots, 7$ ). La multiplicación por el número de años del intervalo da el promedio de nacimientos que se produciría entre las mujeres que pasan por el intervalo. La acumulación de los valores  $f$  (multiplicados por 5) del grupo más bajo de edades da el promedio de hijos nacidos vivos en los límites superiores de los intervalos. Por lo tanto, si los grupos de edades tabulados son de 15-20, 20-25 años, etc., las  $f$  acumuladas dan el promedio de hijos nacidos vivos a las edades exactas de 20, 25 años etc., si se ha hecho la corrección por el desplazamiento de medio año, pero en la situación más corriente en que esto no se ha hecho, a las edades exactas de  $19\frac{1}{2}$ ,  $24\frac{1}{2}$  años, etc.

Los informes retrospectivos del promedio de niños nacidos vivos por mujer para los mismos grupos quinquenales de edades se designarán por  $P_1, P_2$  (o  $P_i$  en que  $i = 1, 2, \dots, 7$ ), etc. Se elige la letra  $P$  porque los demógrafos se refieren al número de hijos que ha tenido una mujer como a su "paridez". Así  $P_1$  es la paridez media de las mujeres de 15-20;  $P_2$ , de las mujeres de 20-25, etc. Estas no son mediciones a edades exactas, sino que promedios en el grupo de edades. Con una fecundidad constante, el promedio de hijos nacidos vivos debe aumentar con la edad; por lo tanto, el valor  $P$  para un intervalo de edades, estará situado entre el promedio de hijos nacidos vivos a las edades exactas que forman los límites inferiores y superiores del intervalo. Es necesario, por consiguiente, idear algún procedimiento para calcular según los valores  $f$  los valores medios correspondientes de la fecundidad acumulada para cada uno de los intervalos de edades. Las razones calculadas serán designadas como valores  $F$ , siendo  $F_1$  el valor medio estimado de la fecundidad acumulada para las mujeres de 15-20,  $F_2$  para las mujeres de 20-25, etc. (o  $F_i$  en que  $i = 1, 2, \dots, 7$ ).

Si la fecundidad por edades es constante en un intervalo, la fecundidad acumulativa aumentará linealmente con la edad y el promedio para el intervalo se hallará a medio camino entre los valores  $f$  acumulados en los límites inferior y superior. La fecundidad acumulada media estimada se obtendría entonces sumando dos y media veces la fecundidad para el intervalo a la fecundidad acumulada hasta el límite de edad inferior. Si hay un desplazamiento de medio año en los grupos de edades para las tasas actuales, se puede tomar en cuenta sumando el número de hijos que hubiesen nacido en el medio año. Por lo tanto, para el intervalo  $i$  *imo*, en que  $\Phi_i$  es el total acumulado de  $5f_1 + 5f_2$ , etc., hasta  $5f_{i-1}$ , la estimación de la fecundidad acumulativa media del intervalo sería de  $\Phi_i + 3,0f_i$ .

El multiplicador de  $f_i$  en esta fórmula es exacto en el rango medio del período reproductivo, en que las tasas específicas varían poco con la edad, pero tiene un error mucho mayor en los extremos del rango de la repro-

ductividad, en que la fecundidad cambia con rapidez. La inexactitud en las edades superiores no es importante para nuestros propósitos, dado que  $f_1$  es entonces mucho más pequeña que el componente  $\Phi_1$ , que se conoce con exactitud. La estimación para el primer grupo de edades, por lo general, estará muy equivocada y, a menudo, existe un sesgo considerable en el valor derivado para el segundo grupo también. No obstante, esta sencilla fórmula da valores medios estimados de la fecundidad acumulada que pueden compararse satisfactoriamente con las parideces medias observadas para obtener una impresión aproximada, por lo menos, de los errores.

Se ha desarrollado un procedimiento más complicado de estimación que, sin embargo, puede aplicarse con suma facilidad. La base del procedimiento es una distribución modelo de fecundidad por edades específicas en el que la forma es fija, pero la ubicación puede variar; vale decir, la curva que describe la forma puede trasladarse a lo largo del eje de edad de modo que las edades inferiores y superiores de la reproductividad y la media de la distribución son desplazadas en la misma cantidad. Para ubicaciones del modelo espaciadas en forma pareja se calcularon los siguientes valores: 1) la edad media de la distribución de fecundidad; 2) la razón entre  $f_1$  y  $f_2$ , es decir, entre la tasa de fecundidad del primer intervalo de edad y la del segundo; 3) para cada grupo de edades, el factor  $k_i$  por el cual el valor  $f_i$  tuvo que ser multiplicado para que la fórmula  $\Phi_i + k_i f_i$  diera exactamente  $F_i$ : a) cuando no había desplazamiento de edad en las tasas actuales de fecundidad comunicadas, y b) cuando había un desplazamiento de medio año en las tasas actuales. En los cálculos no se tomaron en cuenta los posibles efectos de la variación en el número de mujeres en años individuales de un intervalo de edad porque puede demostrarse que éstos serían muy pequeños. La forma matemática del modelo y los métodos de cálculo se describen en el apéndice A. También se muestran allí los valores calculados de  $k_i$  que se aplican cuando no hay desplazamiento de edad de las tasas actuales. Los valores para el caso más corriente del desplazamiento de medio año aparecen en el cuadro 1.

Los factores  $k$  en la tabla se aproximan a 3,0 para los grupos de edades tercero y cuarto para todas las ubicaciones de la distribución modelo, y la divergencia para el segundo grupo de edades también es pequeña cuando la reproductividad se inicia temprano. Estos resultados son consecuentes con los comentarios sobre la exactitud de la aproximación lineal para determinar las  $F$  según las tasas de fecundidad actuales. El procedimiento habitual para utilizar los factores de la tabla es el siguiente: con las tasas de fecundidad por edades específicas derivadas de los nacimientos comunicados durante el año anterior a la encuesta calcúlese la edad media  $\bar{m}$  de la tabla, la razón  $f_1/f_2$ , y los valores de  $\Phi_i$ , la fecun-

Cuadro 1

FACTORES DE MULTIPLICACION PARA ESTIMAR EL VALOR MEDIO EN LOS GRUPOS QUINQUENALES DE EDADES DE LA FECUNDIDAD ACUMULADA ( $F_i$ ) DE ACUERDO CON LA FORMULA  $F_i = \Phi + k_i f_i$   
(Cuando  $f_i$  es para las edades 14,5 a 19,5; 19,5 a 24,5, etc.)

Límites exactos del intervalo de edades									
15-20	1,120	1,310	1,615	1,950	2,305	2,640	2,925	3,170	
20-25	2,555	2,690	2,780	2,840	2,890	2,925	2,960	2,985	
25-30	2,925	2,960	2,985	3,010	3,035	3,055	3,075	3,095	
30-35	3,055	3,075	3,095	3,120	3,140	3,165	3,190	3,215	
35-40	3,165	3,190	3,215	3,245	3,285	3,325	3,375	3,435	
40-45	3,325	3,375	3,435	3,510	3,610	3,740	3,915	4,150	
45-50	3,640	3,895	4,150	4,395	4,630	4,840	4,985	5,000	
$f_1/f_2$	0,036	0,113	0,213	0,330	0,460	0,605	0,764	0,939	
$\bar{m}$ (años)	31,7	30,7	29,7	28,7	27,7	26,7	25,7	24,7	

didad acumulada hasta el límite inferior del intervalo *imo* de edad ( $\Phi_i = 5 [f_1 + f_2 + \dots + f_{i-1}]$ ). Calcúlese una columna de factores  $k$  por interpolación lineal entre las columnas del cuadro 1. La interpolación es guiada por la  $f_1/f_2$  observada para las primeras tres  $k_1$ , y por la  $\bar{m}$  observada para los grupos de edades restantes. Luego estímesese  $F_i$  según la expresión  $\Phi_i + k_i f_i$ .

En realidad, por este procedimiento, la distribución observada de la fecundidad por edades es ajustada, primero, por el modelo con la misma razón  $f_1/f_2$  y, segundo, por el que tiene la misma media. Los factores  $k$  exactamente apropiados para la tabla modelo de fecundidad se toman como las estimaciones para los datos observados. La selección de la fecundidad modelo por medio de una razón  $f_1/f_2$  asegura que las distribuciones observadas y modelo concuerdan satisfactoriamente a las edades más jóvenes, y la igualdad de las medias conduce a un resultado semejante en el rango medio de la reproducción. Por los motivos discutidos anteriormente, la exactitud en las edades superiores es menos importante. La transición de un método de ajuste a otro puede tener lugar fácilmente entre los grupos de edades tercero y cuarto porque en esta región las tasas de fecundidad por edades específicas son casi constantes, y las variaciones en  $f_1/f_2$  y  $\bar{m}$  tienen poco efecto sobre los factores  $k$ .

La tabla ha sido construida en el supuesto de que los registros se dan para los grupos quinquenales estándares de edades de las mujeres, 15-20, 20-25, etc., y que los nacimientos del año anterior al censo fueron comunicados. No obstante, es fácil modificar el método para otras condiciones. El único índice de la tabla que depende de la edad tomada como límite

inferior del período reproductivo en la media. Si éste se rebaja un año en todas las columnas, la tabla se referirá a los registros para los grupos de edades 14-19, 19-24 años, etc. De este modo, los factores pueden usarse para los datos de cualquier serie de siete grupos quinquenales de edades si las medias se cambian en forma apropiada.

Si el período de registro para los nacimientos actuales no es de un año, sino que de algún otro intervalo corto, por lo que el desplazamiento es distinto, se puede construir la serie apropiada de factores  $k$  por medio de la interpolación según la tabla 1 y la tabla 2 del apéndice A, que es para un desplazamiento de cero. Las razones  $f_1/f_2$  no se cambian, pero el desplazamiento debe restarse de las medias de la tabla 2 del apéndice A para dar los valores correctos.

En la técnica descrita, los valores  $f$  acumulados hasta los límites inferiores de los intervalos de edad se aceptan como correctos, y sólo se estima el promedio adicional de nacimientos de las mujeres que aún están en el grupo de edades. Brass, en *The Graduation of Fertility Distributions by Polynomial Functions*, proporciona los métodos para derivar el promedio de hijos nacidos vivos según las tasas de edades específicas para intervalos de cinco años y viceversa, en los cuales toda la distribución de las observaciones es ajustada por medio del uso de modelos de fecundidad. Estos procedimientos más complicados son particularmente apropiados para analizar observaciones provenientes de encuestas pequeñas en las que los errores de muestreo son grandes.

#### LA EXACTITUD DEL PROCEDIMIENTO PARA ESTIMAR $F_1$

La exactitud de los valores estimados de  $F_1$  puede probarse aplicando el método de la estimación a datos exactos que se componen de tasas de fecundidad por años individuales de edad como también por intervalos de cinco años. Para reunir datos de esta clase, el promedio de hijos nacidos vivos por mujer en los grupos quinquenales de edades se construyó según las tasas de fecundidad por edades específicas y por años individuales para cuatro poblaciones. Los detalles de los datos se dan en el trabajo de Brass a que se hizo referencia anteriormente.

Los valores exactos construidos según las tasas de años individuales se comparan en el cuadro 2 con los estimados por el procedimiento del factor  $k$ . Se supone que los valores construidos corresponden a la paridez media ( $P_1$ ) que sería comunicada en una encuesta precisa, y los valores estimados  $F_1$ , calculados por nuestro procedimiento, pueden compararse para cada grupo de edades con estas  $P_1$  construidas.

Todas las razones  $P/F$ , excepto las del primer grupo de edades, se acercan a 1,00, el valor de la concordancia perfecta. La razón  $P/F$  para el primer grupo es muy sensible a la forma exacta de la distribución

Cuadro 2

COMPARACION DE LA FECUNDIDAD ACUMULATIVA MEDIA ESTIMADA (F) Y LOS NUMEROS CONSTRUIDOS DE HIJOS NACIDOS VIVOS POR MUJER (P)

Límites exactos de los intervalos de edad	Ucrania 1926-1927			Eslovenia 1948-1952			Inglaterra y Gales 1951			Australia 1932-1934		
	F	P	P/F	F	P	P/F	F	P	P/F	F	P	P/F
	15-20	0,040	0,038	0,95	0,019	0,024	1,26	0,018	0,024	1,33	0,029	0,033
20-25	0,747	0,778	1,04	0,398	0,399	1,00	0,385	0,389	1,01	0,353	0,352	1,00
25-30	2,045	2,057	1,01	1,157	1,166	1,01	1,067	1,087	1,02	0,925	0,929	1,00
30-35	3,280	3,277	1,00	1,916	1,919	1,00	1,643	1,650	1,00	1,481	1,479	1,00
35-40	4,244	4,238	1,00	2,491	2,488	1,00	1,980	1,981	1,00	1,876	1,872	1,00
40-45	4,845	4,835	1,00	2,822	2,826	1,00	2,122	2,123	1,00	2,086	2,086	1,00
45-50	5,104	5,090	1,00	2,920	2,920	1,00	2,151	2,151	1,00	2,144	2,144	1,00
50 y más	5,135	5,135	1,00	2,926	2,926	1,00	2,152	2,152	1,00	2,147	2,147	1,00



específica de la fecundidad en los primeros años de la reproducción. Podría sospecharse que en las poblaciones en que se inicia temprano la reproducción, como sucede en casi todas las comunidades africanas, la razón  $P/F$  para el grupo de edades más jóvenes sería más consecuente, pero no existen registros satisfactorios de la fecundidad africana por edades según años individuales para permitir examinar esta posibilidad. Al derivar un factor de corrección para las tasas actuales de fecundidad comunicadas, se le puede conceder poco peso a la razón  $P/F$  para el grupo de edades más jóvenes. Existen otras razones, fuera de la dificultad de una estimación exacta, para esta conclusión; a causa del pequeño número de nacimientos, el error de muestreo de las mediciones para el grupo más joven puede ser alto, y también son particularmente vulnerables a los efectos de los errores en la declaración de la edad. El nivel de fecundidad se juzga mejor por el promedio de hijos nacidos vivos comunicado por el grupo más joven de mujeres para las cuales los resultados tienen una exactitud aceptable para disminuir el efecto de las fallas de la memoria. Como regla general, por lo tanto, la razón  $P/F$  para el grupo de edades 20-25 años se usará para ajustar el nivel de las tasas actuales de fecundidad comunicadas, a menos que exista evidencia de que la razón a los 20-25 años es deformada o inconsecuente con la tendencia general de los valores en las edades posteriores. La exactitud del método no es tal como para justificar los ajustes de unos pocos porcentajes; se necesitan correcciones mucho más grandes en gran cantidad de los análisis de los registros censales. A modo de ilustración, se muestran en el cuadro 3 series de razones  $P/F$  según los datos de fecundidad para varias de las comunidades africanas estudiadas.

Cuadro 3  
EJEMPLOS DE RAZONES  $P/F$  COMPUTADAS SEGUN LOS REGISTROS  
CENSALES AFRICANOS

Límites exactos de los intervalos de edades	Territorios			
	Dahomey	Guinea	Fouta-Toro (Valle del Senegal)	Buganda (Uganda)
15-20	0,89	0,78	0,87	1,36
20-25	0,93	0,80	1,04	1,13
25-30	0,89	0,75	0,95	0,89
30-35	0,89	0,75	0,89	0,79
35-40	0,84	0,72	0,86	0,74
40-45	0,86	0,74	0,86	0,71
45-50	0,84	0,76	0,86	0,72
50-60	0,83	0,76	0,84	—

## CALCULO ILUSTRATIVO DE LA FECUNDIDAD CON DATOS SINTETICOS

Antes de considerar las características y los problemas del método en sus aplicaciones a los registros censales africanos que pueden ser muy deficientes, se bosquejarán los cálculos para una serie hipotética de observaciones. El ejemplo fue construido con los datos de fecundidad para Ucrania, para los años 1926-1927, ya utilizados en el cuadro 2 para la verificación de la técnica, mediante los siguientes cambios: a) la fecundidad por edades específicas fue ajustada a lo que las tasas observadas hubiesen sido si el registro fuera de los nacimientos del año anterior a un censo, y si el 25 por ciento de los nacimientos "actuales" no fuese comunicado a todas las edades de las madres; b) una proporción de los hijos, que varía linealmente desde cero en el grupo de edades 15-20 años al 24 por ciento para el grupo 45-50 años, fue omitida de los valores retrospectivos construidos de los hijos nacidos vivos.

El cuadro 4 muestra cómo se hacen los cálculos. Las tasas de fecundidad para los grupos quinquenales de edades, calculadas según los nacimientos comunicados en el año anterior al censo de la población hipotética, se multiplican por cinco y se acumulan para dar la columna  $\Phi$ . El promedio de hijos nacidos vivos por mujer, registrado para esta población, se halla en la columna titulada  $P_1$ ;  $f_1/f_2$  y  $\bar{m}$ , calculado según la tabla de fecundidad, se muestra al pie del cuadro.

Se hace luego referencia al cuadro 1. La razón  $f_1/f_2$  de 0,124 observada está situada entre la segunda y la tercera columna de factores, y

Cuadro 4

## EJEMPLO PARA ILUSTRAR EL METODO DE LA RAZON P/F PARA ESTIMAR EL NIVEL DE FECUNDIDAD

Límites exactos de los intervalos de edades	$i$	$f_i^a$	$\Phi_i$	$k_i$	$\Phi_i + k_i f_i = F_i$	$P_1$	$P_1/F_i$	$f_i$ ajustado *
15-20	1	0,021	—	1,345	0,028	0,038	1,36	0,028
20-25	2	0,170	0,105	2,695	0,563	0,747	1,33	0,226
25-30	3	0,195	0,955	2,865	1,533	1,892	1,23	0,260
30-35	4	0,172	1,930	3,085	2,459	2,884	1,17	0,228
35-40	5	0,124	2,788	3,200	3,184	3,560	1,12	0,164
40-45	6	0,067	3,406	3,405	3,634	3,868	1,06	0,089
45-50	7	0,022	3,741	4,020	3,829	3,868	1,01	0,029
Fecundidad total		3,851	3,851	—	3,851	3,868	1,00	5,122

$f_1/f_2 = 0,124$ ;  $\bar{m} = 30,22$

\* Para intervalos de edad medio año menores que los que se muestran.

es una proporción  $0,011/0,100 = 0,11$  del intervalo de las columnas desde la primera de éstas, la interpolación lineal entre los factores  $k$ , usando esta proporción, da los valores para los tres primeros grupos de edades en el cuadro 4. En forma semejante, la media 30,22 es 0,48 del intervalo a todo el largo desde la segunda a la tercera columna, y los valores  $k$  para los grupos de edades cuarto hasta el séptimo se obtienen por medio de la interpolación. Cuando los factores  $k$  estimados se registran en la expresión  $\Phi_1 + k_1 f_1$  se derivan los valores  $F_1$ .

Las razones  $P/F$  bajan uniformemente con la edad, con un valor de 1,33 para el grupo de edades 20-25. El nivel de fecundidad denotado por los informes retrospectivos de los hijos nacidos vivos en este grupo de edades es, por lo tanto, un 33 por ciento superior al indicado por las tasas actuales. La multiplicación de los valores  $f$  registrados y de la fecundidad total por 1,33 conduce a las mediciones ajustadas de la columna final.

La estimación de la fecundidad total es 5,122, en comparación con el nivel verdadero de la población hipotética de 5,135. La exactitud alcanzada por el método para este ejemplo es algo mayor que lo que era dable esperar; las omisiones del 4 por ciento supuestas en la información de los hijos nacidos vivos por parte de las mujeres de 20-25 años de edad fueron en gran parte neutralizadas por un error de compensación en la estimación de  $k_2$ . Vale la pena anotar que la tasa de fecundidad total derivada es alrededor de un tercio más alta que los valores obtenidos con las tasas actuales observadas o el promedio de hijos nacidos vivos de mujeres con descendencia final. La casi igualdad de estos dos valores, que ocurre porque la proporción de nacimientos no informados del año precedente se hizo casi igual a las omisiones de los hijos nacidos de las mujeres mayores, no constituye evidencia de exactitud. Una coincidencia de errores de este tipo ha ocurrido en algunos registros censales de poblaciones africanas.

Puesto que la fecundidad total estimada se acerca al valor hipotético, las mediciones  $f$  ajustadas también concuerdan estrechamente con las planteadas. Para las comparaciones con otras poblaciones, es una molestia tener mediciones  $f$  y las correspondientes tasas específicas para grupos de edades que se hallan desplazadas seis meses respecto al sistema estándar. Un procedimiento detallado para hacer la traslación no se justifica porque, en los registros analizados, las tasas por edades específicas son erráticas por los errores de muestreo, los errores en la declaración de la edad, etc. Se hacen ajustes sencillos suponiendo que en los límites la tasa de fecundidad específica es igual a la media de los valores de los grupos de edades adyacentes. Si  $\delta f_1$  es la cantidad que debe sumarse a  $f_1$  para hacer la corrección por el desplazamiento de medio año, los ajustes son:

$$\delta f_1 = (f_1 + f_2) / 20$$

$$\delta f_5 = (f_6 - f_4) / 20$$

$$\delta f_2 = (f_3 - f_1) / 20$$

$$\delta f_6 = (f_7 - f_5) / 20$$

$$\delta f_3 = (f_4 - f_2) / 20$$

$$\delta f_7 = (f_8 - f_6) / 20$$

$$\delta f_4 = (f_5 - f_3) / 20$$

Estas correcciones se le hicieron a los valores  $f$  estimados para la población hipotética del cuadro 4. Las mediciones resultantes se comparan más abajo con las tasas de fecundidad por edades específicas observadas para los grupos de edades estándares calculados según las tasas específicas originales en años individuales:

	Edad							Fecundidad total
	15-20	20-25	25-30	30-35	35-40	40-45	45-50	
Observada	0,043	0,238	0,259	0,223	0,157	0,082	0,024	5,135
Estimada	0,041	0,238	0,259	0,223	0,157	0,082	0,023	5,122

#### EFFECTOS DE LOS ERRORES EN LOS DATOS O EN LOS SUPUESTOS

El procedimiento para estimar la fecundidad da buenos resultados si se mantienen los supuestos sobre las relaciones entre la cohorte y las tasas actuales y las proposiciones sobre la naturaleza de los errores de información. También es fuerte, por ejemplo insensible a los tipos de variación de los supuestos que son de esperar en los registros para comunidades subdesarrolladas. El factor de ajuste para el nivel de fecundidad se deriva del promedio de hijos nacidos vivos de mujeres entre los 20-25 años de edad. En este grupo de edades sólo una pequeña proporción de las mujeres que entraron al período de reproducción han muerto, y los posibles efectos de una fecundidad diferencial de las fallecidas son leves. Puesto que la gran mayoría de los hijos nacidos de mujeres de 20-25 años de edad habrá tenido lugar a unos pocos años del censo, la estimación del nivel de fecundidad será aplicable a una experiencia muy reciente, incluso cuando existe una tendencia general en las tasas. Las razones  $P/F$  para las mujeres mayores pueden estar deformadas por la fecundidad diferencial de las supervivientes y por las tendencias cronológicas en las tasas de natalidad como también por las omisiones de hijos a causa de fallas de la memoria. Aunque la interpretación precisa del patrón de las razones  $P/F$  puede complicarse de este modo, la estimación del nivel de fecundidad es apenas afectada.

Hay algunos errores en la información que no se toman en cuenta en el análisis. No se hace una corrección en consideración a ninguna clase de nacimientos que es omitida por igual por las mujeres de todas las

edades, tanto en los registros actuales como en los retrospectivos. Esta clase puede ser la de los hijos que mueren muy pequeños: en los primeros días o semanas de vida. También es posible que las omisiones o errores cronológicos en la comunicación de nacimientos actuales no sean completamente independientes de la edad de la madre; una sugestión plausible es que la corrección necesaria puede aumentar con la edad. Ambas categorías de error llevarían a estimaciones incompletas de la fecundidad. Se pueden realizar algunas verificaciones de ambas posibilidades mediante el examen de la información censal sobre la mortalidad y las distribuciones por edad, como se explicará más adelante.

Una de las principales dificultades de los censos o de las encuestas de las poblaciones africanas es la medición de la edad. El problema no es simplemente de vaguedad, de preferencia por los dígitos, etc., por parte del encuestado, sino que, con mayor frecuencia, de una ignorancia total. El enumerador a menudo debe hacer una estimación según la apariencia, los recuerdos de acontecimientos, la posición en la familia, etc. El examen de las distribuciones de edades obtenidas en los censos africanos revela deformaciones grandes y sistemáticas. Por lo tanto, debemos tomar cuidadosamente en cuenta la sensibilidad del método para estimar la fecundidad frente a los errores en la declaración de la edad. En realidad, una gran ventaja del método consiste en que las mediciones de edad, incluyendo los errores, son las mismas para las dos series de observaciones, es decir, la actual y la retrospectiva, que se comparan. Si los registros de fecundidad proviniesen de dos fuentes diferentes, por ejemplo, los registros y los censos, con diferentes deformaciones de la edad, las conclusiones que se podrían deducir de las comparaciones serían mucho más dudosas.

Un sesgo constante en todas las edades de las mujeres sólo afectaría la estimación de la fecundidad total (aunque las tasas por edades específicas estarían equivocadas) porque el factor de corrección en consideración al nivel sería tomado de un grupo de edades levemente diferente. De otro modo, el procedimiento, que depende de la relación entre las observaciones actuales y las retrospectivas, no sufre modificaciones al clasificar los grupos de edades que debieron ser (digamos) de 13-18, 18-23, etc., como de 15-20, 20-25, etc. Ahora consideremos lo que sucedería si se combinaran los datos para dos comunidades que tuvieran aproximadamente la misma distribución por edad pero con sesgos constantes *diferentes* en el registro. Los factores de corrección en consideración al nivel de fecundidad serían casi exactos para ambas comunidades, por separado, y asimismo para las observaciones combinadas. Extendiendo esta idea a muchas comunidades con diferentes sesgos constantes podemos ver que ciertos tipos de errores en la declaración de la edad tienen poco efecto sobre la estimación de la fecundidad total. De una manera general, éstos

son errores cuya distribución es la misma a cada edad dentro del rango reproductivo. No es necesario que los errores sean independientes de la fecundidad, pero nuevamente la relación debe ser la misma a cada edad del rango; vale decir, la distribución de los errores en la declaración por parte de las mujeres que tienen un porcentaje fijo de fecundidad por encima del promedio debe ser independiente de la edad. Podemos apreciar esto considerando la amalgamación de la información para poblaciones con distintos niveles de fecundidad y sesgos de edad.

Para ilustrar estas ideas, se hicieron cálculos para un ejemplo sencillo, en que nuevamente se emplearon como base las tasas específicas de fecundidad de años individuales para Ucrania, 1926-1927. Se aplicó una distribución rectangular de los errores de edad con un sesgo ascendente de un año y un rango de diez; es decir, se aceptó que las mujeres cuyas edades fueron informadas como de  $x$  estaban distribuidas en forma pareja desde seis años por debajo del valor nominal hasta cuatro años por encima de éste. El cuadro 5 muestra la fecundidad por edades específicas actua-

Cuadro 5

ILUSTRACION DEL EFECTO DE LOS ERRORES DE EDAD SOBRE  
LAS RAZONES  $P/F$

Límites exactos de los intervalos de edades	$i$	$f_i^*$	$\Phi_i$	$k_i$	$\Phi_i + k_i f_i = F_i$	$P_i$	$P_i/F_i$
15-20	1	0,045	—	1,780	0,080	0,095	1,19
20-25	2	0,166	0,225	2,810	0,693	0,672	0,97
25-30	3	0,249	1,057	2,995	1,802	1,795	1,00
30-35	4	0,232	2,300	3,065	3,011	3,012	1,00
35-40	5	0,176	3,460	3,180	4,021	4,016	1,00
40-45	6	0,106	4,342	3,350	4,696	4,688	1,00
45-50	7	0,053	4,871	3,775	5,070	5,022	0,99
Fecundidad total		5,135	5,135	—	5,135	5,123	1,00

$f_1/f_7 = 02,70; \bar{m} = 31,17$

\* Para intervalos de edad medio año menores que los que se indican.

les (con un desplazamiento de medio año), el promedio construido de hijos nacidos vivos por mujer, y el cálculo de las razones  $P/F$  para los registros censales hipotéticos con estos errores de edad. Las razones no se alejan mucho de 1,00, excepto para el grupo de edades más jóvenes. Cuando las edades informadas se hallan esparcidas alrededor del valor correcto, la distribución específica resultante de la fecundidad es "más amplia", es decir, tiene una mayor variancia y extensión que la verda-

dera. Esto influye sobre la exactitud de los factores para derivar el promedio de hijos nacidos vivos por mujer según las tasas de fecundidad por edades específicas actuales. El hecho de que la inexactitud que se introduce es pequeña, incluso donde la extensión del error es grande, es ilustrado por el ejemplo.

Aunque las razones  $P/F$  son insensibles a ciertas formas de error en la declaración de la edad, un error extremo en la declaración de la edad en el intervalo puede dar como resultado una secuencia errática de razones. En algunos censos y encuestas de África, el error extenso y difundido en la declaración de la edad se hace evidente en las distribuciones seriamente distorsionadas de la edad: no sólo las distribuciones por años individuales sino que también las distribuidas en intervalos de cinco años. Una forma característica de la distorsión en las distribuciones femeninas consiste en las cantidades deficientes informadas en los intervalos de edad cercanas al comienzo y al final del periodo de reproducción y las cantidades excesivas informadas en los intervalos cercanos a las edades centrales de reproducción. El efecto neto usual es una exageración de la proporción de mujeres en el lapso 15-49, de modo que incluso cuando los nacimientos se estiman correctamente, la tasa de fecundidad general, la fecundidad total, y las tasas de fecundidad por edades específicas son declaradas en forma incompleta por la inclusión en el denominador de mujeres que están fuera de las edades fecundas.

En el apéndice B de este capítulo, se describe un experimento con los efectos producidos sobre las razones  $P/F$  por errores hipotéticos en la declaración de la edad que podrían dar origen a la distribución ampliamente distorsionada de la edad en el Congo. Para explicar la distribución de la edad declarada, grandes proporciones de las mujeres en ciertos intervalos de edad deben haber sido declaradas en intervalos adyacentes, y no importa cuál sea el supuesto que se plantee acerca de la fecundidad actual y la paridez de las mujeres declaradas en el intervalo de edad equivocado, resulta inevitable un efecto substancial en la secuencia de las razones  $P/F$ .

La distorsión que se evidencia en otras distribuciones por edad de África a menudo es menor que la del Congo (al menos en lo que respecta a las edades de reproducción), y las secuencias  $P/F$  en otras zonas quizás no fueron grandemente afectadas por los errores de edad.

Hasta aquí hemos considerado primariamente la forma cómo los errores de edad pueden modificar las razones  $P/F$ . Como se observó anteriormente, también pueden llevar a la inexactitud en la fecundidad total estimada aun cuando el número de nacimientos registrados es correcto. (Esto sucede primordialmente cuando se informan demasiadas mujeres en el periodo reproductivo. Las edades informadas de las mujeres en muchos censos africanos muestran una tendencia a la exageración en los años

cercanos al comienzo del período de reproducción y a la declaración incompleta hacia el final, con un amontonamiento característico hacia el centro.) Si se incluyen erróneamente a las mujeres que en realidad se hallan por debajo y por encima del rango de reproducción, las tasas de natalidad por edades específicas y el índice sintético de fecundidad computados son más bajos que lo que debieran ser. La inclusión equivocada de adolescentes sin nacimientos tiende a rebajar a la vez las tasas específicas actuales calculadas y el promedio retrospectivo de hijos nacidos vivos para las mujeres más jóvenes y, por lo tanto, las razones  $P/F$  de esta región serán menos afectadas. En las edades superiores ocurre lo contrario, puesto que las estimaciones de  $F$ , según las tasas actuales son rebajadas pero el promedio retrospectivo de hijos es aumentado por la inclusión de mujeres que han concluido el período de reproducción.

Cuando el número de mujeres de 15-49 ha sido obviamente exagerado por los errores en la declaración de la edad, debería usarse la razón  $P/F$  para el grupo de edades 20-24 para ajustar el número total de nacimientos informado para el año anterior, en lugar de las tasas de fecundidad por edades específicas, o su total, el índice sintético de fecundidad. El número de nacimientos de mujeres puede considerarse que es la mitad del número de todos los nacimientos, puesto que la evidencia existente respecto a la razón de masculinidad de los nacidos en Africa indica un valor cercano a 100. Por lo tanto, puede estimarse la tasa de nacimientos femeninos (nacimientos femeninos/población femenina), y puede aproximarse la tasa bruta de reproducción suponiendo que la población es estable y aceptando la estimación de la tasa de nacimientos femeninos y la edad media de la función de fecundidad según las tasas de fecundidad actuales informadas. Esta estimación de la TBR se logra fácilmente por medio de la interpolación en las poblaciones modelo estables tabuladas.<sup>3</sup>

Se pueden hacer poderosas verificaciones adicionales respecto a la exactitud de los informes de fecundidad si se tabulan los datos actuales y retrospectivos por orden de nacimiento. Los cuadros que se requieren son la distribución en grupos de edades según el número de hijos nacidos vivos de todas las mujeres y de las que han tenido un hijo durante el año anterior. Lo mismo que, en condiciones constantes, la fecundidad por edades específicas acumuladas actuales da el promedio de hijos nacidos vivos, los totales de las tasas por edades específicas para los nacimientos primero, segundo, tercero, etc., hasta cada edad de la proporción de mujeres que han tenido por lo menos uno, dos y tres hijos, etc., hasta ese instante, respectivamente. Los métodos descritos para comparar observaciones actuales y retrospectivas de nacimientos sin considerar el

<sup>3</sup> Coale y Demeny, *Regional Model Life Tables and Stable Populations*, Princeton University Press, 1966.



orden, pueden aplicarse a los órdenes de nacimiento componentes para extraer una información adicional sobre los patrones de error. Con el fin de obtener los resultados más exactos, los factores para calcular la fecundidad acumulativa media en grupos quinquenales de edades según las tasas actuales tendrían que ser modificados para tomar en cuenta las diversas formas de las distribuciones de la fecundidad por edades específicas de los nacimientos de órdenes individuales.

Las comparaciones más ilustrativas probablemente sean las de las tasas acumuladas de primeros nacimientos respecto a la proporción de mujeres que son madres. La información de los primeros nacimientos en un año será afectada por los errores en la escala cronológica, pero resulta razonable esperar que, a causa de la importancia de un primer nacimiento y la juventud de la mayor parte de las madres, las omisiones y las diferencias por edad en el período de referencia tendrán poca influencia. Nuevamente, la clasificación de una mujer como madre estará menos sujeta a error que la determinación del número de hijos que ha tenido. Por estos motivos, y porque la proporción de mujeres que se convierten en madres después de los 30 años es pequeña en casi todas las poblaciones africanas, la razón entre las mujeres fecundas y las tasas acumuladas de primeros nacimientos a las edades de 30-34 años debiera ser un índice útil del error en la escala cronológica. El denominador de esta razón es, efectivamente, la suma de las tasas actuales por edades específicas para los primeros nacimientos a todas las edades, el que denominaremos  $F_c$ .

Desgraciadamente, las tabulaciones requeridas (especialmente de los nacimientos actuales) se encuentran disponibles para escasas poblaciones, aunque pueden prepararse siempre que el formulario censal registre la edad, el número de hijos nacidos vivos, y la ocurrencia o no ocurrencia de un nacimiento en el último año para cada mujer. Existen datos sobre el orden de los nacimientos actuales sólo para uno de los censos analizados y en tal caso no por edad de la madre. Sin embargo, todavía puede estimarse la  $F_c$  con poco error si puede calcularse la edad media  $\bar{m}_c$  del cuadro de fecundidad de los primeros nacimientos. Se realiza la estimación dividiendo los primeros nacimientos por el promedio de mujeres por año de edad en un intervalo centrado en  $\bar{m}_c$  y que efectivamente cubre el rango dentro del cual ocurren estos nacimientos. El por qué esto da una buena aproximación puede verse al considerar una población con un número constante de mujeres en cada edad dentro del rango. Los primeros nacimientos de las madres de cada edad se dividen entonces por este número constante, que también es el promedio, para dar las tasas por edades específicas; la división del total de primeros nacimientos por la constante da la suma de las tasas. En general, el número de mujeres por año baja con la edad, pero el promedio en un rango centrado en  $\bar{m}_c$  puede usarse

como divisor, porque para las tasas fijas los nacimientos suplementarios debidos al mayor número de mujeres más jóvenes se compensan estrechamente con los nacimientos que faltan a causa del menor número de mujeres mayores. Brass presenta un análisis más matemático de este resultado.<sup>4</sup> Se dan más detalles de la aplicación del procedimiento y de la estimación de  $\bar{m}_c$  en la monografía sobre la República de Guinea.

#### ESTIMACIONES DE LA MORTALIDAD INFANTIL Y JUVENIL SEGÚN DATOS DE ENCUESTAS SOBRE LA SUPERVIVENCIA DE HIJOS NACIDOS VIVOS

Los registros de mortalidad en las comunidades africanas son aún más escasos y poco confiables que los de fecundidad. Las muertes se registran solamente en unos cuantos países y regiones, y en casi todos éstos en forma muy incompleta. Los datos son mejores para unas pocas ciudades, pero los habitantes de éstas no son representativos de la población general en cuanto a las distribuciones según sexo y edad, a las condiciones socio-económicas, al acceso a asistencia médica, etc. Ha habido importantes estudios de la mortalidad de grupos especiales, por ejemplo, de los hijos nacidos de madres que asisten a una clínica, de los mineros. En todas estas encuestas se han encontrado altas tasas de mortalidad, pero los niveles y los patrones por sexo y edad han sido bastante variables. No se puede, por lo tanto, generalizar esta evidencia, con alguna pretensión de exactitud, para proporcionar una base que sirva para verificar las observaciones sobre una comunidad africana particular, aunque debe ser tomada en cuenta en la evaluación.

Nos ocuparemos en esta sección de la extracción de información sobre la incidencia de los fallecimientos según datos obtenidos en un censo o encuesta únicos. En particular, se desarrolla un método para la estimación de la mortalidad en la niñez, según los informes de las madres acerca del número de sus hijos fallecidos.

Las tasas de mortalidad por edades específicas para todas las edades (incluyendo la niñez) pueden ser calculadas según las muertes informadas como ocurridas durante el año anterior en cada intervalo de edad y según la población por edad como se las registra en el censo o encuesta. Estas tasas de mortalidad son tasas "actuales" de mortalidad, mientras que las tasas de mortalidad juvenil derivadas del número informado de niños que han muerto entre los nacidos vivos son tasas "acumulativas" (acumuladas desde el nacimiento de los niños). Las tasas acumuladas están libres de los errores del "período de referencia": errores que afectan la validez de las tasas de mortalidad calculadas para el período justamente anterior al censo. Superficialmente, parece que estas tasas juveniles acumulativas

<sup>4</sup> Brass, W., "The Estimation of Fertility Rates from Ratios of Total to First Births", en *Population Studies*, vol. VIII, n° 1, julio de 1954.

podrían compararse con las tasas actuales para la niñez para derivar un factor de corrección para las tasas actuales de mortalidad a todas las edades, de una manera análoga al procedimiento usado al estimar la fecundidad. No obstante, el supuesto crucial de que los errores al informar sobre la fecundidad actual no son marcadamente selectivos por edad, no es transferible a los errores al informar sobre la mortalidad actual. Es muy probable que la exactitud de la mortalidad informada, afectada por una combinación de omisiones y errores del período de referencia, dependa de la importancia de la persona fallecida a los ojos de la comunidad en general y del encuestado en particular y, en consecuencia, que varíe con la edad y el sexo. En las estimaciones de fecundidad descritas anteriormente se supuso que un factor de corrección aplicable a la fecundidad actual informada de las mujeres de 20-25 años podría aplicarse a la fecundidad informada de todas las mujeres, pero no existe ninguna justificación para suponer que un factor de corrección aplicable a la mortalidad actual informada de los niños podría aplicarse a la mortalidad informada de los adultos.

Aunque los errores al informar la mortalidad actual parecen ser muy distintos en las diferentes edades, las tasas de mortalidad en sí mismas en los diferentes intervalos de edad muestran una fuerte interrelación en las poblaciones que cuentan con datos confiables y, por inferencia, también en las poblaciones africanas. Por lo tanto, hay una fuerte dependencia en las tablas modelo de vida que expresan patrones típicos de la mortalidad por edades a distintos niveles de mortalidad. Luego de examinar todos los datos y la evidencia disponibles, las estimaciones de mortalidad más convincentes a menudo son las tasas juveniles derivadas mediante el método descrito en las páginas siguientes. Aunque las estimaciones no son del todo exactas, parecen establecer un valor de la mortalidad juvenil aceptable como límite inferior válido de la tasa verdadera, y esto proporciona un parámetro sumamente útil: útil por ejemplo para estimar la fecundidad según los datos de la distribución por edad.

#### LA ESTIMACIÓN DE LA MORTALIDAD JUVENIL

En la estimación de la mortalidad con los informes del número de hijos nacidos vivos que habían fallecido con anterioridad al censo, se presumirá que las tasas de fecundidad y de mortalidad por edades específicas han permanecido constantes durante el rango de edad y el período de tiempo requeridos: la experiencia de las mujeres supervivientes también se considerará como la de los totales de mujeres expuestas al riesgo de nacimientos y de muertes de niños. Examinaremos más adelante las consecuencias de desviarse de estos supuestos. Durante toda esta presentación, la descripción se hará en términos de los sucesos vitales para los niños de ambos

sexos, pero los resultados son válidos si las observaciones para los varones y las mujeres se tratan por separado.

Supongamos que ha habido una tabla invariable de mortalidad tal, que la proporción superviviente hasta la edad  $a$  ( $l_a/l_0$  en la terminología de la tabla de vida) es  $p(a)$ , y la proporción que fallece antes de la edad  $a$  ( ${}_a q_0$  en la notación de la tabla de vida) es  $q(a)$ . Supongamos que la proporción de mujeres en la edad  $x$  que dan a luz un hijo es  $f(x)$ , en una tabla de fecundidad que ha sido constante en años recientes. La proporción fallecida entre los niños nacidos vivos depende de su distribución por edad y de  $q(a)$ . Consideremos la distribución por edad que habría entre los niños nacidos vivos de mujeres de una edad específica, digamos de 25, si ninguno de los hijos hubiera muerto. Esta distribución por edad es:

$$c_{25}(a) = \frac{f(25-a)}{\int_0^{25} f(x) dx} = \int_0^{25-a} f(x-a) dx \quad [1]$$

La proporción de estos niños que hubiese fallecido es:

$$d_{25} = \int_0^{25-a} c_{25}(a) q(a) da \quad [2]$$

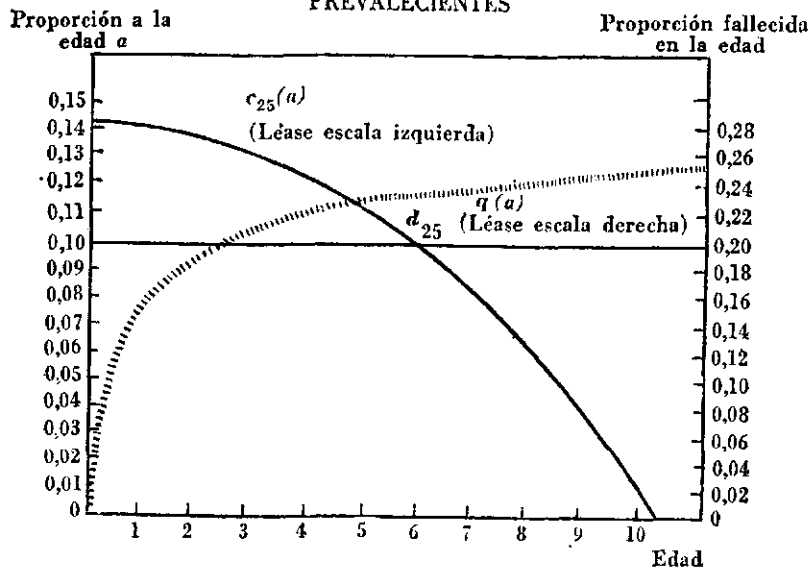
en que  $d_{25}$  es la proporción fallecida entre los niños nacidos vivos de mujeres de 25 años y  $a$  es la edad más temprana de reproducción.

Examinemos ahora las dos funciones que determinan a  $d_{25}$ . La primera,  $c_{25}(a)$ , es simplemente la tabla de fecundidad proporcionada hasta la edad de 25, *escrita al revés*, y la segunda,  $q(a)$ , es la proporción acumulativa que fallece hasta la edad  $a$  conforme a las condiciones especificadas de mortalidad (véase el gráfico 1). En otras palabras,  $d_{25}$  es el promedio ponderado de las proporciones que fallecen, siendo la ponderación la distribución por edad que tendrían los niños nacidos vivos de las mujeres de 25 años de edad si todos los niños hubiesen sobrevivido. Hay una edad ( $\bar{a}_{25}$ ) entre cero y  $25 - \bar{a}$  tal que  $q(\bar{a}_{25}) = d_{25}$ . A causa de que  $q(a)$  se eleva bruscamente durante el primer año de vida, y muy gradualmente después de la edad de 5 años, y a causa de que  $c_{25}(a)$  disminuye a valores bajos en las edades sobre 5,  $\bar{a}_{25}$  es sorprendentemente pequeña (2,5 años) en el ejemplo que aparece en el gráfico 1.

Para las funciones de fecundidad y de mortalidad especificadas, se puede calcular  $\bar{a}_x$  para cada edad  $x$  desde el límite inferior de la reproductividad hasta la edad más alta para la cual se dispone de datos sobre niños nacidos vivos (que viven o han muerto). En condiciones de fecun-

Gráfico 1

FACTORES QUE DETERMINAN  $d_{25}$ , LA PROPORCIÓN FALLECIDA ENTRE LOS HIJOS NACIDOS VIVOS DE MUJERES A LA EDAD EXACTA DE 25 AÑOS:  $c_{25}(a)$ , LA DISTRIBUCIÓN POR EDAD DE LOS HIJOS NACIDOS VIVOS DE MUJERES DE 25 AÑOS DE EDAD, Y  $q(a)$ , LA PROPORCIÓN FALLECIDA EN LA EDAD  $a$  CONFORME A LOS RIESGOS DE MORTALIDAD PREVALECIENTES



edad y de mortalidad invariables, un ejercicio semejante establecería una relación entre  $q(a)$  (función de la tabla de vida relativa a los hijos que han dado a luz las mujeres) y  $d_x$  (la proporción que ha fallecido entre los hijos nacidos vivos de mujeres a la edad  $x$ ).

El procedimiento de estimación de Brass posibilita el uso de este tipo de relación para estimar  $q(1)$ ,  $q(2)$ ,  $q(3)$ ,  $q(5)$ ,  $q(10)$ , ..., etc. —hasta  $q(35)$  en circunstancias óptimas— según  $D_1$ ,  $D_2$ ,  $D_3$ , ...,  $D_{10}$  (en que  $D_i$  es la proporción fallecida entre los hijos nacidos de mujeres en el  $i$  imo intervalo quinquenal de edades, siendo el primer intervalo 15-20).

El procedimiento depende de la igualdad aproximada de  $q(1)$  y  $D_1$ ,  $q(2)$  y  $D_2$ , ...,  $q(35)$  y  $D_{10}$ , cuando las tablas de fecundidad y de mortalidad son "típicas" con patrones de edad aproximadamente semejantes a los que se encuentran en las poblaciones africanas. Estas igualdades aproximadas se ven afectadas en forma más acentuada por variaciones que ocurren en el patrón de la fecundidad por edades que por variaciones que ocurren en el patrón de la mortalidad por edades. Brass ha

calculado una serie de multiplicadores (véase el cuadro 6) por medio de los cuales los valores de  $D_1$  pueden convertirse en estimaciones de  $q(a)$ . Estos multiplicadores difieren para diferentes funciones de fecundidad, pero no difieren para diferentes "formas" de mortalidad. La idea que fundamenta los multiplicadores puede ilustrarse mediante un ejemplo. Puede elegirse una tabla de fecundidad de modo que con un patrón típico de mortalidad por edades  $D_2$  es idéntico a  $q(2)$ . Consideremos ahora una población en que comenzó más temprano la reproducción. Como término medio, los hijos nacidos vivos de mujeres de 20-25 en esta población son mayores que en la población en que  $D_2$  es igual a  $q(2)$ . En la población en que la fecundidad comenzó más temprano  $D_2$  por lo tanto es igual a  $q(2+)$  y, en consecuencia en esta población  $q(2) < D_2$ . La tabla de multiplicadores de Brass da valores que fluctúan entre casi 0,94 (reproducción sumamente temprana) y 1,19 (reproducción muy tardía) para convertir  $D_2$  en una estimación de  $q(2)$ . Hay tres índices de reproducción temprana *versus* tardía en el cuadro 6: a) la razón entre la paridez media de las mujeres de 15-20 y la paridez media de las mujeres de 20-25 ( $P_1/P_2$ ); b) la edad media de la tabla de fecundidad ( $\bar{m}$ ); c) la edad mediana de la tabla de fecundidad ( $\bar{m}'$ ). El primer índice es una medición de cuándo comienza la fecundidad y con qué rapidez se eleva con la edad y por lo tanto es una guía respecto a los multiplicadores que se necesitan para convertir  $D_1$  en  $q(1)$ ,  $D_2$  en  $q(2)$ , y  $D_3$  en  $q(3)$ . Los otros dos índices son mediciones de la edad alrededor de la cual se centra la reproducción. A las edades muy por encima de la media de la función de fecundidad, la proporción que sobrevive es prácticamente la misma que si todos los nacimientos ocurriesen en la edad media de la reproducción. Por consiguiente,  $\bar{m}$  o  $\bar{m}'$  son los parámetros pertinentes de la tabla de fecundidad para seleccionar el multiplicador a usarse con  $D_4$  a  $D_{10}$ .<sup>5</sup>

#### COMO SE DESARROLLARON LOS MULTIPLICADORES PARA ESTIMAR $q(a)$

Examinaremos la relación entre  $D_2$  y  $q(2)$  para ilustrar el método por el cual se obtuvieron los multiplicadores del cuadro 6. Los multiplicadores se basan en las mismas funciones modelo de fecundidad usadas anteriormente:

$$f(x) = k(x-s)(s+33-x)^2 \quad [3]$$

(para  $s \leq x \leq s+33$ ).

<sup>5</sup> No hay un motivo poderoso para preferir  $\bar{m}$  o  $\bar{m}'$ . Si la tabla de fecundidad se registra,  $\bar{m}$  se calcula fácilmente; de otro modo,  $\bar{m}'$  se estima como la edad  $x$  en la cual  $P_x = \frac{1}{2} P_{30}$ .

$s$  es la edad más temprana de reproducción, y  $k$  es un factor "escala" que determina el total de hijos nacidos vivos al final de la reproducción (a la edad  $s + 33$ ). La relación entre  $D_2$  y  $q(2)$  no se afecta por  $k$ . A falta de mortalidad, la distribución por edad de los hijos nacidos vivos de las mujeres entre 20 y 25 años sería:<sup>6</sup>

$$C_2(a) = \frac{\int_{20}^{25} f(x-a) dx}{\int_0^{25-s} \int_{20}^{25} f(x-a) dx da} \quad [4]$$

en que  $C_1(a)$  es la distribución por edad (al no haber mortalidad) de los hijos nacidos vivos de mujeres en el intervalo *i imo* de edad.  $C_1(a)$  concierne a los hijos nacidos de mujeres de 15-20,  $C_2(a)$  a los de las mujeres de 20,25, etc. El gráfico 2 muestra  $C_2, C_3, \dots, C_7$  para  $s = 14,5$  años.

La proporción fallecida entre los hijos nacidos vivos de las mujeres de 20-25 es:<sup>7</sup>

$$D_2 = \int_0^{25-s} C_2(a) q(a) da \quad [5]$$

Es un procedimiento arduo, pero no intrínsecamente difícil, calcular  $C_2(a)$  según la ecuación [4] para un valor dado de  $s$ , para luego calcular  $D_2$  según esta distribución por edad, y los valores de  $q(a)$  según una tabla de vida especificada. Cuando  $s = 14,5$ , y  $q(a)$  se toma de una tabla de vida "típica",<sup>8</sup> se encuentra que  $D_2$  es prácticamente igual a  $q(2)$ : en realidad, igual a  $0,990 q(2)$ . Por lo tanto se necesita un multiplicador de 1,010 para convertir  $D_2$  en  $q(2)$ . Puede obtenerse  $P_1$  y  $P_2$  (paridez media para las mujeres de 15-20 y 20-25) integrando dos veces  $f(x)$  en la ecuación [3]. Cuando  $s$  es 14,5,  $P_1/P_2$  es 0,205. Nótese que 0,205 es uno de los valores anotados en el cuadro 6. El cálculo de las demás anotaciones se realizó con un procedimiento paralelo. Los factores tabulados de ajuste son válidos para una tabla "típica" de mortalidad, y para tablas de fecundidad definidas por la ecuación [3] para diferentes valores de  $s$ , la edad más temprana de la reproducción. Su utilidad práctica

<sup>6</sup> Cf. ecuación [1].

<sup>7</sup> Cf. ecuación [2].

<sup>8</sup> La tabla de vida estándar se obtuvo promediando los valores  $q(a)$  de varias tablas de alta mortalidad. Es casi idéntica a una tabla modelo de la familia occidental.

Cuadro 6

FACTORES DE MULTIPLICACION PARA ESTIMAR LA PROPORCION DE HIJOS NACIDOS VIVOS QUE MUEREN EN LA EDAD  $a$ ,  $q(a)$ , SEGUN LA PROPORCION FALLECIDA ENTRE LOS HIJOS NACIDOS VIVOS DE LAS MUJERES DE 15-20, 20-25, ETC.

14.f									
15-20	$q(1)$	0,859	0,890	0,928	0,977	1,041	1,129	1,254	1,425
20-25	$q(2)$	0,938	0,959	0,983	1,010	1,043	1,082	1,129	1,188
25-30	$q(3)$	0,948	0,962	0,978	0,994	1,012	1,033	1,055	1,081
30-35	$q(5)$	0,961	0,975	0,988	1,002	1,016	1,031	1,046	1,063
35-40	$q(10)$	0,966	0,982	0,996	1,011	1,026	1,040	1,054	1,069
40-45	$q(15)$	0,938	0,955	0,971	0,988	1,004	1,021	1,037	1,052
45-50	$q(20)$	0,937	0,953	0,969	0,986	1,003	1,021	1,039	1,057
50-55	$q(25)$	0,949	0,966	0,983	1,001	1,019	1,036	1,054	1,072
55-60	$q(30)$	0,951	0,968	0,985	1,002	1,020	1,039	1,058	1,076
60-65	$q(35)$	0,949	0,965	0,982	0,999	1,016	1,034	1,052	1,070
b									
Guía para la selección del multiplicador									
	$P_1/P_2$	0,387	0,330	0,268	0,205	0,143	0,090	0,045	0,014
	$\bar{m}$	24,7	25,7	26,7	27,7	28,7	29,7	30,7	31,7
	$\bar{m}'$	24,2	25,2	26,2	27,2	28,2	29,2	30,2	31,2
B. Intervalos decenales de edad de las mujeres									
15-25	$q(2)$	0,982	1,000	1,021	1,045	1,072	1,105	1,144	1,193
25-35	$q(5)$	0,990	1,004	1,018	1,033	1,048	1,064	1,081	1,099
35-45	$q(15)$	0,977	0,993	1,009	1,024	1,040	1,056	1,071	1,086
45-55	$q(25)$	0,990	1,008	1,025	1,043	1,062	1,080	1,099	1,118
55-65	$q(35)$	0,990	1,007	1,025	1,043	1,061	1,080	1,099	1,119

depende de estas consideraciones: 1) si (con una mortalidad "típica") los multiplicadores apropiados para las tablas de fecundidad definidas por la ecuación [3] son también apropiados para las tablas de fecundidad reales con los mismos valores de  $P_2/P_1$ ,  $\bar{m}$ , o  $\bar{m}'$ ; 2) si los factores de corrección apropiados para una tabla "típica" de vida son válidos para otros patrones de mortalidad por edades.

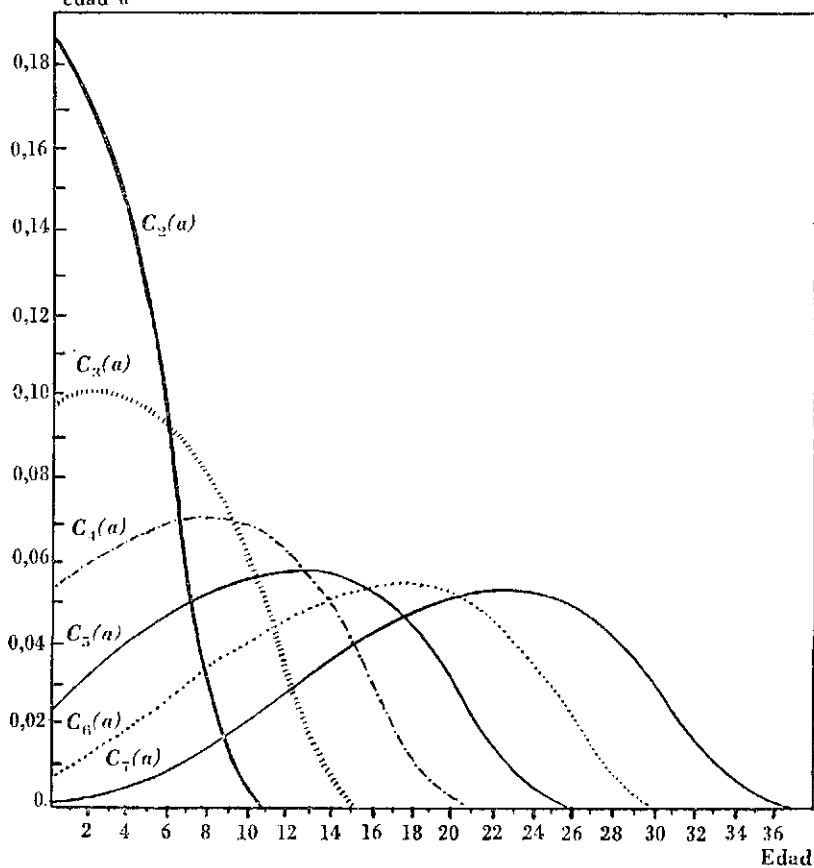
Resultan tranquilizadores los cálculos numéricos amplios con respecto a ambas consideraciones. La insensibilidad de los multiplicadores a la forma detallada de la función de fecundidad es indicada por el pequeño rango de factores de corrección incluso con valores completamente diferentes de  $P_1/P_2$ , o  $\bar{m}$ , o  $\bar{m}'$ . Por ejemplo, un valor de  $\bar{m}$  (o  $\bar{m}'$ ) dos años más alto, o un valor de  $P_1/P_2$  un 54 por ciento mayor, se asocia con un multiplicador para  $D_2$  sólo un 6 por ciento más alto, y para  $D_3$  sólo de un 2,5 por ciento más alto, aunque el multiplicador de  $D_1$  es un 11 por ciento más alto. Las tablas observadas de fecundidad para



Gráfico 2

DISTRIBUCIONES POR EDAD DE LOS HIJOS NACIDOS VIVOS DE LAS MUJERES, PARA LAS MADRES DE 20-25 [ $C_2(a)$ ] A 45-50 [ $C_7(a)$ ]

Proporción a la edad  $a$



años individuales de edad, cuando se combinan con la tabla típica de mortalidad en la ecuación [5], dan valores calculados de  $D_1$  que por lo general difieren en menos del 2 por ciento de los valores calculados con una función de fecundidad definida por la ecuación [3], que tiene el mismo valor de  $P_1/P_2$ . Ocurren excepciones —diferencias mayores— en las edades más jóvenes en la relación entre  $D_1$  y  $q(1)$  en diferentes tablas de fecundidad con un valor dado de  $P_1/P_2$ . Como lo demuestra la ecuación [5], la relación de  $D_1$  con  $q(a)$  depende de cómo la composición por edad de los hijos nacidos vivos afecte a la proporción fallecida. Una razón dada de  $P_1/P_2$  no deja mucho lugar para que varíe la división de los hijos nacidos vivos de las mujeres de 20-25 ó 25-30 en niños menores y mayores; pero incluso con un valor dado de  $P_1/P_2$ , puede haber distribuciones por edad significativamente diferentes de los hijos nacidos a las mujeres de 15-20. Por lo tanto, las estimaciones de  $q(1)$  basadas en  $D_1$  están sujetas a grandes errores.<sup>9</sup>

Para ilustrar el efecto de la forma detallada de la función de fecundidad, se calcularon valores de  $D_i$  según la tabla de fecundidad por edades específicas (en años individuales de edad) para Inglaterra y Gales, 1951, juntamente con la tabla de mortalidad "típica". Se calcularon luego factores de multiplicación que convertirían estos valores de  $D_i$  en  $q(1)$ ,  $q(2)$ , ...,  $q(20)$ , computados mediante la división de  $q(1)$  por  $D_1$  calculada,  $q(2)$  por  $D_2$ , y, finalmente,  $q(20)$  por  $D_{20}$  calculada. Obsérvese que la tabla de fecundidad no concuerda satisfactoriamente con el modelo, ya que como sucede típicamente en la fecundidad de los países altamente modernizados, la variancia es mucho menor que en el modelo. Los factores de multiplicación exactos calculados para esta tabla de fecundidad

COMPARACION DE FACTORES DE MULTIPLICACION  
EXACTOS Y ESTIMADOS

	Grupo de edades de las madres en años						
	15-20	20-25	25-30	30-35	35-40	40-45	45-50
Exacto	1,119	1,121	1,037	1,017	1,021	0,998	0,996
Estimado: $\bar{m}$	1,006	1,025	1,002	1,003	1,018	0,995	0,994
$P_1/P_2$	1,207	1,111	1,047	1,040	1,049	1,031	1,032

<sup>9</sup> Hay otros motivos para desconfiar de la proporción fallecida informada entre los hijos nacidos de mujeres menores de 20 años. Primero, en una encuesta de muestreo, o en el censo de una pequeña población, el número total de niños muertos para esta edad probablemente sea pequeño y esté sujeto a una gran variabilidad de muestreo. Segundo, en algunas poblaciones (si es que no en todas), la mortalidad infantil entre los hijos nacidos de madres muy jóvenes no es representativa de la mortalidad infantil general.

se comparan aquí con los factores tomados del cuadro 6 para tablas modelo con la misma edad media (28,16 años) y la misma  $P_1/P_2$  (0,062) que la tabla para Inglaterra y Gales.

Estas comparaciones muestran nítidamente las características de las aproximaciones introducidas por la aplicación del modelo de fecundidad. En las edades por sobre los 30 años las estimaciones según el índice de ubicación  $\bar{m}$  son mejores que las obtenidas según la medición  $P_1/P_2$  y están muy cercanas a los factores exactos. Para los grupos de edades 20-25 y 25-30 años, el basarse en los  $P_1/P_2$  observados da resultados mucho más satisfactorios. La norma propuesta (el uso del índice  $P_1/P_2$  para los primeros tres grupos y posteriormente de  $\bar{m}$ ) conduce a un error en los factores estimados que es menor a un 1 por ciento, excepto para las madres más jóvenes. Para este primer grupo de edades de las mujeres, ninguna de las mediciones de ubicación proporciona estimaciones que se acerquen mucho al valor exacto. El error proveniente del uso de  $P_1/P_2$  (alrededor del 8 por ciento) no conduciría a un  $q(1)$  gruesamente inexacto. Las razones de por qué es inadecuado el modelo en los primeros años del período de reproducción ya se discutieron en relación con la estimación del promedio de hijos nacidos vivos por mujer según las tasas actuales de fecundidad. Las limitaciones son impuestas por la naturaleza de la evidencia y de las observaciones; no podrían ser superadas simplemente con la modificación de las técnicas de cálculo.

En la derivación de los factores de multiplicación se usó una tabla típica fija de vida. Resulta fácil observar que se hubiesen obtenido exactamente los mismos resultados con otra tabla de vida en la cual la probabilidad de fallecer antes de cualquier edad era unas  $C$  constantes veces la correspondiente medición típica. Todas las proporciones de niños fallecidos por edad de la madre, y por consiguiente los valores  $D$ , serían multiplicados por  $C$ ; las razones entre las  $q$  probabilidades y las  $D$  proporciones, que dan los factores de multiplicación, no serían alteradas.

Los multiplicadores apropiados para una tabla "típica" de mortalidad,  $q_s(a)$  también son apropiados para cualquier tabla de mortalidad en que la proporción que fallece a cada edad sigue el mismo patrón que en la tabla típica; vale decir, en que  $q(a) = V \cdot q_s(a)$ , siendo  $V$  cualquier constante. Para las tablas de vida que concuerdan con las tablas modelo de Occidente y con  $e_0^o$  entre 30 y 50 años, la proporción que sobrevive hasta las edades adultas jóvenes es prácticamente un multiplicador constante de los valores de la norma, como lo demuestra el cuadro 7.

Otras tablas modelo no concuerdan tan bien con el modelo en los patrones de mortalidad con la norma. Entre las tablas modelo de Coale-Demeny, las menos concordantes son las tablas del Sur (véase el cuadro 8). Para una tabla típica de vida con el patrón del Sur (España

Cuadro 7  
 $q(a)$  EN CUATRO TABLAS MODELO DE VIDA DEL OESTE  
 COMO UN MULTIPLO DE  $q_s(a)$

Edad $a$	$e_0^o = 20$	$e_0^o = 30$	$e_0^o = 40$	$e_0^o = 50$
1	2,44	1,71	1,19	0,79
5	2,31	1,68	1,19	0,79
10	2,27	1,68	1,20	0,80
15	2,24	1,68	1,21	0,81
20	2,17	1,64	1,19	0,81

Cuadro 8  
 $q(a)$  EN CUATRO TABLAS MODELO DE VIDA DEL SUR  
 COMO UN MULTIPLO DE  $q_s(a)$

Edad $a$	$e_0^o = 20$	$e_0^o = 30$	$e_0^o = 40$	$e_0^o = 50$
1	2,06	1,53	1,15	0,86
5	2,44	1,83	1,38	0,95
10	2,41	1,83	1,35	0,95
15	2,36	1,80	1,34	0,94
20	2,25	1,74	1,30	0,91

1930), el factor de corrección para estimar  $q(2)$  tiene sólo un 2 por ciento de error cuando  $P_1/P_2$  es 0,205, y el error para  $q(3)$ ,  $q(5)$ , y edades mayores es aún menor. No obstante, si la fecundidad presenta un patrón excepcionalmente joven, el error al estimar  $q(2)$  es más grande, como lo es el error en las estimaciones de  $q(1)$  con tablas de mortalidad que se "desvían" de la norma.

Hay indicaciones (no totalmente concluyentes) de que el patrón de mortalidad en la infancia y en la niñez de la familia del Norte de las tablas modelo de vida se ajusta mejor a la experiencia africana que el de la familia del Oeste. La característica pertinente de la mortalidad del Norte es que la mortalidad infantil es relativamente baja y la mortalidad juvenil (por encima de la edad de 1 año) es relativamente alta. Esta característica se ajusta a lo que muchos observadores (y algunos estudios especiales) han informado acerca de las poblaciones africanas. Por lo tanto, se construyó una tabla de vida "típica africana",<sup>10</sup> que en la infancia se basa en la familia del Norte, y se calculó una serie alternativa de factores para convertir  $D_1$  en  $q(a)$  sobre la base de este patrón de mortalidad algo diferente. Estos multiplicadores alternativos se comparan en el cuadro 9 con los multiplicadores basados en una tabla típica de vida que concuerda con el patrón de Occidente.

Aunque el patrón de las diferencias entre las dos series de factores es complejo, los rasgos principales son evidentes. Las mayores desviaciones

<sup>10</sup> Véase el último párrafo de la pág. 66.

ocurren cuando los factores se alejan más del valor 1,00. Los errores son mayores para el grupo de edades más jóvenes de las madres y tienden a disminuir para las mujeres mayores. Con excepción del primer grupo de edades y, en algunos casos, ubicaciones extremas de la distribución de la fecundidad, la diferencia máxima en los factores es de alrededor del 3,5 por ciento. Fuera de esto, la dirección de la diferencia no es la misma en todos los grupos de edades.

Estas diferencias indican que ante la incertidumbre sobre la forma de la tabla de mortalidad no pueden esperarse estimaciones precisas. Por otra parte, se sabe que existen otras fuentes de error y de sesgo, y la imprecisión resultante del patrón de mortalidad por edades no parece importante.<sup>11</sup> (Véase el cuadro 9.)

Lo que se ha dicho hasta aquí acerca del método de Brass para estimar la mortalidad puede resumirse en tres enunciados:

1) La proporción fallecida entre los hijos nacidos vivos de las mujeres de 15-20, 20-25, 25-30, ..., 60-65 es aproximadamente igual a  $q(1)$ ,  $q(2)$ ,  $q(3)$ ,  $q(5)$ ,  $q(10)$ , ...,  $q(35)$ , siempre que la tabla de fecundidad tenga una edad media de alrededor de 28 años.

2) El cuadro 6 permite estimar  $q(1)$ ,  $q(2)$ , etc., según  $D_1$ ,  $D_2$ , ..., etc., para tablas de fecundidad con reproducción temprana o tardía como también con una edad media de 28 años.

Cuadro 9

COMPARACION DE FACTORES DE MULTIPLICACION DERIVADOS DE PATRONES DE MORTALIDAD TIPICOS (S) Y AFRICANOS (A)

Intervalo de edad	S	A	S	A	S	A	S	A
15-20	0,890	0,831	0,977	0,936	1,129	1,124	1,425	1,530
20-25	0,959	0,916	1,010	0,983	1,082	1,076	1,188	1,212
25-30	0,962	0,917	0,994	0,960	1,033	1,013	1,081	1,081
30-35	0,975	0,937	1,002	0,972	1,031	1,010	1,063	1,055
35-40	0,982	1,001	1,011	1,038	1,040	1,075	1,069	1,115
40-45	0,955	0,962	0,988	0,999	1,021	1,037	1,052	1,076
45-50	0,953	0,954	0,986	0,989	1,021	1,026	1,057	1,067
$\bar{m}$	25,7		27,7		29,7		31,7	

<sup>11</sup> Los factores de multiplicación basados en el patrón septentrional fueron desarrollados y comparados con los basados en un patrón del Oeste sólo después que el análisis de población informado en otros capítulos había sido completado. Porque el patrón verdadero de mortalidad es materia de conjeturas y porque las diferencias son pequeñas para todas las edades, excepto las edades jóvenes y para los patrones extremos de fecundidad, se conservan los cálculos basados en la vida estándar original.

3) Las variaciones del patrón entre las tablas de fecundidad con la misma  $P_1/P_2$  (o la misma  $\bar{m}$ ) y las variaciones en el patrón de la mortalidad por edades causan errores al estimar  $q(2)$ ,  $q(3)$ ,  $q(5)$ , etc., pero sólo de unos pocos porcentajes; no obstante, esas variaciones pueden causar errores mayores en las estimaciones de  $q(1)$ .

En esta discusión se ha supuesto implícitamente que las estimaciones se hacen según datos exactos sobre una población con tasas de fecundidad y de mortalidad invariables. Consideraremos ahora cómo las estimaciones de  $q(1)$ ,  $q(2)$ , ..., son afectadas por cambios en las tasas de fecundidad o mortalidad, por las inexactitudes que se encuentran en los censos o encuestas de África, y por fuerzas selectivas que tienden a hacer que las tasas informadas de supervivencia no sean representativas.

#### LA FECUNDIDAD VARIABLE Y LAS ESTIMACIONES DE BRASS DE LA MORTALIDAD INFANTIL Y JUVENIL

La fecundidad por edades afecta las estimaciones de la mortalidad juvenil, pero no su *nivel* y, por tal razón, hay que tomar en cuenta la estructura de la fecundidad. Por consiguiente, la inexactitud introducida por la fecundidad cambiante surge de las diferencias en el patrón por edades entre la fecundidad de una *cohorte* dada (digamos de las mujeres que ahora tienen 25-30) y de la *muestra representativa* dada de la población. Imaginemos que la fecundidad ha estado bajando en todas las edades. La distribución por edad estimada para los hijos nacidos vivos de las mujeres de 25-30 se basa en el supuesto de que cuando estas mujeres tenían 15-20 años y 20-25 años tenían la misma fecundidad que las mujeres que ahora tienen esa edad. Pero cuando la fecundidad ha bajado, las mujeres que ahora tienen 25-30 tenían una fecundidad superior cuando tenían las edades 15-20 ó 20-25 que la que ahora informan las mujeres más jóvenes. En consecuencia, la distribución por edad de los niños nacidos vivos contiene más niños mayores de lo que se supone implícitamente al seleccionar el multiplicador para estimar  $q(3)$ . El valor de  $P_1/P_2$  para la *cohorte* es superior al de la *muestra representativa* cubierta por el censo. Por consiguiente, el multiplicador seleccionado del cuadro 6 es demasiado grande, y la estimación de  $q(3)$ , demasiado abultada. Sin embargo, es probable que el efecto no sea importante, porque, salvo unas pocas excepciones, todas las tendencias generales de la fecundidad experimentadas en África son graduales, y porque los factores del cuadro 6 no son sensibles a pequeñas diferencias de  $P_1/P_2$ .

#### TASAS DE MORTALIDAD VARIABLES Y LAS ESTIMACIONES DE BRASS DE LA MORTALIDAD JUVENIL

La conversión de  $D_1$  en  $q(a)$  es derivada mediante el uso de valores provenientes de una tabla de vida que expresa los riesgos de mortalidad

a los que están expuestos los niños pequeños. No obstante,  $q(a)$  puede identificarse con la tabla de vida prevaleciente en la época de la encuesta sólo si la mortalidad ha permanecido constante durante los años anteriores a la encuesta. De hecho,  $q(a)$  en la ecuación [5] es la proporción de las muertes en la edad  $a$  entre las personas nacidas  $a$  años antes de la encuesta o censo; expresa más bien la mortalidad de la *cohorte* que la mortalidad del período de la encuesta. Cuando la mortalidad está cambiando, el mayor cambio se produce por lo general en la mortalidad infantil. Por lo tanto, la mortalidad infantil que experimentaron los que tienen 9 ó 10 años puede haber sido muy distinta a la que experimentaron los niños que actualmente tienen menos de 1 año. El gráfico 3 muestra una  $q(a)$  que expresa la mortalidad acumulativa experimentada por cada una de las cohortes nacidas en los 15 años precedentes, en el supuesto de que la esperanza de vida al nacer ha subido de 38,5 a 52,4 en el intervalo de 15 años. Para pronósticos de comparación, también se muestra la curva que representa a la mortalidad [ $q'(a)$ ] en la tabla de vida *actual*. En estas circunstancias,  $D_3$  es unas 1,25 veces  $q'(3)$  —y unas 1,15 veces  $q(3)$ — si la edad media de las tablas de fecundidad es de 27,7 años. El multiplicador en el cuadro 6 es 0,994; el multiplicador apropiado para obtener el valor *actual* de  $q(3)$  con  $D_3$  sería sólo de casi 0,80. Cuando las tasas de mortalidad bajan con rapidez, la sucesión de las estimaciones  $q(1)$ ,  $q(2)$ ,  $q(3)$ ,  $q(5)$ , . . . , tiende a aumentar más rápidamente con la edad que  $q'(a)$ , que expresa la mortalidad contemporánea, o que  $q(a)$  que expresa las muertes acumulativas de los niños de  $a$  años de edad al momento de la encuesta. No obstante, las estimaciones de  $q(2)$  y  $q(3)$  serían representativas de la mortalidad media de un período breve (menos de una década) antes del censo o encuesta.

#### LAS ESTIMACIONES DE BRASS DE LA MORTALIDAD Y LA TENDENCIA A DECLARAR EN FORMA INCOMPLETA EL NUMERO DE NIÑOS NACIDOS VIVOS

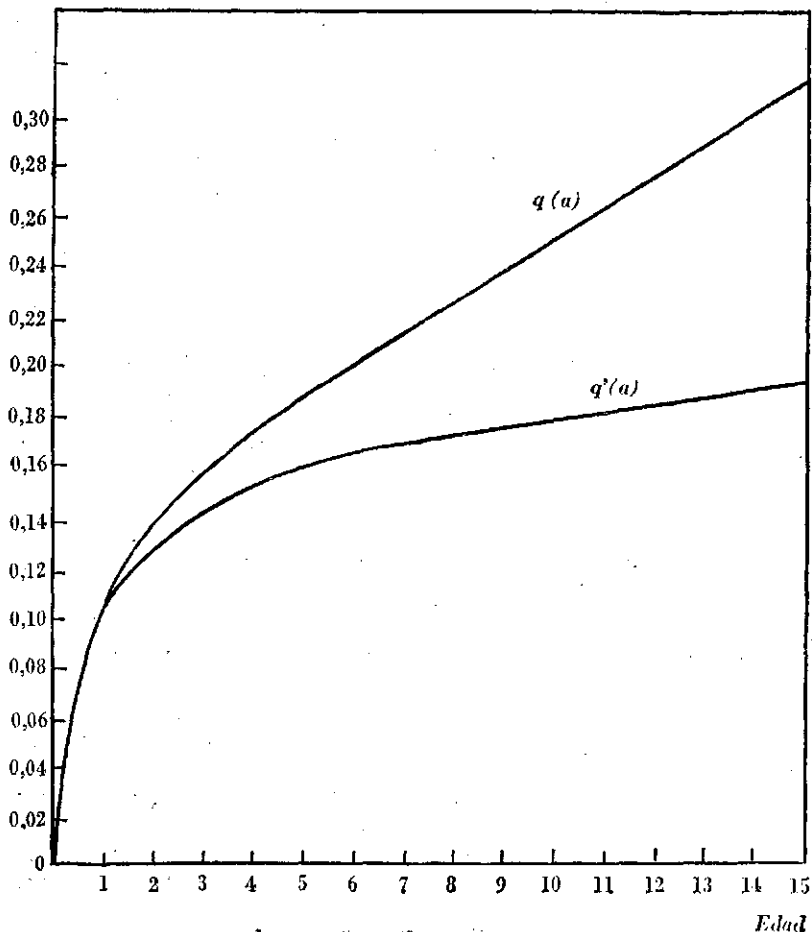
Anteriormente en este capítulo (en la discusión de la estimación de la fecundidad) se anotó la tendencia de las mujeres mayores (o de las mujeres con muchos hijos) a declarar en forma incompleta el número de hijos que han dado a luz. Parece plausible que las mujeres tiendan a omitir una proporción mayor de los hijos que han fallecido que los que han sobrevivido. La Encuesta Nacional de Muestreo de la India encontró una mortalidad infantil informada menor entre los niños nacidos en el pasado remoto que entre los niños nacidos en los años inmediatamente anteriores a la encuesta,<sup>12</sup> aunque la mortalidad indudablemente había

<sup>12</sup> Ajit Das Gupta *et al.*, *Couple Fertility. The National Sample Survey*, nº 7, India, Departamento de Asuntos Económicos, 1955, págs. 59-61.

Gráfico 3

PROPORCIÓN FALLECIDA EN LA EDAD  $a$  SEGUN LA TABLA DE VIDA ACTUAL,  $q(a)$ , (MODELO DEL OESTE, MUJERES,  $e_0^w = 52,5$ ), Y DE ACUERDO A LOS RIESGOS EXPERIMENTADOS POR CADA COHORTE CUANDO  $e^0$  HA ESTADO SUBIENDO EN 0,92 AÑOS POR AÑO  $q'(a)$

Proporción fallecida  
a la edad  $a$ .





declinado en vez de subir en los años de referencia. No se puede aseverar que los sesgos encontrados en las encuestas de la India vayan a reproducirse en Africa, pero la experiencia en la India afianza el escepticismo natural sobre la exactitud de las proporciones que las mujeres mayores informan como muertos. La forma del sesgo a esperarse de este posible efecto es una  $q(a)$  estimada que aumenta demasiado lentamente con la edad, o, si el efecto fuera lo suficientemente grande, disminuye con la edad. Este sesgo naturalmente sería menor en las estimaciones de  $q(1)$ ,  $q(2)$  y  $q(3)$ .

Otro tipo de omisión que cabe esperar en los datos de encuestas sobre la supervivencia juvenil es la omisión de los niños que murieron a poco de nacer. Las encuestadas pueden no darse cuenta de la necesidad de informar el nacimiento de un niño que no sobrevivió lo suficiente como para ocupar un lugar en la familia. El sesgo ocasionado por estas omisiones presumiblemente rebajaría las estimaciones de  $q(a)$  en todas las edades en alrededor de la misma cantidad, pero el sesgo no sería revelado por ninguna distorsión visible en la forma de  $q(a)$ .

#### LAS ESTIMACIONES DE BRASS DE LA MORTALIDAD Y EL ERROR EN LA DECLARACION DE LA EDAD

La distribución por edad registrada en la mayor parte de los censos o encuestas africanas es evidentemente inexacta, de modo que una definición cuidadosamente formulada de  $D_2$  debiera decir "la proporción fallecida entre los niños nacidos vivos informada por las mujeres cuya edad registrada es de 20-25 años". Las verdaderas edades de estas mujeres incluyen algunas que realmente tienen 20-25 y muchas que no. No se puede intentar aquí una discusión general acerca de los efectos del error en la declaración de la edad porque éstos dependen de un modo complejo de las relaciones que pueden existir entre la paridez de la madre y la supervivencia de sus hijos pequeños, por una parte, y el error en la declaración de la edad, por la otra.  $D_2$  es (repetimos) verdaderamente una declaración de las proporciones fallecidas entre los niños nacidos vivos para las mujeres cuya paridez media es la de las mujeres que se informa tienen 20-25 años. La distribución por edad de los hijos nacidos vivos se juzga según  $P_1/P_2$ . Pero si, por ejemplo, las jóvenes de 13-19 con paridez 2 fueron típicamente informadas como de 20 años y más, el valor registrado de  $P_1/P_2$  sería demasiado pequeño, y el multiplicador aplicado a  $D_2$  para estimar  $q(2)$  tendería a ser demasiado grande. Podrían resultar otras deformaciones si las estimaciones de edad para las mujeres cuyo hijo (o hijos) habían fallecido fuesen sistemáticamente diferentes de las estimaciones para las mujeres cuyos hijos habían sobrevivido.

El hecho de que los índices de edad usados para calcular los factores de ajuste en el cuadro 6 se basen en la fecundidad informada o en la

paridez informada por edad, significa que los errores de edad que afectan a  $D_1$ ,  $D_2$ , etc., son los mismos que los que afectan a los factores estimados de ajuste. Si los errores de edad no tuviesen ninguna relación sistemática con la paridez, fecundidad, o con las proporciones de niños supervivientes, la información inexacta de la edad por consiguiente no produciría un efecto importante en las estimaciones de  $q(a)$ .

#### LAS ESTIMACIONES DE BRASS DE LA MORTALIDAD Y LAS FUERZAS SELECTIVAS QUE AFECTAN A LA PROPORCIÓN FALLECIDA ENTRE LOS NIÑOS NACIDOS VIVOS

Las proporciones fallecidas entre los niños nacidos vivos de las mujeres en un intervalo dado de edades —digamos entre 30 y 35— no son necesariamente representativas de la proporción fallecida entre *todos* los niños nacidos al mismo tiempo que el de ellas. Puede existir, de hecho parece probable que exista, una mortalidad menor entre los hijos nacidos de mujeres que han sobrevivido ellas mismas que entre los hijos nacidos de mujeres que posteriormente fallecieron. Una cantidad de factores tiende a ocasionar esta correlación: el contagio dentro de los hogares, ambientes de mayor mortalidad que afectan tanto a la madre como a los niños, y la influencia directa de la muerte misma de la madre que hace que la mortalidad de sus hijos sea más probable. Esta asociación implica que las estimaciones de  $q(a)$  basadas en las proporciones fallecidas entre su prole, comunicadas por las mujeres vivas, presentan un sesgo descendente. El posible sesgo es menos importante para las mujeres más jóvenes (menores de 30) a causa del efecto acumulativo relativamente pequeño de la mortalidad en las edades maternas más jóvenes.

Otra fuente de sesgo es la asociación entre la mortalidad infantil, por un lado, y la edad y paridez de la madre por el otro. En muchas poblaciones que cuentan con registros confiables, la mortalidad del primogénito, y de los niños nacidos de mujeres entre los 13-19 años, es considerablemente superior a la mortalidad de los demás hijos. Esta diferencia, si también prevalece en Africa, tendería a hacer que la  $q(1)$  estimada según  $D_1$  fuese alta en forma no representativa.

#### SESGO GLOBAL EN LAS ESTIMACIONES DE LA MORTALIDAD POR EL METODO DE BRASS

No se puede llegar a una conclusión final válida para todos los datos de Africa con respecto al sesgo neto que surge en las estimaciones de  $q(a)$  según las proporciones fallecidas entre los niños nacidos vivos. Los informes incompletos de sucesos pasados casi con certeza ocasionarían un error en la declaración de la mortalidad, porque la omisión de una proporción más alta entre la prole viva que entre la muerta es poco

probable. En forma semejante, los sesgos provenientes de la mortalidad diferencial entre los hijos con madres que sobreviven o que no sobreviven causan una omisión de  $q(a)$ . Tanto las fallas de la memoria que aumentan con la edad como la mortalidad más alta entre los huérfanos, tienden a hacer que  $q(a)$  descienda cada vez más por debajo de los valores apropiados a medida que aumenta  $a$ , mientras que la omisión de los hijos que han muerto a poco de nacer rebaja las estimaciones de  $q(a)$  en todas las edades. Una tendencia declinante de la mortalidad tiende a hacer que las estimaciones de  $q(a)$  sean demasiado altas si se las interpreta como la mortalidad en la época del censo o encuesta, cada vez más excesivamente alta a medida que aumenta  $a$ . Sin embargo, cuando la mortalidad ha estado declinando, las estimaciones no tenderían a ser excesivamente grandes si se interpretan como tasas medias prevaletentes en los años previos al censo —los últimos dos o tres años para  $q(1)$ , los últimos cinco o seis para  $q(2)$ , los últimos ocho o nueve para  $q(3)$ .

El error en la declaración de la edad puede o aumentar o disminuir las estimaciones de la mortalidad en una edad dada, quizás al producir una secuencia irregular de estimaciones de  $q(a)$ , pero sin llevar a ningún sesgo ascendente o descendente que pueda predecirse de modo general.

La omisión de los hijos fallecidos en las encuestas retrospectivas ha sido observada en países no africanos, y los informes sobre las muertes entre los niños menores de 1 año en relación con los nacimientos informados indican tasas de mortalidad infantil que resultan inaceptablemente bajas. Estos hechos sustancian la hipótesis intrínsecamente plausible de que las encuestadas africanas tienden a omitir una proporción más alta de hijos fallecidos que de hijos supervivientes. Esta probabilidad, combinada con un posible sesgo descendente resultante de fuerzas selectivas, lleva a la conclusión de que las estimaciones de  $q(a)$  por los métodos de Brass, por lo general, deben considerarse como límites inferiores.

La secuencia exacta de  $q(1)$ ,  $q(2)$ ,  $q(3)$ ,  $q(5)$ , etc., no pueden considerarse seriamente como cifras exactas. Las omisiones, los errores en la declaración de la edad, y el efecto de las tendencias en la fecundidad y la mortalidad se hallan demasiado difundidos.  $q(1)$  es una cifra especialmente poco confiable, y  $q(10)$ ,  $q(15)$ , etc., se basan en el recuerdo de sucesos remotos por parte de mujeres cuyas respuestas es probable que sean poco representativas, especialmente respecto a la experiencia actual de mortalidad. Las estimaciones  $q(2)$ ,  $q(3)$ , y  $q(5)$  a menudo pueden aceptarse como indicaciones mínimas del nivel de la mortalidad infantil y juvenil recientes.

Es a la vez sorprendente y tranquilizador con respecto a la utilidad del método el hecho de que el nivel de mortalidad infantil y juvenil deducido de las proporciones fallecidas entre los niños nacidos vivos es casi

siempre más alto que el nivel informado por las mujeres cuando se les pregunta acerca de sucesos del *último año*. Resulta confuso el por qué las encuestadas informan acerca de los hijos fallecidos en forma más completa cuando se les pregunta sobre su experiencia total que cuando se les pregunta sobre su experiencia en un período específico reciente. Quizás la resistencia a informar los niños fallecidos se expresa más fácilmente en un error respecto a un período de referencia que en la supresión total del suceso. Cualquiera que sea la explicación, las estimaciones de Brass de  $q(a)$  parecen dar indicaciones más válidas de mortalidad en la época temprana de la vida que las preguntas directas acerca de la mortalidad.

#### EJEMPLO DEL USO DE LAS TABLAS

Las proporciones de niñas que fallecieron con anterioridad al censo de muestra de la Guinea Francesa en 1954-1955 fueron las siguientes:

<i>Edad de la madre en años</i>									
15-20	20-25	25-30	30-35	35-40	40-45	45-50	50-55	55-60	60-65
<i>Proporción de niñas fallecidas</i>									
0,224	0,299	0,354	0,379	0,401	0,429	0,448	0,478	0,484	0,505

Según los informes retrospectivos sobre los niños nacidos,  $P_1$  es 0,54 y  $P_2$  es 1,75, lo que da 0,309 para  $P_1/P_2$ . La edad media de la distribución de fecundidad específica, calculada directamente de las tasas que se encuentran según los nacimientos del año anterior a la encuesta, es de 27,32. Con el cuadro 6, los factores de multiplicación correspondientes a 0,309 para  $P_1/P_2$  se encuentran interpolando entre la segunda y tercera columnas de factores, y los correspondientes a la media de 27,32, por la interpolación entre la tercera y cuarta columnas con los siguientes resultados:

<i>Grupos de edades de las madres</i>									
15-20	20-25	25-30	30-35	35-40	40-45	45-50	50-55	55-60	60-65
<i>Factores según <math>P_1/P_2</math></i>									
0,903	0,967	0,967	0,979	0,987	0,960	0,958	0,972	0,974	0,971
<i>Factores según <math>\bar{m}</math></i>									
0,957	1,000	0,988	0,997	1,005	0,981	0,979	0,994	0,9950	0,992

El uso de los tres primeros factores según la hilera de  $P_1/P_2$  y los restantes según la hilera  $\bar{m}$  para multiplicar las proporciones correspondientes de niños fallecidos, da los valores  $q$  siguientes:

$q(1)$	$q(2)$	$q(3)$	$q(5)$	$q(10)$	$q(15)$	$q(20)$	$q(25)$	$q(30)$	$q(35)$
0,202	0,289	0,342	0,378	0,403	0,421	0,439	0,475	0,482	0,501

Los primeros ocho valores muestran un patrón normal de mortalidad con escasas irregularidades, pero los dos últimos son demasiado bajos para ser compatibles con los otros.

#### ESTIMACION SEGUN TABLAS MODELO DE VIDA Y POBLACIONES ESTABLES

En años recientes, las tablas modelo de vida y poblaciones estables han sido utilizadas con frecuencia cada vez mayor para estimar las características de poblaciones que sólo cuentan con registros pobres de nacimientos y fallecimientos y sólo con datos incompletos o inexactos sobre las distribuciones por edades y por sexo. La información acerca de las poblaciones africanas es escasa, incompleta y a menudo inexacta; y las circunstancias de la vida africana señalan que casi todas las distribuciones africanas por edad probablemente no se diferencian mucho de las distribuciones estables. Por consiguiente, las técnicas de las tablas de vida y de las poblaciones estables han sido los principales medios de estimación usados en este libro.

La tabla modelo de vida es una tabla de mortalidad estimada basada en: 1) los patrones de mortalidad observados en la experiencia registrada de varias poblaciones que no incluyen a la analizada, y 2) algún indicio sobre la mortalidad de esta última o algún aspecto registrado de ella. La justificación lógica para la estimación por medio de las tablas modelo de vida es que los patrones de edad de la mortalidad varían sólo dentro de límites restringidos. Las tasas de mortalidad para un grupo de edades guardan una alta correlación con las tasas de mortalidad para otros grupos; las tablas modelo de vida son una expresión de esta interrelación.

Podrían idearse muchos métodos de alternativa para resumir las posibles tablas de mortalidad en la forma de tablas modelo.<sup>13</sup> Se usaron dos clases de tablas modelo en la Oficina de Investigación de la Población al analizar los datos de Africa: una clase se denomina aquí tablas modelo de vida de Coale-Demeny y, la otra, tablas modelo de vida de Brass. Con cualquier tabla de vida se asocia una serie de distribuciones estables por edad que incorporan a la tabla de vida y a las tasas alternativas de crecimiento determinadas por la mortalidad específica y diversas tablas de fecundidad posibles. Cada forma de las tablas modelo de vida implica, por lo tanto, poblaciones modelo estables concomitantes.

Se utilizaron las tablas de vida y poblaciones estables de Coale-Demeny

<sup>13</sup> Se citan varios métodos diferentes ya usados por los demógrafos en *Regional Model Life Tables and Stable Populations*.

para estimar las tasas de natalidad, las tasas de mortalidad y la composición por edad ajustada en el Congo, Sudán, Kenya, Tanganika, Níger, Senegal, Liberia, Gambia, Ghana, Togo, Zambia, Rodesia, Nigeria y los territorios portugueses.<sup>14</sup> El método de estimación consistió en elegir una población estable que compartiera un rasgo escogido de la distribución por edad registrada, y alguna otra propiedad observada o estimada de la población, como por ejemplo la tasa intercensal de crecimiento o las tasas de mortalidad juvenil. Luego se dio por sentado que la tasa de natalidad, la tasa de mortalidad y la composición por edad por intervalos quinquenales de la población estable servían como aproximaciones de los parámetros de la población real. En muchos casos, las estimaciones obtenidas por este método pudieron confrontarse con estimaciones provenientes de fuentes esencialmente independientes; verbigracia, la tasa de natalidad podía compararse con estimaciones obtenidas según el método de Brass para calcular la fecundidad. Donde se podía hacer este tipo de comparaciones, la concordancia resultaba halagadoramente cercana.

Las tablas modelo de vida y poblaciones estables de Brass fueron usadas en una forma algo diferente. Las estimaciones de fecundidad en las zonas analizadas por Brass se obtuvieron por los métodos descritos anteriormente en este capítulo. Se seleccionó una tabla modelo de vida que fuese compatible con las estimaciones de la mortalidad juvenil obtenidas por los métodos ya descritos, y también compatible (donde era posible) con la información comunicada sobre los fallecimientos ocurridos en el año anterior entre la población no juvenil. Se escogió entonces una población estable que tuviera los niveles estimados de fecundidad y mortalidad, y se comparó la composición por edad estable con la distribución registrada. Nuevamente el expediente de la tabla modelo de vida y poblaciones estables sirvió como un medio para verificar la consecuencia de la distribución registrada por edad y las estimaciones de la fecundidad y mortalidad derivadas de otros tipos de datos, y nuevamente la población estable proporcionó la base para la distribución ajustada de la edad; pero la forma de la verificación de la consecuencia fue diferente. Las tablas modelo de vida y poblaciones estables de Brass se utilizaron de este modo en Dahomey, Guinea, República Africana Central, Alto Volta, Camerún del Norte, el Valle del Senegal, la Costa de Marfil, y Mali.<sup>15</sup>

#### LOS DOS TIPOS DE TABLAS MODELO DE VIDA

La serie de tablas modelo de vida presenta las tasas de mortalidad por edades específicas o el número de supervivientes hasta cada edad que

<sup>14</sup> Véanse los capítulos 4, 6 y 8-10 de Brass y Coale, *The Demography of Tropical Africa*.

<sup>15</sup> Véase el capítulo 7 de Brass y Coale, *The Demography of Tropical Africa*.

cabe esperar según condiciones variables de mortalidad. Si se supone que la experiencia de mortalidad puede representarse en forma cercana por la variación en el valor de un parámetro, puede calcularse una "familia" única de tablas modelo de vida. En estas circunstancias, el número de supervivientes hasta cada una de las edades, o las tasas de mortalidad a todas las edades, se estiman según un índice único de la experiencia de mortalidad de una población, como por ejemplo la esperanza de vida al nacer, o la proporción que sobrevive hasta los dos años. Las tablas modelo de vida de Naciones Unidas son un ejemplo. El análisis de las tablas de vida registradas revela casos de tablas de mortalidad que difieren marcadamente de las tablas modelo de las Naciones Unidas, y es evidente que ninguna familia de tablas con un parámetro único produciría un ajuste satisfactorio con los diversos patrones de mortalidad observados.

Se han utilizado dos métodos para acomodar el recurso de la tabla modelo de vida a la diversidad de patrones de mortalidad. Uno (empleado en los modelos de Coale-Demeny) es ubicar varias "familias" individuales de tablas de vida que son más uniformes en su patrón que la totalidad de tablas de vida observadas, y luego construir varias colecciones de tablas modelo de vida con parámetro único, en que cada una representa una agrupación de patrones semejantes de mortalidad. El otro enfoque (ejemplificado por las tablas modelo de Brass y también por las tablas modelo de vida basadas en el análisis de factores) consiste en emplear dos parámetros o más para formar tablas modelo de vida que exhiban algunos de los diversos patrones de edad que se encuentran en las tablas de vida observadas.

Las tablas modelo de vida de Coale-Demeny se basaron premeditadamente en un grupo preseleccionado de tablas de vida registradas que se sabía estaban derivadas de datos relativamente confiables; verbigracia, las tablas de vida derivadas de datos con errores extremos en la declaración de la edad, u omisiones importantes de fallecimientos, o con extensas omisiones de la población base fueron descartadas. Las tablas de vida derivadas de datos de calidad deficiente a menudo tienen patrones de mortalidad por edades, marcadamente individuales y, según el criterio de Coale-Demeny, no es seguro si esta divergencia es el resultado de diferencias auténticas en el patrón de mortalidad o es producida por errores en la información de la edad, en los registros de fallecimientos o en la enumeración de la población base. No es dable suponer que las tablas de vida de todas las poblaciones se aproximen a una de las cuatro familias. Tres de las familias se derivan totalmente de tablas de vida europeas, y un 60 por ciento de las tablas que sirven de base para la cuarta familia son europeas; es poco probable que la variedad de patrones europeos de mortalidad agote la variedad que es posible encontrar en el mundo.

Si existiesen tablas de vida africanas exactas podrían perfectamente

concordar vagamente, cuando mucho, con algún patrón único de mortalidad en la experiencia del número limitado de poblaciones que cuentan con estadísticas vitales y censos exactos. No hay razón para esperar que las tablas de vida para toda la población africana, si se conocieran, concordasen en forma absolutamente satisfactoria con las tablas que se encuentran en las familias de Coale-Demeny. Sin embargo, una de estas familias (la familia de Occidente) se halla cerca del patrón central que muestran todas las tablas de vida de buena calidad al considerarlas en conjunto; incorpora la experiencia de una mayor cantidad de tablas que cualquiera de las otras familias; y se ha encontrado que las tablas de vida de Taiwán, Japón y Singapur concuerdan tan bien como las tablas europeas con los modelos de Occidente. Por consiguiente, hay cierta razón para aceptar la familia de Occidente como la mejor suposición del patrón prevaleciente de mortalidad para toda población al no existir evidencia que la contradiga. Por otra parte, en los niveles entre moderados y altos de mortalidad (como los que se encuentran en las poblaciones africanas), las estimaciones de las tasas de natalidad y de mortalidad basadas en tablas modelo del Norte se diferencian en poco de las que se obtienen según la familia de Occidente, y la familia del Norte de tablas de vida presenta una característica —la mortalidad infantil baja en relación con la mortalidad de 1 a 5— que los observadores a menudo han atribuido a las poblaciones africanas. Por consiguiente, al hacer estimaciones para África, las tablas del Norte se escogieron a veces prefiriéndolas a las de Occidente.

Brass ha construido un sistema de tablas modelo de vida de dos parámetros que presenta un patrón de edad básico que expresa ciertas características aparentemente comunes en la experiencia de la mortalidad africana: la baja mortalidad infantil en relación con la mortalidad de 1 a 5 años mencionada en el párrafo anterior, y tasas de mortalidad que aumentan rápidamente desde la edad de 20 hasta los 50. Su sencillo modelo de mortalidad de dos parámetros permite usar indicios sobre ciertas características del patrón de los fallecimientos por edades, experimentados por una población específica. En realidad, la tabla modelo de Brass puede construirse para dar una proporción prefijada que sobrevive hasta cada una de dos edades escogidas arbitrariamente. Así, si existen indicaciones seguras de los niveles relativos de la mortalidad juvenil y de la mortalidad adulta, el sistema de tablas modelo de vida de Brass permite la selección de una tabla de vida que incorpora esta relación.

El enfoque de Coale-Demeny aceptaría como correctas las tasas de mortalidad de base más sólida —por ejemplo, las estimaciones de las proporciones que sobreviven hasta la edad de 2 ó 3 años derivadas de informes sobre la supervivencia entre los hijos nacidos vivos— y luego elegiría la tabla modelo de vida correspondiente de la familia del Oeste o del



Norte. Típicamente las tasas de mortalidad adulta en una tabla modelo seleccionada de esta manera difieren de las tasas de mortalidad adulta informadas para el año anterior por los censos o la encuesta demográfica. El enfoque de Coale-Demeny acepta la mortalidad adulta que acompañaría a la mortalidad juvenil estimada dada en la experiencia de poblaciones con datos exactos, y no concede importancia a los informes sobre los fallecimientos adultos del último año que por diversos motivos aparecen como poco confiables. El enfoque de Brass también acepta las estimaciones relativamente convincentes de la mortalidad juvenil según datos sobre los hijos nacidos vivos, y luego busca indicios (en las tasas de mortalidad adulta informadas) acerca de la forma en que varía la mortalidad con la edad.

#### LAS TABLAS MODELO DE VIDA Y POBLACIONES ESTABLES DE COALE-DEMENY. CALCULO Y USO

*Regional Model Life Tables and Stable Populations*<sup>16</sup> contiene varios cientos de páginas de tablas; el lector que desea basar sus estimaciones en las tablas modelo debe remitirse a este volumen y consultar la descripción e instrucciones contenidas en la introducción. La discusión en este capítulo por lo tanto se limita a un breve planteamiento acerca de la forma cómo se construyeron las tablas modelo de vida, y a una descripción de su uso para hacer estimaciones para las poblaciones africanas.

Cada una de las cuatro familias de tablas modelo de vida expresa el patrón de las tasas de mortalidad por edad que se encuentra en un grupo de poblaciones que se caracterizan por la homogeneidad del patrón de mortalidad. La homogeneidad fue detectada cuando se compararon las tasas de mortalidad de toda tabla de vida confiable con una serie de tablas modelo de un parámetro que expresaban la experiencia mundial media. Un grupo de tablas de vida escandinavas mostraba una tendencia uniforme hacia la mortalidad baja de los ancianos, y también una mortalidad infantil baja en relación con las tasas a las edades 1 a 4; otro grupo de tablas de Europa central tenía un patrón característico que incluía tasas altas en la infancia y en la ancianidad; y un tercer grupo de Europa Meridional mostraba tasas altas entre 1-4 y tasas bajas en las edades maduras tardías. Un grupo residual grande, que comprendía la experiencia en una gran parte de Europa Occidental, más los Estados Unidos, Canadá, Australia y Nueva Zelanda, Taiwán y Japón, no mostraba desviaciones características consecuentes respecto del patrón mundial medio de la mortalidad por edades. Las tablas escandinavas se usaron como la base para las tablas modelo de vida del Norte; las tablas europeas centrales formaron la base para las orientales; las europeas meridionales para

<sup>16</sup> Coale y Demeny.

las del Sur; y las tablas de vida residuales, relativamente cercanas a la experiencia media, formaron la base para las del Oeste. La correlación entre las tasas de mortalidad a las diferentes edades era muy alta (casi siempre por encima de 0,90 y por lo general por encima de 0,95) dentro de cada familia, y en cada familia más alta que en las cuatro familias consideradas en conjunto.

Cada serie de tablas modelo se calculó computando en primer lugar la regresión lineal  $1q_0, 1q_1, 5q_5, \dots, 5q_{75}$  sobre  $e_{10}^0$  para los hombres y mujeres dentro de la familia seleccionada de tablas de vida, y luego permitiendo que el índice ( $e_{10}^0$ ) asumiera valores que producirían tablas modelo a niveles que fluctúan entre una esperanza de vida al nacer (para las mujeres) de 20 años y una esperanza de vida más elevada que la experimentada por cualquier población africana. En las esperanzas de vida más altas se hizo una transición a la regresión del logaritmo de las tasas de mortalidad en  $e_{10}^0$  para evitar tasas absurdas de mortalidad a ciertas edades. Sin embargo, esta característica de las tablas modelo no es pertinente para la mayoría de las estimaciones de este libro.

Para cada tabla modelo de vida, se calcularon 26 poblaciones estables, con tasas de crecimiento que fluctúan entre  $-0,010$  y  $0,050$  y tasas brutas de reproducción entre  $0,800$  y  $6,00$ . Se calcularon e imprimieron diversos parámetros —la tasa de natalidad, la tasa de mortalidad, la tasa de crecimiento, las tasas de reproducción bruta y neta, la edad media, etc.— para cada población estable.

La población estable presenta la distribución por edad, la tasa de crecimiento, y muchas otras propiedades que caracterizarían a una población cerrada sujeta durante muchos años a tablas especificadas, de fecundidad y de mortalidad. Por consiguiente, si la fecundidad y la mortalidad no han cambiado marcadamente en la historia reciente de una población, y si el impacto de la migración sobre la composición por edad ha sido leve, la población tendrá las características esenciales de una población estable. Además, si el patrón de la mortalidad por edades concuerda aproximadamente con una de las tablas modelo de vida, las características de la población de referencia se acercarán mucho a las características de una de las poblaciones estables modelo.

Si no ha existido una tendencia pronunciada reciente en la fecundidad y la mortalidad, la tasa de natalidad, la tasa de mortalidad, y una distribución por edad ajustada pueden encontrarse en una población estable modelo que presumiblemente duplica más o menos estrechamente a la población en referencia. Si el patrón de mortalidad del Oeste o el del Norte puede ser aceptado, el problema de la estimación se reduce a ubicar (por medio de la interpolación) la población estable modelo que mejor se ajusta a la dada entre las 624 poblaciones estables tabuladas para cada sexo dentro de cada familia. El "mejor ajuste" se determina comparando

ciertas características registradas o estimadas de la población real con los valores tabulados de las poblaciones estables.

Puesto que la familia entera de poblaciones estables es producida por las variaciones en el nivel de mortalidad y en la tasa de crecimiento natural (conjuntamente determinados a su vez por la mortalidad y la fecundidad), cada familia de poblaciones estables es un sistema de dos parámetros. En general, entonces, bastan dos características de una población real para ubicar una población estable dentro de una de las familias. Entre las características usadas para seleccionar a una población estable modelo se hallan las siguientes: las proporciones de la población en ciertos intervalos de edad, notablemente por debajo de los 5 y por debajo de los 15; la tasa intercensal de crecimiento; la proporción que se estima sobrevivirá hasta las edades 2, 3 y 5; y la tasa de mortalidad entre los no lactantes, o personas que han pasado su primer cumpleaños.

Sirvieron de guía para la selección de las pistas por medio de las cuales se escogieron las poblaciones estables: 1) la calidad aparente de diversas formas de datos sobre la población, y 2) la sensibilidad de las estimaciones a las fallas en los supuestos que sirven de fundamento al procedimiento de estimación. Por ejemplo, existen ciertas tendencias prácticamente universales hacia el error en la declaración de la edad en los censos y encuestas africanos; la omisión de las mujeres de 10-14, y proporciones crecientes con el aumento de la edad entre 10-14 y 25-29 o incluso 30-34; declaraciones incompletas de la proporción de hombres de 15-19, etc. Algunas de las mujeres que faltan a los 10-14 aparecen, en algunos censos o encuestas, como niñas menores de 10 años, y a menudo la proporción de la población menor de 10 aparece como más alta que lo que resulta compatible con otras evidencias sobre la fecundidad y la mortalidad. La selección de una población estable femenina que presenta la proporción observada menor de 15 años parece ser una base moderada para estimar la tasa de natalidad.

En la encuesta demográfica del Congo de 1956 se impartieron instrucciones a los enumeradores para que verificaran la edad de los niños pequeños, por lo que debían solicitar a los encuestados una evidencia documental en forma de certificados de nacimiento o anotaciones en la libreta de identificación de los padres. Se hicieron estas verificaciones en alrededor del 80 por ciento de los niños menores de 5 años, y a menudo la edad de otros niños se averiguó comparándola con la edad verificada de uno o más de sus hermanos. Por lo tanto hay una razón importante para tener una confianza especial en la edad informada de los niños pequeños del Congo, y se seleccionaron poblaciones estables que tuvieran las proporciones registradas de menores de 5.

Las consideraciones acerca de la sensibilidad de las estimaciones frente a los supuestos dudosos, o por lo menos no verificables, condujeron a

ciertas preferencias entre los métodos posibles para seleccionar poblaciones modelo estables. Por ejemplo, cuando la población estable se usa para estimar la tasa de natalidad, se dio preferencia a la selección mediante las proporciones en los grupos de edades más jóvenes (verbigracia, en las edades menores de 20, en lo posible), en combinación con niveles estimados de mortalidad infantil y juvenil. La razón para preferir esta combinación puede apreciarse al examinar la relación entre la tasa de natalidad y la proporción a alguna edad joven de la población. La tasa de natalidad media en los cinco años anteriores a un censo pudieron determinarse por medio de una proyección retrospectiva de la población menor de cinco años para estimar cuántos nacimientos se requerían para proporcionar los sobrevivientes dados en este grupo de edades, y proyectando a la población entera dos y medio años hacia atrás para estimar el denominador de la tasa de natalidad.

$$b = \frac{{}_5P_0 \left( \frac{l_0}{{}_5L_0} \right)}{P e^{-2.5r}} \quad [6]$$

En la ecuación [6],  $b$  se estima como el producto de la población menor de 5 años multiplicado por un factor de supervivencia retrospectiva proveniente de la tabla de vida, dividido por el producto de la población total multiplicado por un factor que toma en cuenta 2,5 años de crecimiento. La tasa de natalidad en una población estable se relaciona con la proporción menor de 5, por medio de la siguiente relación:

$$b = \frac{\int_0^5 c(a) da}{\int_0^5 e^{-ra} p(a) da} \quad [7]$$

dado que

$$\frac{{}_5P_0}{P} = \int_0^5 c(a) da$$

y

$$\frac{{}_5L_0}{l_0} e^{-2.5r} = \int_0^5 e^{-ra} p(a) da$$

las ecuaciones [6] y [7] son esencialmente idénticas. Estimar la tasa

de natalidad por medio de la proyección retrospectiva de la proporción menor de 5 usando una tabla modelo de vida escogida para que tenga un valor conocido de  ${}_5L_0$  equivale a una estimación mediante una población modelo estable basada en esta tabla de vida. Pero el único uso del supuesto de estabilidad hecho en este caso es en la determinación de la tasa media de crecimiento de la población durante los  $2\frac{1}{2}$  años anteriores, la cual no es una fuente importante de inexactitud en la estimación de la tasa de natalidad. Además, sólo los valores escasamente variantes de  ${}_5L_0$  son consistentes con un valor dado de  $l_2$  o de  $l_3$ . Siendo así, la tasa de natalidad en una población modelo estable identificada por la proporción de su población menor de 5 años y la proporción de niños que sobreviven hasta la edad de 2 ó 3 es esencialmente la misma que en *cualquier* población (sea estable o no) con la misma proporción de niños pequeños y la misma tasa de supervivencia juvenil (sea que la mortalidad en las edades adultas concuerde con el patrón modelo o no). Este argumento es partidario de utilizar, hasta donde sea posible, las proporciones a las edades más jóvenes y las tasas de supervivencia de la niñez para hacer estimaciones de la tasa de natalidad; sin embargo, cuando no se puede utilizar el método de Brass para estimar la mortalidad, la mortalidad infantil y juvenil puede resultar más difícil de averiguar o de estimar que la mortalidad a otras edades, y a causa del error en la declaración de la edad y a veces de la omisión diferencial, la proporción de niños menores de cierta edad temprana, —1, 5 o incluso 10— puede estar registrada en forma muy poco confiable. En estos casos, el método de estimación de la población estable da aproximaciones menos confiables a la tasa de natalidad.

#### LAS TABLAS MODELO DE VIDA Y POBLACIONES ESTABLES DE BRASS

El método de Brass para construir las tablas modelo de vida consiste en someter la función de supervivencia en una tabla de vida escogida como "típica" a la llamada transformación *logito*, y luego considerar las tablas de vida producidas en el supuesto que sus logitos se relacionan linealmente al logito de la tabla típica. De este modo, se puede construir una serie de tablas modelo de vida de dos parámetros.

La función logito es la siguiente:

$$\text{logito } (x) = \frac{1}{2} \log. \frac{1-x}{x} \quad [8]$$

Brass sustituye la  $x$  en la ecuación [8], por  $p(a)$  (o  $l_a/l_0$  en la notación de la tabla de vida). Selecciona luego una tabla típica,  $p_s(a)$ , y construye sus tablas modelo de vida asignándoles distintos valores a  $\alpha$  y a  $\beta$  en

$$\text{logito } p(a) = \alpha + \beta \text{ logito } p_s(a) \quad [9]$$

Esta transformación implica que:

$$\frac{q(a)}{p(a)} = A \left( \frac{q_s(a)}{p_s(a)} \right)^\beta \quad [10]$$

en que  $A = e^{2\alpha}$ .

#### LA NATURALEZA DE LA TRANSFORMACION LOGITO LINEAL DE UNA TABLA DE VIDA TÍPICA

La transformación logito puede generar una función de supervivencia  $p(a)$  que pasa a través de valores prefijados arbitrariamente a cualquiera de dos edades  $a_1$  y  $a_2$ , por medio de la selección de  $\alpha$  y  $\beta$ .<sup>17</sup> La tabla de vida generada de este modo tiene los valores previamente asignados de  $p(a)$  a las edades seleccionadas y comparte la forma, en un sentido generalizado, de la tabla modelo "típica".

El gráfico 4 ilustra el efecto de diferentes valores de  $\alpha$  y de  $\beta$  sobre la tabla de vida típica que Brass ha construido para Africa. Las curvas de supervivencia incluyen: a) la norma ( $\alpha = 0, \beta = 1,00$ ); b) una curva que difiere de la norma por tener una  $\beta$  de 1,20 en lugar de 1,00; c) una curva que tiene el mismo valor de  $p(2)$  que la norma, pero una  $\beta$  de 1,20; y d) una curva que difiere de la norma por tener un valor de  $\alpha$  de 0,30 en lugar de cero. Obsérvese que la curva con  $\alpha = 0$  y  $\beta = 1,20$  intersecta la norma a una edad en que  $p_s(a) = 0,50$ . Esta es una relación general: todas las curvas con la misma  $\alpha$  y diferente  $\beta$  se intersectan en  $\bar{a}$  determinada por  $p_s(\bar{a} = 0,500)$ , porque el logito  $0,5 = 0$ . Por consiguiente, la variación de  $\beta$  produce una subfamilia de curvas de supervivencia, fijada a la edad 0 y  $\omega$ , con un nodo en  $\bar{a}$  (como a la edad de 51 en la tabla típica). A las edades por debajo de este nodo o intersección, la tabla de vida basada en la  $\beta$  más grande tiene valores superiores de  $p(a)$ , y a las edades superiores se observa la relación inversa. Como resultado de ello, la zona bajo estas dos curvas (que en cada caso es la esperanza de vida al nacer) es prácticamente la misma.<sup>18</sup> No obstante, esta semiconstancia de  $e_0^\circ$  para diferentes valores

<sup>17</sup> Dadas cualquier  $p(a_1)$  y  $p(a_2)$  preasignadas, obtenemos dos ecuaciones:

$$\alpha + \beta \text{ logito } p_s(a_1) = \text{logito } p(a_1)$$

$$\alpha + \beta \text{ logito } p_s(a_2) = \text{logito } p(a_2)$$

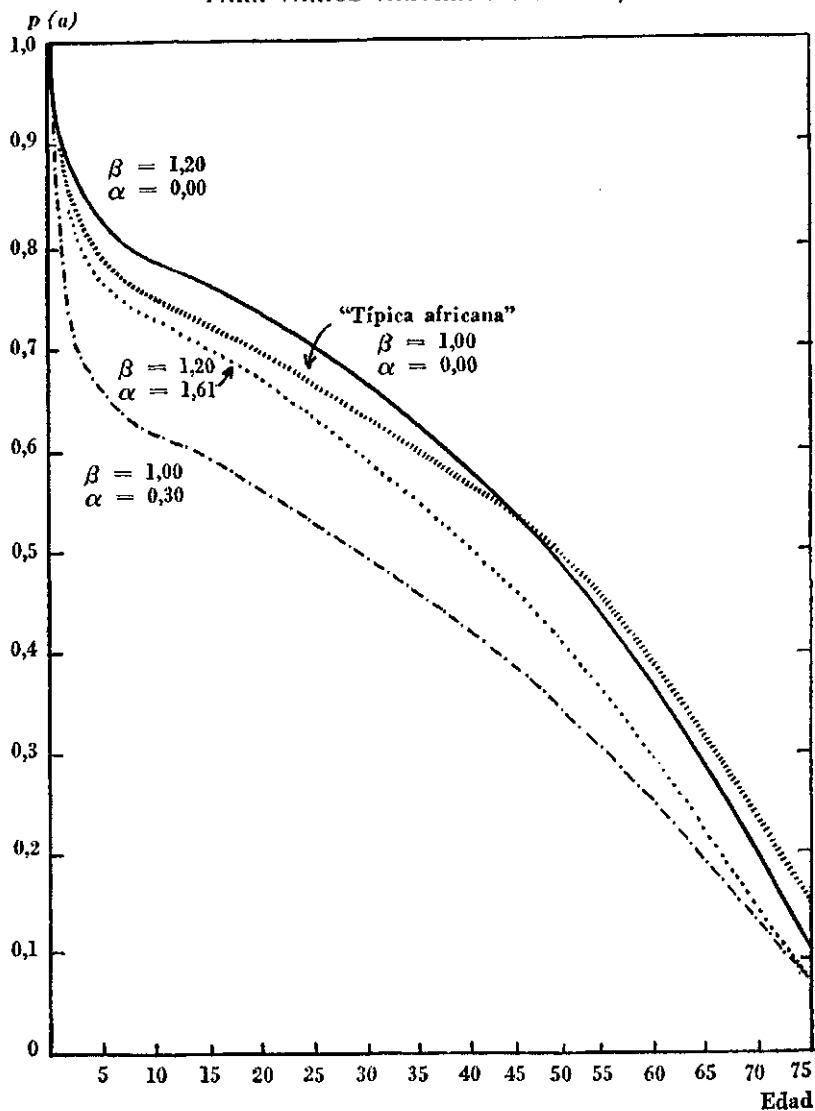
Los valores conocidos de  $p_s(a_1)$  y  $p_s(a_2)$  junto con los valores preasignados de  $p(a_1)$  y  $p(a_2)$  proporcionan una determinación única de  $\alpha$  y  $\beta$  y, por consiguiente, una tabla de vida completa.

$$\text{logito } p(a) = \alpha + \beta \text{ logito } p_s(a).$$

<sup>18</sup> Para la tabla típica de vida,  $e_0^\circ = 43,6$ , y para  $\beta = 1,2$ ,  $e_0^\circ = 44,1$ . Existe una especie de simetría entre las curvas de valores diferentes de  $\beta$ , y  $\alpha = 0$ . La diferencia en  $p$  para cada edad joven tal que  $p_s(a') > 0,5$  es confrontada por una diferencia igual (y opuesta) en  $p$  para la edad mayor de  $a''$  tal que  $p_s(a'') = 1 - p_s(a')$ . Así, cuando  $p_s(a) = 0,50$  ocurre cerca de la mitad del rango cero a  $\omega$ , las tablas de vida con  $\alpha = 0$  y los valores diferentes de  $\beta$  tienen casi igual  $e_0^\circ$ .

Gráfico 4

PROPORCIÓN QUE SOBREVIVE HASTA LA EDAD  $a$ ,  $p(a)$ , QUE SE OBTIENE DE LA TRANSFORMACION  $p(a) = \alpha + \beta \text{ LOGITO } p_s(a)$  PARA VARIOS VALORES DE  $\alpha$  Y DE  $\beta$



de  $\beta$  no es una relación general, sino que es el resultado de la selección de una tabla típica de vida con  $p(51) = 0,50$ . Si se hubiese escogido una tabla típica de vida con una mortalidad superior, las tablas con la misma  $\alpha$  se intersectarían a una edad menor (digamos a los 25), y valores más altos de  $\beta$  rebajarían la esperanza de vida al nacer.

Obsérvese que la transformación logito permite la aceptación de una estimación confiable de supervivencia juvenil —por ejemplo, una estimación de  $p(2)$ — y luego la selección de alguna estimación global de la mortalidad adulta, bajo la forma de una elección de  $p(3)$  o de  $p(50)$  dado el valor aceptado de  $p(2)$ . La transformación de la tabla típica (con  $\alpha$  y  $\beta$  elegidos de esta manera), por consiguiente, proporciona una tabla modelo de vida completa.

#### LA IMPORTANCIA DE LA TABLA TÍPICA DE VIDA EN LA TRANSFORMACION LOGITO LINEAL

La transformación logito producirá tablas de vida que tienen cualquier nivel prefijado de mortalidad juvenil —expresada, por ejemplo, por un valor de  $q(2)$ — y de mortalidad adulta —expresada, por ejemplo, por  ${}_{48}q_2$ , o  $p(50)/p(2)$ —. ¿Hasta qué punto concuerdan estas tablas de vida con el patrón observado de la mortalidad por edades en las poblaciones empíricas? Las familias de tablas modelo de Coale-Demeny proporcionan una prueba interesante. Cada familia de estas tablas expresa el patrón particular de mortalidad por edades encontrado en la experiencia registrada satisfactoriamente de un grupo de poblaciones. Los grupos de tablas de vida que sirven de fundamento a cada familia fueron reunidos por las notorias similitudes en los patrones de edades. El gráfico 5 muestra el resultado típico de tratar de expresar una tabla modelo dentro de una de las familias: a) como la transformación logito lineal de otra tabla de la misma familia, y b) como la transformación logito de una tabla proveniente de una familia distinta. Obsérvese que el logito  $p(a)$  para la tabla modelo de vida del Sur (mujeres) con  $e_0^* = 20$  tiene una relación prácticamente lineal con el logito  $p(a)$  para la tabla modelo del Sur en que  $e_0^* = 50$  años, pero que la relación con el logito  $p(a)$  para la tabla modelo del Oeste con  $e_0^* = 50$  no es de ningún modo lineal. El gráfico 6 muestra el resultado del intento de aproximar la tabla modelo del Sur con  $e_0^* = 30$  años por una transformación logito de la tabla modelo del Sur con  $e_0^* = 50$ , y la tabla modelo del Oeste con  $e_0^* = 50$ . Los cálculos del mismo tipo con las otras familias de tablas modelo de Coale-Demeny produjeron un resultado semejante: las transformaciones logito lineales reproducen muy cercanamente a las tablas modelo de vida dentro de una familia, pero entre familias no se logra tan bien. El cuadro 10 muestra los valores de  $\alpha$  y de  $\beta$  que se requieren para transformar la tabla



Cuadro 10

VALORES DE  $\alpha$  Y DE  $\beta$  EN EL LOGITO  $p(a) = \alpha + \beta$  LOGITO  $p_s(a)$  PARA LAS TABLAS MODELO DE VIDA DEL NORTE, DEL SUR, DEL ESTE Y DEL OESTE (MUJERES), DIVERSOS NIVELES DE  $e_0^\circ$ , TABLA DE VIDA CON  $e_0^\circ = 50$  QUE SIRVE DE  $p_s(a)$

		$e_0^\circ = 20$	$e_0^\circ = 30$	$e_0^\circ = 40$	$e_0^\circ = 50$	$e_0^\circ = 60$	$e_0^\circ = 70$
Norte	$\alpha$	1,003	0,612	0,295	0,000	-0,316	-0,734
	$\beta$	1,296	1,154	1,064	1,000	0,950	0,900
Oeste	$\alpha$	1,036	0,632	0,307	0,000	-0,339	-0,819
	$\beta$	1,306	1,161	1,068	1,000	0,944	0,893
Sur	$\alpha$	1,057	0,650	0,318	0,000	-0,356	-0,803
	$\beta$	1,533	1,318	1,155	1,000	0,810	0,599
Este	$\alpha$	1,000	0,618	0,302	0,000	0,338	0,813
	$\beta$	1,299	1,165	1,073	1,000	0,929	0,852

Cuadro 11

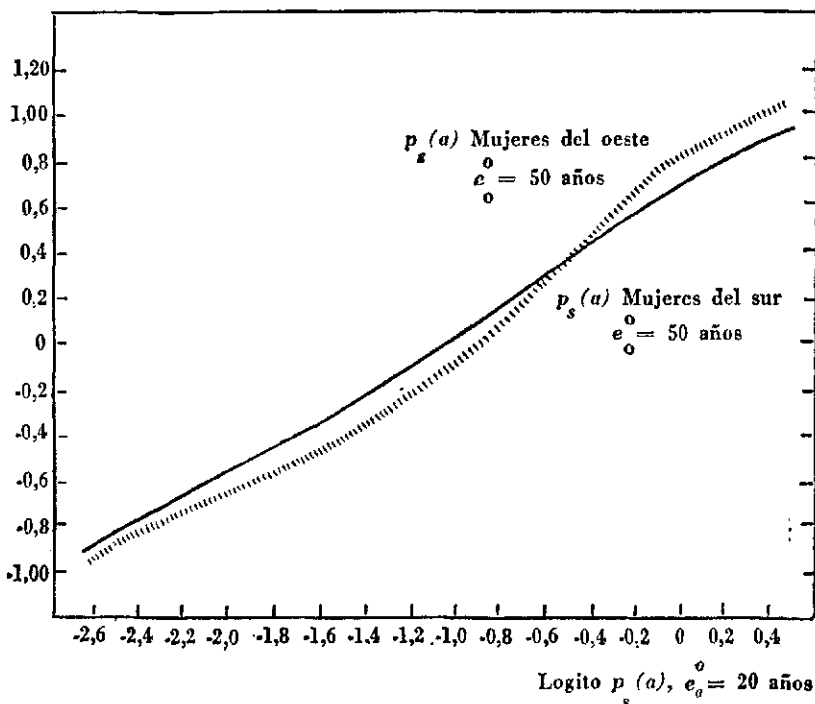
PROPORCION QUE SOBREVIVE,  $p_s(a)$ , Y LOGITOS CORRESPONDIENTES EN EDADES ESPECIFICADAS DE LA TABLA DE VIDA TIPICA AFRICANA

Edad exacta en años $a$	$p_s(a)$	Logito $p_s(a)$
1	0,8802	0,9970
2	0,8335	0,8052
3	0,8101	0,7252
4	0,7964	0,6819
5	0,7863	0,6615
10	0,7502	0,5498
15	0,7362	0,5131
20	0,7130	0,4551
25	0,6826	0,3829
30	0,6525	0,3150
35	0,6223	0,2496
40	0,5898	0,1817
45	0,5535	0,1073
50	0,5106	0,0212
55	0,4585	-0,0832
60	0,3965	-0,2100
65	0,3210	-0,3746
70	0,2380	-0,5818
75	0,1500	-0,8673
80	0,0760	-1,2490
85	0,0310	-1,7211

Gráfico 5

LOGITO  $p(a)$  REPRESENTADO GRAFICAMENTE FRENTE AL LOGITO  $p_s(a)$   
 CUANDO  $p(a)$  ES LA TABLA DE VIDA MODELO DEL SUR, MUJERES,  
 $e_0^o = 20$  AÑOS, Y  $p_s(a)$  ES ALTERNATIVAMENTE LA TABLA MODELO  
 DEL OESTE Y DEL SUR,  $e_0^o = 50$  AÑOS

Logito  $p(a)$ ,  $e_0^o = 50$  años



femenina con  $e_0^o = 50$ , en tablas con  $e_0^o$  de 20, 30, 40, 60 y 70 en cada familia. Obsérvese que en todas las familias, a excepción de la del Sur (en que  $\beta$  es bastante grande en los niveles altos de mortalidad), los parámetros que se requieren para la transformación de un nivel de mortalidad a otro son casi idénticos.

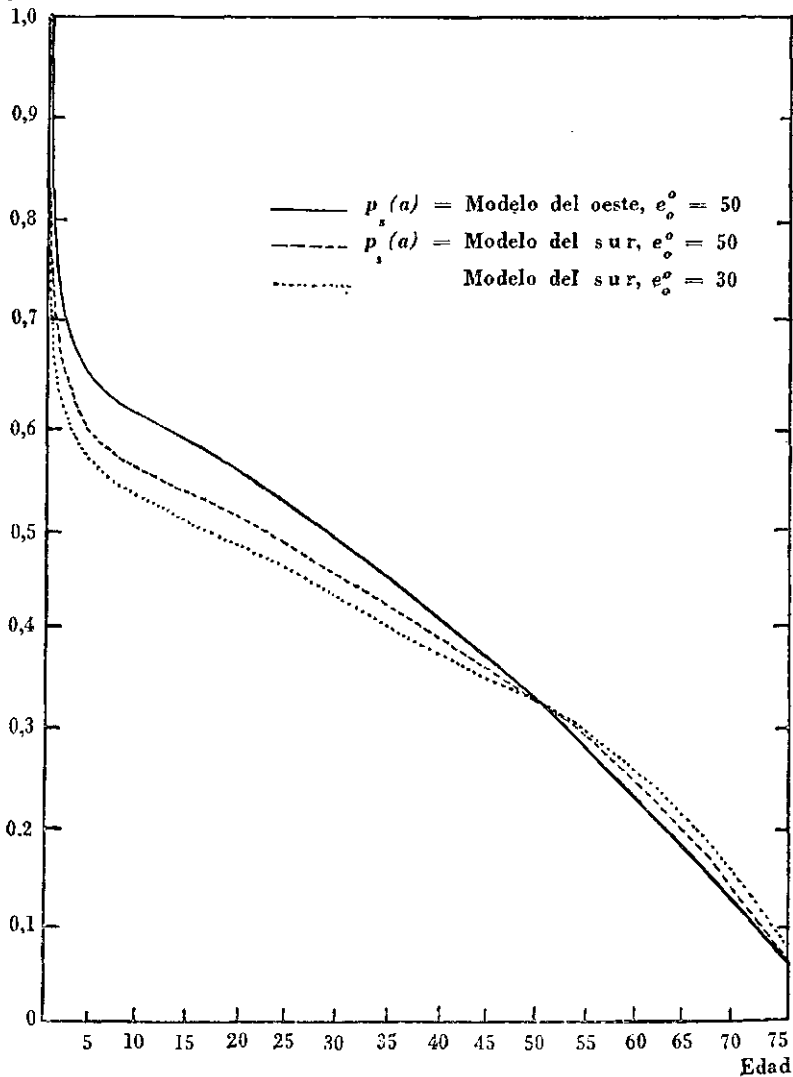
Estos ejemplos demuestran que la selección de una tabla típica de vida afecta la forma detallada de la curva de supervivencia en una tabla de vida ajustada a la experiencia estimada de mortalidad de una población por una transformación logito lineal. La tabla típica de vida a usarse en Africa, en otras palabras, debiera idealmente incorporar características típicas (si es que existen) de los patrones de mortalidad por edades de Africa.

Gráfico 6

TABLA MODELO DE VIDA DEL SUR, MUJERES  $e_0^o = 30$  AÑOS COMPARADA  
CON TABLAS DE VIDA OBTENIDAS POR LA TRANSFORMACION LOGITO

LINEAL DE TABLAS MODELO DEL SUR Y DEL OESTE,  $e_0^o = 50$  AÑOS

$p(a)$



Brass desarrolló la tabla de mortalidad "típica africana" dada en el cuadro 11 para que reflejara características por lo menos aparentemente comunes en África. Hasta la edad de 10 ó 20 la curva  $p(a)$  de este cuadro se asemeja mucho a una tabla modelo del Norte con una  $e_0$  de alrededor de 46 años; pero después de la edad de 20 años la curva de supervivencia "típica" cae mucho más bruscamente que una tabla modelo del Norte con la misma mortalidad juvenil, y en realidad con mayor rapidez que una tabla modelo del Sur, del Este o del Oeste, con la misma mortalidad juvenil. Este rasgo se hermana con una característica general de la mortalidad por edades tal como se informa en las encuestas africanas para el año anterior a la encuesta, y es consistente con una tendencia que presentan las distribuciones por edad informadas de África a ahusarse rápidamente desde la treintena hasta la cincuentena. Que estos rasgos comunes constituyan un sesgo característico en los datos africanos o un rasgo característico de la mortalidad africana es un asunto que habría que determinar.

#### PROCEDIMIENTO PARA USAR LA TRANSFORMACION LOGITO DE LA TABLA DE VIDA "TÍPICA AFRICANA"

El procedimiento de Brass de la tabla modelo de vida por lo general se aplica a datos de mortalidad derivados de una encuesta demográfica: datos que incluyen el número informado de hijos nacidos vivos y el número que sobrevive, clasificados por edad de la madre, y el número informado de muertes que ocurrieron durante el año anterior al censo clasificado según la edad y, por lo general, por sexo. Con poco error (en vista de la calidad general de la información) la población expuesta puede considerarse que es la población enumerada en la encuesta, y las tasas de mortalidad por edades específicas pueden calcularse para grupos quinquenales o decenales de edades. Estas tasas de mortalidad por edades específicas (valores  $m_x$ ) pueden entonces convertirse en las proporciones de la tabla de vida que fallecen (valores  $q_x$ ) por medio de técnicas estándares, por ejemplo, el método de Reed-Merrell.<sup>19</sup> Estas dos fuentes de información dan dos series alternativas de proporciones que sobreviven hasta la edad de 5 o quizás 10 años. Los valores de  $p(2)$  y  $p(3)$  son las inferencias más confiables de los datos sobre supervivientes entre los niños nacidos vivos, y  $p(5)$  puede ser una indicación válida de los riesgos actuales de mortalidad hasta la edad de 5 años, si no ha habido una tendencia marcada en la mortalidad reciente ni tampoco una tendencia a omitir los niños fallecidos entre los informados como nacidos en los últimos cinco o diez años. En las edades más altas (10, 15, etc.) las inferencias sobre la mortalidad actual según datos sobre los hijos nacidos vivos son cada vez menos confiables.

La comparación de  $p(2)$ ,  $p(3)$ , y quizás  $p(5)$  estimadas, por una parte según los informes retrospectivos de los hijos nacidos y supervivientes, y, por la otra, según los informes directos de las muertes entre los niños en el año anterior a la encuesta, por lo general muestra una mortalidad estimada mucho más alta al utilizar los datos retrospectivos. Si estuviéramos dispuestos a suponer una omisión de la mortalidad del mismo grado en todas las edades (a causa de, por ejemplo, un error en el "período de referencia") la razón entre  $q(3)$  según los datos retrospectivos y  $q(3)$  derivada de las muertes informadas para el año anterior a la encuesta, podría usarse como factor de corrección para ajustar las tasas de mortalidad informadas a las edades mayores de 5. Sin embargo, el análisis revela rápidamente que (en contraste con la fecundidad informada) la estructura de la mortalidad informada por edades a menudo está claramente deformada. Hay una evidente tendencia a que la mortalidad sea omitida más entre unos grupos por edad-sexo que entre otros. Por lo tanto, no se justifica el uso de un simple ajuste con un factor de corrección de la mortalidad por encima de la niñez. Brass sugiere trazar dos curvas  $p(a)$ , cada una de las cuales comience con estimaciones de  $p(2)$ ,  $p(3)$  y  $p(5)$  basadas en la supervivencia informada de los niños nacidos vivos. La primera curva  $p(a)$  simplemente incorpora valores  ${}_nq_x$  obtenidos de la mortalidad informada, y la segunda incorpora valores basados en la mortalidad ajustada según el factor de corrección mencionado anteriormente. En un gráfico, los logitos de estas curvas  $p(a)$  alternativas se colocan en un eje y en el otro se coloca el logito  $p_s(a)$  (el estándar africano). Si cualquiera de las dos series de puntos se ordena aproximadamente en una línea recta, con una inclinación entre 0,80 y 1,20, se puede tomar la línea como base para construir una tabla de vida modelo. A menudo una línea intermedia entre las dos series de puntos por sobre la edad de 5 años se ajusta mejor con los valores  $p(a)$  hasta la edad de 3 años. Brass sugiere que cuando la mortalidad adulta informada parece casi totalmente no creíble o inconsecuente, se construya una tabla modelo de vida que se ajuste a  $p(2)$  y  $p(3)$  según los datos retrospectivos, y que tenga un valor de  $\beta$  igual a la unidad en la transformación logito de la tabla típica africana.

De este modo, las tablas modelo de vida de Brass son una familia de un parámetro —formada por la variación de  $\alpha$  en  $p(a) = \alpha + p_s(a)$ — dondequiera que exista evidencia insuficiente sobre la mortalidad adulta para justificar una elección de  $\beta$  que no sea  $\beta = 1$ . El procedimiento de Coale-Demeny sería elegir la tabla modelo del Oeste o del Norte que más se acerque a la  $p(2)$  y  $p(3)$  basada en la supervivencia entre los

<sup>19</sup> Reed, Lowell, J. y Merrell, Margaret, "A Short Method for Constructing an Abridged Life Table", en *American Journal of Hygiene*, Vol. 30, N° 2, setiembre de 1939.

niños nacidos vivos, y aceptar las tasas de mortalidad a todas las edades por encima de la niñez en la tabla modelo escogida. El procedimiento de Brass también incluye la aceptación de la mortalidad juvenil estimada según datos retrospectivos; al no existir información convincente sobre la mortalidad adulta, Brass usa una serie de tablas modelo de un parámetro derivadas de su modelo africano; pero cuando las tasas de mortalidad adulta forman un patrón consecuente de "logitos" con una  $\beta$  que no es igual a 1,00, puede construirse una tabla modelo modificada de esta familia.

#### VERIFICACION DE LAS ESTIMACIONES DE MORTALIDAD, FECUNDIDAD Y COMPOSICION POR EDAD

La composición por edad de una población cerrada es determinada por la historia reciente de su fecundidad y mortalidad. Si las tablas de edad de ambas han sido aproximadamente constantes, la población tiene una composición por edad estable. La principal determinante de las amplias características de la distribución por edad —la edad media, la proporción menor de 15 años, y cosas semejantes— es la historia de la fecundidad, de modo que la distribución por edad de una población con una fecundidad constante se asemeja en forma bastante ajustada a la estable, incluso si la mortalidad no ha sido constante. La semejanza es especialmente ajustada cuando el curso de la mortalidad ha cambiado en forma gradual y continua. En realidad, incluso los cambios de la fecundidad, si tienen un paso lento, dan como resultado una composición por edad que no se aleja mucho de la población estable implícita en las tablas de fecundidad y mortalidad que prevalecen en cualquier momento.

En las circunstancias en que vive la mayor parte de las poblaciones africanas, la expectativa normal es que la fecundidad haya sido más o menos constante en el pasado reciente, a niveles actuales, porque es poco probable que las costumbres que podrían afectar la fecundidad en las poblaciones africanas —la edad al casarse, las costumbres respecto a las uniones consensuales fuera del matrimonio, los tabúes respecto a las relaciones sexuales, las prácticas populares de aborto y anticoncepción— sean alteradas al no haber cambios sociales que todavía no se evidencian en Africa. Una excepción de esta generalización puede ocurrir en las poblaciones en que la fecundidad ha sido afectada por una esterilidad patológica resultante de enfermedades contagiosas. La propagación de estas enfermedades, y su control satisfactorio, puede haber causado disminuciones o aumentos importantes en la fecundidad de algunas poblaciones africanas. De hecho, la fecundidad de algunas poblaciones —especialmente en algunos distritos del Congo— se halla por debajo del reemplazo de acuerdo con los niveles de mortalidad estimados actuales, y

hubiesen estado muy por debajo del reemplazo conforme a los riesgos de mortalidad de comienzos de este siglo, o de fines del siglo XIX. Por consiguiente, es poco plausible que la fecundidad baja actual de algunas poblaciones haya persistido durante casi un siglo, e imposible que pueda haberse extendido hasta el pasado remoto, a menos que estemos dispuestos a postular poblaciones muchas veces mayores que las actuales hace un siglo o dos. Por esta razón, llegamos a sospechar que cuando la fecundidad es demasiado baja, el descenso puede haber sido lo suficientemente reciente para dejar rastros en la forma de la actual distribución por edad.

También es un hecho que una población con una historia de mortalidad bruscamente cambiante tiene una distribución por edad perceptiblemente diferente de la que tiene la misma mortalidad actual y una historia sin cambios, vale decir, una población estable. Según nuestras estimaciones, muchas poblaciones africanas tienen niveles de mortalidad que producen una rápida tasa de crecimiento: de dos a tres por ciento anuales. Si estas tasas existiesen desde hace tiempo, la población de Africa hubiese sido sólo de casi un décimo o menos de su tamaño actual hace un siglo, lo que no concuerda con la impresión de ninguno de los estudiosos de la historia africana. Nuevamente, parece probable que muchas poblaciones han experimentado un descenso en la mortalidad lo suficientemente reciente como para que haya dejado su huella —en este caso una huella relativamente leve— en la distribución por edad actual.

A pesar de estas circunstancias que harían que la distribución por edad se diferenciara de la estable, puede esperarse que la forma general de la distribución por edad real se asemeje a la distribución por edad de la población estable denotada por la fecundidad y la mortalidad actuales. De hecho, se puede plantear con cierta seguridad que la distribución estable por edad se acerca más a la distribución real por edad que la distribución por edad tabulada en un censo o encuesta demográfica de una población africana, ya que las distribuciones por edad informadas se basan en estimaciones aproximadas de la edad de los encuestados, que por lo general no saben mucho acerca de su edad o fecha de nacimiento.

Se sigue de la semejanza general probable entre la verdadera distribución por edad y la estable que una comparación de la población estable inherente a las tablas estimadas de fecundidad y mortalidad con la distribución por edad registrada comprobará su consistencia aproximada. Es importante observar exactamente cuáles aspectos de la mortalidad y fecundidad son comprobados por esta comparación cuando se acepta el supuesto de estabilidad de la distribución por edad. Brass ha encontrado que las poblaciones estables formadas por la combinación de varias de las tablas modelo de vida de Brass y varias tasas intrínsecas de crecimiento tienen prácticamente las mismas proporciones acumulativas a las edades

5, 10, 15, 25, 35, 45, 55 y 65 si el producto de la tasa de natalidad y la proporción que sobrevive hasta la edad de 2 años [ $bp(2)$ ] es igual, aun cuando exista un amplio rango de valores de  $b$ , y tasas de crecimiento y de mortalidad muy diferentes. Las comparaciones de las proporciones acumulativas en las poblaciones modelo estables regionales de Coale y Demeny también demuestran que las distribuciones por edad con igual  $bp(2)$  no son muy diferentes dentro de la misma familia de tablas modelo. Por consiguiente, si una comparación de la población estable implicada por la fecundidad y mortalidad estimadas con la población registrada indica una concordancia satisfactoria, lo que se ha confirmado es la consistencia de la distribución por edad con la tasa de natalidad estimada y el nivel estimado de mortalidad juvenil. Puesto que diversos niveles de mortalidad adulta producirían casi la misma estructura por edad general —porque el efecto de la mortalidad adulta más alta sobre  $p(a)$  sería compensado por su efecto sobre  $r$ , la tasa intrínseca de crecimiento— la verificación de la distribución por edad no dice mucho acerca de la mortalidad estimada por encima de los dos años de edad. Por lo tanto, la distribución por edad registrada, especialmente en vista de sus deformaciones típicas, no proporciona una guía útil para escoger una familia de tablas modelo de vida entre las variantes regionales de Coale-Demeny, o para determinar cuál es la más apropiada entre las diversas combinaciones de  $\alpha$  y  $\beta$  (en la transformación logito de Brass) que producen las  $p(2)$  o  $p(3)$  estimadas. Tampoco la distribución por edad proporciona una prueba satisfactoria de las estimaciones de la tasa bruta de mortalidad o de la tasa de crecimiento natural.

#### EL PROCEDIMIENTO DE BRASS PARA VERIFICAR LAS DISTRIBUCIONES POR EDAD ESTABLES E INFORMADAS

El método de Brass para estimar la fecundidad produce una tabla aproximada de fecundidad por edades específicas, y la combinación de su método para estimar la mortalidad juvenil y su sistema de tablas modelo de vida produce una tabla aproximada de supervivencia por edades. Estas dos pueden combinarse por medio de procedimientos estándares de cálculo para obtener una población estable.<sup>20</sup> La comparación de las proporciones en cada uno de los intervalos quinquenales de edades en esta población estable y en la población enumerada no daría nunca en Africa la impresión de consecuencia uniforme, porque las distribuciones por edad registradas son tan erráticas. Una posibilidad consiste en ajustar la distribución registrada por medio de alguna fórmula de graduación, pero el fuerte ajuste requerido probablemente resultará insatis-

<sup>20</sup> D. V. Glass, *Population, Policies and Movements in Europe*, Oxford University Press, 1940, págs. 405-415.



factorio en los extremos de la distribución por edad, o implicará supuestos arbitrarios. Otro método consiste en comparar las dos distribuciones por edad después de la acumulación hasta diferentes edades. Este método presenta la ventaja de eliminar automáticamente el efecto de todos los errores en la declaración de la edad, a excepción de aquellos que trasladan la edad de un encuestado más allá del límite de referencia. Por lo tanto, la proporción registrada hasta la edad de 20 es afectada sólo por el traslado neto de personas desde el rango menor de 20 al rango mayor de 20 o viceversa. Hasta adquirir experiencia en la interpretación de las comparaciones de dos distribuciones acumulativas por edad, al mirar una tabla o gráfico de las proporciones acumuladas, resulta difícil juzgar cuál constituye un ajuste satisfactorio. Una comparación que resulta más fácil de comprender es ésta: la diferencia en las proporciones acumulativas hasta cada edad en las distribuciones por edad informadas y estables se convierte en una declaración del número incremental de años de edad que se necesita para igualar las proporciones. Por ejemplo, una proporción informada de un 40 por ciento de menores de 10 años de edad, comparada con un 38 por ciento en la población estable basada en la fecundidad y mortalidad estimadas, se explicaría si los niños hasta la edad de 10,8 en lugar de 10,0 años como promedio fueran informados como menores de 10. En el gráfico 7 se muestran las diferencias de edad que se necesitan para igualar la población estable calculada para la República de Guinea, 1955, con la población informada, junto con las diferencias de edad que se necesitan para convertir la estable calculada en estables que se ajustarían a los puntos más apartados (superior e inferior) de la distribución acumulativa observada. Si las zonas positiva y negativa en la curva central se hallan aproximadamente equilibradas, puede decirse que la distribución por edad informada es consistente con los niveles estimados de fecundidad y de mortalidad juvenil; y la distancia entre las curvas superior e inferior indica el grado en que el error en la declaración de la edad ha producido inconsecuencias en diferentes puntos de la distribución acumulativa. En la interpretación del gráfico 7 es esencial tener presente que la población estable no fue escogida para que se ajustase a la distribución por edad, sino que se basó en estimaciones de la fecundidad y mortalidad totalmente independientes de las distribuciones por edad.

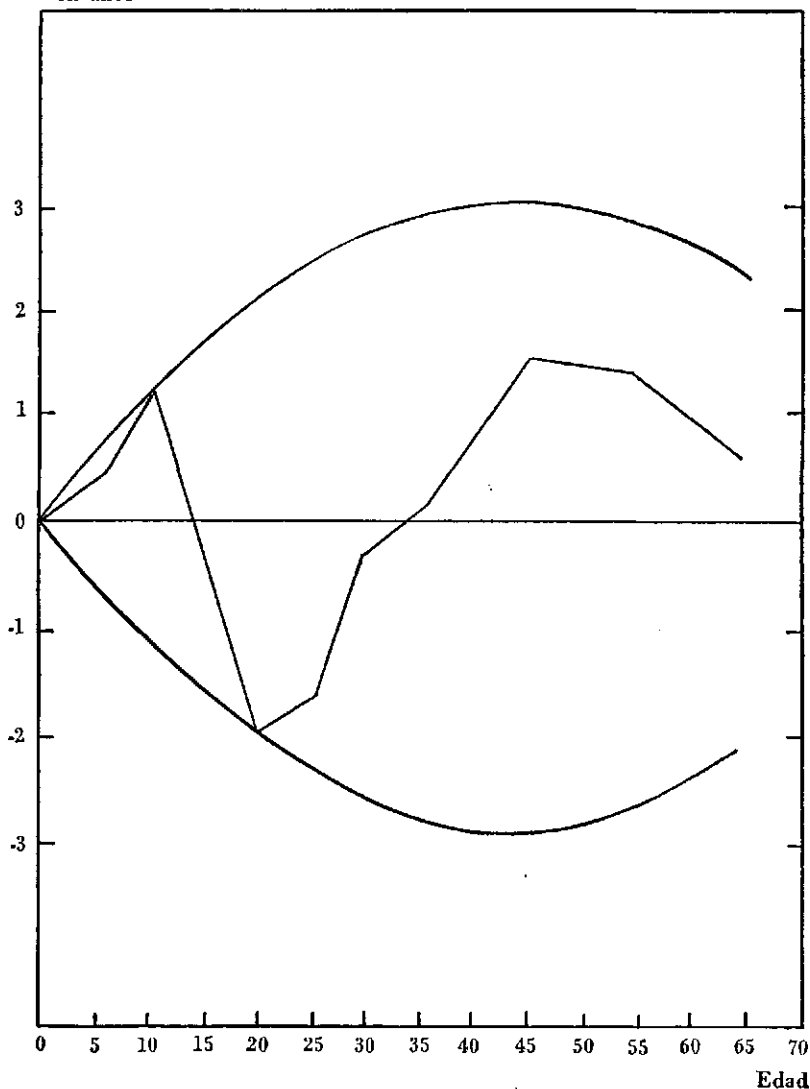
La conversión de una diferencia en la distribución por edad acumulativa en una diferencia de edad se realiza fácilmente por medio del siguiente procedimiento:

- a) Sea  $C(a)$  la proporción acumulativa en la distribución por edad estable hasta la edad  $a$ , y sea  $c(a)$  la proporción desde la edad  $a$  hasta  $a + da$ .

Gráfico 7

REPUBLICA DE GUINEA, 1955: DIFERENCIAS DE EDADES REQUERIDAS PARA QUE LA DISTRIBUCION POR EDAD ESTABLE ACUMULATIVA CONCUERDE CON LA DISTRIBUCION REGISTRADA, Y CON DISTRIBUCIONES ESTABLES ALTERNATIVAS QUE SE AJUSTAN A LOS PUNTOS EXTREMOS EN LA DISTRIBUCION REGISTRADA

Diferencia de edad  
en años



- b) Luego  $dC(a)/da = c(a)$ , y cualquier discrepancia,  $\Delta C(a)$ , entre las distribuciones informada y estable puede convertirse en una diferencia de edad mediante la relación aproximada  $\Delta a = \Delta C(a)/c(a)$ .

$c(a)$  se calcula fácilmente según las fórmulas estándares de la teoría de poblaciones estables.

## APENDICE A

### NOTA SOBRE EL METODO DE BRASS DE ESTIMACION DE LA FECUNDIDAD

Las funciones polinomiales se usan a menudo para graduar las observaciones a causa de la facilidad con que se pueden ejecutar las manipulaciones matemáticas. No obstante, el uso de un polinomio general sin restricciones para describir las distribuciones de la fecundidad específica resulta engorroso porque se necesitan varios términos y, por lo tanto, parámetros para obtener un buen ajuste para las observaciones. El número de parámetros desconocidos puede rebajarse mediante la imposición de restricciones, y la siguiente función es satisfactoria para las aplicaciones de la graduación desarrolladas en este estudio:

$$f(a) = C(a - s)(s + 33 - a)^2$$
$$s \leq a \leq s + 33$$

en que  $f(a)$  es la tasa de fecundidad específica de las mujeres de  $a$  años de edad,  $s$  es la edad del comienzo del período de reproducción, y  $C$  es una constante que varía con el nivel de fecundidad;  $f(a)$  se toma como cero cuando  $a$  queda afuera del rango  $s$  a  $s + 33$  años.

La función se restringe para que sea cero en  $s$  y  $s + 33$ . Entre estos límites la forma es aproximadamente la de las distribuciones empíricas con una pronunciada subida en las tasas que siguen a la edad  $s$ , una cumbre y luego un descenso más gradual hasta el fin de la reproducción; la media y la moda se hallan más cerca del límite inferior que del superior. El rango de 33 años de la función fue escogido para que la variancia (43,6) se acercara al promedio para las distribuciones observadas.

Los dos parámetros que pueden variarse cuando el modelo se ajusta a los datos para una población son  $C$  y  $s$ . El valor de  $C$ , fijado por el nivel de fecundidad, no entra en las aplicaciones aquí, que dependen sólo de la forma de la curva, por ejemplo, las relaciones entre sus partes. A medida que aumenta  $s$ , el límite inferior del período de reproducción, la curva es desplazada en forma correspondiente hacia arriba. En particular, la media de la función es  $s + 13,2$ ; para  $s$  igual a 15 años la media de 28,2 está cerca del promedio para las distribuciones registradas, y una variación de  $s$  desde 13 a 18 abarca el rango de las ubicaciones de los datos observados para casi todas las poblaciones. En la tabla 1 de este apéndice se ilustran las distribuciones relativas de la fecundidad específica según el modelo, en los grupos quinquenales de edades estándares para un rango de valores de  $s$  y los correspondientes índices  $f_2/f_1$  y  $\bar{m}_u$ . En el cálculo de las razones  $f_2/f_1$ , se supuso (de acuerdo a la práctica corriente) que la fecundidad de las mujeres antes de los 15 años, aunque se muestra en forma separada en la tabla, fue incluida en la medición  $f_1$  para el grupo de edades 15-20.

La fecundidad acumulada hasta la edad exacta  $a$ ,  $F(a)$ , se obtiene como la integral de  $f(x)$  desde  $s$  hasta  $a$ . El valor  $f$  para cualquier intervalo de edad (digamos de  $c$  a  $d$ ) es  $F(d) - F(c)$ . La integración de  $F(x)$  desde  $c$  a  $d$  y la división por  $(d - c)$  da el promedio correspondiente de niños nacidos vivos por mujer en el grupo. Las integraciones y los cálculos se ejecutan con facilidad a causa de la forma polinomial simple de  $f(x)$ . De este modo se computaron mediciones de  $f$  y  $F$  para los grupos quinquenales de edades estándares para una serie de ubicaciones de  $f(x)$ , con  $s$  y  $\bar{m}$  espaciadas a intervalos de un año en el rango de variación para las distribuciones observadas. De estas mediciones se obtuvieron los factores de multiplicación  $k$  requeridos para calcular el promedio de niños nacidos vivos según la ecuación  $F_1 = \Phi_1 + k_1 f_1$ . Los factores se dan en la tabla 2 de este apéndice.

La tabla 2 da índices para una serie de distribuciones modelo de fecundidad de un parámetro, especificadas alternativamente por los valores de  $\bar{m}$  o  $f_1/f_2$ . Para estas distribuciones, la multiplicación de una  $f_1$  (tasa de fecundidad por edades específicas) para un intervalo de edades, por el factor tabulado apropiado, da exactamente la media adicional de hijos nacidos vivos desde el comienzo del intervalo a las mujeres de estas edades en la población. La suma de ésta y las mediciones  $f$  acumuladas hasta el comienzo del intervalo da el promedio de hijos nacidos vivos por

Tabla 1

TASAS MODELO DE FECUNDIDAD POR EDADES ESPECIFICAS, GRUPOS QUINQUENALES DE EDADES [ $f(a) = C(a - s)(s + 33 - a)^2$ ;  $C$  ESCOGIDA DE MODO QUE LA FECUNDIDAD TOTAL ES 5,00]

Límites exactos del intervalo de edades						
10-15	0,020	0,005	—	—	—	—
15-20	0,179	0,148	0,111	0,075	0,044	0,020
20-25	0,262	0,254	0,242	0,226	0,205	0,179
25-30	0,249	0,257	0,263	0,266	0,265	0,262
30-35	0,179	0,196	0,211	0,225	0,238	0,249
35-40	0,090	0,108	0,126	0,144	0,162	0,179
40-45	0,021	0,031	0,044	0,058	0,074	0,090
45-50	—	0,001	0,003	0,006	0,012	0,021
$f_1/f_2^*$	0,764	0,605	0,460	0,330	0,213	0,113
$\bar{m}$ (años)	26,2	27,2	28,2	29,2	30,2	31,2

\* Computada según la fecundidad específica para más decimales de lo que se muestra en la tabla.

mujer para el grupo de edades. Los factores de multiplicación no son, por lo general, exactos para las distribuciones de fecundidad observadas pero dan una buena aproximación a los valores correctos. Puesto que la exactitud de la estimación para cada intervalo de edad depende sólo de la concordancia con el modelo en ese intervalo, podrían ajustarse distintas distribuciones de la serie para cada grupo de mujeres. Se ha encontrado que en la práctica se obtienen buenos resultados usando la razón observada  $f_1/f_2$  para determinar los factores de multiplicación para los tres grupos de edades más jóvenes y la media  $\bar{m}$  de las tasas de fecundidad específicas registradas para fijar los restantes.

Los factores de multiplicación para derivar el promedio de hijos nacidos vivos por mujer de las tasas específicas de fecundidad para los grupos de edades con un desplazamiento de medio año hacia atrás en el tiempo, se calcularon mediante el mismo procedimiento con los cambios apropiados en los rangos de integración. Estos factores, que han de usarse cuando las tasas específicas de fecundidad actuales se calculan según los nacimientos del año anterior, se mostraron en el cuadro 1.

Tabla 2

FACTORES DE MULTIPLICACION PARA ESTIMAR EL VALOR MEDIO DE LA FECUNDIDAD ACUMULADA ( $F_i$ ) EN LOS GRUPOS QUINQUENALES DE EDADES DE ACUERDO CON LA FORMULA  $F_i = \Phi_i + k_i f_i$   
(Cuando  $f_i$  es para las edades 15-20, 20-25, etc.)

Edad exacta de las mujeres								
15-20	0,335	0,680	1,030	1,390	1,760	2,130	2,460	2,745
20-25	2,025	2,170	2,265	2,330	2,380	2,420	2,455	2,485
25-30	2,420	2,455	2,485	2,510	2,535	2,560	2,580	2,605
30-35	2,560	2,580	2,605	2,625	2,650	2,675	2,700	2,730
35-40	2,675	2,700	2,730	2,760	2,800	2,845	2,895	2,960
40-45	2,845	2,895	2,960	3,040	3,145	3,285	3,470	3,720
45-50	3,195	3,455	3,720	3,980	4,240	4,495	4,750	5,000
$f_1/f_2$	0,036	0,113	0,213	0,330	0,460	0,605	0,764	0,939
$\bar{m}$ (años)	32,2	31,2	30,2	29,2	28,2	27,2	26,2	25,2

## APENDICE B

### NOTA SOBRE EL EFECTO DEL ERROR EN LA INFORMACION DE LA EDAD

por ETIENNE VAN DE WALLE

El propósito de esta sección es demostrar en forma empírica algunos de los posibles efectos del error en la información de la edad, del tipo que se encuentra en investigaciones africanas, sobre varias de las mediciones demográficas, especialmente las que se basan en información respecto a la fecundidad "actual" y "retrospectiva"; número de niños nacidos durante un período de referencia (por lo general de 12 meses) anterior a la investigación; y número de hijos nacidos vivos y sobrevivientes. Nuestra discusión se fundamenta en ciertos supuestos de simplificación. El efecto posible de la omisión en la distribución por edad femenina no se tomará en cuenta. Se trabajará con el supuesto de que la verdadera distribución por edad puede describirse correctamente mediante una distribución por edad estable que puede ajustarse a la población registrada, y que la diferencia entre la población estable y la registrada se debe exclusivamente a los traslados de las mujeres de una categoría de edad a una contigua, como resultado de un error en la estimación de las edades. Al plantear un supuesto sobre la naturaleza de los traslados, el número de mujeres trasladadas y la dirección de los traslados puede estimarse comparando la distribución estable por edad con la registrada. Las mujeres trasladadas tienen una cierta fecundidad y una cierta paridez. Se investigarán las implicaciones de varias hipótesis sobre la fecundidad y la paridez de estas mujeres.

Para propósitos de ilustración, hemos seleccionado la población del Congo (Leopoldville). La tabla 1 de este apéndice da la distribución por edad de la población registrada y la de la estable estimada. Esta última se obtuvo seleccionando un nivel apropiado de mortalidad y suponiendo que las categorías de edad 0-9 se informan con exactitud. Sólo la población femenina es pertinente para nuestra discusión.

#### EFECTO DEL ERROR EN LA INFORMACION DE LA EDAD SOBRE LA FECUNDIDAD REGISTRADA

Durante todo el desarrollo de este artículo, se trabajará con el supuesto de que la naturaleza de los traslados es tal que las mujeres son desplazadas sólo de una categoría de edad a la contigua, hacia adelante o hacia atrás. Las niñas que faltan en la categoría de edad 10-14 se encontrarán en la categoría 15-19, y así sucesivamente. Pueden producirse traslados en ambos sentidos, pero sólo nos interesa el resultado neto. Que 1, 2 y 3 sean las tres categorías de edades implicadas en el error de la declaración de la edad de una categoría de edad 2. (Algunas mujeres son trasladadas desde la categoría de edad 1 a la categoría de edad 2, y algu-

Tabla 1

## CONGO: DISTRIBUCION POR EDAD DE LA POBLACION REGISTRADA Y ESTABLE POR MIL, PARA LAS MUJERES

Edad	Registrada	Estable	Diferencia acumulada (estable-registrada)
0-9	296	296	0
10-14	82	114	-32
15-19	72	100	-60
20-24	83	87	-64
25-29	92	76	-48
30-34	106	65	-7
35-44	136	104	+25
45 y más	133	158	0
Total	1,000	1,000	

nas a su vez lo son desde la categoría de edad 2 a la 3, o posiblemente desde la categoría de edad 2 a la 1 o desde la categoría de edad 3 a la 2.)

Que  $f_1$ ,  $f_2$  y  $f_3$  denoten la fecundidad media (número de hijos nacidos por mujer durante el último año) de las categorías de edades reales;  $n_1$ ,  $n_2$  y  $n_3$ , el número de mujeres en cada categoría de edad;  $n_{12}$  y  $n_{23}$ , el número neto trasladado desde la categoría 1 a la 2 y desde la categoría 2 a la 3; y  $f_{12}$  y  $f_{23}$ , la fecundidad media de las trasladadas. (En el caso del traslado hacia abajo el signo de  $n_{12}$  y  $n_{23}$  será negativo.)

Luego la fecundidad  $f'_2$  de la categoría de edad registrada es

$$f'_2 = \frac{n_2 f_2 + n_{12} f_{12} - n_{23} f_{23}}{n_2 + n_{12} - n_{23}}$$

$$f'_2 = f_2 \cdot \frac{n_2}{n_2 + n_{12} - n_{23}} + \frac{n_{12} f_{12} - n_{23} f_{23}}{n_2 + n_{12} - n_{23}}$$

Por lo tanto, la fecundidad registrada depende a la vez del número de mujeres trasladadas de una categoría de edad a la otra y de la fecundidad de las mujeres trasladadas.

$f_2$  y  $f'_2$  serían iguales siempre que

$$n_{12} (f_{12} - f_2) = n_{23} (f_{23} - f_2).$$

Esta condición podría ser cumplida en tres casos:

a) Las mujeres trasladadas *hacia* una categoría de edad dada y transferidas *desde* ella, tienen las mismas tasas (medias) de fecundidad por edades específicas que las que se hallan en la categoría de edad verdadera:

$$f_{12} = f_{23} = f_2$$



b) Los números de mujeres transferidas *hacia* una categoría de edad y trasladadas *desde* ella, son iguales, y ambos grupos tienen las mismas tasas de fecundidad por edades específicas:

$$n_{12} = n_{23} \quad \text{y} \quad f_{12} = f_{23}$$

c) El número de mujeres trasladadas *hacia* un grupo de edades y el número transferido *desde* él, se hallan en razón inversa a las diferencias absolutas entre la fecundidad por edades específicas de estos grupos y la de la categoría de edades original:

$$\frac{n_{12}}{n_{23}} = \frac{f_{23} - f_2}{f_{12} - f_2}$$

No obstante, probablemente ninguno de estos casos sucederá consistentemente ante errores en la declaración de la edad. Además, incluso si una de las condiciones se cumple para cualquier grupo 2 de edades dado, de modo que  $f'_2 = f_2$ ,  $f'_1$  y  $f'_3$ , serían todavía afectadas por los traslados. En otras palabras, siempre que tiene lugar el error en la declaración de la edad, las series de tasas de fecundidad por edades específicas serán distorsionadas.

Tabla 2

DISTRIBUCION EN LAS CATEGORIAS DE EDADES REGISTRADAS DE LAS MUJERES QUE PERTENECEN A CATEGORIAS DE EDADES DADAS DE LA POBLACION ESTABLE; FECUNDIDAD POR EDADES ESPECIFICAS Y NUMERO DE NACIMIENTOS EN LA POBLACION ESTABLE

Edades registradas	Edades estables ("verdaderas")								Total registrado
	0-9	10-14	15-19	20-24	25-29	30-34	35-44	45 +	
0-9	296								296
10-14		82							82
15-19		32	40						72
20-24			60	23					83
25-29				64	28				92
30-34					48	58			106
35-44							7	104	136
45 y más								133	133
Total estable	296	114	100	87	76	65	104	158	1000
TFEE	0	0	0,165	0,365	0,390	0,320	0,200	0	
Nacimientos de la estable	0	0	16,50	31,76	29,64	20,80	20,80	0	119,50

Tabla 3

## COMPARACION ENTRE LA POBLACION REGISTRADA Y LA ESTABLE

Grupos de edades	Trasladadas		Informadas correctamente en el grupo de edades	Trasladadas		Población registrada (1)+(3)+(4)	Población estable (2)+(3)+(5)
	Desde un grupo inferior	Hacia un grupo de edades superior		Desde un grupo inferior	Hacia un grupo de edades superior		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
0-4	—	—	296	—	—	296	296
10-14	—	—	82	—	32	82	114
15-19	32	—	40	—	60	72	100
20-24	60	—	23	—	64	83	87
25-29	64	—	28	—	48	92	76
30-34	48	—	58	—	7	106	65
35-44	7	—	104	25	—	136	104
45 y más	—	25	133	—	—	133	158

Presentaremos ahora un ejemplo numérico, que utiliza las distribuciones de edad registradas y estables dadas anteriormente en la tabla 1 y tasas de fecundidad por edades específicas parecidas a las de las islas Cocos Keeling.<sup>21</sup> No obstante, se supone que la fecundidad antes de los 15 años de edad y después de los 45 años es igual a cero.

Nuestros supuestos acerca de la naturaleza del error en la declaración de la edad en este ejemplo implican que de las 114 niñas de 10 a 14 años de edad, 82 han sido registradas como de 10 a 14 años de edad y 32 como de 15 a 19 años de edad... y así sucesivamente, como se muestra en las tablas 2 y 3 de este apéndice.

Se plantearán ahora diversas hipótesis respecto a la fecundidad de las mujeres trasladadas, por ejemplo, acerca de  $f_{12}$  y  $f_{23}$ . Por falta de conocimientos sobre la naturaleza del error en la declaración de la edad, nuestros supuestos necesariamente serán arbitrarios y, por lo tanto, se los mantendrá lo más sencillos posible.

En forma específica, se considerarán los tres casos siguientes:

1) Las mujeres trasladadas tienen una fecundidad inferior a la media. Suponemos, por ejemplo, que su fecundidad es sólo la mitad de la fecundidad media original del grupo de edades:

$$f_{12} = \frac{1}{2} f_1, \quad \text{y} \quad f_{23} = \frac{1}{2} f_2$$

2) Tienen la misma fecundidad que la categoría de edades desde la cual fueron trasladadas:

<sup>21</sup> En realidad se han promediado las tasas para las distintas cohortes. Véase T. E. Smith, "The Cocos-Keeling Islands: a Demographic Laboratory", en *Population Studies*, vol. 14, n° 2, noviembre 1966, pág. 109.

$$f_{12} = f_1 \quad \text{y} \quad f_{23} = f_2$$

3) Tienen una fecundidad superior a la media. Por ejemplo, supongamos que la fecundidad es un cuarto más alta que la del grupo desde el cual fueron trasladadas las mujeres:

$$f_{12} = 1,25 f_1 \quad f_{23} = 1,25 f_2$$

Quando hablamos de la fecundidad de las mujeres trasladadas, hablamos de la fecundidad *actual*, o promedio de niños nacidos por mujer durante el año anterior. Para cada mujer individual, sólo existe la alternativa de haber tenido un hijo, o no. Una "fecundidad superior a la media de la mujer trasladada" significa que las mujeres que tuvieron un hijo durante el año anterior tienen una mayor probabilidad de ser desplazadas cuando su edad es registrada con error. Si el hecho de haber dado a luz un niño durante los últimos doce meses no tuvo influencia sobre el error en la declaración de la edad, sería lógico suponer que las mujeres trasladadas tuvieron la fecundidad media de su categoría de edad. Si las mujeres con un hijo recién nacido son trasladadas con mayor facilidad que las otras, entonces su fecundidad se hallará por encima de la media; si son trasladadas con menor facilidad, su fecundidad se hallará por debajo de la media del grupo. Otros factores fuera de la fecundidad actual obviamente operan en el traslado; un factor, la paridez, se discutirá más adelante. La fecundidad no opera en el traslado de las mujeres de las categorías de edades 10-14 años y 45 y más, pero el estado civil de las mujeres puede ser entonces importante.

La fecundidad por edades específicas resultantes de nuestras hipótesis aparece en la tabla 4. Esta tabla indica que cualquiera que sea la fecun-

Tabla 4

TASAS DE FECUNDIDAD POR EDADES ESPECÍFICAS DE LA POBLACION ESTABLE Y DE LA POBLACION REGISTRADA CONFORME A TRES HIPOTESIS SOBRE LA FECUNDIDAD DE LAS MUJERES TRASLADADAS

Edad	Estable	"Registrada" según la hipótesis		
		(1) Fecundidad menor	(2) Fecundidad media	(3) Fecundidad superior
15-19	0,165	0,160	0,092	0,057
20-24	0,365	0,302	0,220	0,180
25-29	0,390	0,353	0,373	0,385
30-34	0,320	0,269	0,352	0,391
35-44	0,200	0,161	0,169	0,174

Tabla 5  
 FECUNDIDAD ACUMULADA CON LA FECUNDIDAD POR EDADES  
 ESPECÍFICAS ORIGINAL Y CONFORME A LAS HIPÓTESIS  
 1, 2 Y 3

Edad	Estable	"Registrada" según la hipótesis		
		(1) Fecundidad menor	(2) Fecundidad media	(3) Fecundidad superior
17,5	0,413	0,400	0,230	0,143
22,5	1,713	1,555	1,010	0,735
27,5	3,625	3,193	2,493	2,148
32,5	5,400	4,478	4,305	4,088
40	7,200	6,225	6,030	5,935
45 y más	8,200	7,030	6,875	6,805

dad de las mujeres trasladadas, la fecundidad "registrada" se altera seriamente ante un marcado error en la declaración de la edad.

Se observará que los cálculos precedentes involucran: a) un patrón único de redistribución de las mujeres de 10 años y más entre las diferentes categorías de edades, como se indica en las tablas 2 y 3, y b) tres patrones de redistribución de los hijos a imputarse a las mujeres en categorías de edades diferentes, como lo implican nuestras tres hipótesis. Puesto que el número total de mujeres asignado a las edades de reproducción no cambia de un caso a otro y puesto que el número de niños imputados a estas mujeres permanece igual todo el tiempo, la tasa de fecundidad general es idéntica en los tres ejemplos. (Difiere de la de la población estable sólo en cuanto a que la redistribución en a) cruza los límites de las edades de reproducción.) La distribución por edad de las madres es, no obstante, modificada según nuestras hipótesis. Puede presentarse la fecundidad máxima, no en la categoría de edades 25-29 años, como sucede entre los habitantes de las islas Cocos, sino que más temprano o más tarde. La edad media de la reproducción aparentemente cambia desde los 27,8 años en la población estable hasta los 29,0 años según la hipótesis 1, hasta los 30,1 años según la hipótesis 2, y hasta los 30,7 años según la hipótesis 3. La fecundidad acumulada, incluyendo la fecundidad total, también es marcadamente diferente conforme a las tres hipótesis, como se muestra en la tabla 5. (La fecundidad acumulada  $F$  se obtuvo mediante una simple interpolación lineal:

$$F_{(17,5)} = 2,5f_{(15-19)}$$

$$F_{(22,5)} = 5f_{(15-19)} + 2,5f_{(20-24)}$$

etcétera.)

Hasta aquí, el análisis produce dos resultados:

1) El error en la declaración de la edad afecta la forma de la curva de fecundidad de un modo que depende a la vez del número de mujeres desplazadas de una categoría de edad a la siguiente y de su fecundidad.

2) La fecundidad acumulada, computada según las tasas registradas de fecundidad por edades específicas ante errores en la declaración de la edad, es considerablemente distinta a las cifras originales.

#### EFFECTO DEL ERROR EN LA DECLARACION DE LA EDAD SOBRE LA PARIDEZ REGISTRADA

Con la misma notación anterior, consideraremos ahora el efecto del error en la declaración de la edad sobre la paridez registrada de las mujeres en nuestra población.

Que  $P_1$ ,  $P_2$  y  $P_3$  sean las parideces medias de las categorías de edades consideradas;  $P_{12}$ , la paridez media de las trasladadas desde la categoría 1 a la 2;  $P_{23}$ , la paridez media de las trasladadas desde la categoría 2 a la 3. Entonces la paridez  $P'_2$  "registrada" será:

$$P'_2 = \frac{n_2 P_2 + n_{12} P_{12} - n_{23} P_{23}}{n_2 + n_{12} - n_{23}}$$

Remitimos al lector a la discusión de los casos en que  $f'_2$  sería igual a  $f_2$ , por ser la fórmula para calcular  $P'_2$  esencialmente similar a la usada para computar  $f_2$ . A causa de la forma de la curva de paridez como una función de la edad, en comparación con la curva de fecundidad, es aún menos probable que  $P'_2$  fuera igual a  $P_2$  y que  $f'_2$  fuera igual a  $f_2$ .

Aplicando la fórmula anterior al número de mujeres trasladadas en las tablas 2 y 3, planteamos una serie de hipótesis respecto a la paridez de las mujeres transferidas, paralelas a las que planteamos anteriormente respecto a la fecundidad.

A. La paridez de las mujeres transferidas está por debajo de la media de la categoría de edades. Si  $P_0$  es la paridez de la categoría de edades 0 inmediatamente anterior a la clase 1, tomamos como ejemplo:

$$P_{12} = P_1 - \left( \frac{P_1 - P_0}{2} \right) \quad \text{y} \quad P_{23} = P_2 - \left( \frac{P_2 - P_1}{2} \right)$$

B. Las mujeres transferidas tienen la misma paridez media que la categoría de edades desde la cual fueron transferidas:

$$P_{12} = P_1 \quad \text{y} \quad P_{23} = P_2$$

C. Tienen una paridez superior a la media. Por ejemplo:

$$P_{12} = P_1 + \left( \frac{P_1 - P_0}{4} \right) \text{ y } P_{23} = P_2 + \left( \frac{P_2 - P_1}{4} \right)$$

Las parideces "registradas" resultantes aparecen en la tabla 6.

Tabla 6

PARIDEZ DE LA POBLACION ESTABLE Y DE LA POBLACION REGISTRADA CONFORME A TRES HIPOTESIS RESPECTO A LA PARIDEZ DE LAS MUJERES TRASLADADAS

Edad	Estable	Paridez "registrada" según la hipótesis		
		(A) Paridez menor	(B) Paridez media	(C) Paridez superior
17,5	0,413	0,401	0,230	0,143
22,5	1,738	1,142	0,781	0,600
27,5	3,625	2,343	2,312	2,297
32,5	5,400	4,227	4,596	4,780
40	7,200	7,154	7,291	7,360

EFFECTO DEL ERROR EN LA DECLARACION DE LA EDAD SOBRE LAS RAZONES PARIDEZ "REGISTRADA" / FECUNDIDAD ACUMULADA (P/F)

Ahora podemos combinar las tres hipótesis planteadas sobre la paridez de las mujeres trasladadas con las tres hipótesis planteadas sobre su fecundidad. Esto se realiza en la forma de razones  $P/F$ . Aparecen en la tabla 7.

La tabla 7 muestra que el error en la declaración de la edad normalmente deformará las razones  $P/F$ . No resulta inconcebible que el registro de la edad esté relacionado con la paridez o con la fecundidad actual, o con ambas a la vez. Para los distritos del Congo siempre se encuentra que la razón  $P/F$  a las edades 15-19 es más grande que a las edades 20-24, que a su vez sobrepasa la razón  $P/F$  a las edades 25-29. Esta secuencia puede deberse a un patrón sistemático en el error de la declaración de la edad, quizás relacionado con la paridez o fecundidad. En nuestro modelo, un patrón como el del traslado ascendente de las mujeres de fecundidad media, pero con una paridez inferior a la media, podría producir la secuencia registrada. No obstante no está claro por qué a las mujeres de paridez inferior a la media se les atribuiría una edad superior a la que tienen realmente. Quizá es posible que las mujeres infértiles, cuya edad es más difícil de estimar, sean desplazadas hacia una categoría central de edades. Esto, no obstante, sólo obedece a conjeturas.

Tabla 7

## RAZONES P/F SEGUN UNA COMBINACION DE HIPOTESIS RESPECTO A LA FECUNDIDAD Y PARIDEZ DE LAS MUJERES TRASLADADAS

Combinada con la hipótesis	Edades	Razón P/F según la hipótesis		
		(1) Fecundidad menor	(2) Fecundidad media	(3) Fecundidad superior
(A) Paridez inferior	15-19	1,00	1,74	2,80
	20-24	0,73	1,13	1,55
	25-29	0,73	0,94	1,09
	30-34	0,89	0,98	1,03
	35-44	1,15	1,19	1,21
(B) Paridez media	15-19	0,58	1,00	1,61
	20-24	0,50	0,77	1,06
	25-29	0,72	0,93	1,08
	30-34	0,97	1,07	1,12
	35-44	1,17	1,21	1,23
(C) Paridez superior	15-19	0,36	0,62	1,00
	20-24	0,39	0,59	0,82
	25-29	0,72	0,92	1,07
	30-34	1,01	1,11	1,17
	35-44	1,18	1,22	1,24





METODO DE GENERACIONES PARA PROYECTAR  
LAS TASAS DE MORTALIDAD

WILLIAM BRASS

(En *Population Growth and the Brain Drain*,  
University Press, Edinburgo, 1969, págs. 75-91)



Una de las principales responsabilidades de la demografía aplicada consiste en la previsión del crecimiento de la población y de sus componentes, para que sirva de base a la planificación económica y social. La evaluación de la forma en que se ha realizado esta función casi siempre ha tenido resultados deprimentes y ha dado origen a algunos clásicos de la crítica, por ejemplo, Dorn.(1) Las opiniones acerca de la posible exactitud de las previsiones con el empleo de las técnicas más "modernas" y efectivas han variado con el tiempo y según los distintos demógrafos. En la actualidad pasamos de un período de pesimismo general a uno de optimismo modesto y limitado.(2) Aunque el estímulo proviene de avances reales en la comprensión de los procesos demográficos, la eficacia de éstos para mejorar las proyecciones reales, a mi modo de ver, aún está por probarse.

En cualquier tentativa por profetizar el futuro existen, naturalmente, imponderables siniestros. Puede suceder que la suerte continúe ejerciendo una influencia predominante en el éxito. No obstante, las adivinaciones consistentemente buenas deben estar basadas en un análisis crítico de las tendencias en el pasado. Un elemento importante de un estudio semejante es la búsqueda de medidas significativas, es decir, de los aspectos de las observaciones que reflejan más claramente los patrones y las potencialidades de cambio. El desarrollo de estas medidas de la fecundidad, particularmente a lo largo de la vida reproductiva de generaciones de mujeres en lugar de muestras representativas de la población en períodos, ha constituido el avance más importante para las previsiones demográficas. Para diversas características de estos estudios, véanse Glass y Grebenik,(3) Ryder,(4) y Freedman, Coobs y Bumpass.(5) No obstante, han sido sorprendentemente escasos los intentos de investigar la naturaleza de las tendencias y fluctuaciones de las series de tasas vitales, o de

examinar empíricamente los procedimientos de proyección mediante la aplicación a tales observaciones. Algunos de los resultados de la explosión de investigaciones que se ha producido en relación con los procesos estocásticos, particularmente aquéllos sobre previsiones comerciales e industriales, podrían haber sido aplicados en forma útil a las medidas demográficas. Kpedekpo(6) ha realizado trabajos exploratorios en este campo.

El estudio de la proyección de la mortalidad fue especialmente dejado de lado. Una causa importante, sin duda, ha sido el hecho de que en los países desarrollados, que poseen mayor cantidad de datos y de demógrafos, los cambios en la fecundidad tienen un efecto mayor y más inmediato sobre las tasas de crecimiento que los cambios en la mortalidad. Sin embargo, las tendencias de las tasas de mortalidad por sexo y edad ejercen una influencia importante sobre la estructura de la población. Las previsiones adecuadas son particularmente necesarias para los estudios de los recursos humanos, especialmente en aquellas ocupaciones, como medicina, en que la oferta en gran medida es controlada por las decisiones en planificación.

Los métodos estándares de proyección de tasas de mortalidad por edades ajustando curvas de tendencia de diversas formas a series de observaciones y extrapolando no han logrado particular éxito. Las fluctuaciones de las tasas para un grupo de edades son considerables y erráticas. La tendencia aparentemente varía a lo largo de cualquier período prolongado salvo cuando la proyección se realiza solamente para un intervalo muy breve hacia el futuro, las formas ligeramente distintas de la curva o de las técnicas de ajuste, o ambas, pueden llevar a estimaciones sumamente diferentes. En la práctica, ha sido corriente que las proyecciones se realicen a partir de un análisis de las tendencias pasadas, sobre la base de principios no muy claros, más una evaluación de las probables modificaciones en el futuro. Puede ser que estos métodos den mejores resultados que los procedimientos más sistemáticos, pero esto no parece haber sido probado mediante un análisis empírico. El elemento subjetivo es demasiado grande para llevar a cabo una verificación experimental.

Hace más de treinta años, Kermack, McKendrick y McKinlay(7) propusieron y estudiaron un método de proyección de la mortalidad que, a mi parecer, estaba sólidamente basado en los principios requeridos para un procedimiento efectivo. La mayoría de los textos de estudio sobre técnicas demográficas hacen referencia a la obra de estos autores, pero en general son considerados sólo por su interés histórico. Al parecer, ha habido escaso afán, si es que lo ha habido, por dar un desarrollo más amplio a su aplicación. El presente trabajo es una contribución a este mayor desarrollo.

El método de Kermack, McKendrick y McKinlay (KMM para abreviar) parte de las tasas específicas de mortalidad por sexo y edad de

generaciones sucesivas, es decir, de subpoblaciones de personas nacidas en un mismo período. En la práctica, en general es conveniente que la duración de los períodos sea de cinco o diez años y que los grupos de edades para los cuales se calculan las tasas sean los mismos. Kermack *et al.* sugirieron que la razón entre la tasa específica de mortalidad de una generación y la de la anterior para el grupo sexo-edad correspondiente fuese tomada como una constante. Si se estiman las constantes para una serie de generaciones sucesivas, incompletas, es decir, que no han llegado al término de sus vidas, esta serie de valores puede ser utilizada para proyectar las tasas de mortalidad hacia el futuro. De este modo, en un momento determinado, la comparación de las tasas de mortalidad hasta los 75 años de edad para las generaciones nacidas 80 y 75 años antes, proporciona un valor para la constante pertinente. La multiplicación de la mortalidad conocida de la generación mayor en el grupo de edades 75-79 años, por la constante, proporciona la estimación para la generación más joven. En forma similar, las comparaciones entre las generaciones nacidas 70 y 75 años antes conducen a estimaciones de la tasa de mortalidad en el grupo más joven a los 70-74 y 75-79 años a partir de las medidas conocidas y a partir de las medidas previamente estimadas, respectivamente, para la generación mayor. El proceso se continúa hasta las generaciones nacidas recientemente. Se desprende de esto, naturalmente, que las proyecciones de la mortalidad deben estar relacionadas con personas ya nacidas. Las estimaciones de treinta años a futuro solamente, pueden ser para tasas de mortalidad por sobre esta edad. Para las importantes aplicaciones a los recursos humanos, esta limitación no es seria. Se pueden idear procedimientos consistentes para ampliar las estimaciones a edades menores, pero éstos no serán considerados aquí.

El método KMM depende de dos ideas completamente distintas que serán consideradas por separado. La primera es que se puede establecer una relación simple entre patrones de mortalidad diferentes. En la aplicación que nos concierne, se establece entre las tasas de mortalidad de generaciones, pero esto no es un elemento esencial. La ventaja de un enfoque semejante es que tendencias múltiples son resumidas por un número pequeño de series de medidas. Los índices eficientes de este tipo eliminarán a través de los promedios parte de la fluctuación fortuita en las tasas individuales por edades; si las medidas sumarias tienen su base en la naturaleza fundamental de los procesos subyacentes, es probable que los cambios en el tiempo sean más sistemáticos y manifiestos. La sencillez y consistencia de los procedimientos también presenta una considerable ventaja desde el punto de vista práctico.

Las principales críticas a la técnica KMM han implicado que la relación (o modelo) supuesta no fue enteramente satisfactoria. Kermack, McKendrick y McKinlay reconocieron ellos mismos que no era aplicable

a edades menores de cinco años. Para las proyecciones de una generación a partir de mortalidades conocidas hasta los cinco años o más, la limitación es secundaria. Más importante resulta la debilidad en las edades superiores en que las tasas de mortalidad han disminuido menos, proporcionalmente, que en años anteriores de la vida. (8) En los últimos 10-15 años ha habido un gran avance en las tablas modelo de mortalidad que describen patrones "medios" de mortalidad a distintos niveles, como lo muestra la experiencia de muchas poblaciones. Un examen del más conocido de estos sistemas, publicado por las Naciones Unidas, (9) muestra que la razón entre la tasa de mortalidad de una población de mortalidad elevada y la de una de mortalidad baja a las edades 5-14 años puede ser veinte veces mayor que el valor correspondiente a las edades 70-79 años. Una posibilidad evidente consiste en examinar otras relaciones basadas en tablas modelo de mortalidad. La mayoría de estos sistemas ha sido desarrollada bajo la forma de tabulaciones estándares de medidas más bien que como relaciones matemáticas. Resultarían difíciles de aplicar al actual problema sin cálculos engorrosos. Hace algunos años, propuse un sistema modelo que de hecho es una simple ampliación de la relación KMM, el que será utilizado aquí.

Para comodidad de la presentación, resulta más fácil expresar el método KMM en términos de la tasa instantánea de mortalidad  $\mu x$ , es decir, la tasa instantánea de mortalidad en el momento de la edad  $x$ , más bien que de las tasas para grupos de edades. La relación puede entonces escribirse como  $\mu x^* = c \mu x$ , en que  $*$  distingue un patrón diferente de mortalidad y  $c$  es una constante. Alternativamente, al resolver la ecuación diferencial se obtiene  $\ln(lx^*) = c \ln(lx)$ , en que  $lx$  es la probabilidad de la tabla de mortalidad de sobrevivir desde el nacimiento hasta la edad  $x$  y  $\ln$  representa al logaritmo natural.

No hay razón, *a priori*, para que los cambios en el tiempo de la probabilidad de muerte a cualquier edad se halle en razón constante con la proporción todavía viva, como se supone en la relación KMM. Con el mismo grado de racionalidad, podrían hallarse en razón constante con la proporción que ha muerto, obteniéndose la relación  $\ln(1 - lx^*) = c \ln(1 - lx)$ . Más generalmente, pueden estar afectados por ambas. Un modelo sencillo para incorporar, esto es  $Yx^* = \alpha + \beta Yx$  en que  $Yx$  representa  $\frac{1}{2} \ln \left\{ \frac{(1 - lx)}{lx} \right\}$  y se denomina el logito de  $(1 - lx)$  [obsérvese que el logito  $lx = \text{logito}(1 - lx)$ ]. Las funciones logito se utilizan ampliamente en los estudios de bio-ensayo de las respuestas de animales a drogas. Se puede interpretar la relación anterior en forma análoga, según el concepto de que la muerte es una respuesta a una "dosificación" de tiempo en una escala particular. No obstante, un mejoramiento igual de la resistencia en todas las partes de la escala no lleva a la misma disminución proporcional en las tasas de mortalidad a todas

las edades, a causa de los porcentajes variables de la población en los intervalos de respuesta a la dosificación.

Si se fija  $\beta$  como valor central, uno, la relación resultante tiene una constante única, disponible (parámetro)  $\alpha$ . Para una  $Y_x$  determinada, a medida que  $\alpha$  varía,  $Y_x^*$  describe una serie de patrones con niveles distintos de mortalidad. Para todos éstos, no obstante, las diferencias respecto a  $Y_x$  en las tasas específicas de mortalidad son mayores en las edades más tempranas y disminuyen constantemente en las edades posteriores, en contraste con la relación KMM y de acuerdo con la experiencia. Variando el segundo parámetro,  $\beta$ , la "pendiente" de cambio en las tasas de mortalidad según la edad puede alterarse e introducirse una mayor flexibilidad en el patrón. Diversas versiones de este modelo han sido publicadas en otras partes.(10) (11) Ha sido aplicado ampliamente en estudios de la demografía de las áreas subdesarrolladas, particularmente de África.

Las relaciones modelo pueden proporcionar parámetros sumarios, ya sea para observaciones de generaciones o de períodos, que luego pueden utilizarse para estimar tendencias. La segunda idea que sirve de base para el método KMM es que la mortalidad de una generación, a edades posteriores, en cierto sentido está más íntimamente relacionada con la experimentada en los primeros años que con el nivel general de las tasas de mortalidad de un período en particular. Esto ha sido expresado en el sentido de que "cada generación lleva consigo su propia mortalidad". La evidencia recopilada en el estudio de la mortalidad por enfermedades específicas(12) sugiere de modo convincente que la tasa de mortalidad de un grupo de edades puede a veces interpretarse mejor conociendo la incidencia anterior para la generación. Queda igualmente en claro que algunas epidemias afectan las tasas, en un momento dado, de todo o de la mayor parte del rango de edades. En ninguno de estos casos, no obstante, el efecto resulta sencillo. Por ejemplo, una tasa de mortalidad particularmente elevada por una enfermedad a una edad determinada puede ser seguida por una incidencia relativamente menor en la misma generación en años posteriores, porque el número de personas de alto riesgo ha disminuido. La tentativa de examinar directamente el problema mediante el análisis de las tasas observadas se hace difícil por estas complicaciones, y también por las relaciones recíprocas entre las generaciones y el tiempo. En la mayoría de las poblaciones, la mortalidad ha estado bajando durante el período para el cual se pueden obtener datos suficientes. Si la hipótesis de la generación es verdadera, una tendencia descendente a edades tempranas implica una disminución en años posteriores y, por lo tanto, también en tiempos posteriores; igualmente una caída general con el período ocurriría a todas las edades. Como resultado, la fuerza relativa de las influencias de la generación y del período deben

buscarse en efectos de segundo orden que son dominados por fluctuaciones aleatorias.

En un sentido, la mejor respuesta es que "una generación lleva consigo su propia mortalidad" en la medida en que la proyección de una generación brinda mejores resultados que los métodos de períodos. Se dará más adelante cierta evidencia de que la relación modelo utilizada aquí puede constituir una mejor representación de los datos de una generación que de un período, pero no se le puede atribuir un gran peso a ésta. A modo de perfeccionamiento del método KMM, en el presente trabajo los procedimientos son aplicados a datos de una generación. Probablemente podrían obtenerse mejores resultados teniendo en cuenta, o ajustando, los efectos tanto de la generación como del período, pero no ha sido desarrollado ningún método satisfactorio para hacer esto.

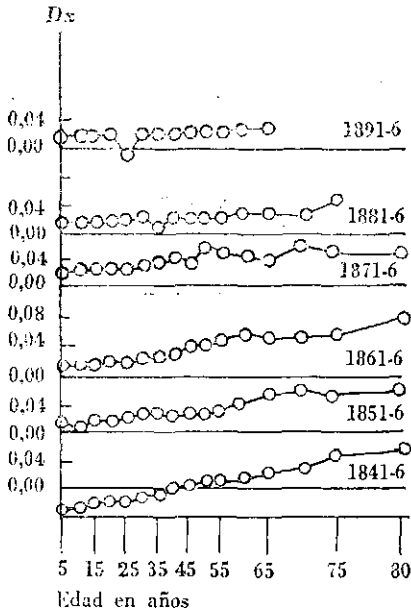
La aplicación de la relación logito para proyectar la mortalidad de una generación será examinada e ilustrada en dos series de tablas de mortalidad. Estas son para Inglaterra y Gales (mujeres) por intervalos quinquenales de nacimientos de generaciones a partir de 1841, y para Suecia (hombres) por intervalos de diez años a partir de 1775. No se muestran los resultados para los sexos. Estos son similares a los de Inglaterra y Gales (hombres), aunque con ciertas complicaciones causadas por muertes por guerras que no serán consideradas. Las tablas para Inglaterra y Gales han sido tomadas de Case, Coghill, Harley y Pearson, (13) pero fueron ampliadas en cinco años adicionales hacia el futuro mediante la aplicación de datos de mortalidad de los Informes Anuales y Trimestrales para 1961-1965 del *Registrar General*. La mortalidad de una generación para Suecia fue calculada especialmente para este estudio a partir de tasas de mortalidad en grupos decenales de edades (5 años a los 0-4 y 75-79 años) a lo largo de períodos de diez años. Sólo se aplicaron los métodos más simples de cálculo y, por lo tanto, los resultados son aproximados. No obstante, son lo suficientemente exactos para su finalidad. A causa de que las tablas de mortalidad de generaciones se construyen a partir de tasas para grupos de edades durante períodos, siempre existe una leve indefinición acerca de las fechas de los nacimientos cuya experiencia representan. Así, en las tablas de Inglaterra y Gales, la tasa de mortalidad de los niños de edad 0-4 años durante el período 1931-1935 es la medida inicial para una generación. Algunos de los incluidos han nacido en fecha tan temprana como el comienzo de 1926 y otros en fecha tan tardía como fines de 1936. Es usual especificar una tabla de generaciones semejante de acuerdo a la mitad del año alrededor del cual se aglomeró el grueso de los nacimientos, en este caso 1931. Aquí se adopta este convencionalismo.

La relación modelo supuesta entre los patrones de mortalidad de generaciones sucesivas puede escribirse como  $Dx = Yx^* - Yx = \alpha +$

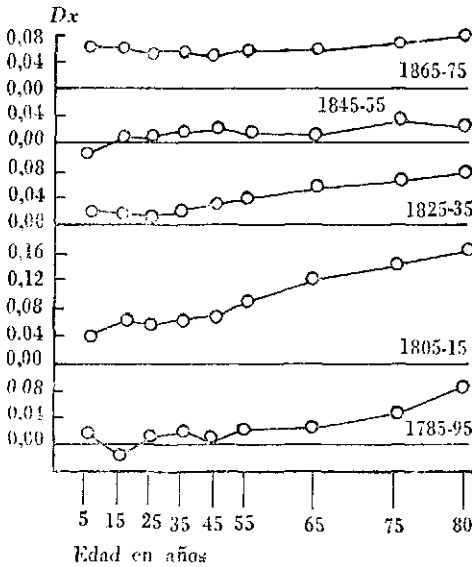
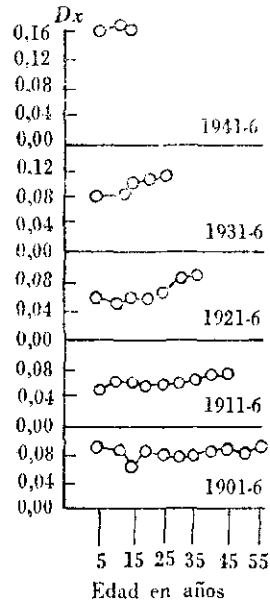


Gráfico 1

DIFERENCIAS LOGITO EN LA MORTALIDAD DE GENERACIONES



a) Inglaterra y Gales, mujeres



b) Suecia, hombres

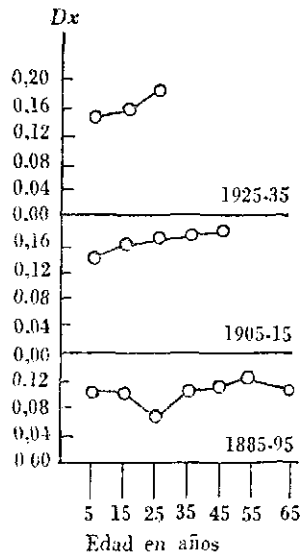
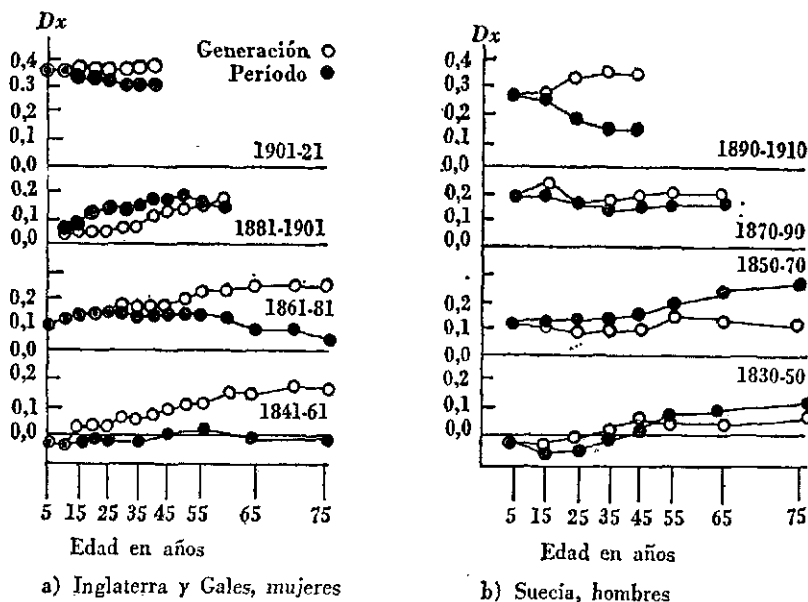


Gráfico 2  
DIFERENCIAS LOGITO EN LA MORTALIDAD DE GENERACIONES  
Y DE PERIODOS



+  $(\beta - 1) Y_x$ , es decir,  $Dx$  es la diferencia logito. Para el modelo de parámetro único con  $\beta$  igual a uno, la relación se reduce a  $Dx = \alpha$ . En la aplicación y representación resulta a menudo conveniente trabajar con las  $Dx$  en lugar de las  $Y_x$ . En el gráfico 1 se trazan las  $Dx$  para ambas series de tablas de mortalidad. A fin de reducir el tamaño de la ilustración solamente se muestra un intervalo generacional de cada dos. A causa de que el modelo es lineal en los logitos, las relaciones se mantienen (aunque con valores diferentes de  $\alpha$  y  $\beta$ ) si las  $Dx$  son trazadas en comparación con los valores  $Y_x$  para cualquiera de las series de generaciones. Para evitar un cambio de escala para cada serie de puntos, por lo tanto, las medidas  $Y_x$  para las generaciones de 1876 y 1875 han sido utilizadas de comienzo a fin para Inglaterra y Gales, y Suecia, respectivamente.

Puesto que las  $Dx$  son diferencias entre cantidades mayores, resultan particularmente sensibles a las fluctuaciones aleatorias y existen puntos erráticos en los gráficos. En los datos de Inglaterra y Gales los efectos de la guerra de 1914-1918 en las edades dentro del rango 15-40 años son particularmente notorios. Como una descripción general de la variación en las  $Dx$  según la edad, una relación lineal en los logitos no parece irracional. En alguno de los gráficos existe la tendencia a que la pendiente ascendente a lo largo de los años intermedios adultos tome la posición horizontal a las edades mayores, 65 años y más, particularmente para Inglaterra y Gales entre las generaciones de 1851 y 1871. Naturalmente, podría obtenerse una mejor representación introduciendo un tercer parámetro en el modelo, pero en la mayoría de los casos sería muy cercano a cero y no se podría lograr una estimación satisfactoria. Es evidente que el modelo de parámetro único con  $\beta$  igual a uno por lo general no resulta adecuado, aunque algunas de las series de puntos para las generaciones más recientes podrían ser graduadas en forma satisfactoria mediante una constante.

En el gráfico 2 se presentan comparaciones de los valores  $Dx$  para patrones de mortalidad de generaciones y para los períodos correspondientes, es decir, los que se basan en la misma tasa de mortalidad en el grupo de edades más jóvenes. A fin de mostrar más claramente los efectos, los intervalos generacionales han sido ampliados. Como resultado, se pone un mayor énfasis en aquellas divergencias con respecto a la linealidad causadas por efectos que son consistentes a través del tiempo mientras que los transitorios son reducidos. Las divergencias con respecto a la linealidad son, por lo general, algo mayores para los patrones de mortalidad de un período que para los valores de una generación. Parece que la proyección de la mortalidad puede ser más exacta cuando se basa en observaciones de una generación pero, como se señalara anteriormente, el asunto es complicado y la evidencia escasa.

El método KMM basado en la razón proporcional de las tasas de mortalidad ya ha sido descrito. El procedimiento con el modelo logito es semejante. La técnica es especialmente sencilla con el parámetro único. Como se supone que entonces  $Dx$  es constante, se considera que su valor a la mayor edad observada, común a las dos generaciones incompletas sucesivas, rige para las edades posteriores. Puesto que las medidas  $lx$  y los logitos derivados acumulan probabilidades de muerte hasta la edad  $x$ , no hay necesidad de utilizar valores de  $Dx$  que no sean los de la última edad para la estimación. La serie completa de diferencias estimadas y, por lo tanto, de logitos, puede luego estructurarse a partir de la tabla completa más reciente (en el presente trabajo 80 años es la edad más alta incluida). Se obtienen las  $lx$  de las tablas de mortalidad de generaciones a partir de los logitos derivados. Si fuese necesario,

pueden calcularse las probabilidades de muerte y las tasas de mortalidad en grupos de edades a partir de las  $l_x$  y reordenarse como medidas de períodos.

Si  $z$  es la última edad para la cual existen las medidas  $l_z$  correspondientes en dos tablas de generaciones incompletas sucesivas, la relación logito puede escribirse  $Y_x^* - Y_z^* = \beta (Y_x - Y_z)$ . La sustitución de una  $\beta$  estimada permite que se deriven mediciones  $Y_x^*$  para una generación más joven a partir de las ya encontradas para una mayor. El procedimiento, entonces, continúa como en el caso del parámetro único. Podrían adoptarse diversos métodos para la estimación de  $\beta$ . Si la relación modelo fuese exacta, el método más obvio sería a partir de la ecuación  $\beta = (Y_b^* - Y_a^*) / (Y_b - Y_a)$  siendo  $a$  y  $b$  escogidas como las edades más bajas y más altas para las cuales se conocían medidas. En la práctica,  $a$  sería 5 años y  $b$  la edad más alta alcanzada por la generación incompleta más joven. Si no se confía tanto en que el modelo sea adecuado a lo largo de todo el rango, se tomaría a  $a$  como no mucho más baja que  $b$ , basándose en el planteamiento de que la tendencia cerca del límite superior constituirá una mejor previsión de lo que sucederá más allá de este límite. En otras palabras, el patrón de cambio a las edades 5 a 15 podría tener poco que ver con las tendencias a las edades 70-80. Por otra parte, mientras más breve es el intervalo entre  $b$  y  $a$ , mayor será el efecto de las fluctuaciones aleatorias. En los cálculos hechos aquí se tomó a  $a$  como quince años por debajo de  $b$  para Inglaterra y Gales, y veinte años por debajo de esto para Suecia (para la cual sólo se obtuvieron las medidas a intervalos decenales). Para la generación más joven, en que  $b$  se hallaba 15 años o más por debajo,  $\beta$  no fue estimada en forma directa a partir de las observaciones correspondientes. En lugar de ello, fue tomada como el promedio de las tres últimas  $\beta$ , que habían sido estimadas como se dijo anteriormente. Las indicaciones de los datos eran que, con intervalos de edades muy breves, el efecto de la fluctuación aleatoria sobre la  $\beta$  estimada podría ser tan grande que resultaba más seguro suponer una continuación de las tendencias de las generaciones anteriores. Estas reglas son, naturalmente, arbitrarias, pero el análisis de las observaciones sugiere que se requiere algo semejante para dar los resultados más satisfactorios.

Los problemas para estimar  $\beta$  que se discuten en el párrafo anterior ocurren de un modo más general cuando se considera el procedimiento global para determinar una tendencia para su proyección (o extrapolación). El modelo de parámetro único con  $\beta = 1$ , en el caso de muchas de las generaciones, no es una buena descripción de la relación de los patrones de mortalidad. Por otra parte, la estimación del parámetro único es "robusta", es decir, más estable, cuando está sometida a fluctuaciones erráticas en las medidas. El modelo de dos parámetros constituye una

mejor representación, pero las  $\beta$  estimadas pueden ser muy inexactas. Los efectos de un error en  $\beta$  son grandes cuando la proyección es para muchos años hacia el futuro para una generación que todavía es joven. Existe evidencia (basada en los patrones de mortalidad de los países con un amplio rango de tasas de mortalidad) de que *como término medio*  $\beta$  no varía mucho respecto a la unidad a lo largo de un período lo suficientemente prolongado. En una situación semejante, la introducción del parámetro adicional puede que no dé una extrapolación más exacta. Se producen problemas análogos en la previsión industrial y comercial a partir de series cronológicas. Trabajos recientes, (14) (15) han demostrado que un enfoque que ha tenido éxito consiste en hacer un acomodo entre las necesidades de estabilidad y de sensibilidad utilizando promedios ponderados apropiados de las estimaciones contrastantes. En el actual contexto, esto significa tomar un nivel de  $\beta$  en algún lugar entre el valor estimado y uno.

Se han realizado proyecciones de cuatro maneras:

1. Método A: con el modelo logito de parámetro único.
2. Método B: con el modelo logito de dos parámetros y  $\beta$  estimada a partir de las observaciones según se describen.
3. Método C: con el modelo logito de dos parámetros y  $\beta$  tomada a medio camino entre la unidad y el valor usado en el método B.
4. Método KMM: con la relación proporcional; las razones constantes fueron calculadas a partir de mortalidades a los 5 años hasta la edad más anciana para las dos generaciones que se comparan.

No se pretende que estos procedimientos sean los mejores entre los sistemas considerados. En C la ponderación igual de la unidad y de las  $\beta$  estimadas es el enfoque más sencillo. Podrían idearse estimaciones preferibles de la constante de proporcionalidad para el método KMM. La determinación de las "mejores" reglas exigiría cálculos extensos en largas series de tablas de mortalidad para muchas poblaciones.

Las mortalidades proyectadas para Inglaterra y Gales (mujeres) basadas en los datos hasta 1926 y 1936 se presentan en los cuadros 1 y 2, respectivamente. Las primeras proyecciones son para 20, 30 y 40 años hacia el futuro (es decir, para los períodos quinquenales anteriores al comienzo de 1946, 1956 y 1966) y las segundas para 20 y 30 años. En el cuadro 3 se presentan resultados similares para hombres de Suecia, sobre la base 1930 y para 20 y 30 años hacia el futuro (los períodos 1940-1949 y 1950-1959 inclusive). La aparente anomalía de que las estimaciones suecas comiencen a una edad cinco años más abajo que el período de proyección, se produce porque el primer período de edades de 0-4 es un intervalo quinquenal y no decenal. En la práctica, habría sido algo más tarde que 1930 antes de que se hiciese la proyección para

la generación más joven. Las mortalidades proyectadas han sido expresadas bajo la forma de probabilidades de muerte en grupos de edades en períodos, y las tablas correspondientes estiman los supervivientes a las edades dadas a partir de 10 000 personas iniciales. Se los compara con los valores observados, y las tasas actuales en el período inmediatamente anterior al año base también se presentan para su comparación.

Una medida cuantitativa de la exactitud relativa de las proyecciones solamente podía hacerse sobre la base de alguna forma de ponderación de los errores en las distintas edades. Puesto que las ponderaciones más apropiadas dependerían de la finalidad específica, resulta dudoso que el resultado tenga mucha significación. En general, sin embargo, las comparaciones muestran que el método modificado C de dos parámetros presenta méritos considerables. Esto se evidencia con particular claridad en las razones de supervivencia. A causa de que éstas son medidas acumulativas, reflejan una concordancia "promedio" en un rango de edades más bien que en las características específicas de un intervalo restringido. Para las aplicaciones de las previsiones, el primer tipo de concordancia por lo general es el más importante. Las características de las proyecciones KMM son las que cabía esperar a la luz de las críticas planteadas anteriormente. Los resultados en las edades más jóvenes son en general buenos, pero las probabilidades de muerte estimadas en años posteriores de la vida son demasiado bajas, y la supervivencia demasiado alta. Para Succia, las estimaciones A de parámetro único son satisfactorias, pero para Inglaterra y Gales exageran la mortalidad a causa de las desviaciones sistemáticas de  $Dx$  con respecto a la constante. El rendimiento de la proyección B de dos parámetros es más variable, aunque existe la tendencia a que las tasas en las edades mayores sean subestimadas. La concordancia errática de las estimaciones con las observaciones en grupos de edades particulares resulta inevitable a causa de las fluctuaciones e inconsistencias en los cambios de la mortalidad. La validez del método modificado C de dos parámetros radica en que aprovecha los signos de las tendencias en el nivel y patrón de la mortalidad. Las proyecciones resultantes guardan una excelente concordancia con las observaciones en algunos ejemplos, y en ningún caso muestran una divergencia extrema. Hay pocos indicios de que exista un patrón sistemático en las diferencias. Se requiere de un estudio adicional para refinar las técnicas y para establecer el rango de su aplicabilidad.

Cuadro 1 A  
COMPARACION ENTRE LA MORTALIDAD PROYECTADA  
Y LA OBSERVADA, INGLATERRA Y GALES, MUJERES:  
1926 BASE, 20 AÑOS HACIA ADELANTE

Grupos de edades en años	Contem- poránea	Observada	KMM	Proyecciones		
				A	B	C
Probabilidades de muerte en el grupo de edades						
20-24	0,0154	0,0103	0,0063	0,0083	0,0091	0,0087
25-29	0,0169	0,0110	0,0087	0,0113	0,0127	0,0120
30-34	0,0186	0,0116	0,0142	0,0136	0,0144	0,0140
35-39	0,0226	0,0142	0,0177	0,0183	0,0188	0,0185
40-44	0,0272	0,0183	0,0210	0,0237	0,0245	0,0231
45-49	0,0365	0,0263	0,0291	0,0322	0,0269	0,0303
50-54	0,0505	0,0375	0,0356	0,0432	0,0385	0,0409
55-59	0,0733	0,0539	0,0495	0,0603	0,0496	0,0547
60-64	0,1090	0,0825	0,0713	0,0896	0,0705	0,0798
65-69	0,1665	0,1320	0,1133	0,1423	0,1110	0,1267
70-74	0,2550	0,2103	0,1796	0,2287	0,1806	0,2041
75-79	0,3823	0,3251	0,2926	0,3607	0,3063	0,3334
Supervivientes hasta una edad determinada a partir de una población de 10 000 personas de 20 años de edad						
Edad en años	10 000	10 000	10 000	10 000	10 000	10 000
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 ENTRE LA MORTALIDAD PROYECTADA  
 Y LA OBSERVADA, INGLATERRA Y GALES, MUJERES:  
 1926 BASE, 30 AÑOS HACIA ADELANTE

Grupos de edades en años	Contemporánea	Observada	KMM	Proyecciones		
				A	B	C
Probabilidades de muerte en el grupo de edades						
30-34	0,0186	0,0061	0,0068	0,0093	0,0101	0,0098
35-39	0,0226	0,0083	0,0105	0,0148	0,0159	0,0154
40-44	0,0272	0,0124	0,0182	0,0192	0,0216	0,0197
45-49	0,0365	0,0193	0,0251	0,0267	0,0249	0,0266
50-54	0,0505	0,0295	0,0310	0,0398	0,0345	0,0372
55-59	0,0733	0,0449	0,0441	0,0587	0,0448	0,0512
60-64	0,1090	0,0719	0,0645	0,0866	0,0668	0,0762
65-69	0,1665	0,1183	0,0947	0,1338	0,0971	0,1144
70-74	0,2550	0,1948	0,1467	0,2140	0,1493	0,1798
75-79	0,3823	0,3154	0,2430	0,3460	0,2507	0,2964
Edad en años      Supervivientes hasta una edad determinada a partir de una población de 10 000 personas de 30 años de edad						
30	10 000	10 000	10 000	10 900	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	4 766	3 425	4 604	4 014



Cuadro 1 C

COMPARACION ENTRE LA MORTALIDAD PROYECTADA  
Y LA OBSERVADA, INGLATERRA Y GALES, MUJERES:  
1926 BASE, 40 AÑOS HACIA ADELANTE

Grupos de edades en años	Contemporánea	Observada	KMM	Proyecciones		
				A	B	C
Probabilidades de muerte en el grupo de edades						
40-44	0,0272	0,0108	0,0084	0,0133	0,0156	0,0139
45-49	0,0365	0,0172	0,0148	0,0222	0,0214	0,0225
50-54	0,0505	0,0261	0,0270	0,0327	0,0311	0,0321
55-59	0,0733	0,0398	0,0383	0,0495	0,0424	0,0460
60-64	0,1090	0,0647	0,0562	0,0805	0,0602	0,0699
65-69	0,1665	0,1054	0,0851	0,1309	0,0875	0,1075
70-74	0,2550	0,1768	0,1333	0,2090	0,1423	0,1735
75-79	0,3823	0,2837	0,2058	0,3339	0,2243	0,2761
Supervivientes hasta una edad determinada a partir de una población de 10 000 personas de 40 años de edad						
Edad en años						
40	10 000	10 000	10 000	10 000	10 000	10 000
45	9 727	9 892	9 916	9 867	9 814	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 ENTRE LA MORTALIDAD PROYECTADA  
Y LA OBSERVADA, INGLATERRA Y GALES, MUJERES:  
1936 BASE, 20 AÑOS HACIA ADELANTE

Grupos de edades en años	Contem- poránea	Observada	KMM	Proyecciones		
				A	B	C
Probabilidades de muerte en el grupo de edades						
20-24	0,0137	0,0035	0,0075	0,0072	0,0045	0,0057
25-29	0,0148	0,0047	0,0093	0,0084	0,0054	0,0068
30-34	0,0159	0,0061	0,0101	0,0091	0,0063	0,0075
35-39	0,0193	0,0083	0,0124	0,0132	0,0089	0,0109
40-44	0,0237	0,0124	0,0179	0,0175	0,0114	0,0142
45-49	0,0328	0,0193	0,0252	0,0262	0,0149	0,0200
50-54	0,0458	0,0295	0,0355	0,0401	0,0212	0,0296
55-59	0,0659	0,0449	0,0493	0,0580	0,0326	0,0440
60-64	0,1004	0,0719	0,0751	0,0873	0,0590	0,0721
65-69	0,1552	0,1183	0,1125	0,1332	0,1067	0,1197
70-74	0,2456	0,1948	0,1779	0,2163	0,1915	0,2038
75-79	0,3709	0,3154	0,2900	0,3454	0,3180	0,3320
Supervivientes hasta una edad determinada a partir de una población de 10 000 personas de 20 años de edad						
Edad en años	10 000	10 000	10 000	10 000	10 000	10 000
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 ENTRE LA MORTALIDAD PROYECTADA  
Y LA OBSERVADA, INGLATERRA Y GALES, MUJERES:  
1936 BASE, 30 AÑOS HACIA ADELANTE

Grupos de edades en años	Contemporánea	Observada	KMM	Proyecciones		
				A	B	C
Probabilidades de muerte en el grupo de edades						
30-34	0,0159	0,0042	0,0078	0,0070	0,0037	0,0051
35-39	0,0193	0,0067	0,0106	0,0093	0,0050	0,0068
40-44	0,0237	0,0108	0,0129	0,0125	0,0060	0,0088
45-49	0,0328	0,0172	0,0184	0,0219	0,0095	0,0144
50-54	0,0458	0,0261	0,0311	0,0333	0,0152	0,0228
55-59	0,0659	0,0398	0,0430	0,0492	0,0228	0,0340
60-64	0,1004	0,0647	0,0658	0,0810	0,0374	0,0554
65-69	0,1552	0,1054	0,0988	0,1293	0,0636	0,0919
70-74	0,2456	0,1768	0,1594	0,2105	0,1316	0,1677
75-79	0,3709	0,2837	0,2523	0,3330	0,2613	0,2967
Edad en años	Supervivientes hasta una edad determinada a partir de una población de 10 000 personas de 30 años de edad					
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 ENTRE LA MORTALIDAD PROYECTADA  
Y LA OBSERVADA, SUECIA, HOMBRES: 1930 BASE,  
20 AÑOS HACIA ADELANTE

Grupos de edades en años	Contem- poránea	Observada	KMM	Proyecciones		
				A	B	C
Probabilidades de muerte en el grupo de edades						
15-24	0,0394	0,0206	0,0181	0,0234	0,0212	0,0223
25-34	0,0439	0,0225	0,0191	0,0268	0,0227	0,0249
35-44	0,0522	0,0308	0,0309	0,0360	0,0323	0,0339
45-54	0,0844	0,0650	0,0647	0,0673	0,0722	0,0698
55-64	0,1677	0,1479	0,1449	0,1467	0,1495	0,1484
65-74	0,3556	0,3354	0,3096	0,3312	0,2973	0,3143
75-79	0,3649	0,3560	0,3123	0,3525	0,3217	0,3318
Supervivientes hasta una edad determinada a partir de una población de 10 000 personas de 15 años de edad						
Edad en 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 ENTRE LA MORTALIDAD PROYECTADA  
Y LA OBSERVADA, SUECIA, HOMBRES: 1930 BASE,  
30 AÑOS HACIA ADELANTE

Grupo de edades en años	Contem- poránea	Observada	KMM	Proyecciones		
				A	B	C
Probabilidades de muerte en el grupo de edades						
25-34	0,0439	0,0135	0,0145	0,0209	0,0167	0,0187
35-44	0,0522	0,0222	0,0189	0,0281	0,0236	0,0257
45-54	0,0844	0,0532	0,0464	0,0543	0,0514	0,0530
55-64	0,1677	0,1374	0,1214	0,1307	0,1348	0,1328
65-74	0,3556	0,3258	0,2878	0,3142	0,3015	0,3081
75-79	0,3649	0,3401	0,2925	0,3442	0,2977	0,3205
Supervivientes hasta una edad determinada a partir de una población de 10 000 personas de 25 años de edad						
Edad en años	10 000	10 000	10 000	10 000	10 000	10 000
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

## BIBLIOGRAFIA

1. Dorn, H. F., "Pitfalls in Population Forecasts and Projections", en *Journal of the American Statistical Association*, 45, 1950, 311.
2. Taeuber, I. B., *Future Population Trends*, Documento informativo presentado a la Conferencia Mundial de Población de Naciones Unidas, Belgrado, 1965.
3. Glass, D. V. y Grebenik, E., "The Trend and Pattern of Fertility in Great Britain: A Report on the Family Census of 1946", en *Papers of the Royal Commission on Population*. Vol. 6, HMSO, Londres, 1954.
4. Ryder, N. B., "The Process of Demographic Translation", en *Demography*, 1, 1964, 74.
5. Freedman, R. C., Coombs, L. C. y Bumpass, L., "Stability and Change in Expectations about Family Size: a Longitudinal Study", en *Demography*, 2, 1965, 250.
6. Kpedekpo, G. M. K., *Ph D. tesis*, Aberdeen University, 1966.
7. Kermack, W. O., McKendrick, A. G. y McKinlay, P. L., "Death Rates in Great Britain and Sweden", en *Lancet*, 1934, 698.
8. Véanse, por ejemplo, los comentarios en United Kingdom, "Royal Commission on Population", *Papers 11. Reports and Selected Papers of the Statistics Committee*, HMSO, Londres, 1950, p. 71.
9. Naciones Unidas, *Age and Sex Patterns of Mortality: Model Life Tables for Underdeveloped Countries*, Nueva York, 1955.
10. Brass, W., "Uses of Census or Survey Data for the Estimation of Vital Rates", en *United Nations Economic Commission for Africa, Seminar in Vital Statistics*, Addis Abeba, 1964.
11. Coale, A. J. (ed.), *The Demography of Tropical Africa*, Princeton University Press, Princeton, 1967.
12. Por ejemplo, Case, R. A. M., "Cohort Analysis of Cancer Mortality in England and Wales, 1911-54, by Site and Sex", en *British Journal of Preventive and Social Medicine*, 10, 1956, 172.
13. Case, R. A. M., Coghill, C., Harley, J. L. y Pearson, J. T., *Serial Abridged Life Tables: England and Wales 1841*, The Chester Beatty Research Institute, Londres, 1962.
14. Brown, R. G., *Statistical Forecasting for Inventory Control*, McGraw-Hill, Nueva York, 1959.
15. Coutie, G. A., Davies, O. L., Hossel, C. H., Millar, D. W. G. P. y Morrell, A. J. H. "Short-Term Forecasting", en: *ICI Mathematical and Statistical Techniques for Industry*, Monografía N° 2, Oliver and Boyd, Edimburgo, 1964.

## DISCIPLINA DE LOS DATOS DEMOGRAFICOS

WILLIAM BRASS

(En *International Population Conference*, Londres, 1969, volumen I,  
UIECP, págs. 183-203).





## INTRODUCCION

En los últimos diez a quince años ha habido grandes avances en las técnicas para extraer mediciones significativas de datos demográficos limitados y defectuosos. La mayoría de estos avances ha dependido de la construcción de modelos (o distribuciones de referencias) de los procesos demográficos, pero también han sido importantes otros conceptos tales como el de las verificaciones internas y el de la solidez de las relaciones. Estos avances en la metodología han ido acompañados por un mayor conocimiento y una comprensión más profunda de la "forma" de las mediciones demográficas, por ejemplo, de la composición por edades, del patrón de mortalidad, y de cómo éstos cambian con el tiempo. Las técnicas pueden volverse anticuadas a medida que mejora la exactitud de las estadísticas, pero la comprensión puede llevar a un progreso adicional.

En vista de estas observaciones, parece paradójico que los resultados de la aplicación de los métodos más recientes de análisis a los materiales de una población particular sean a menudo desalentadores. Al parecer, tres serían las razones principales de esto. En primer lugar, es posible que los tipos de datos recogidos (o a menudo todos los que se tabulan) no sean completamente apropiados para aplicar los métodos. A medida que se difunda la comprensión de lo que se puede lograr con los procedimientos, esta desventaja se hará menos común. Segundo, el tema está sufriendo las consecuencias de su propio éxito. Ahora que ha quedado demostrado todo lo que puede hacerse con datos poco promisorios, todavía se espera más. De sistemas primitivos de registro se exigen mediciones que puedan ser utilizadas para una planificación sofisticada. Pero los datos están mejorando tanto en alcance como en exactitud, lo cual, cosa extraña, lleva a la tercera razón de insatisfacción. Las técnicas necesariamente rígidas para imponer orden en una información muy restringida y dudosa resultan demasiado inflexibles cuando los materiales son mejores. Se puede avanzar más hacia una medición exacta sólo mediante

análisis que tomen en cuenta, en un grado mayor, las peculiaridades de las poblaciones individuales en lugar de amoldar éstas a los "promedios" de los modelos.

Diversas versiones han sido publicadas tanto de los principios como de la aplicación de los nuevos métodos para derivar medidas a partir de datos insatisfactorios. Aunque ninguna es exhaustiva, y todavía no se han descrito cabalmente algunos avances recientes, un nuevo trabajo de revisión tendría que repetir mucho de lo que ya se ha dicho antes. Están comenzando a hacer su aparición estudios en los cuales se han hecho análisis más flexibles, pero con una sólida base, de mejores registros. No obstante, la experiencia sobre los problemas y sobre la efectividad de las soluciones intentadas es aún pequeña y sería prematuro intentar una evaluación. En lugar de ello, he escrito un trabajo que explora algunos de los enfoques que aparecen como productivos en el manejo de datos que son mejores, pero que todavía resultan sospechosos. Las conclusiones acerca de su valor general deben ser tentativas, y, de hecho, la naturaleza de los objetivos es tal que siempre tendrá que haber ciertas reservas respecto a la formalización de las técnicas. En sí mismas las idiosincrasias de las observaciones para la población en particular deben guiar los métodos adoptados.

El trabajo se presenta en tres secciones. En la primera, se explican e ilustran algunos de los procedimientos generales que han resultado de utilidad en la práctica. Las otras dos secciones tratan cada una de un área particular de aplicación en la cual existe la necesidad de introducir mejores técnicas.

### I. METODOS GENERALES

Cuando los datos son realmente malos, la dependencia respecto a modelos sencillos es muy fuerte. Lo mejor que cabe esperar es que a partir de las observaciones, unas pocas cantidades puedan determinarse con la suficiente aproximación para especificar una gama probable de posibilidades. Lo justo sería decir que comenzamos con los modelos y hacemos concordar la información con los patrones establecidos. La organización de datos más satisfactorios se hace de la mejor forma en el sentido opuesto: se comienza con las características de las observaciones. Se procede entonces a detectar y a ajustar los errores desde los supuestos más débiles posibles sobre la relación subyacente. Estos supuestos, por lo general, dependen de ideas de suavidad y de orden más bien que de ecuaciones funcionales rígidas. Las desviaciones se rechazan por espurias porque quedan fuera del patrón o tendencia generales y no por el hecho de no ajustarse a diseños prefijados. Por lo tanto, la "disciplina" de las observaciones depende en gran medida del desarrollo de formas convenientes de examinarlas.

Los problemas de corregir tales datos son comunes a muchos campos de estudio. En años recientes, ha habido un resurgimiento del interés por el tema, estimulado por las inmensas cantidades de cifras que en forma múltiple lanzan las computadoras electrónicas. El ordenamiento de éstas y la utilización de los grandes recursos que presentan las máquinas para contribuir a la operación constituyen tareas substanciales. Cualquiera que sea el origen de los registros, los principios de "disciplina" son casi los mismos, y el término mismo lo he tomado de un trabajo sobre datos médicos de Healy (1968). La demografía, no obstante, difiere de la mayoría de los otros estudios en el enorme volumen, detalle y exactitud de sus materiales cuantitativos. Como consecuencia de ello, puede hacer menos uso de las estructuras matemáticas simples (distribuciones normales, etc.) en que se supone que las desviaciones son elementos aleatorios. Los modelos (es decir, las distribuciones de referencia) a menudo tienen que ser contruidos empíricamente.

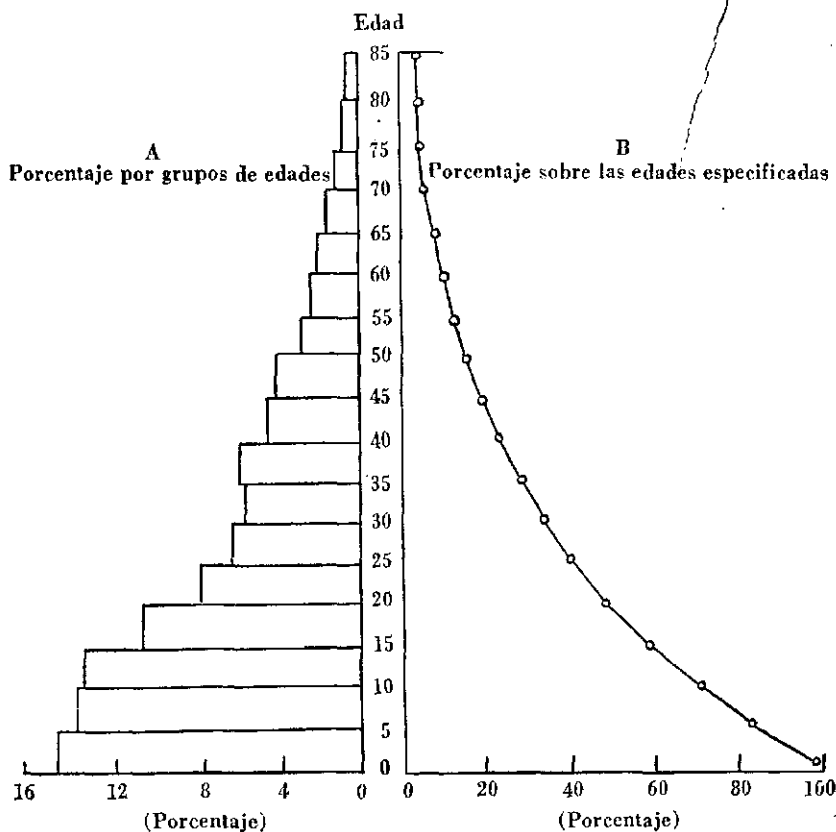
A continuación se discuten cuatro dispositivos que he hallado de particular valor para disciplinar los datos demográficos, con ilustraciones provenientes de la corrección de la composición por edades, uno de los problemas centrales de los estudios de población. Los dispositivos son:

- a) Acumulación.
- b) Utilización de un estándar de referencia.
- c) Transformaciones lincalizantes.
- d) Transformaciones de escala.

Normalmente, lo mejor es examinar el resultado de estos procedimientos en representaciones gráficas, ya que las características de las medidas se ven con mayor facilidad. El criterio a seguir en la siguiente etapa de ajuste depende de la inspección, incluso cuando se introducen técnicas objetivas de suavizamiento o de ajuste.

La acumulación de cantidades se usa ampliamente por razones que se pueden apreciar fácilmente. Si los términos en una serie de medidas son todos afectados por el mismo tipo de sesgo sistemático, las sumas acumuladas mantendrán ese sesgo, pero la influencia de las fluctuaciones erráticas, del azar y de otras, se verá reducida por la anulación de movimientos opuestos. La existencia y naturaleza del sesgo se hará más evidente. Hay series demográficas a lo largo del tiempo (tasas de fecundidad y mortalidad, etc.) y de la edad (cifras de población, probabilidades de morir, y así sucesivamente). En el gráfico 1 se presenta la distribución porcentual de hombres por grupos de edades del censo de Yugoslavia de 1960, en comparación con las proporciones acumuladas sobre los años divisorios. Resulta evidente mayor suavizamiento de estas últimas medidas y las mejores posibilidades consiguientes de detectar errores sistemáticos.

Gráfico 1  
 PUERTO RICO, 1960: MUJERES



La decisión respecto a lo que constituye una divergencia inaceptable con respecto a un patrón o tendencia recibe una gran ayuda si se puede establecer una comparación con una distribución de referencia, es decir, una función que es semejante en su forma a la que es descrita por las medidas. La finalidad no es hacer que los datos se ajusten estrechamente a la distribución de referencia sino dejar lugar para que las características de la forma manifiesten más claramente las anomalías. A menudo resulta conveniente trabajar con las diferencias entre las medidas correspondientes a las observaciones y a la distribución de referencia. De acuerdo con supuestos razonables, estas diferencias mostrarán una

tendencia suave aparte de los errores aleatorios o sistemáticos. Las distribuciones de referencia se pueden construir de diversas maneras. En un extremo, pueden constituir una simple modificación para que las medidas puedan ser presentadas de manera que faciliten la inspección. Un ejemplo sería la ojiva de Carrier-Farrag (1959) para examinar composiciones acumuladas proporcionales por edad. De hecho, el estándar de referencia es una función que cambia linealmente desde cero al nacer para concordar con las observaciones a la edad de 60 años. Al restar éste de las medidas observadas se obtiene una serie de diferencias cuyas variaciones pueden apreciarse mejor. En el otro extremo, la distribución de referencia puede provenir de una elaborada construcción de patrones, por ejemplo, una población estable basada en una tabla modelo de mortalidad. Puede ser matemática o empírica, un estándar general o uno específico para una situación en particular. En esta última categoría se halla el importante caso de las distribuciones de referencia derivadas de otros datos para la población en estudio, tales como la aplicación de tasas de fecundidad provenientes de informaciones retrospectivas de un censo como estándar para disciplinar los registros de nacimientos.

Se ilustran estos métodos mediante su aplicación a la composición por edad de las mujeres de las islas Gilbert y Ellice, registrada en el censo de 1963. Se tomó como referencia una composición estable por edades basada en una tabla modelo de mortalidad (para la finalidad presente, no importan los detalles de su construcción). Las diferencias entre las proporciones acumuladas por debajo de ciertas edades determinadas y para el estándar se trazan en el gráfico 2 A en comparación con los valores de referencia. Los puntos en el gráfico siguen un patrón relativamente sencillo que permite distinguir las divergencias sin dificultad. Se podrían obtener resultados ajustados trazando una curva suave a través de los puntos. Naturalmente, es posible que algunas de las desviaciones respecto de esta curva fueran reales más bien que causadas por error, pero estos últimos efectos sólo pueden reducirse mediante cierta distorsión de los primeros. Es importante observar que, aunque el estándar de referencia es para una población estable, en este ejemplo la composición por edades corregida por estos medios dista de ser estable. En las diferencias, los requisitos de ajuste son mucho menos rígidos que una limitación en la forma del modelo estable.

Aunque a través de los puntos se puede dibujar una línea con un grado satisfactorio de objetividad, el hecho de que las diferencias deben ser pequeñas en las edades altas y bajas hace probable un grado considerable de curvatura. El ojo humano aprecia mejor una tendencia más suave y, en un caso semejante, los métodos de ajustar puntos, sencillos y objetivos, son también más efectivos. Por lo tanto, es posible lograr mayores ventajas si se puede encontrar una transformación linealizante, es decir,

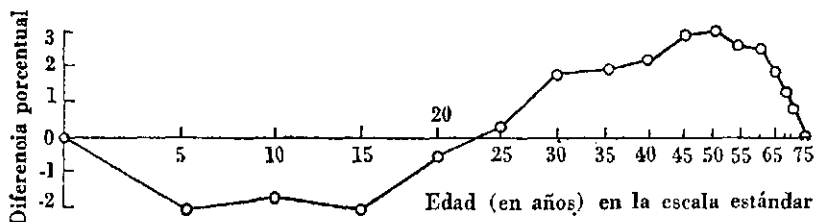
una función de las medidas que acerque más la relación trazada a la línea recta. Un dispositivo semejante es de particular utilidad para tratar las proporciones, a causa de su común ocurrencia y a la necesaria reducción a cero de las diferencias entre lo observado y la referencia en los valores límites. Hay varias transformaciones que "despliegan" la amplitud de una proporción. He encontrado que el más sencillo para trabajar es el logito, definido como medio  $\log_e [p/(1-p)]$  en que  $p$  es la proporción. A medida que  $p$  se traslada desde cero a uno, el logito se mueve desde menos a más infinito. La transformación logito ha resultado de notable éxito para linealizar las relaciones entre las razones de supervivencia  $l_x$  de las tablas de mortalidad y se ha construido un sistema modelo sobre esta base (Brass, 1967). En otras aplicaciones, no endereza necesariamente la curva en el mismo grado, pero a menudo es de ayuda para la inspección de los datos.

Las composiciones por edades acumuladas observadas y de referencia del gráfico 2 A fueron ambas transformadas mediante la función logito. Las diferencias entre ambas series de logitos en las edades correspondientes son trazadas en comparación con el estándar de referencia transformado del gráfico 2 B. Los puntos siguen una curva suave en las edades de la niñez y se acercan a la linealidad en las edades adultas. Las desviaciones erráticas con respecto a la tendencia general son obvias y se puede ejecutar el suavizamiento con confianza, ya sea mediante una línea a pulso o mediante algún método más objetivo, por ejemplo, el ajuste de la curva por secciones o mediante una media móvil ponderada. La composición por edades corregida nuevamente tendría una forma considerablemente distinta de los modelos estables del sistema que fue usado como referencia.

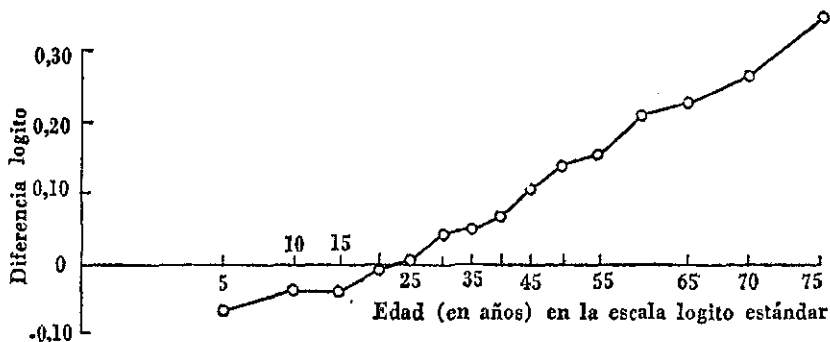
La transformación linealizante cambia el tamaño de las desviaciones causadas por error en grados diversos a lo largo de la escala. En algunos casos, por consiguiente, puede dar una impresión deformada de la ponderación relativa de los errores. Por ejemplo, la transformación logito de las proporciones bajo una edad dada o de la razón de supervivencia, aumenta el efecto de los errores en las edades tardías. Si éstos son grandes pueden dominar el gráfico (para la inspección o ajuste a ojo) en un grado que resulta inconveniente. Un dispositivo que a veces ayuda es el que he denominado transformación de escala, es decir, un ordenamiento de las medidas de modo que las variaciones se expresan en una escala de fácil comprensión. Una forma de hacerlo consiste en invertir la presentación de la relación entre las observaciones y la composición de referencia para mostrar las variaciones en términos de años de edad (o de tiempo) para que ambas concuerden. Las desviaciones en el gráfico pueden entonces interpretarse de una manera obvia como errores promedio en las declaraciones de la edad. Los resultados del

Gráfico 2

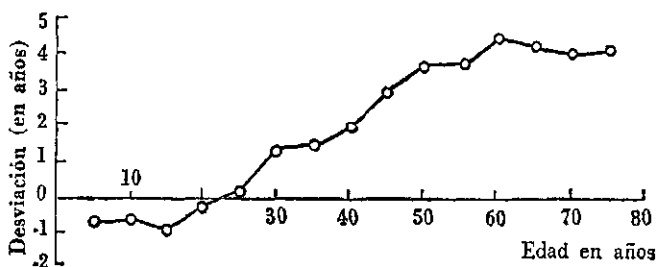
ISLAS GILBERT Y ELLICE, 1963: MUJERES  
 A. DIFERENCIAS ENTRE PORCENTAJES ESTANDARES Y OBSERVADOS  
 POR DEBAJO DE LAS EDADES



B. DIFERENCIAS ENTRE LOGITOS DE LOS PORCENTAJES ESTANDARES  
 Y OBSERVADOS POR DEBAJO DE LAS EDADES



C. ERRORES MEDIOS EN LAS EDADES NOTIFICADAS PARA LA  
 DISTRIBUCIÓN OBSERVADA PARA IGUALAR EL ESTANDAR



procedimiento se ilustran en el gráfico 2C para los datos de edades de las islas Gilbert y Ellice ya utilizados. Si, como en el ejemplo presente, las desviaciones con respecto a la composición de referencia no pueden atribuirse en forma razonable solamente a error, se puede ajustar una línea a los puntos para determinar las cantidades ajustadas correspondientes. No obstante, las ventajas de ajuste de la transformación linealizante, por lo general, se pierden.

## II. SERIES DE CENSOS

Una gran parte de la aplicación del análisis demográfico en los países estadísticamente subdesarrollados se ha hecho sobre datos provenientes de un censo o encuesta razonablemente satisfactorios. En una medida cada vez mayor se dispone de material proveniente de dos censos o más, con las oportunidades consiguientes de aplicar técnicas más flexibles y sofisticadas, las que no están siendo lo suficientemente explotadas. Indicaré algunos enfoques posibles y los ilustraré con la serie de censos realizados a intervalos de cinco años en Turquía. Demeny y Shorter (1968) han elaborado un excelente estudio de la demografía básica de Turquía, que incluye las composiciones por edades de la población por grupos quinquenales de edades a intervalos de cinco años, ajustadas para tomar en cuenta las migraciones y los cambios territoriales. Los métodos de análisis descritos son más sencillos para este tipo de datos. Pueden aplicarse en otras circunstancias, por ejemplo, con diferentes intervalos censales, pero la adaptación puede complicarse aunque los principios sean los mismos. Para la claridad de esta breve exposición, solamente se discutirá el caso más sencillo.

En muchos países, los censos regulares proporcionan los mejores medios para calcular la mortalidad. A partir de dos composiciones sucesivas por edades (normalmente para cada sexo por separado de la serie), se puede calcular la proporción de personas de un grupo quinquenal de edades que sobrevivió hasta cinco años después. Esto se hace simplemente dividiendo el total del grupo quinquenal de edades en la última fecha por el total del grupo inmediatamente anterior en la primera fecha. Esto puede escribirse como  $B_{i+1}/A_i$  en que  $A$  y  $B$  denotan las composiciones por edades más tempranas y más tardías e  $i$  el grupo de edades (desde 1 para 0-4 años, hacia arriba). En la práctica, a causa de declaraciones erróneas de la edad, omisiones, etc., las  $B_{i+1}/A_i$  fluctúan considerablemente. En las edades más jóvenes, por lo menos, las fluctuaciones tienden a superar abrumadoramente las proporciones de los que mueren porque estas últimas son relativamente pequeñas. Se pueden obtener estimaciones solamente mediante un suavizamiento riguroso. La corrección previa de cada composición por edad por separado generalmente es insuficiente e insatisfactoria porque los supuestos planteados pueden producir un



efecto sustancial en las proporciones supervivientes, las que dependen de pequeñas diferencias entre grandes cantidades. Demeny y Shorter, siguiendo las proposiciones de Coale y Demeny (1967), hacen uso de tablas modelo de mortalidad para realizar el suavizamiento. Por un procedimiento de tanteo, se selecciona la tabla de mortalidad del sistema modelo que mejor describa el número de personas que sobrevive desde la primera hasta la segunda fecha. Aquí lo "mejor" está decidido por la concordancia entre los números observados y esperados a lo largo de 5, 10, . . . , 45 años.

En el contexto de este trabajo, el método tiene la desventaja de que se basa en un sistema modelo rígido. En una aplicación específica, puede que se requiera rigidez a causa del tamaño de los errores, pero esto debería desprenderse de las observaciones en lugar de determinarse de antemano. Si se utiliza un sistema flexible de tablas modelo de mortalidad con cierta libertad, por ejemplo el sistema basado en las relaciones funcionales logito, el procedimiento de tanteo es excesivamente difícil. Un método alternativo sencillo consiste en construir a partir de los cocientes  $B_{i+1}/A_i$  una composición no ajustada por edades de una población estacionaria. Comenzando con un número arbitrario  $S_1$ , para el grupo de edades 0-4 años, la multiplicación por  $B_2/A_2$  dará la estimación de  $S_2$ , los números de edad 5-9 años; se multiplica  $S_2$  por  $B_3/A_3$  para obtener  $S_3$ , y así sucesivamente. El resultado es una población estacionaria que corresponde a la requerida secuencia de edades de mortalidad, pero que de todos modos incorpora la estructura de errores del  $B_{i+1}/A_i$ . Las  $S_i$  pueden ahora ser disciplinadas mediante las técnicas de la Sección I, utilizando una composición estable por edades basada en una tabla modelo de mortalidad como estándar de referencia. Después del suavizamiento por estos medios, se pueden obtener los índices de mortalidad correspondientes a las medidas ajustadas mediante diversos procedimientos inversos.

Por sí sola la composición por edades puede proporcionar escasa evidencia sobre la mortalidad en la niñez temprana puesto que gran parte de ésta se da en un período demasiado breve después del nacimiento para que sus efectos en las cifras puedan separarse de los efectos del nivel de fecundidad. La estimación de la mortalidad temprana a partir de las tasas de mortalidad en edades posteriores, que de hecho es lo que implica la aplicación de tablas modelo de mortalidad a este problema, es poco confiable porque la relación no es lo suficientemente marcada. Para un buen resultado, se requiere obtener medidas de la mortalidad infantil de otras fuentes tales como la información retrospectiva de muertes infantiles en una encuesta o censo. Si se dispone de información de esta clase,  $S_1$ , el número en la edad 0-4 años en la población estacionaria, en lugar de elegirse en forma arbitraria puede calcularse respecto de alguna

raíz fija de nacimientos. Los números esperados en cada grupo de edades son esta raíz multiplicada por el entero de  $l_x$  (la razón de supervivencia de la tabla de mortalidad), a lo largo del intervalo. La división por la raíz multiplicada por la duración del intervalo (aquí de cinco años) da la medida que para propósitos prácticos puede tomarse como el valor de  $l_x$  en el punto medio del grupo (excepto a los 0-4 años, en que la mortalidad cambia rápidamente con la edad) aunque, naturalmente, sujeta a error. Los logitos de estas medidas  $l_x$  pueden luego compararse con los valores correspondientes de una composición de referencia. La elección obvia es una tabla estándar de vida del sistema logito puesto que existe fuerte evidencia de que la relación debe entonces hallarse próxima a la lineal. La evaluación y el ajuste del error puede hacerse con el trazado de las diferencias en comparación con el estándar de referencia. El procedimiento descrito ha sido aplicado a los datos para hombres turcos para el período 1955-1960 con los resultados que aparecen en el gráfico 3 A (la medida de referencia a la edad 0-4 años es el logito de las  $l_x$  medias a lo largo del intervalo). La información en la cual se debe basar la decisión sobre el suavizamiento se muestra aquí claramente, sea que se escoja o no un modelo proveniente del sistema logito, representado por una línea recta en el gráfico a través del punto para los 0-4 años.

Resulta interesante especular sobre la forma en que el método se vería influido por un cambio en la integridad de la cobertura entre ambos censos, dado que tales efectos, que son bastante comunes, son particularmente difíciles de evaluar. Si la diferencial de cobertura fuese en gran medida independiente de la edad, los cocientes  $B_{i+1}/A_i$  serían todos modificados por un mismo factor constante. La distorsión de las proporciones que mueren sería relativamente mucho mayor en las edades más jóvenes que en las posteriores. Cabría esperar, por lo tanto, que, en una representación como el gráfico 3 A, la consecuencia sería una curvatura mayor en la relación. Que esto es así puede apreciarse en el gráfico 3 B, en el cual se utilizaron los mismos datos para Turquía, pero con la imposición de un 3 por ciento de omisión relativa en la composición por edades de 1955 en comparación con la de 1960. De este modo, la tasa de crecimiento de la población fue alterada de un 2,7 por ciento, a un aparente 3,4 por ciento por año. En la teoría por lo menos, el análisis de la supervivencia puede arrojar luz sobre la posibilidad de cambios en la cobertura, pero resulta dudoso hasta qué punto sería sensible el método; las fluctuaciones de los errores, las diferenciales de edad en las omisiones y las desviaciones con respecto a la linealidad en la relación real de los logitos complicarían todos la evaluación. En estos aspectos, se requiere de estudios empíricos adicionales.

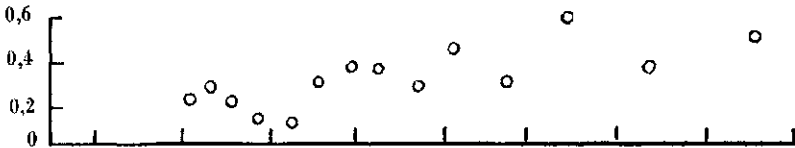
Cuando los únicos datos sobre la composición por edad provienen de

Gráfico 3

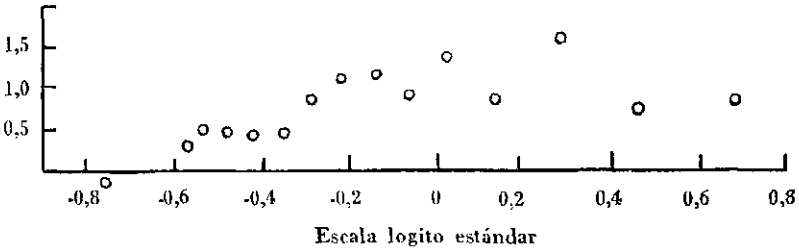
TURQUIA, 1955-1960: HOMBRES

## A. COMPARACION DE LAS RAZONES ESTIMADAS DE SUPERVIVENCIA DE LA TABLA DE MORTALIDAD CON EL ESTANDAR

Diferencia logito



## B. COMPARACION DE LAS RAZONES ESTIMADAS DE SUPERVIVENCIA DE LA TABLA DE MORTALIDAD, CUANDO HAY UN 3 POR CIENTO DE OMISION EN EL CENSO ANTERIOR, CON EL ESTANDAR



un censo único no hay modo de decidir hasta qué punto una divergencia con respecto a un patrón ordenado en grupos particulares se debe a errores o a fluctuaciones reales. Con una serie de censos, el campo para examinar este problema es mucho mayor. Obviamente, si los números en los intervalos quinquenales de edades que se refieren a una cohorte particular de nacimientos aparecen como demasiado grandes en varios censos sucesivos, hay un fuerte argumento en pro de considerar el excedente como real; un resultado semejante para un intervalo fijo de edades (y por lo tanto para cohortes distintas) sugeriría errores en la edad. Esta idea general ha sido usada a menudo para el ajuste de composiciones por edad, pero por lo general de una manera arbitraria, intuitiva, sin especificar claramente los supuestos. Demeny y Shorter aplican una técnica ingeniosa y objetiva para separar las fluctuaciones reales y espurias en las composiciones por edades de Turquía. El supuesto principal es que para un grupo de edades determinado el efecto proporcional del error es el mismo en dos censos sucesivos. Los números en el grupo  $i$  pueden entonces escribirse como  $A_i (1 + E_i)$  y  $B_i (1 + E_i)$  en los dos censos en que  $A_i$  y  $B_i$  son los números verdaderos y  $E_i$  el error proporcional. Se considera que las razones de supervivencia para los intervalos quin-

quenaes han sido determinadas en forma exacta mediante un procedimiento de estimación del tipo ya descrito. La aplicación de éstas al primer censo dará entonces la serie de números  $B_{i+1} (1 + E_i)$ , es decir, los números verdaderos para el grupo de edades siguientes, pero con el error del grupo inicial. Hay entonces dos valores desconocidos para cada  $i$  ( $B_i$  y  $E_i$ ), pero también dos ecuaciones para cada una con la excepción de  $B_1$ . La introducción de la condición adicional de que la suma de las  $B_i$  y de las  $B_i (1 + E_i)$  sean iguales (es decir, se consideran solamente los errores relativos) hace posible encontrar soluciones únicas para  $E_i$  y  $B_i$  (y, por consiguiente, para  $A_i$  también). Demeny y Shorter dan un método sencillo para efectuar los cálculos.

A lo largo de la serie de censos de Turquía, la técnica da resultados consistentes y convincentes, pero surgen ciertas dudas respecto de su aplicabilidad a otras poblaciones, en particular donde los intervalos censales son más largos y los niveles educacionales suben con rapidez. ¿Es razonable la hipótesis de que los errores proporcionales permanecen iguales? ¿Se pueden utilizar y justificar otros supuestos? Los errores podrían tomarse como  $E_i$  en el primer censo y  $k_i E_i$  en el segundo, en que  $k_i$  es cualquier serie de constantes especificadas y, en principio, se podría obtener una solución. De hecho, los cálculos serían muy complicados. Una idea más práctica es hacer que todas las  $k_i$  sean iguales a  $k$ , es decir, suponer que todos los errores cambiaron (normalmente, se redujeron) en la misma proporción. Al parecer, no hay un método razonablemente sencillo para resolver las ecuaciones resultantes cuando  $k$  no es igual a uno, pero puede hacerse por procedimientos iterativos. Cuando tomamos  $k$  igual a un medio (por ejemplo) en la aplicación a dos composiciones por edades sucesivas de Turquía, las estimaciones resultantes de  $A_i$ ,  $B_i$  y  $E_i$  no muestran ninguna característica irracional. No hay una manera evidente de elegir entre los valores obtenidos sobre la base de supuestos tan diferentes como son el que los errores permanecen iguales o el que se reducen a la mitad. No he podido encontrar ningún criterio basado en el suavizamiento o minimización de las desviaciones que logre esto con éxito.

La pregunta obvia es qué sucede si planteamos el supuesto equivocado. Se pueden encontrar expresiones algebraicas para las distorsiones resultantes, pero consisten en complicadas series ponderadas de las  $E_i$  y resultan difíciles de interpretar. Un enfoque más directo consiste en efectuar cálculos representativos. Esto se ha hecho tomando como base las  $A_i$ ,  $B_i$  y  $E_i$  computadas por Demeny y Shorter para las composiciones de edades de Turquía en 1955 y 1960. A partir de éstas se construyeron series artificiales de datos imponiendo cambios en el error entre los censos y también proyectando hacia atrás para dar una composición hipotética para 1950. Los valores de  $E_i$  fueron luego calculados sobre

el supuesto errado que, de hecho, los errores no habían sufrido alternación entre los censos. El gráfico 4 muestra, para dos ejemplos, la comparación entre los errores estimados y los incorporados a los datos. En general, los resultados son tranquilizadores. Como término medio, las estimaciones tienden a caer entre los errores de los dos censos, aunque existen excepciones extrañas. Parece satisfactorio aceptar que la técnica de ajuste de Demeny-Shorter por lo general mejora la estimación de la composición por edades, incluso si se han producido cambios apreciables en la magnitud del error entre dos censos, siempre que el patrón permanezca semejante.

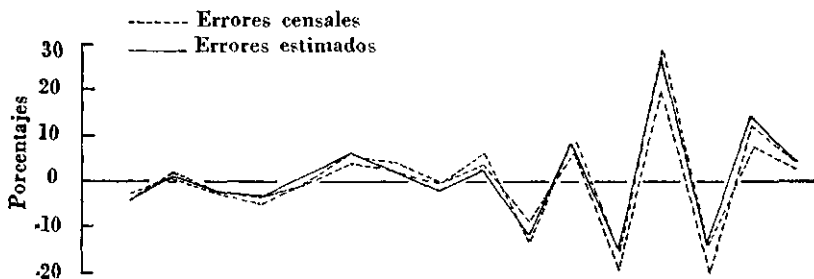
La dificultad de las dos situaciones censales es que hay justo las observaciones suficientes para posibilitar la estimación de los valores "verdaderos" y de los errores si se conocen las relaciones entre estos componentes en las composiciones por edades. Las cantidades en los grupos de edades en los tres censos podrían escribirse como  $A_i (1 + E_i)$ ,  $B_i (1 + k_i E_i)$ ,  $C_i (1 + h_i E_i)$  en que  $k_i$  y  $h_i$  son constantes que describen los cambios en los errores. La aplicación de las razones conocidas de supervivencia lleva entonces a múltiples ecuaciones que pueden resolverse en teoría para ciertas restricciones sobre las  $h_i$  y  $k_i$ ; por ejemplo, que  $1 - k_i = k_i - h_i$ , es decir, el cambio en el error en los dos intervalos quinquenales es igual. El cálculo sería sumamente pesado y ciertamente no debiera emprenderse sin por lo menos un intento por alcanzar resultados preliminares, mediante un camino más sencillo. El procedimiento que se sugiere es, primero, tratar los censos en dos pares sucesivos mediante la técnica Demeny-Shorter. Se obtendrán dos series de estimaciones de error, digamos  $E_i^r$  y  $E_i^{rt}$  para la composición media por edad que aparece en ambos pares. Se toma entonces al error como la media aritmética de ambos. El ajuste por éstos da la "verdadera" composición por edades. La proyección de ésta hacia adelante y hacia atrás aplicando las razones de supervivencia para los intervalos quinquenales proporcionará las composiciones por edades corregidas para las fechas anteriores y posteriores y, por consiguiente, los errores por comparación con los valores observados. El método se basa en la creencia de que las  $E_i^r$  y  $E_i^{rt}$ , por lo menos como término medio, estarán cerca del medio de los errores para los pares pertinentes de censos, y de que su media aritmética será de aproximadamente la mitad del error para la composición central por edades más un cuarto de los errores en cada una de las otras dos. Con una tendencia consistente, este valor no debiera estar muy lejos del requerido.

En el gráfico 5 se comparan los errores estimados con los reales para una serie censal preparada artificialmente a partir de los datos de 1955 y 1960 para Turquía. A pesar de algunas aberraciones, existe una concordancia media satisfactoria entre los valores derivados y los construi-

Gráfico 4

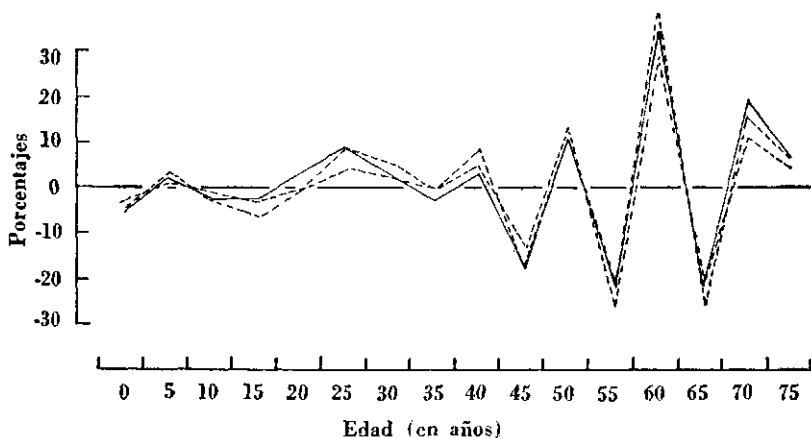
**CORRECCION DE LA COMPOSICION POR EDADES A PARTIR DE DOS  
CENSOS SUCESIVOS**

**A. ERROR REDUCIDO A DOS TERCIOS EN EL SEGUNDO CENSO**



**B. BAJO LOS 40 AÑOS: ERROR REDUCIDO A LA MITAD EN EL  
SEGUNDO CENSO**

**SOBRE LOS 40 AÑOS: ERROR REDUCIDO A LAS TRES  
CUARTAS PARTES EN EL SEGUNDO CENSO**



dos. En vista de las posibles discrepancias entre las razones de supervivencia verdaderas y estimadas y la probable inconsistencia en el patrón de cambio de los errores (por el hecho de incluir los efectos de las omisiones, ajustes erróneos para las migraciones, etc., así como las declaraciones erróneas de la edad), una técnica más refinada y complicada para corregir las composiciones por edades apenas si parece justificarse. Con observaciones reales, en que no se puede efectuar la comparación entre

los errores calculados y los verdaderos, los trazados de las estimaciones del tipo que se presenta en el gráfico 5 de todos modos proporcionarán evidencia sobre la consistencia y racionalidad de los resultados en relación a los supuestos.

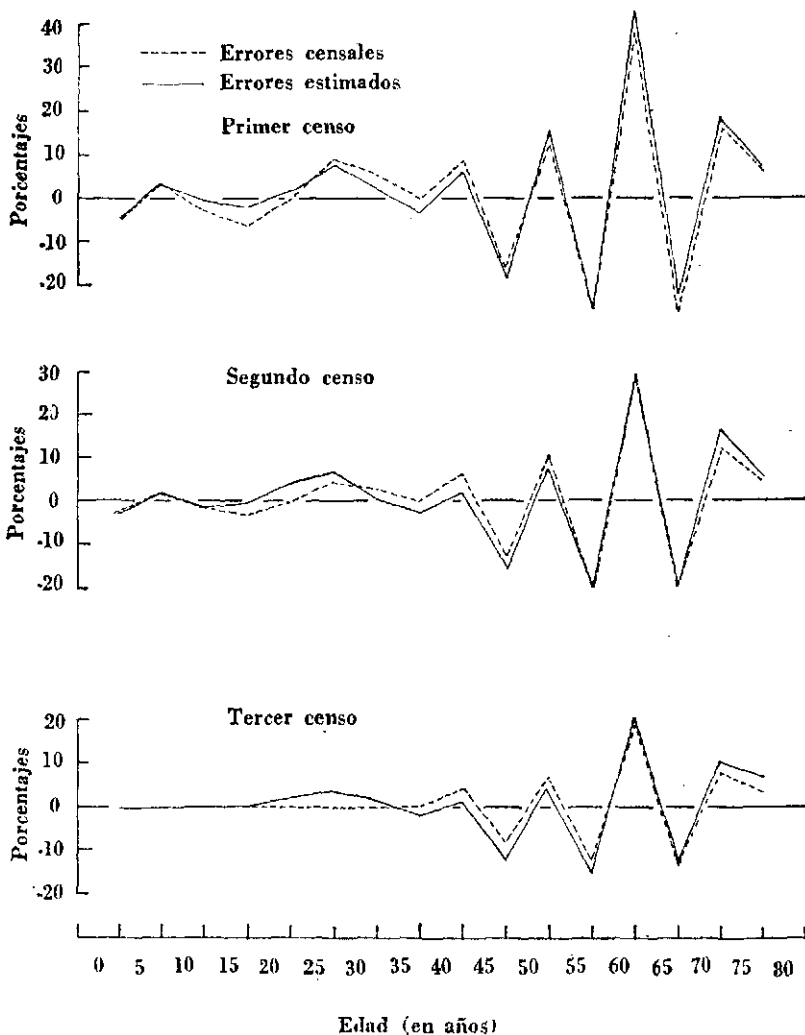
### III. HISTORIAS DE EMBARAZOS DE LAS MADRES REGISTRADAS EN EL MOMENTO DE LOS NACIMIENTOS

Donde el registro o notificación de los nacimientos es incompleto, resulta difícil extraer medidas útiles a partir de la información acerca de las cifras, cualesquiera que sean las categorías de las subdivisiones. Los supuestos de que el registro incompleto es igual para las distintas secciones de la población (por área, ocupación, sobretiempos, etc.) son siempre especulativos y a menudo injustificados. Por lo tanto, incluso los índices relativos o proporcionales resultan sospechosos. A pesar de los esfuerzos por ampliar y mejorar los registros es probable que en muchos lugares éstos serán defectuosos todavía durante mucho tiempo. La tentativa de obtener todo el provecho posible de la existencia de registros está, entonces, plenamente justificada. La manera más promisoría de lograr esto es mediante la recolección de información adicional acerca de la historia de embarazos de la madre al momento de registrarse o notificarse un nacimiento, en particular acerca del número de hijos nacidos y supervivientes que ella tiene. Aunque se han hecho sugerencias para un enfoque semejante, parece no existir ningún programa importante. El Dr. J. D. McGregor, Director de Servicios Médicos de las Islas Salomón británicas, ha iniciado un proyecto experimental de notificación de nacimientos que incluye el registro de las historias de embarazos. Examinaré algunos de los problemas del análisis, refiriéndome a los registros del proyecto para 1967, que abarcó unos 1 700 nacimientos contemporáneos (25 a 30 por ciento del total) e informaciones sobre otros 4 600 nacidos vivos anteriores.

Intuitivamente, parece evidente que el orden de los nacimientos contemporáneos debe estar relacionado con la fecundidad; el promedio de hijos nacidos vivos de las madres que dan a luz en un período particular aparece como un posible índice de la fecundidad que no depende directamente de la integridad del registro. De hecho, El-Badry (1967) ha utilizado índices de este tipo, para estudios de diferenciales en la ciudad de Bombay. Las relaciones entre estas medidas y las medidas estándares, no obstante, distan de ser sencillas. Las madres de una edad determinada que tienen un hijo en un año no son, por lo general, una muestra aleatoria de las madres de esa edad en la población. Existen sesgos evidentes tales como la omisión de las mujeres que se han vuelto estériles a una edad más temprana y la representación excesiva de las que tienen una fecundidad sobre la media, así como otros más sutiles. Entre estos últimos, se hallan

Gráfico 5

**CORRECCION DE LA COMPOSICION POR EDADES A PARTIR DE TRES  
CENSOS SUCESIVOS**  
**BAJO LOS 40 AÑOS: ERROR REDUCIDO A LA MITAD EN EL SEGUNDO  
CENSO Y A CERO EN EL TERCERO**  
**SOBRE LOS 40 AÑOS: ERROR REDUCIDO A LAS TRES CUARTAS PARTES  
EN EL SEGUNDO CENSO Y A LA MITAD EN EL TERCERO**





las variaciones en la fecundidad específica a una edad determinada según la duración del matrimonio y la inclusión de mujeres en el momento en el tiempo en que el hecho ocurre en lugar de ubicarlas aleatoriamente en relación con él. La característica sorprendente es que, por lo menos en el caso de las poblaciones con una alta fecundidad, estos sesgos parecen producir un efecto comparativamente pequeño. Los promedios de los nacidos vivos anteriores (excluyendo al nacido vivo actual) parecen ser semejantes a los valores correspondientes para las madres en la población. El cuadro 1 ilustra este aspecto y presenta para las islas Salomón británicas los nacidos vivos por madre en el momento de la notificación y también los promedios de 5, 10, y 15 años antes en comparación con medidas demográficas provenientes del censo de 1959. El análisis de los modelos de fecundidad, en forma matemática y mediante simulación por computadora, sugiere que el motivo de la concordancia satisfactoria es el predominio de los factores aleatorios en las probabilidades de nacimiento por sobre las variaciones entre las mujeres. En las edades tardías de maternidad, el sesgo causado por la exclusión de las mujeres estériles ciertamente llega a ser substan-

Cuadro 1

COMPARACIONES DEL PROMEDIO DE HIJOS NACIDOS VIVOS  
DE LAS MADRES SEGUN FUERON COMUNICADOS EN UN CENSO  
Y EN EL REGISTRO DE NACIMIENTOS

Medida cuando la madre tenía la edad (en años)	Censo de 1959	Registro de nacimientos de 1967 según fueron comunicados hasta años anteriores			
		0	5	10	15
15-19	0,16	0,20	0,13	0,15	0,22
20-24	1,29	0,98	1,05	1,14	0,78
25-29	2,84	2,50	2,82	2,17	2,26
30-34	4,67	4,28	3,85	3,90	—
35-39	5,45	5,30	5,68	—	—
40-44	6,40	6,86	—	—	—

cial, pero la proporción de nacimientos contemporáneos en el grupo es pequeña. La influencia limitada del sesgo lleva a la conclusión de que los promedios de hijos anteriores pueden utilizarse satisfactoriamente como índice comparativo de la fecundidad para subgrupos de la población, donde los factores perturbadores pueden aceptarse plausiblemente como semejantes. Los estudios de El-Badry satisfacen estas condiciones.

La traducción de tales índices a medidas convencionales de la fecundidad es, no obstante, una perspectiva mucho más dudosa; el error, cuando las observaciones son tratadas como representativas de la población total de mujeres, es demasiado incierto y difícil de evaluar para que se puedan extraer medidas absolutas con confianza. Existe una relación más sencilla que puede utilizarse para estimar la fecundidad a partir de registros del orden de nacimientos (Brass, 1954). Cuando los datos son

estandarizados a una población con cantidades iguales de mujeres en cada grupo quinquenal de edades del período reproductivo, la razón entre todos los nacimientos y el primero en el año es igual a la razón de la fecundidad total dividida por la proporción de mujeres que llegan a ser madres a las tasas de natalidad contemporáneas. Este es en sí un índice significativo de la fecundidad, correspondiente al tamaño medio de la familia final de las madres si las tasas permanecen constantes. La proporción de mujeres que tienen por lo menos un hijo durante el período reproductivo, por lo general, puede estimarse con relativa exactitud, y su uso como multiplicador dará la razón de fecundidad total. La desventaja que presenta el método es que depende fuertemente del registro de las cantidades de primeros nacimientos, que son particularmente vulnerables a las fluctuaciones por efectos periódicos y aleatorios y también a la notificación diferencial. La información sobre la distribución completa del orden de nacimientos puede utilizarse para vencer estos obstáculos. La idea consiste en ajustar una curva apropiada a las cifras por orden a partir de las cuales el valor para los primeros nacimientos puede estimarse. Han sido propuestas funciones teóricas para una curva semejante, pero las técnicas de ajuste son complicadas y su efectividad para la finalidad presente resulta dudosa. El enfoque que se reseña en la Sección I lleva a un procedimiento más sencillo y esclarecedor, que se ilustra mediante su aplicación a los registros de las islas Salomón.

Con el Censo de las Islas de 1959 como base, se estimó aproximadamente la composición por edades de las mujeres en el período reproductivo a mediados de 1967. Se calcularon factores para elevar el número en cada grupo quinquenal de edades al mismo nivel que para 15-19 años. La aplicación de éstos al número de nacimientos por orden para los grupos de edades apropiados de la madre y la suma a lo largo del período reproductivo dio la composición estandarizada cuando los resultados se expresaban como proporciones del total de nacimientos ajustados. Se construyó una composición de referencia a partir de las informaciones proporcionadas por las mujeres que tenían 40-49 años en el momento del censo, sobre el total de hijos nacidos vivos que habían tenido. La acumulación dio el número de mujeres con un hijo o más, dos o más, tres o más y así sucesivamente, hasta el tamaño máximo de familia. Estas cifras calculadas como una proporción de su suma constituyeron los términos de la escala de referencia empírica. En el gráfico 6, la distribución estandarizada del orden de nacimientos se traza en comparación con los valores de referencia. Inmediatamente se evidencia que el punto para los primeros nacimientos muestra una gran discrepancia respecto de la tendencia consistente seguida por los demás nacimientos. Una distorsión semejante podría provenir de diversas causas; aquí lejos la más plausible es la notificación más completa de los primeros nacimientos en comparación con la de los posteriores. No hay indicación alguna de que

la diferencial en el registro se extiende a otros órdenes de nacimiento y, hasta el grado de exactitud de las observaciones, los puntos representativos no se desvían perceptiblemente de la línea recta. El porcentaje de primeros nacimientos puede ajustarse entonces para que corresponda a los demás valores ajustando una línea recta a estos últimos, ya sea numéricamente o a ojo. La medida resultante para los primeros nacimientos leídos a partir de la línea da las estimaciones del tamaño medio de la familia final de las madres y la razón de fecundidad total, que son mucho más sensibles que los niveles no ajustados.

Una evaluación de la racionalidad de los índices derivados como estimaciones para la población de las islas Salomón queda fuera del ámbito del presente trabajo. El juicio sobre los resultados de estudios particulares dependerá de cómo fueron recogidos los datos, de su integridad y de las características de la población. Aunque en la ilustración el sesgo diferencial relevante se produjo en la notificación de los primeros nacimientos, no se desprende de esto que los demás errores estuvieron ausentes o que la misma configuración se producirá siempre. Los nacimientos notificados son un subgrupo seleccionado y el supuesto de que son representativos de alguna característica particular no puede plantearse sin justificación. Incluso donde existe un cierto sesgo residual, la técnica podría aplicarse con provecho para las comparaciones entre subgrupos y a lo largo del tiempo.

Aunque en el ejemplo la estandarización por edad y la construcción de una composición de referencia se pudo realizar convenientemente mediante el uso de la información del Censo de 1959 para la población particular, esto no constituye una parte esencial de la técnica. Por lo general se podrán estimar factores de estandarización de la edad con la exactitud suficiente a partir de un modelo aproximado y la escala de referencia puede derivarse de cualquier distribución razonablemente comparable de mujeres de fecundidad final según el número de nacidos vivos. El objetivo consiste en obtener una relación gráfica que tienda hacia lo lineal a fin de que las anomalías puedan apreciarse claramente y puedan ajustarse por métodos sencillos. En ciertas circunstancias la transformación (por ejemplo, por el logito) puede ser útil para analizar órdenes superiores de nacimientos cuando las proporciones son pequeñas.

Los informes retrospectivos de los hijos nacidos y muertos, proporcionados por las madres en las investigaciones de tipo censal, son una fuente valiosa de información sobre la mortalidad temprana. Se han ideado y utilizado ampliamente métodos para traducir las observaciones en medidas convencionales (Brass, *et al.*, 1968). La aplicación de las mismas técnicas a las informaciones sobre anteriores muertos de hijos obtenidas de las madres al momento de los nacimientos actuales se justifica si se deja lugar para la no aleatoriedad de la fecha de registro con respecto a la

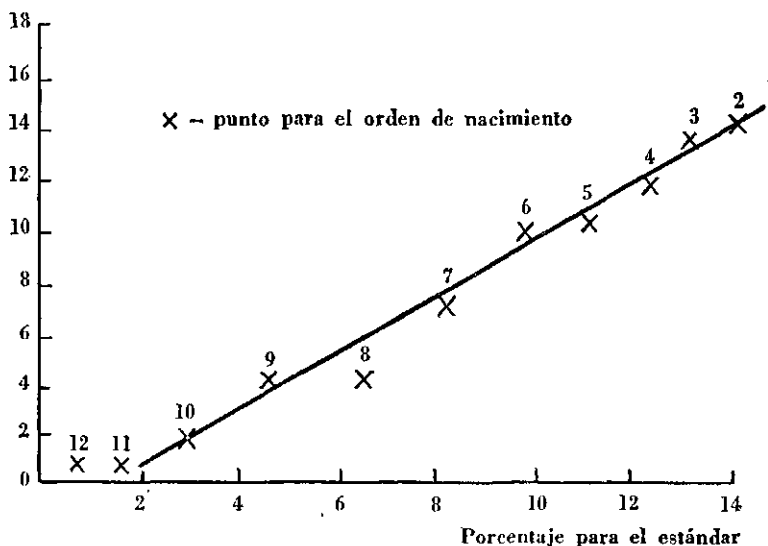
ubicación en el tiempo de los nacimientos. Aparte de esto, el supuesto consiste en que para cada grupo de edades de estas madres la distribución de los intervalos a partir de los nacidos vivos anteriores es efectivamente igual que para el grupo correspondiente de la población. La naturaleza de los sesgos en los números de nacimientos ya ha sido comentada anteriormente. Observaciones similares son aplicables a los intervalos, pero como nos interesan los números relativos de nacimientos por edad más bien que los niveles absolutos, es probable que los efectos del sesgo sean menores. De hecho, el cálculo directo para los registros de las islas Salomón británicas, utilizando la distribución de los intervalos a partir de las informaciones de nacimientos por períodos, muestra que el error introducido por el supuesto es pequeño. No obstante, en cualquier punto fijo en el tiempo, las madres de la población estarán distribuidas a lo largo de un intervalo entre los nacimientos de los hijos y no estarán concentradas en un punto terminal. Los datos para las madres al momento de los nacimientos contemporáneos pueden hacerse aproximadamente equivalentes introduciendo un desplazamiento de medio intervalo. En el análisis de datos de encuestas se utilizan factores multiplicadores para derivar las probabilidades de morir a la edad de uno, dos, tres, cinco, diez años, etc., a partir de las proporciones de hijos muertos a madres en los grupos de 15-19, 20-24 años, etc., respectivamente. Para las madres de los nacimientos registrados se aplica el mismo procedimiento, pero las probabilidades de morir deben referirse a edades, medio intervalo de nacimiento mayores. Puesto que ahora las edades no constituirán, en general, números redondos, la pulcritud original del método se destruye, pero se pueden obtener valores interpolados suavizados mediante referencia a un estándar en la escala logito. En el gráfico 7, las probabilidades de morir calculadas según los registros de las islas Salomón británicas mediante el procedimiento descrito, se comparan con los valores correspondientes de un estándar después de una transformación logito. El intervalo entre nacimientos sucesivos, estimado a partir de la tasa de cambio en los promedios de hijos con la edad de la madre, durante la parte principal del período reproductivo, fue de 3,33 años.

Existe un enfoque alternativo de considerable interés que también ha sido aplicado a estos registros. Las tabulaciones requeridas son de los nacimientos y muerte de los hijos, ordenados según el número de intervalos anteriores al actual, es decir, para el nacimiento anterior, uno antes del anterior, y así sucesivamente. El tiempo medio a partir de cada una de estas categorías de nacimientos se conoce aproximadamente a partir de la longitud del intervalo. Para los tiempos medios más largos las proporciones de muertos corresponden estrechamente a las probabilidades de morir en los intervalos apropiados desde el nacimiento. Para períodos más cortos, hay que tomar en cuenta el rápido cambio en las

Gráfico 6

COMPARACION DE LA DISTRIBUCION DEL ORDEN DE NACIMIENTO  
CON EL ESTÁNDAR, ISLAS SALOMON BRITANICAS, 1967

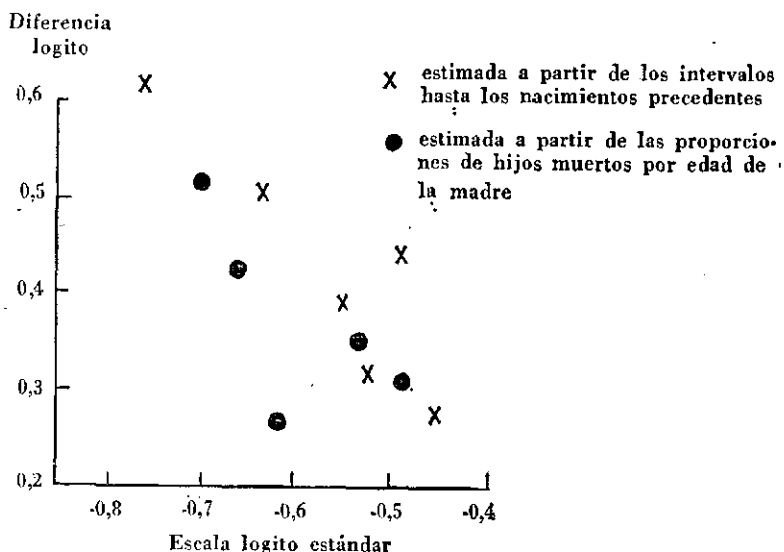
Porcentaje estimado  
a partir de las  
observaciones



tasas de mortalidad con la edad durante los primeros años de vida, junto con la asimetría de la distribución de los intervalos entre nacimientos sucesivos. El efecto consiste en hacer que la proporción de muertes de una categoría determinada sea equivalente a la probabilidad de morir a una edad bastante más temprana que la que corresponde al tiempo medio desde los nacimientos. A partir de distribuciones modelo de intervalos entre nacimientos sucesivos que representaban las características de las islas Salomón, se calcularon las edades correspondientes de 2,47 y 5,80 años para el nacimiento anterior y para el que venía antes de éste, en comparación con los tiempos medios, de 3,33 y 6,66. Para tres intervalos y más, el ajuste producía un efecto tan pequeño que fue despreciado. En el gráfico 7 también se comparan las probabilidades de morir estimadas de esta manera con el estándar de referencia en la escala logito.

Gráfico 7

DIFERENCIAS LOGITO DE LA SUPERVIVENCIA DE LA NIÑEZ,  
ISLAS SALOMON BRITANICAS, 1967



Cada una de las dos series de puntos del gráfico es razonablemente consistente si se consideran las cantidades más bien pequeñas de muertes a partir de las cuales se calculan las medidas. Las probabilidades de morir que se encontraron ordenando los nacimientos de acuerdo con los intervalos anteriores tienden, no obstante, a ser más bajas que la serie alternativa. La interpretación debe ser tentativa en vista de la limitada experiencia que existe en la aplicación del procedimiento y, además, por la posibilidad de efectos aleatorios. Sin embargo, existe una explicación plausible que presenta cierto interés. En el método de los intervalos, particularmente para los períodos más breves, los tiempos hasta el nacimiento se extienden en forma más apretada alrededor de la exposición media al riesgo que en el otro enfoque. Puede demostrarse que, como resultado de ello, si las tasas de mortalidad de la niñez habían estado bajando durante los años anteriores al registro, el método de los intervalos dará las estimaciones más bajas de la mortalidad. El hecho de que estos descensos en las tasas de mortalidad se están produciendo en las islas Salomón también lo sugiere el agudo aumento de las probabilidades estimadas de muerte por edad, como lo demuestran las tendencias de los puntos en el gráfico. Las comparaciones entre las medidas obtenidas

por ambos métodos, por lo tanto, pueden dar una evidencia adicional útil acerca de los cambios en las tasas de mortalidad. Aunque los procedimientos reseñados son practicables, no resultan convenientes a causa de los poco manejables períodos de exposición a riesgo que requieren de la interpolación en la tabla de mortalidad de referencia, y a causa del trabajoso cálculo *ad hoc* de las edades correspondientes para estimar las probabilidades de muerte en la técnica de los intervalos. Se requiere un mayor refinamiento y simplificación.

## BIBLIOGRAFIA

- Brass, W., "The Estimation of Fertility Rates from Ratios of Total to First Births", en *Population Studies*, 8(1), 1954, págs. 74-87.
- Brass, W., "On the Scale of Mortality", en *Biological Aspects of Demography*, Taylor and Francis Ltd., 1971, págs. 69-110.
- Brass, W., et al., *The Demography of Tropical Africa*, Princeton University Press, Princeton, 1968.
- Carrier, N. H., y Farrag, A. M., "The Reduction of Errors in Census Population for Statistically Under-Developed Countries", en *Population Studies*, 12(3), 1959, págs. 240-285.
- Coale, A. J., y Demeny, P., *Methods of Estimating Basic Demographic Measures from Incomplete Data*, Naciones Unidas, ST/SOA/SER. A/42, Nueva York, 1967.
- Demeny, P., y Shorter, F. C., *Estimating Turkish Mortality, Fertility and Age Structure*, Istanbul University, Estambul, 1968.
- El-Brady, M. A., *Some Aspects of Differential Fertility in Bombay as Assessed from Registration Data*. Documento presentado a la V sesión de la Conferencia de la Unión Internacional para el Estudio Científico de la Población, Sidney, 1967, págs. 309-318.
- Healy, M. J. R., "The Disciplining of Medical Data", en *British Medical Bulletin*, 24(3), 1968, págs. 210-214.



## SOBRE LA ESCALA DE MORTALIDAD

WILLIAM BRASS

(En *Biological Aspects of Demography*, Taylor and Francis Ltd.,  
1971, págs. 69-110)



## INTRODUCCION

Las tasas de mortalidad por edad presentan rasgos característicos que se observan en todas las poblaciones, los que son lo suficientemente grandes y han sido observados durante períodos bastante prolongados como para que las fluctuaciones erráticas hayan sido absorbidas. Las similitudes de patrón estimulan la búsqueda de métodos sencillos para describir las relaciones entre la mortalidad de los diferentes países o entre distintos períodos en un mismo país. En este trabajo presentamos un sistema para describir dichas relaciones utilizando funciones matemáticas, a través de las cuales se definen las tasas de mortalidad de una población determinada mediante la especificación de sólo dos medidas o parámetros. Con este sistema se generan series de patrones de mortalidad (o de tablas de mortalidad, que son la expresión de estos patrones en una forma particular). En demografía, las series de referencia de este tipo han sido denominadas convencionalmente "modelos", aunque el término es desafortunado por la confusión que se produce con el significado bastante diferente que tiene en la simulación de procesos.

Se pueden utilizar modelos de tablas de mortalidad o series de referencias para diversas finalidades. Su aplicación más notable ha sido en el suavizamiento, ajuste y ampliación de los datos limitados y defectuosos provenientes de los países en desarrollo. El sistema que aquí se describe ha tenido una amplia aplicación en este aspecto (Brass *et al.*, 1968), aunque no se ha publicado una versión completa de sus características. La ventaja que presenta un modelo sencillo y que no obstante reproduce las características principales de la situación, para analizar registros insatisfactorios, es que se pueden hacer estimaciones a partir de una combinación sólo de las observaciones más confiables. Rigen condiciones bastante semejantes en la proyección de las tendencias pasadas hacia el futuro,

incluso para poblaciones con estadísticas demográficas exactas y detalladas, y el modelo también ha sido aplicado a este problema (Brass, 1969).

La sencillez del sistema para describir las relaciones entre patrones de mortalidad sugiere que éste depende de propiedades fundamentales de la variación de las tasas de mortalidad según la edad. Nuestro propósito principal consiste en investigar esta posibilidad con el objetivo de obtener una mejor comprensión de la naturaleza de la variación y de proporcionar una escala significativa para su medición. Con este fin, damos una versión detallada del sistema de tablas modelo de mortalidad y examinamos con qué grado de aproximación éste representa las observaciones para una variedad de poblaciones. Se intenta interpretar la forma de la relación matemática que constituye la base del sistema y se señalan algunas de sus implicaciones. Las aplicaciones de los modelos como "distribuciones de referencia" para describir, suavizar, ajustar y estimar (que en gran medida son independientes de cualquier interpretación) no son tratadas en este trabajo.

#### MODELOS DE PATRONES DE MORTALIDAD

Los rasgos consistentes de los patrones de mortalidad han sido reconocidos desde hace mucho tiempo y se han realizado múltiples tentativas por construir funciones matemáticas de la edad que describan las medidas, tentativas que se remontan a la obra de Gompertz (1825). Estos ejercicios se limitaron, principalmente, a las tasas de mortalidad en las edades tardías, pasado el período de la niñez en que se alcanzan los niveles mínimos luego de la elevada mortalidad de la infancia. Fundamentalmente se basaron en elaboraciones de funciones exponenciales. Otros autores adoptaron un enfoque más bien diferente al intentar analizar la "curva de muertes", es decir, el número proporcional que muere a cada edad a partir de un grupo de nacimientos. Por ejemplo, Pearson (1948) desarrolló un método para expresar la curva mediante la combinación de tres distribuciones Normales independientes que cubren diferentes períodos de la vida. Una breve y útil revisión de estos diversos enfoques aparece en Benjamin (1964).

Más recientemente se ha producido un cambio en el énfasis, dictado por la necesidad de contar con series de referencia de tablas de mortalidad como una ayuda para analizar los datos provenientes de los países en desarrollo. Tales "series de referencia" han sido construidas esencialmente como promedios, en grupos de poblaciones, de las tasas de mortalidad registradas. Se han ideado diversos procedimientos para promediar y traducir los resultados a un cuadrículo sistemático de tablas de vida a lo largo del rango requerido, principalmente mediante la aplicación de técnicas de regresión estadística. El supuesto subyacente es que los pa-

trones de mortalidad son lo suficientemente regulares para que sea útil la representación mediante tablas de mortalidad con modalidades sumamente limitadas de variación; la forma de la relación, con la edad o entre los integrantes de la serie, no es destacada en forma explícita. Las series pioneras de tablas modelo de mortalidad son las de Naciones Unidas (1955); para cada sexo a un nivel determinado de mortalidad existe una tabla de mortalidad, es decir, existe solamente una dimensión de la variación (o un parámetro). Coale y Demeny (1966) modificaron y ampliaron el sistema de Naciones Unidas en la selección de registros básicos y técnicas de cálculo, pero principalmente al construir cuatro series Regionales de tablas (hombres y mujeres), cada una basada en grupos de poblaciones cuyos patrones de mortalidad presentaban rasgos distintivos en común.

La variación adicional que proporcionaba el sistema de Coale-Demeny posibilitó un cotejo más satisfactorio de las tablas de mortalidad registradas con los modelos de Naciones Unidas, pero aún persisten desviaciones y anomalías. La obra teórica de Ledermann y Breas (1959) proporcionó una valiosa orientación sobre el número de dimensiones de la variación (parámetros) requeridos para que un sistema modelo de mortalidad diera una representación cercana de las mediciones conocidas. Mediante un análisis factorial de las tasas de mortalidad por edad en un rango de poblaciones, estos autores demostraron que dos factores (aparte del sexo) explicaban una parte substancial de la variabilidad; otros dos factores también ejercían una influencia apreciable en las edades tempranas y tardías, respectivamente. Se han sugerido procedimientos para modificar los modelos de Naciones Unidas para que tomen en cuenta estos hallazgos (1962).

Los estudios de Ledermann sugieren que las mortalidades por edad en diferentes poblaciones podrían estar aproximadamente relacionadas entre sí mediante una función que contiene no más de dos parámetros desconocidos, pero no proporcionan indicio alguno acerca de cómo podría construirse una función semejante. En contraste con la larga historia de tentativas que se han realizado por describir las tasas de mortalidad mediante funciones matemáticas de la edad, el problema de relacionar entre sí las mortalidades en diferentes poblaciones por estos medios ha sido dejado más bien a un lado. Al parecer, existe un solo contexto dentro del cual se ha realizado un intento en este sentido (y en forma algo indirecta), vale decir, en la previsión de la mortalidad futura a partir de las tasas de generaciones.

Si se examinan las tendencias de la mortalidad de una población, en la mayor parte del rango los cambios proporcionales en las tasas específicas de mortalidad a lo largo de un período limitado no difieren mucho con la edad. Esta observación fue la base de la obra clásica de Kermack

*et al.* (1934) sobre las proyecciones de la mortalidad de una cohorte. Si se escribe  $\mu(x)$  para la tasa específica de mortalidad a la edad exacta  $x$  (por lo general, denominada tasa instantánea de mortalidad y que resulta más cómoda para el trabajo analítico que las tasas convencionales para los intervalos de edad) la relación aproximada del cambio se convierte en  $\mu_1(x) = C\mu_2(x)$  en que los subíndices 1 y 2 se refieren a dos tablas de mortalidad en diferentes períodos y  $C$  es una constante. Esto equivale a  $l'_1(x)/l_1(x) = Cl'_2(x)/l_2(x)$  en que las  $l(x)$  son los supervivientes de la tabla de mortalidad hasta la edad  $x$  y los apóstrofes denotan los coeficientes diferenciales. La ecuación implica además que  $\log_e l_1(x) = C \log_e l_2(x)$ , en que  $\log_e$  denota el logaritmo natural, que, por lo general, es la forma más conveniente de presentación. Cabe observar que  $l_1(x)$  y  $l_2(x)$  son ambas la unidad y sus logaritmos, cero cuando  $x$  es cero. Si se mantiene una relación entre las tablas de mortalidad de una población a lo largo de un período prolongado, parece razonable que también describa los patrones de mortalidad de poblaciones en distintas etapas de desarrollo.

#### EL SISTEMA LOGITO

Como ayuda para la construcción de tablas modelo de mortalidad por sexo, los demógrafos de Naciones Unidas calcularon secuencias de edades a cuatro niveles de mortalidad. Estos eran promedios directos de las probabilidades de morir por grupos de edades en los registros publicados para países según cuatro intervalos de esperanza de vida. Las secuencias, que se presentan en el cuadro 1, forman una base conveniente para una evaluación preliminar de las relaciones. Puede apreciarse que las razones entre las probabilidades de morir de cualquier par de secuencias no son constantes con la edad, sino que siguen un curso más complicado, en particular al trasladarse más cerca de la unidad en el caso de las personas mayores. Por ejemplo, la probabilidad de morir en el grupo de edades 1-4 años es alrededor de 16 veces mayor en la secuencia D que en la secuencia A, pero el multiplicador correspondiente a los 75-79 años es menor que  $1\frac{1}{2}$ .

Esto sugiere el empleo de un sistema en el que las diferencias de las tasas de mortalidad entre poblaciones en los primeros años de vida se toman como proporcionales no en relación con los supervivientes de la tabla de mortalidad  $l(x)$  sino que con la probabilidad de morir  $1 - l(x)$ , mientras que la relación previa se mantiene en los años tardíos. Una ecuación sencilla de este tipo puede derivarse del logaritmo de  $[1 - l(x)]/l(x)$ . Si éste es diferenciado para dar la tasa instantánea de mortalidad a la edad  $x$ , la relación supuesta entre dos tablas de mortalidad se convierte en:

$$\frac{l'_1(x)}{l_1(x) [1 - l_1(x)]} = C \frac{l'_2(x)}{l_2(x) [1 - l_2(x)]}$$

$$\frac{\mu_1(x)}{[1 - l_1(x)]} = C \frac{\mu_2(x)}{[1 - l_2(x)]}$$

Cuadro 1

SECUENCIAS DE MORTALIDAD MEDIA DE NACIONES UNIDAS;  
 PROPORCIONES QUE MUEREN POR MIL SEGUN GRUPOS  
 DE EDADES (AMBOS SEXOS)

Grupos de edades (en años)	A	B	C	D
Menor de 1	37,57	73,51	125,16	199,34
1-4	9,32	28,04	68,78	149,55
5-9	4,62	10,71	19,29	44,70
10-14	3,83	8,25	13,48	28,18
15-19	6,61	14,12	21,81	38,79
20-24	9,40	19,64	29,85	51,11
25-29	10,29	20,81	30,76	54,60
30-34	11,50	22,37	33,05	59,78
35-39	14,19	25,88	37,41	67,11
40-44	19,33	31,62	44,27	77,07
45-49	28,44	41,27	54,42	90,54
50-54	42,67	57,05	72,32	111,70
55-59	63,37	80,38	98,99	143,90
60-64	96,48	117,63	142,88	194,77
65-69	148,56	175,71	205,70	266,84
70-74	230,65	264,56	304,47	373,41
75-79	350,18	389,25	433,87	492,18
80-84	505,60	543,90	584,98	633,05
$e_0$ (años)	67,63	59,50	50,30	36,77

El rango de esperanzas de vida de las tablas a partir de las cuales se calcularon los promedios es el siguiente:

A: 65 años y más; B: 55,0 a 64,9 años; C: 45 a 54,9 años; D: menos de 45 años.

En las edades tardías, cuando las  $l(x)$  son pequeñas y  $1 - l(x)$  se acerca a uno, la ecuación es aproximadamente como antes. Cuando  $l(x)$

se acerca a uno en las edades tempranas, los factores  $\frac{1}{1-l_1(x)}$  y  $\frac{1}{1-l_2(x)}$  tenderán a anular la diferencia entre  $\mu_1(x)$  y  $\mu_2(x)$ . En

las edades medias, cuando las  $l(x)$  no están cerca de uno o de cero, el efecto compensador será menor. Podemos entonces esperar que el uso de una constante fija  $C$  en la ecuación representará mejor las observaciones que en la relación similar entre las tasas instantáneas de mortalidad solamente. La integración para obtener una fórmula en las  $l(x)$  da

$$\log_e [(1-l_1(x))/l_1(x)] = \alpha_0 + \beta_0 \log_e [(1-l_2(x))/l_2(x)],$$

en que  $\alpha_0$  y  $\beta_0$  son dos constantes. Obsérvese que se puede agregar una constante adicional porque ambos logaritmos son iguales a menos infinito cuando  $x$  es cero y  $l(x)$  es igual a uno. El logaritmo de  $p/q$ , en que  $p$  es una proporción y  $q$  es  $l-p$ , es una función muy conocida en estadística. Con el multiplicador igual a un medio para dar  $\frac{1}{2} \log_e p/q$  se denomina el logito de  $p$  y se utiliza ampliamente en el análisis de bio-ensayos. La analogía de la presente aplicación con los estudios de bio-ensayo será considerada más adelante. La función es tabulada en las Tablas Estadísticas de Fisher y Yates. Por lo tanto, resulta conveniente escribir la relación en términos del logito de  $1-l(x)$ , es decir,  $\frac{1}{2} \log_e [(1-l(x))/l(x)]$  que será denotado por  $Y(x)$ . La ecuación es entonces  $Y_1(x) = \alpha_0 + \beta_0 Y_2(x)$ . El valor  $\alpha_0$  sería aquí la mitad del de la ecuación anterior para las mismas tablas de mortalidad, pero esto no provocará confusión puesto que la representación logito será utilizada a lo largo de todo este trabajo. Obsérvese que puesto que logito  $l(x) = -\text{logito } [1-l(x)]$ , resulta el mismo sistema ya sea que pensemos en términos de las proporciones de los que mueren antes o después de la edad  $x$ .

En el cuadro 2 se presentan los supervivientes de la tabla de mortalidad  $l(x)$  y los logitos correspondientes para las secuencias de mortalidad de Naciones Unidas. Solamente se dan valores seleccionados, en lugar de intervalos quinquenales de  $x$ , puesto que los logitos cambian lentamente con la edad donde la mortalidad es relativamente baja en la niñez y en los años adultos tempranos; la presentación de los resultados completos extendería el cuadro sin agregar nada significativo a las comparaciones.

El punto destacado por los valores del cuadro es que las relaciones bastante complejas entre las razones  $l(x)$  de las diferentes secuencias de mortalidad son transformadas por los logitos en una estructura mucho más obvia. De este modo, en la escala  $l(x)$  las diferencias entre cualquier par de secuencias, ya sea en forma relativa o absoluta, no presentan ningún patrón simple de edades. Por otra parte, las diferencias en la



Cuadro 2

LAS PROPORCIONES DE SUPERVIVIENTES DESDE EL NACIMIENTO Y LOGITOS CORRESPONDIENTES PARA LAS SECUENCIAS DE MORTALIDAD MEDIA DE NACIONES UNIDAS

Edad (x) (en años)	Ambos sexos							
	l(x)				logito			
	A	B	C	D	A	B	C	D
1	0,9624	0,9625	0,8748	0,8007	-1,6216	-1,2670	-0,9722	-0,6952
5	0,9535	0,9005	0,8147	0,6809	-1,5099	-1,1015	-0,7403	-0,3790
20	0,9392	0,8710	0,7710	0,6076	-1,3684	-0,9551	-0,6070	-0,2187
30	0,9298	0,8362	0,7250	0,5451	-1,2264	-0,8150	-0,4846	-0,0904
40	0,8973	0,7963	0,6748	0,4781	-1,0836	-0,6816	-0,3650	-0,0438
50	0,8549	0,7393	0,6098	0,4013	-0,8868	-0,5212	-0,2233	0,2000
60	0,7666	0,6411	0,5097	0,3052	-0,5945	-0,2900	-0,0195	0,4113
65	0,6926	0,5657	0,4369	0,2458	-0,4062	-0,1316	0,1269	0,5607
70	0,5897	0,4663	0,3470	0,1802	-0,1814	0,0676	0,3161	0,7576
75	0,4537	0,3429	0,2414	0,1129	0,0928	0,3252	0,5726	1,0308
80	0,2948	0,2094	0,1366	0,0573	0 360	0,6642	0,9218	1,4000

escala logito sólo divergen moderadamente de un nivel constante. Esto se aprecia mejor en el cuadro 3, que muestra las diferencias logito para secuencias adyacentes.

Cuadro 3

DIFERENCIAS LOGITO PARA LAS SECUENCIAS DE MORTALIDAD MEDIA DE NACIONES UNIDAS

Edad (x)	B-A	C-B	D-C	Edad (x)	B-A	C-B	D-C
1	0,3546	0,2948	0,2770	60	0,3045	0,2705	0,4308
5	0,4084	0,3612	0,3613	65	0,2746	0,2585	0,4338
20	0,4133	0,3481	0,3883	70	0,2490	0,2485	0,4415
30	0,4114	0,3304	0,3942	75	0,2324	0,2474	0,4582
40	0,4020	0,3166	0,4088	80	0,2282	0,2576	0,4782
50	0,3656	0,2970	0,4233	—	—	—	—

Estas diferencias cambian lenta y consistentemente con la edad, aunque resulta interesante observar que el movimiento para D-C es en sentido contrario al de las otras dos series. De hecho, las diferencias logito D-B son casi constantes a lo largo de todas las edades. Existen fluctuaciones en la tendencia de las diferencias, pero éstas no muestran ningún patrón sistemático excepto a la edad de un año. Aquí los logitos tienen una

amplitud demasiado pequeña en el rango de niveles de mortalidad para ajustarse bien con el patrón general. El punto se discutirá posteriormente en forma más detallada. Resulta claro que, salvo esta excepción, las relaciones entre las secuencias de mortalidad media de Naciones Unidas pueden describirse bastante bien mediante rectas sobre la escala logito.

#### LA BASE DE LAS TABLAS ESTANDAR DE MORTALIDAD

Aquí nos ocuparemos principalmente de las relaciones entre las mortalidades de diferentes poblaciones y no de la construcción de una serie absoluta, única de tablas de mortalidad de referencia (modelos). En cualquier aplicación específica, la elección de una tabla de mortalidad que sirva de patrón estándar básico puede determinarse por los objetivos y la información disponible. Así, para una investigación de los cambios de la mortalidad a través del tiempo en una población, la mejor base sería una de las tablas de mortalidad en estudio. No obstante, para muchos propósitos resulta conveniente utilizar una secuencia estándar de mortalidad con la cual puedan relacionarse todas las demás. Entre las aplicaciones más importantes de las series de referencia de tablas de mortalidad, se halla la reconstrucción de medidas para los territorios en desarrollo, donde existe poca evidencia de que sirva de base para una decisión en el sentido de que en particular algún patrón detallado de mortalidad tenga una mayor probabilidad de ser una mejor representación que otros.

En tales circunstancias, la tabla estándar de mortalidad debe ser algún tipo de promedio. Si dos tablas de mortalidad han de tener cada cual una relación en línea recta con una tercera en la escala logito, entonces también deben ser lineales en su relación entre sí. Cualquiera de una serie de tablas de mortalidad así interrelacionadas podría tomarse como estándar. En la práctica, a causa de desviaciones con respecto a la linealidad exacta, esto no es estrictamente cierto y algunas serán mejores representaciones del patrón promedio que otras. Se ha construido una tabla estándar de mortalidad para propósitos generales, basada principalmente en la secuencia B de mortalidad de Naciones Unidas. A fin de trasladar el nivel de las tasas de mortalidad más cerca del intervalo "central" del rango observado en diferentes poblaciones, se agregó 0,5 a los logitos de las proporciones de supervivencia de las secuencias B. Esto equivale, en la escala logito, a alterar  $\alpha_0$  por una constante, pero dejando  $\beta_0$  sin variaciones. El procedimiento más obvio de comenzar a partir de la secuencia C de Naciones Unidas, que se halla alrededor del nivel requerido de mortalidad, fue rechazado porque la "pendiente" de la recta de las tasas de mortalidad C no se halla cerca del promedio, es decir, los valores  $\beta_0$  basados en este estándar por lo general serían positivos.

Se realizaron luego ajustes en las medidas a un año y a los 65 años y más, para hacer que el sistema generado fuese una mejor representación media de las tablas de mortalidad publicadas, en particular para las mortalidades moderadas y altas. Los ajustes se hicieron empíricamente a partir de comparaciones con las secuencias de mortalidad de Naciones Unidas y con las series Regionales de Tablas de mortalidad (véase más adelante). En el cuadro 6 se puede apreciar la magnitud de las modificaciones hechas a los logitos de la secuencia B. Se prestó menor atención al curso de la mortalidad en los países con tasas bajas de mortalidad, puesto que, por lo general, se podrán calcular estándares especiales en las aplicaciones a estos datos. Mediante estos métodos se construyó una tabla estándar de mortalidad para dar las proporciones de supervivencia al año, a los cinco años y de allí en adelante a intervalos quinquenales hasta los 80. Para ciertos propósitos, puede que se requieran medidas a intervalos más finos y más allá de los 80 años. El estándar ha sido ampliado a valores en años individuales de edad hasta los 50 y a intervalos de  $2\frac{1}{2}$  años desde cero a 100. Se llegó a las tasas de mortalidad a las edades más allá de los 80 años mediante el análisis de tablas de mortalidad publicadas. En vista de las deficiencias en la exactitud de las estadísticas para este período de la vida, no se puede atribuir un peso muy grande a las medidas resultantes. Los valores dentro de los intervalos quinquenales estándares se obtuvieron mediante interpolación en los logitos. En el cuadro 4, se muestran las proporciones de supervivencia de la tabla de mortalidad del estándar y los logitos correspondientes.

#### CARACTERISTICAS DE LAS TABLAS DE MORTALIDAD DEL SISTEMA

Si los logitos estándares están simbolizados por  $Y_s(x)$ , en que  $x$  es la edad, la ecuación que relaciona otras secuencias de mortalidad con esta función es  $Y(x) = \alpha + \beta Y_s(x)$ , en que  $\alpha$  y  $\beta$  son constantes que varían entre las tablas de mortalidad.  $Y_s(x)$  es cero cuando  $l_s(x)$  es 0,5, es decir, a la edad (aquí de 51 años) hasta la cual sobreviven la mitad de los nacimientos. Puesto que  $Y(x)$  es entonces igual a  $\alpha$ , este parámetro puede considerarse, en cierto sentido, como que mide el nivel de mortalidad aunque, dado que el patrón de las tasas específicas de mortalidad con la edad varía con  $\beta$ , el término "nivel" no está definido cabalmente. En este trabajo, la frase "nivel de mortalidad" será utilizada de un modo general. Se dará una definición más específica haciendo referencia a valores de  $\alpha$  y de  $\beta$ . Un valor positivo de  $\alpha$  da una supervivencia  $l(x)$  de menos de 0,5 a la edad de 51 años. Si  $\beta$  es igual a la unidad,  $Y(x) - Y_s(x)$  tiene el valor  $\alpha$  en todas las edades y, por consiguiente, las diferencias entre  $l(x)$  y  $l_s(x)$  son en el mismo sentido de comienzo a fin. La tabla de mortalidad generada tiene entonces una

Cuadro 4

## MEDIDAS DE LA TABLA ESTANDAR DE MORTALIDAD

Edad (x) (en años)	$l(x)$	Logito	Edad (x) (en años)	$l(x)$	Logito	Edad (x) (en años)	$l(x)$	Logito
0	1,0000	$-\infty$	25	0,6826	-0,3829	50	0,5106	-0,212
1	0,8499	-0,8670	26	0,6764	-0,3686	52½	0,4857	0,0286
2	0,8070	-0,7152	27	0,6703	-0,3549	55	0,4585	0,0832
3	0,7876	-0,6552	28	0,6643	-0,3413	57½	0,4291	0,1428
4	0,7762	-0,6219	29	0,6584	-0,3280	60	0,3965	0,2100
5	0,7691	-0,6015	30	0,6525	-0,3150	62½	0,3602	0,2873
6	0,7642	-0,5879	31	0,6466	-0,3020	65	0,3210	0,3746
7	0,7601	-0,5766	32	0,6405	-0,2889	67½	0,2801	0,4720
8	0,7564	-0,5666	33	0,6345	-0,2759	70	0,2380	0,5818
9	0,7532	-0,5578	34	0,6284	-0,2627	72½	0,1945	0,7105
10	0,7502	-0,5498	35	0,6223	-0,2496	75	0,1500	0,8673
11	0,7477	-0,5431	36	0,6160	-0,2364	77½	0,1090	1,0505
12	0,7452	-0,5365	37	0,6097	-0,2230	80	0,0760	1,2490
13	0,7425	-0,5296	38	0,6032	-0,2094	82½	0,0490	1,4828
14	0,7396	-0,5220	39	0,5966	-0,1956	85	0,0290	1,7555
15	0,7362	-0,5131	40	0,5898	-0,1817	87½	0,0155	2,0760
16	0,7328	-0,5043	41	0,5830	-0,1676	90	0,0070	2,4774
17	0,7287	-0,4941	42	0,5759	-0,1530	92½	0,0030	2,9031
18	0,7241	-0,4824	43	0,5686	-0,1381	95	0,0010	3,4534
19	0,7188	-0,4694	44	0,5612	-0,1229	97½	0,0001	4,6046
20	0,7130	-0,4551	45	0,5535	-0,1073	100	0,0000	$\infty$
21	0,7069	-0,4401	46	0,5454	-0,0911	—	—	—
22	0,7005	-0,4248	47	0,5371	-0,0743	—	—	—
23	0,6943	-0,4103	48	0,5285	-0,0572	—	—	—
24	0,6884	-0,3963	49	0,5197	-0,0395	—	—	—

mortalidad más alta que la estándar. Si  $\beta$  es mayor que uno, sin embargo, la diferencia entre  $Y(x)$  y  $Y_s(x)$  será menor que  $\alpha$  en las edades por debajo de los 51 años. Por ejemplo, si  $\alpha$  fuese 0,18 y  $\beta$  fuese 1,3,  $l(x)$  sería casi exactamente igual a  $l_s(x)$  a la edad de cinco años, pero de 0,411 a la edad de 51 años en comparación con el 0,5 estándar. Una  $\beta$  mayor que 1 significa que con la mayor edad las razones de supervivencia de la tabla de mortalidad bajan con mayor rapidez que las de una población con las  $\alpha$ , pero con  $\beta$  igual a uno; rige lo contrario para  $\beta$  menor que uno. Por lo tanto, resulta conveniente llamar a  $\beta$  "pendiente" de la mortalidad.

Para brindar una concepción más clara de las implicaciones de  $\alpha$  y  $\beta$ , se han computado tablas de mortalidad para diversos valores de los parámetros. En el cuadro 5 se presentan las proporciones de supervivencia

Cuadro 5

SUPERVIVIENTES DE 10 000 NACIMIENTOS ( $l$ ), ESPERANZA DE VIDA ( $e$ ) Y PROBABILIDAD DE MORIR ANTES DE LA SIGUIENTE EDAD CONSIGNADA ( $q$ ) EN TABLAS MODELO LOGITO DE MORTALIDAD SELECCIONADAS

Edad (en años)	$\alpha = 0,5$			$\alpha = 0$			$\alpha = -0,5$			$\alpha = -1,0$		
	$l$	$q$	$e$	$l$	$q$	$e$	$l$	$q$	$e$	$l$	$q$	$e$
	$\beta = 0,6$											
0	10 000	0,4899	24,7	10 000	0,2611	43,1	10 000	0,1150	61,7	10 000	0,0456	75,8
1	5 101	0,1553	47,0	7 389	0,0892	57,2	8 850	0,0413	68,6	9 544	0,0098	78,4
5	4 309	0,0352	51,4	6 730	0,0305	58,7	8 484	0,0096	67,5	9,383	0,0039	75,7
10	4 158	0,0256	48,2	6 592	0,0151	54,8	8 402	0,0071	63,1	9 346	0,0029	71,0
15	4 051	0,0412	44,4	6 493	0,0247	50,6	8 342	0,0118	58,6	9 319	0,0049	66,2
20	3 884	0,0524	41,2	6 332	0,0321	46,9	8 243	0,0156	54,2	9 273	0,0065	61,5
25	3 681	0,0509	38,3	6 129	0,0318	43,3	8 115	0,0157	50,1	9 212	0,0066	56,9
30	3 493	0,0504	35,2	5 934	0,0321	39,7	7 987	0,0162	45,8	9 151	0,0069	52,3
35	3 317	0,0538	32,0	5,743	0,0350	35,9	7 858	0,0179	41,5	9,088	0,0077	47,6
40	3 139	0,0600	28,6	5 543	0,0398	32,1	7 717	0,0208	37,3	9 018	0,0091	43,0
45	2 950	0,0714	25,3	5 322	0,0485	28,4	7 556	0,0259	33,0	8 937	0,0115	38,4
50	2 740	0,0883	22,1	5 064	0,0618	24,7	7 360	0,0340	28,8	8 834	0,0153	33,8
55	2 498	0,1098	19,0	4 751	0,0795	21,1	7 110	0,0454	24,7	8 699	0,0209	29,3
60	2 224	0,1451	16,0	4 373	0,1094	17,7	6 787	0,0655	20,8	8 517	0,0314	24,8
65	1 901	0,1861	13,3	3 895	0,1470	14,6	6 342	0,0936	17,1	8 250	0,0471	20,6
70	1 547	0,2567	10,8	3 322	0,2143	11,7	5 749	0,1480	13,6	7 861	0,0804	16,4
75	1 150	0,3400	8,6	2 610	0,3003	9,2	4 898	0,2286	10,5	7 230	0,1386	12,7
80	759	0,4361	6,8	1 826	0,4061	7,1	3 778	0,3423	7,9	6 227	0,2399	9,3
85	428	0,5678	5,1	1 085	0,5513	5,3	2 485	0,5087	5,6	4 734	0,4205	6,4
90	185	1,0000	3,7	487	1,0000	3,8	1 221	1,0000	3,9	2 743	1,0000	4,2

(Continúa)

Cuadro 5 (continuación)

SUPERVIVIENTES DE 10 000 NACIMIENTOS (*l*), ESPERANZA DE VIDA (*e*) Y PROBABILIDAD DE MORIR ANTES DE LA SIGUIENTE EDAD CONSIGNADA (*q*) EN TABLAS MODELO LOGITO DE MORTALIDAD SELECCIONADAS

Edad (en años)	$\alpha = 0,5$			$\alpha = 0$			$\alpha = -0,5$			$\alpha = -1,0$		
	<i>l</i>	<i>q</i>	<i>e</i>	<i>l</i>	<i>q</i>	<i>e</i>	<i>l</i>	<i>q</i>	<i>e</i>	<i>l</i>	<i>q</i>	<i>e</i>
	$\beta = 1,0$											
0	10 000	0,3244	26,9	10 000	0,1501	43,4	10 000	0,0610	58,9	10 000	0,0233	70,7
1	6 756	0,1850	38,5	8 499	0,0951	50,0	9 390	0,0409	61,7	9 767	0,0161	71,4
5	5 506	0,0467	43,0	7 691	0,0246	51,1	9 005	0,0107	60,3	9 610	0,0042	68,6
10	5 249	0,0349	40,0	7 502	0,0187	47,4	8 909	0,0082	55,9	9 569	0,0033	63,8
15	5 066	0,0574	36,3	7 362	0,0315	43,2	8 835	0,0142	51,4	9 538	0,0057	59,0
20	4 775	0,0750	33,4	7 130	0,0426	39,5	8 710	0,0196	47,1	9 483	0,0080	54,4
25	4 417	0,0750	30,9	6 826	0,0441	36,2	8 539	0,0208	43,0	9 408	0,0085	49,8
30	4 086	0,0763	28,2	6 525	0,0463	32,7	8 362	0,0224	38,8	9 328	0,0093	45,2
35	3 774	0,0833	25,3	6,223	0,0522	29,2	8 175	0,0259	34,7	9 241	0,0110	40,6
40	3 460	0,0947	22,4	5 898	0,0616	25,7	7 963	0,0315	30,5	9 140	0,0136	36,0
45	3 132	0,1144	19,5	5 535	0,0775	22,2	7 712	0,0413	26,4	9 016	0,0182	31,5
50	2 774	0,1437	16,7	5 106	0,1020	18,9	7 393	0,0571	22,5	8 852	0,0260	27,0
55	2 375	0,1805	14,0	4 585	0,1352	15,7	6 971	0,0804	18,7	8 622	0,0383	22,7
60	1 947	0,2389	11,6	3 965	0,1904	12,8	6 410	0,1227	15,1	8 292	0,0624	18,5
65	1 482	0,3044	9,4	3 210	0,2586	10,2	5 624	0,1835	11,9	7 774	0,1026	14,5
70	1 031	0,4085	7,4	2 380	0,3698	7,9	4 592	0,2940	9,0	6 977	0,1888	10,9
75	610	0,5182	5,8	1 500	0,4933	6,1	3 242	0,4363	6,7	5 660	0,3321	7,8
80	294	0,6299	4,6	760	0,6184	4,7	1 827	0,5891	4,9	3 780	0,5217	5,5
85	109	0,7617	3,5	290	0,7586	3,5	751	0,7496	3,6	1 808	0,7261	3,8
90	26	1,0000	2,7	70	1,0000	2,7	188	1,0000	2,7	495	1,0000	2,8

(Continúa)

Cuadro 5 (continuación)

SUPERVIVIENTES DE 10 000 NACIMIENTOS (*l*), ESPERANZA DE VIDA (*e*) Y PROBABILIDAD DE MORIR ANTES DE LA SIGUIENTE EDAD CONSIGNADA (*q*) EN TABLAS MODELO LOGITO DE MORTALIDAD SELECCIONADAS

Edad (en años)	$\alpha = 0,5$			$\alpha = 0$			$\alpha = -0,5$			$\alpha = -1,0$		
	<i>l</i>	<i>q</i>	<i>e</i>	<i>l</i>	<i>q</i>	<i>e</i>	<i>l</i>	<i>q</i>	<i>e</i>	<i>l</i>	<i>q</i>	<i>e</i>
	$\beta = 1,6$											
0	10 000	0,1450	31,0	10 000	0,0587	45,0	10 000	0,0224	57,2	10 000	0,0084	66,5
1	8 550	0,1624	35,1	9 413	0,0728	46,8	9 776	0,0292	57,5	9 916	0,0111	66,1
5	7 161	0,0487	37,7	8 727	0,0224	46,4	9 491	0,0091	55,2	9 806	0,0035	62,8
10	6 812	0,0382	34,5	8 532	0,0180	42,4	9 405	0,0074	50,7	9 772	0,0028	58,0
15	6 552	0,0659	30,7	8 378	0,0321	38,1	9 335	0,0134	46,0	9 745	0,0052	53,1
20	6 121	0,0915	27,7	8 109	0,0468	34,3	9 210	0,0201	41,6	9 694	0,0079	48,4
25	5 561	0,0972	25,3	7 730	0,0522	30,8	9 025	0,0231	37,4	9 618	0,0092	43,8
30	5 020	0,1038	22,7	7 326	0,0586	27,4	8 816	0,0268	33,3	9 529	0,0108	39,2
35	4 499	0,1181	20,1	6 897	0,0702	23,9	8 580	0,0334	29,1	9 426	0,0138	34,6
40	3 968	0,1391	17,4	6 413	0,0876	20,6	8 294	0,0437	25,0	9 296	0,0185	30,0
45	3 416	0,1730	14,8	5 851	0,1165	17,3	7 931	0,0617	21,1	9 124	0,0271	25,5
50	2 825	0,2215	12,4	5 170	0,1608	14,2	7 442	0,0921	17,3	8 877	0,0426	21,2
55	2 199	0,2809	10,3	4 338	0,2208	11,5	6 756	0,1397	13,8	8 499	0,0699	17,0
60	1 581	0,3685	8,3	3 380	0,3145	9,1	5 813	0,2250	10,6	7 905	0,1268	13,1
65	999	0,4586	6,7	2 317	0,4196	7,1	4 505	0,3408	8,0	6 903	0,2257	9,6
70	541	0,5855	5,2	1 345	0,5637	5,4	2 970	0,5121	5,8	5 345	0,4100	6,7
75	224	0,7006	4,0	587	0,6925	4,0	1 449	0,6715	4,2	3 153	0,6209	4,6
80	67	0,8018	3,2	180	0,7993	3,2	476	0,7941	3,2	1 195	0,7813	3,3
85	13	0,9023	2,5	36	0,9006	2,5	98	0,8998	2,5	261	0,8982	2,5
90	1	1,0000	2,0	4	1,0000	2,0	10	1,0000	2,0	27	1,0000	2,0

$l(x)$ , las probabilidades de morir en grupos de edades, y las esperanzas de vida, para una selección de éstas. Los límites adoptados para  $\beta$  cubren aproximadamente el rango observado para las secuencias de mortalidad registrada a fin de ilustrar las características de las variaciones en el parámetro. Los efectos de las variaciones extremas en  $\beta$  pueden apreciarse al comparar, digamos, las tablas de mortalidad para  $\beta$  igual a 0,6,  $\alpha = -1,00$ , y  $\beta$  igual a 1,6,  $\alpha = -0,50$ . En ambas, algo más del 93 por ciento de la población sobrevive hasta la edad de cinco años (93,8 por ciento y 94,9 por ciento). Por otra parte, las medidas  $l(x)$  son del 78,6 por ciento y del 29,7 por ciento, respectivamente, a la edad de 70 años.

#### COMPARACIONES CON SECUENCIAS MEDIAS DE MORTALIDAD

Al comparar tablas empíricas de mortalidad con el sistema de referencia logito, a menudo resulta conveniente examinar  $Y(x) - Y_s(x)$  la que será denotada por  $D(x)$ . La ecuación logito puede escribirse como  $D(x) = Y(x) - Y_s(x) = \alpha + (\beta - 1) Y_s(x)$ . Es inútil considerar  $D(x)$  porque por lo general  $(\beta - 1)$  se aproxima bastante a cero; las desviaciones con respecto al estándar se exhiben así como variaciones alrededor de una constante o de un nivel que cambia lentamente. Por lo tanto, pueden apreciarse fácilmente tanto numéricamente como gráficamente.

Ahora resulta apropiado volver a las secuencias de mortalidad de Naciones Unidas para examinarlas en términos de la tabla estándar de mortalidad. En el cuadro 6 se presentan los valores  $D(x)$  para edades seleccionadas. Vale la pena observar que, debido a que cada proporción  $l(x)$  es derivada de la anterior multiplicándola por la probabilidad de sobrevivir al intervalo de edades, las grandes desviaciones de una tabla empírica con respecto al sistema logito de mortalidad no ocurren solamente a edades aisladas excepto posiblemente en los extremos de la vida. Típicamente consisten en un cambio gradual en el patrón a medida que las tasas de mortalidad específica a lo largo de un período de la vida divergen de aquellas implicadas por el estándar de referencia. Por lo tanto, no resulta esencial que, en las comparaciones, las proporciones  $l(x)$  sean mostradas a intervalos cortos de edad. Los valores  $D(x)$  son trazados en comparación con  $Y_s(x)$  en el gráfico 1. Puede verse en el cuadro y en el gráfico que las relaciones entre  $D(x)$  y  $Y_s(x)$  están bastante bien representadas por rectas. Las desviaciones no muestran características consistentes excepto a la edad de un año y quizás en la ancianidad; las implicaciones de estas discrepancias se discuten más adelante.

Aunque las variaciones y anomalías en los patrones de mortalidad se presentan más claramente en la escala logito, resulta útil traducir el significado de tales efectos en términos de medidas convencionales de la



Gráfico 1

DIFERENCIAS CON RESPECTO AL ESTANDAR GENERAL EN LA SUPERVIVENCIA HASTA EDADES SOBRE LA ESCALA LOGITO SEGUN NIVEL DE MORTALIDAD  
Mortalidades medias de Naciones Unidas

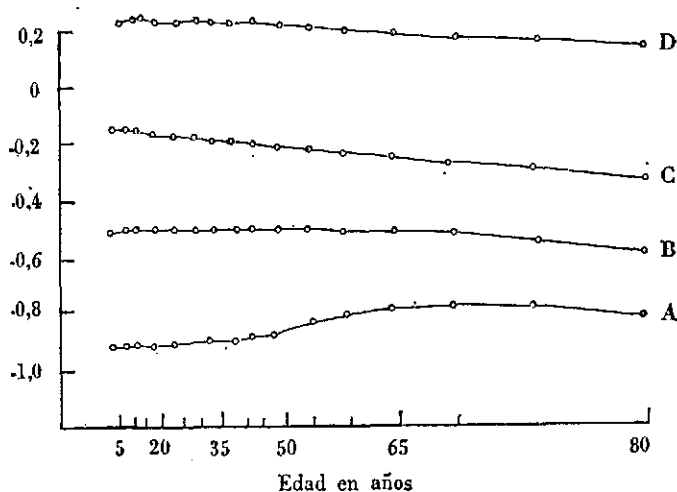


tabla de mortalidad. Con este propósito, es necesario seleccionar una tabla de mortalidad del sistema de referencia para hacer la comparación. De hecho, esto es lo mismo que ajustar una recta a los valores  $l(x)$  en la escala logito. Se requieren procedimientos similares en las aplicaciones prácticas del sistema para el suavizamiento de las mortalidades observadas que están sujetas a error. No existe una técnica que sea obviamente "correcta" para realizar este ajuste o suavizamiento. Lo que se requiere es un método que dé tasas suavizadas cercanas a las verdaderas, a lo largo del rango de edades que resulta importante para el propósito que se considera, cuando no hay errores en las observaciones, y que minimice la influencia de los errores cuando éstos existen. La solución ortodoxa sería ajustar una recta a las observaciones por el método de los mínimos cuadrados, aunque es poco probable que la estructura teórica del error aleatorio que justifica la técnica resulte pertinente. Más importante es el hecho de que el método otorga mucha ponderación a los valores extremos (a la edad de un año y en la ancianidad). Parece

razonable que se les deba otorgar relativamente poca ponderación, dado que se ajustan malamente al sistema, están sujetos a grandes errores de declaración y son de menor importancia para las aplicaciones deseadas. Se podría idear un procedimiento de mínimos cuadrados ponderados que tomara en cuenta esto, pero resultaría arbitrario y engorroso de aplicar. Como una cierta arbitrariedad es inevitable, parece mejor aprovechar la oportunidad de utilizar una técnica que es sencilla en su manejo.

Cuadro 6  
VALORES DE  $D(x)$  PARA LAS SECUENCIAS DE MORTALIDAD  
DE NACIONES UNIDAS

Edad (en años)	A	B	C	D
1	-0,7546	-0,4000	-0,1052	0,1718
5	-0,9084	-0,5000	-0,1388	0,2225
20	-0,9133	-0,5000	-0,1519	0,2364
30	-0,9114	-0,5000	-0,1696	0,2246
40	-0,9019	-0,5000	-0,1833	0,2255
50	-0,8656	-0,5000	-0,2021	0,2212
60	-0,8045	-0,5000	-0,2295	0,2013
65	-0,7808	-0,5062	-0,2477	0,1861
70	-0,7632	-0,5142	-0,2657	0,1758
75	-0,7745	-0,5421	-0,2947	0,1635
80	-0,8130	-0,5848	-0,3272	0,1510

El procedimiento adoptado es el siguiente. Las observaciones en orden de edad son desglosadas en dos grupos de números iguales, es decir, las razones  $l(x)$  en el primer grupo son todas para edades que son inferiores a las del segundo grupo. La medida a la edad de uno se excluye de los grupos a causa de su relación errática con la tendencia subsiguiente. Los valores medios de los logitos de las razones  $l(x)$  se calculan en forma separada para los grupos 1 y 2 y también las medias correspondientes de la tabla estándar de mortalidad, es decir, las de las medidas a las mismas edades. La recta que une los dos puntos definidos por los logitos medios de las observaciones y el estándar para los grupos 1 y 2, respectivamente, se toma como el mejor ajuste.

El método se expresa algebraicamente sumando la ecuación logito en los dos grupos, de modo que

$$\begin{aligned}\Sigma_1 Y(x) &= n\alpha + \beta \Sigma_1 Y_s(x), \\ \Sigma_2 Y(x) &= n\alpha + \beta \Sigma_2 Y_s(x),\end{aligned}$$

en que  $n$  es el número de observaciones en cada grupo y  $\Sigma_1$  denota la suma a lo largo del grupo 1, etc. Al resolver para  $\alpha$  y  $\beta$  se obtiene la recta requerida.

El agrupamiento de las observaciones para este procedimiento dependerá de los datos. Si se utilizan intervalos de edades iguales, los valores están más cercanos unos a otros en la escala logito en los primeros años en comparación con los últimos. Esta es una propiedad deseable puesto que el predominio de las proporciones que sobreviven a las edades mayores se reduce. Los valores medios de los dos grupos se hallan a los niveles de supervivencia de la niñez o de la edad adulta temprana y hacia el final de la vida activa, respectivamente. Al ajustar rectas a las razones de supervivencia en las tablas de mortalidad publicadas, para evaluar las características del sistema logito, las medidas a intervalos de 5 años desde los 5 a los 80 años inclusive fueron separadas en dos grupos iguales de ocho con la división entre los 40 y 45 años. El procedimiento fue aplicado a las secuencias de mortalidad de Naciones Unidas con los resultados que aparecen en el cuadro 7.

Los valores de supervivencia observados y ajustados concuerdan satisfactoriamente, excepto a la edad de uno y, para la secuencia A, a edades muy avanzadas. Aparecen discrepancias semejantes en cuanto a patrón en las comparaciones que se hacen más adelante. Plantean problemas que pueden ser de importancia en algunas aplicaciones, pero que para los propósitos presentes sólo requieren ser examinados brevemente. En las edades avanzadas, las tasas observadas para casi todas las poblaciones con mortalidad entre moderada y alta son de dudosa exactitud; las declaraciones de edades hacia el límite superior de la vida, tanto en los censos y en los registros de defunciones, están sujetos a grandes errores. Por lo tanto, en la construcción de la tabla estándar de mortalidad quizás habría sido mejor confiar más fuertemente en el patrón comunicado de mortalidad a edades altas de los países con tasas bajas de mortalidad. Si esto se hubiese realizado, habría mejorado la concordancia entre las medidas ajustadas y observadas para la secuencia A. En forma correspondiente, el ajuste en las edades tardías habría sido peor en las secuencias C y D, pero, a causa de las bajas proporciones que sobreviven, el efecto habría sido menos marcado en la escala convencional.

Las discrepancias a la edad de un año, y en menor medida, a los cinco años, pueden reducirse si las muertes muy tempranas debido a causas endógenas se clasifican con la mortalidad fetal y se omiten de las tablas de mortalidad. Las tendencias de las tasas para estas muertes tempranas al existir mejores condiciones de salud han sido mucho más semejantes a los movimientos para los nacidos muertos que a los movimientos para otras muertes infantiles. En principio, resulta fácil hacer correcciones que tomen en cuenta la omisión de la mortalidad endógena de la niñez, pero en la práctica el procedimiento es engorroso y no será introducido aquí. Nos ocuparemos de los rasgos generales del sistema más bien que de comparaciones detalladas a edades particulares.

Cuadro 7

SUPERVIVIENTES DE 1 000 NACIMIENTOS EN LAS SECUENCIAS  
DE MORTALIDAD DE NACIONES UNIDAS OBSERVADOS (o)  
Y AJUSTADOS (f) SEGUN MODELO LOGITO

Edad (en años)	A		B		C		D	
	o	f	o	f	o	f	o	f
0	1 000	1 000	1 000	1 000	1 000	1 000	1 000	1 000
1	962	975	927	938	875	875	801	774
5	953	956	901	900	815	814	681	673
10	949	950	891	890	799	800	650	651
15	945	946	884	883	788	789	632	635
20	939	939	871	871	771	771	608	609
25	930	930	854	854	748	748	577	576
30	921	919	836	837	725	725	545	544
35	910	908	817	818	701	701	513	513
40	897	894	796	798	675	674	478	481
45	880	877	771	773	645	644	441	446
50	855	855	739	743	610	608	401	406
55	818	824	697	702	566	564	356	359
60	767	779	641	647	510	508	305	305
65	693	709	566	571	437	435	246	243
70	590	605	466	470	347	347	180	178
75	454	448	343	337	241	242	113	112
80	295	257	209	194	137	139	57	57
$\alpha$	-0,8631		-0,5027		-0,2023		0,2112	
$\beta$	1,1167		0,9944		0,8913		0,9525	

## DIFERENCIALES POR SEXO

Se ha demostrado que las secuencias medias de mortalidad a niveles diferentes son razonablemente descritas por el sistema logito basado en un estándar fijo. El siguiente problema a considerar es la adecuación del sistema, ya sea con el mismo estándar o con estándares construidos especialmente para subgrupos de secuencias de mortalidad. Las divisiones por sexo son las primeras que hay que examinar. Las desviaciones entre los patrones de mortalidad masculinos y femeninos se ilustran en la forma más clara por las diferencias entre logitos de las proporciones de supervivencia de la tabla de mortalidad a las edades correspondientes. Estas diferencias a edades seleccionadas para las secuencias de mortalidad de Naciones Unidas se muestran en el cuadro 8.

Los logitos masculinos son más grandes que los femeninos en cada secuencia promedio, lo cual indica una supervivencia consistentemente

peor. Las diferencias aumentan moderadamente a las edades más allá de los 40 años, pero tienden también a ser mayores, excepto en los países con tasas bajas de mortalidad, en los años más tempranos. Así, la ventaja femenina en la juventud y en las edades posteriores se invierte, o por lo menos no aumenta, durante el período reproductivo, presumiblemente a causa de la influencia de la reproducción. Puesto que las diferencias no son consistentemente lineales en la escala logito y reflejan una divergencia semejante, aunque no igual, para las diversas secuencias de mortalidad,

Cuadro 8  
 DIFERENCIAS ENTRE LOGITOS DE  $l(x)$  PARA LAS TABLAS  
 DE MORTALIDAD DE NACIONES UNIDAS POR SEXO  
 (MASCULINO MENOS FEMENINO)

Edad (en años)	A	B	C	D
1	0,1296	0,1183	0,0887	0,0663
5	0,1226	0,0957	0,0644	0,0398
20	0,1314	0,0819	0,0482	0,0212
30	0,1349	0,0768	0,0462	0,0077
40	0,1249	0,0732	0,0474	0,0003
50	0,1331	0,0906	0,0741	0,0213
60	0,1676	0,1237	0,1207	0,0581
65	0,1841	0,1411	0,1458	0,0744
70	0,1930	0,1555	0,1686	0,0905
75	0,1943	0,1681	0,1903	0,1035
80	0,1978	0,1849	0,2151	0,1225

Cuadro 9  
 MEDIDAS DE LA TABLA ESTANDAR DE MORTALIDAD  
 PARA HOMBRES Y MUJERES

Edad (x) (en años)	Hombres		Mujeres	
	$l(x)$	logito	$l(x)$	logito
0	1,0000	$-\infty$	1,0000	$-\infty$
1	0,8348	-0,8100	0,8639	-0,9240
5	0,7571	-0,5684	0,7806	-0,6346
10	0,7395	-0,5217	0,7605	-0,5777
20	0,7056	-0,4371	0,7204	-0,4732
30	0,6489	-0,3071	0,6561	-0,3230

\* 40 años y más                      Como en el cuadro 4 para ambos sexos

\* Fue posible, mediante la transformación lineal de los logitos, construir estándares que hasta una aproximación bastante satisfactoria, fueron los mismos para ambos sexos a la edad de 40 años y más.

habría una cierta ventaja en el uso de tablas estándares de mortalidad para cada sexo en lugar de utilizar una en común. Por otra parte, parece que la ventaja sería pequeña. Los estándares masculino y femenino han sido construidos mediante el ajuste de la secuencia de mortalidad B en forma análoga al procedimiento para la tabla de mortalidad combinada. Aparecen en el cuadro 9. Para analizar el mejoramiento del ajuste que resulta del uso de estándares separados, las secuencias de mortalidad media masculina de Naciones Unidas han sido ajustadas tanto con el estándar general como con el masculino. Se muestran las comparaciones

Cuadro 10

SUPERVIVIENTES DE 1000 NACIMIENTOS EN LAS SECUENCIAS  
DE MORTALIDAD MASCULINA DE NACIONES UNIDAS  
OBSERVADOS (o) Y AJUSTADOS CON LOS ESTANDARES  
GENERALES ( $f_g$ ) Y LOS MASCULINOS ( $f_m$ )

Edad (en años)	A			B			C			D		
	o	$f_g$	$f_m$	o	$f_g$	$f_m$	o	$f_g$	$f_m$	o	$f_g$	$f_m$
1	958	972	970	919	935	931	865	875	868	790	775	764
5	948	951	949	892	894	891	805	810	806	673	672	666
10	943	945	944	882	883	881	790	794	791	643	649	645
20	932	932	932	862	861	862	763	763	763	603	606	605
30	911	909	910	826	825	827	716	712	715	543	538	541
40	886	881	884	785	783	787	665	658	663	478	473	479
50	839	837	839	722	723	726	593	587	591	396	396	400
60	738	751	753	614	621	622	480	479	481	293	294	295
70	544	564	562	429	436	434	309	313	311	167	167	166
80	254	220	213	179	167	163	112	114	111	51	51	50

en el cuadro 10. La concordancia entre las medidas observadas y ajustadas mejora apreciablemente mediante la aplicación del estándar masculino  $f_m$  para las secuencias de mortalidad intermedia (B y C), como era de esperar a causa del método de construcción. No obstante, el ajuste con el estándar general  $f_g$  es bastante razonable. En los niveles más extremos de mortalidad (A y D), en que la concordancia con los valores  $f_g$  es más bien peor, las medidas basadas en el estándar masculino  $f_m$  no son mejores o lo son muy poco. Puede concluirse que el uso del estándar general da resultados para los sexos por separado que apenas si son peores que aquéllos para las secuencias combinadas de mortalidad; la adopción de estándares separados por sexo mejoraría el ajuste detallado del sistema logito en un rango limitado de niveles de mortalidad, pero sería escasa la ganancia global para propósitos descriptivos generales.

## COMPARACIONES CON LAS TABLAS MODELO DE MORTALIDAD DE COALE-DEMENY

Las tablas de Coale-Demeny proporcionan series convenientes de patrones "promedios" de mortalidad para subgrupos (aquí, las "Regiones" del sistema). Las secuencias no son ahora "promedios" en un sentido recto, pero, puesto que no están calculadas a partir de tablas de mortalidad para grupos pequeños de países, que exhiben patrones cercanamente similares, pueden tomarse como equivalentes para la finalidad presente. Cabe observar, no obstante, que las secuencias extremas del sistema Regional son, en mayor o menor grado, extrapolaciones. En particular, para todas las Regiones, las secuencias construidas para niveles muy altos de mortalidad se extienden mucho más allá del rango de las tablas de mortalidad observadas; para algunas Regiones también existe un cierto estiramiento en las mortalidades bajas. Para las comparaciones que se hacen aquí, solamente se toman las secuencias que se hallan razonablemente dentro del rango de las observaciones. Con esta limitación, se seleccionaron secuencias de mortalidad alta, intermedia y baja para cada sexo de cada una de las cuatro series Regionales. Las medidas masculinas y femeninas correspondientes fueron promediadas para dar tablas combinadas de mortalidad. En el cuadro 11 se presentan las diferencias logito con respecto al estándar general en las edades correspondientes. Las relaciones aproximadamente lineales en la escala logito entre la secuencia estándar y las secuencias promedio de mortalidad de Naciones Unidas también son aparentes para los grupos Regionales. Hasta cierto punto, las variaciones entre los patrones Regionales son descritas por los cambios en la pendiente de la relación, es decir, en el valor de  $\beta$ , aunque no en forma consistente con los diferentes niveles de mortalidad. Así, para la Región Oeste, para las mortalidades altas y bajas, las diferencias logito se hacen más positivas a medida que aumenta la edad (es decir,  $\beta < 1,0$ ), pero al nivel intermedio de mortalidad la tendencia se invierte ( $\beta > 1,0$ ). También existen desviaciones particulares en las secuencias Regionales en ciertas partes del rango de edades, más señaladamente para el Norte y Sur para un año y para el Sur y Este para edades avanzadas.

Las secuencias de mortalidad Regional escogidas han sido ajustadas con el estándar general según el sistema logito. Los resultados aparecen en el cuadro 12. Las características de la concordancia con las proporciones de supervivencia del Oeste son esencialmente iguales que para las secuencias de Naciones Unidas, discutidas más arriba. Esto no resulta sorprendente puesto que el grupo de tablas de mortalidad publicadas a partir del cual se construyó la serie Oeste incluía con mucho la mayor cantidad de series. Las comparaciones del Norte presentan características más bien semejantes, salvo la gran discrepancia a la edad de un año y

Cuadro 11

VALORES DE  $D(x)$  PARA LAS SECUENCIAS REGIONALES DE MORTALIDAD

Edad (en años)	Mortalidad elevada				Mortalidad intermedia				Mortalidad baja			
	Norte	Sur	Este	Oeste	Norte	Sur	Este	Oeste	Norte	Sur	Este	Oeste
1	0,3558	0,2918	0,5228	0,4458	0,0175	0,0713	0,2225	0,0044	-0,9017	-0,7685	-0,7775	-0,7721
5	0,4668	0,4551	0,4973	0,4772	0,0830	0,1597	0,1690	-0,0119	-1,0310	-0,9636	-0,9716	-0,9285
20	0,5331	0,4535	0,4713	0,4889	0,1276	0,1386	0,1345	-0,0160	-1,0093	-1,0702	-1,0247	-0,9468
30	0,5192	0,4302	0,4342	0,4897	0,1046	0,1012	0,0905	-0,0320	-0,9799	-1,1648	-1,0602	-0,9550
40	0,5297	0,4115	0,4191	0,5180	0,0969	0,0693	0,0646	-0,0296	-0,9663	-1,2271	-1,0735	-0,9477
50	0,5383	0,3797	0,4011	0,5438	0,0802	0,0259	0,0356	-0,0345	-0,9517	-1,2538	1,0431	-0,9085
60	0,5364	0,3383	0,3805	0,5673	0,0410	0,0312	-0,0019	-0,0494	-0,9319	-1,2339	-0,9603	-0,8394
65	0,5426	0,3310	0,3797	0,5896	0,0149	-0,0571	-0,0136	-0,0604	-0,9299	-1,2272	-0,9215	-0,8092
70	0,5730	0,3477	0,4041	0,6228	-0,0065	-0,0731	-0,0162	-0,0733	-0,9293	-1,2208	-0,8856	-0,7838
75	0,6428	0,3986	0,4473	0,6699	-0,0308	-0,0807	-0,0195	-0,0990	-0,9606	-1,2206	-0,8718	-0,7877
80	0,7824	0,5255	0,5460	0,7666	-0,0403	-0,0567	-0,0028	-0,1230	-1,0264	-1,2413	-0,8840	-0,8101



Cuadro 12

SUPERVIVIENTES DE 1000 NACIMIENTOS PARA LAS TABLAS REGIONALES DE MORTALIDAD (AMBOS SEXOS) OBSERVADOS (o) Y AJUSTADOS (f) (N: NORTE, S: SUR, E: ESTE, O: OESTE)

Tabla de mortalidad	Edad (en años)										$\alpha$ $\beta$	
	1	5	10	20	30	40	50	60	70	80		
Mortalidad alta	N o	735	567	512	461	399	333	262	184	90	17	$\alpha = 0,5530$
	f	684	549	521	470	396	329	257	174	86	23	$\beta = 1,0813$
	S o	760	573	540	501	442	387	328	250	135	28	$\alpha = 0,4141$
	f	686	572	548	504	439	380	313	228	129	35	$\beta = 0,9274$
	E o	666	552	525	492	441	383	319	235	122	30	$\alpha = 0,4405$
	f	683	565	541	496	430	369	302	218	121	37	$\beta = 0,9492$
	O o	699	562	532	483	413	338	260	174	82	17	$\alpha = 0,5494$
	f	707	568	539	485	406	335	259	171	81	19	$\beta = 1,1402$
	N o	845	738	699	658	604	542	471	377	240	82	$\alpha = 0,0691$
	f	804	719	699	663	605	547	475	374	235	85	$\beta = 0,8947$
Mortalidad intermedia	S o	831	707	683	653	605	556	498	412	266	84	$\alpha = 0,0481$
	f	788	707	689	655	602	550	484	392	261	107	$\beta = 0,8120$
	E o	784	704	683	655	610	558	493	396	244	76	$\alpha = 0,0638$
	f	796	712	694	658	602	546	477	380	245	93	$\beta = 0,8593$
	O o	849	773	754	720	667	604	528	420	266	96	$\alpha = -0,0422$
	f	849	772	755	720	664	606	531	422	266	93	$\beta = 0,9468$
	N o	972	963	959	949	930	909	875	809	667	390	$\alpha = -0,9763$
	f	978	962	958	949	932	912	881	819	673	335	$\beta = 1,0576$
	S o	964	958	957	955	951	944	928	886	782	496	$\alpha = -1,1668$
	f	978	966	963	957	946	933	915	880	798	566	$\beta = 0,8282$
Mortalidad baja	E o	964	959	957	951	940	925	894	818	647	325	$\alpha = -0,9927$
	f	980	964	960	952	936	916	884	822	671	322	$\beta = 1,0939$
	O o	964	955	952	943	927	905	865	779	600	294	$\alpha = -0,8943$
	f	977	959	954	943	924	900	863	789	618	255	$\beta = 1,1252$

una desviación más pequeña en el mismo sentido a los cinco años para las mortalidades bajas e intermedias. La concordancia entre las medidas ajustadas y observadas a la edad de un año también es deficiente para las secuencias del Sur, existiendo además, para esta serie Regional, discrepancias apreciables a las edades mayores causadas por las tasas de mortalidad particularmente altas registradas sobre los 70 años. Las medidas ajustadas para las secuencias del Este tienden a ser demasiado altas en la niñez y bajas en las edades intermedias adultas (30 a 50 años). En resumen, el ajuste podría mejorarse claramente para todas las Regiones a excepción de la del Oeste mediante el empleo de estándares separados con modificaciones en los años muy tempranos y tardíos. El expediente

para eliminar la mortalidad infantil endógena de las tablas de mortalidad llevaría a cierto mejoramiento a la edad de un año, pero subsistirían considerables discrepancias residuales. Parece, no obstante, que el patrón de mortalidad en las edades tempranas es muy variable incluso entre los países que han sido asignados a la misma serie Regional de tablas. Así, teniendo virtualmente las mismas proporciones de muertes ya ocurridas al quinto año de edad en las tablas de mortalidad masculina (163 y 164 de 1 000), Dinamarca muestra en 1901-1905, 131 muertes antes de un año en comparación con la cifra de 111 para 1916-1920 en Inglaterra y Gales. Aunque en todos los países la mortalidad es relativamente elevada en la infancia y se reduce a un nivel bajo por el cuarto o quinto año de edad, el patrón de esta discriminación, particularmente en el segundo año, dista de ser consistente. Por lo tanto, deben existir ciertas dudas respecto a la descripción de estas características a través de promedios sin contar con una información complementaria. En los años tardíos, como ya se señaló, el problema de la exactitud de las tasas de mortalidad

Cuadro 13

SUPERVIVIENTES DE 1 000 NACIMIENTOS PARA LAS SECUENCIAS  
DE MORTALIDAD DEL SUR (AMBOS SEXOS) OBSERVADOS (*o*)  
Y AJUSTADOS SEGUN ESTANDARES ESPECIALES (*f<sub>s</sub>*)  
Y GENERALES (*f<sub>g</sub>*)

		(Edad en años)									
		1	5	10	20	30	40	50	60	70	80
Mortalidad alta	<i>o</i>	760	573	540	501	442	387	328	250	135	28
	<i>f<sub>s</sub></i>	750	572	540	501	443	387	325	245	132	31
	<i>f<sub>g</sub></i>	686	572	548	504	439	380	313	228	129	35
Mortalidad baja	<i>o</i>	964	958	957	955	951	944	928	886	782	496
	<i>f<sub>s</sub></i>	983	966	961	956	946	935	919	888	801	500
	<i>f<sub>g</sub></i>	978	966	963	957	946	933	915	880	798	566

declaradas se torna agudo. A causa de que la mortalidad es entonces alta, el error porcentual en la declaración no necesita ser grande para que se produzca una considerable distorsión de las proporciones de supervivencia.

Las secuencias del Sur son las que se ajustan menos satisfactoriamente al utilizar el estándar general. Para ilustrar el mejor tipo de concordancia que proviene de la adopción de un estándar especial, las secuencias del Sur de mortalidad alta y baja han sido ajustadas según un sistema logito lineal que utiliza la tabla de mortalidad intermedia seleccionada como base. En el cuadro 13 se presentan los resultados. Aunque la con-

cordancia es mejor que la que se obtiene con el estándar general, no se elimina totalmente la distorsión. En particular, algunas de las características del patrón de mortalidad baja, señaladamente las tasas de mortalidad muy reducidas entre la edad de 5 y de 40, no se hallan presentes en la secuencia intermedia que se tomó como estándar. Puede concluirse que aunque los subgrupos de las tablas de mortalidad estarán mejor descritos por sistemas logito que se basan en estándares especiales apropiados más bien que en el general, las ventajas de tales modificaciones están limitadas tanto por las variaciones en los patrones de acuerdo con el nivel de mortalidad como por las dudas acerca del grado en que las tablas individuales de mortalidad mostrarán concordancia.

#### COMPARACIONES CON SECUENCIAS OBSERVADAS DE MORTALIDAD DE POBLACIONES ESPECIFICAS

El análisis anterior se ha realizado respecto a la relación entre el sistema logito y los "promedios" de las medidas de mortalidad para grupos de poblaciones. Cabe esperar que muchas tablas de mortalidad observadas mostrarán patrones típicos que pueden ajustarse prácticamente con la misma exactitud que las correspondientes secuencias "promedio" de mortalidad. No obstante, existen variantes respecto al promedio y no se desprende necesariamente que estas variantes puedan ser incluidas convenientemente en el sistema. Algunas de ellas son simplemente los extremos de rangos que fueron aceptados para el cálculo de las secuencias Regionales. Otras no fueron incorporadas a la serie de tablas según las cuales se construyeron las secuencias promedio. En general, estas tablas de mortalidad, que fueron excluidas, son derivadas de estadísticas menos confiables. No obstante, sería poco prudente desechar como espurios los patrones más extremos de mortalidad que presentan. En algunos casos, por lo menos, existen buenas razones para aceptar como genuino el curso general de la mortalidad según la edad que muestra, incluso si hay distorsiones en porciones del rango. A causa de que los países del mundo para los cuales existen estadísticas de mortalidad con una exactitud satisfactoria tienen una limitada amplitud en cuanto a sus condiciones geográficas, sociales y económicas, tiene poca justificación el supuesto de que los patrones de mortalidad son los mismos en otras áreas. El sistema logito con el estándar general ha sido ajustado a varias tablas de mortalidad para poblaciones individuales. Se seleccionaron dos categorías. En el cuadro 14 A se presenta una comparación entre las proporciones observadas que sobreviven y las medidas ajustadas correspondientes de las tablas de mortalidad que fueron incluidas en los grupos a partir de los cuales se construyeron las secuencias Regionales. También se muestran las proporciones de supervivencia de la secuencia de mortalidad Regional que concuerda más cercanamente con las observaciones, en el sentido

de que las desviaciones absolutas medias constituyen un mínimo; la interpolación en las series de Coale-Demeny también fue utilizada donde fue necesaria. Los cuatro primeros ejemplos son para países europeos que son cada uno razonablemente típicos de una serie Regional; los dos últimos son para las únicas poblaciones que se incluyen en los registros, que no tienen principalmente un origen europeo, según los cuales Coale y Demeny construyeron su sistema. Se hacen comparaciones semejantes en el cuadro 14 B, pero para algunas de las tablas de mortalidad, no utilizadas en los cálculos de la serie Regional, que muestran discrepancias más extremas con respecto a los patrones de mortalidad media. Aunque deben existir ciertas dudas acerca de la exactitud detallada de estas tablas de mortalidad, puede argumentarse plausiblemente que las características generales de las desviaciones son genuinas.

Las comparaciones del cuadro 14 A apoyan las conclusiones a las que se llegó previamente al ajustar el sistema logito a tablas promedio de vida. Nuevamente cabe observar lo adecuado del método para describir

Cuadro 14 A

SUPERVIVIENTES DE 1000 NACIMIENTOS PARA TABLAS DE MORTALIDAD SELECCIONADAS OBSERVADAS (*o*), AJUSTADAS (*f*) Y SECUENCIA REGIONAL CORRESPONDIENTE (*f<sub>i</sub>*)  
(*i* = *n*, *s*, *e*, *o*, PARA NORTE, SUR, ESTE Y OESTE)

Tabla de mortalidad		Edad (en años)										$\alpha$ $\beta$
		1	5	10	20	30	40	50	60	70	80	
Suecia: mujeres, 1959	<i>f</i>	993	986	984	980	972	961	942	899	775	384	$\alpha = -1,3646$ $\beta = 1,2815$
	<i>o</i>	987	984	982	979	974	965	943	891	757	447	
	<i>f<sub>w</sub></i>	986	983	982	979	974	965	944	890	757	450	
Checoslovaquia: hombres, 1958	<i>f</i>	982	965	961	951	932	907	867	784	588	210	$\alpha = -0,9091$ $\beta = 1,2575$
	<i>o</i>	967	961	958	950	934	915	876	769	549	251	
	<i>f<sub>e</sub></i>	961	956	953	946	931	914	877	781	586	274	
Italia: mujeres, 1901-1911	<i>f</i>	810	738	722	691	643	594	532	443	308	136	$\alpha = -0,0484$ $\beta = 0,7796$
	<i>o</i>	843	739	721	699	641	592	541	466	317	107	
	<i>f<sub>s</sub></i>	850	738	716	687	643	597	546	469	321	113	
Noruega: mujeres, 1946-1950	<i>f</i>	975	957	952	942	924	902	868	801	648	310	$\alpha = -0,9181$ $\beta = -1,0548$
	<i>o</i>	966	958	953	942	924	902	865	791	639	353	
	<i>f<sub>n</sub></i>	966	951	945	935	917	894	859	796	659	386	
Japón: hombres, 1959	<i>f</i>	976	955	950	937	914	885	839	749	547	193	$\alpha = -0,8008$ $\beta = 1,2132$
	<i>o</i>	964	952	947	938	917	892	846	738	524	214	
	<i>f<sub>w</sub></i>	959	950	945	935	917	894	849	749	551	255	
Taiwán: hombres, 1959-1960	<i>f</i>	964	935	927	910	879	842	785	680	471	157	$\alpha = -0,6239$ $\beta = 1,1735$
	<i>o</i>	955	925	919	908	889	857	801	674	442	162	
	<i>f<sub>w</sub></i>	937	917	910	895	869	836	780	671	474	205	

Cuadro 14 B  
 SUPERVIVIENTES DE 1000 NACIMIENTOS PARA TABLAS DE  
 MORTALIDAD SELECCIONADAS OBSERVADAS (*o*), AJUSTADAS (*f*)  
 Y SECUENCIA REGIONAL CORRESPONDIENTE (*f<sub>i</sub>*)  
 (*i* = *n*, *s*, *e*, *o*, PARA NORTE, SUR, ESTE Y OESTE)

Tabla de mortalidad		Edad (en años)										$\alpha$	
		1	5	10	20	30	40	50	60	70	80	$\beta$	
Mauricio: hombres, 1942-1946	<i>f</i>	873	742	709	641	530	421	300	167	56	7	$\alpha =$	0,4574
	<i>o</i>	804	716	693	644	545	434	299	159	52	8		
	<i>f<sub>w</sub></i>	773	671	648	609	546	472	383	274	147	40		
Guyana: hombres, 1945-1947	<i>f</i>	938	880	864	831	771	700	602	446	227	46	$\alpha =$	-0,1773
	<i>o</i>	902	864	852	831	783	718	601	424	210	60		
	<i>f<sub>w</sub></i>	888	843	830	806	764	713	638	520	339	129		
Filipinas: hombres, 1946-1949	<i>f</i>	828	766	752	725	683	639	584	500	368	180	$\alpha =$	-0,1535
	<i>o</i>	874	765	748	728	687	635	570	478	362	207		
	<i>f<sub>i</sub></i>	860	780	763	741	703	660	600	502	338	121		
U.R.S.S.: mujeres, 1926-1927	<i>f</i>	786	723	710	684	644	604	554	481	365	196	$\alpha =$	-0,0955
	<i>o</i>	828	729	705	683	646	605	558	489	366	186		
	<i>f<sub>o</sub></i>	820	748	728	700	657	606	548	458	298	101		
Ceilán: hombres, 1952	<i>f</i>	898	855	845	826	793	758	711	635	498	267	$\alpha =$	-0,4350
	<i>o</i>	911	853	833	822	801	772	726	643	487	244		
	<i>f<sub>o</sub></i>	899	856	847	833	809	777	727	634	463	195		

el curso general de la mortalidad a pesar de las limitaciones que tiene a la edad de un año y en edades muy avanzadas. Para dos de las tablas de mortalidad (Noruega, Taiwán) la serie Regional apropiada da una representación menos satisfactoria que el sistema logito, y para otras dos (Japón y Checoslovaquia) el éxito tampoco es muy grande. Las secuencias de mortalidad observadas del cuadro 14 B son mejor descritas por el sistema logito que las series Regionales, en todos los ejemplos a excepción de Ceilán. La principal razón es que la relación entre la mortalidad adulta y la de la niñez es más extrema que para cualquiera de los patrones Regionales. En las tablas de mortalidad de Mauricio y de Guyana las tasas de mortalidad adulta son muy altas en comparación con las tasas de la niñez, mientras que lo inverso ocurre en las Filipinas, Unión Soviética y Ceilán. Los promedios Regionales no dejan lugar para tales desviaciones en la "pendiente" de la mortalidad y las medidas a partir de las tablas de mortalidad ajustadas de este sistema tienden, por lo tanto, a desviarse de los valores observados en las extremidades de la distribución fuera de los años adultos intermedios. El parámetro  $\beta$  en el sistema logito hace variar la pendiente y, como puede apreciarse, permite representar el curso general de la mortalidad según la edad incluso en esas tablas extremas de mortalidad. No obstante, las discrepancias a la edad de un año son considerables y hay distorsiones de la curva

observada con respecto a la relación lineal teórica en la escala logito. En vista de las posibles deficiencias en las tasas de mortalidad comunicadas resulta difícil saber qué ponderación hay que dar a estas desviaciones a edades particulares.

Los resultados en los cuadros 6 a 14 muestran que el sistema logito con el estándar general pueden utilizarse para representar las características más importantes de los patrones de mortalidad registrados a lo largo de la mayor parte del rango de edades. La exactitud del sistema es menor para la infancia y en los años tardíos de la vida. Mediante ajustes sería posible mejorar la concordancia a estas edades, pero esto no se ha hecho aquí. Hay mucha variabilidad entre las poblaciones que tienen aproximadamente el mismo nivel de mortalidad en cuanto a las tasas de mortalidad informadas a edades muy tempranas y a edades muy tardías. Algunos de los rasgos erráticos pueden deberse a errores en los datos, pero también se da el caso que éstas son las edades de mayor vulnerabilidad. Por lo tanto, se puede conjeturar que los factores sociales y ambientales en las poblaciones específicas podrían llevar a desviaciones más grandes en relación con la experiencia modelo. Los incrementos leves en la exactitud media del sistema logito serían de poca utilidad para describir tablas individuales de mortalidad y, para muchos propósitos, no justificarían las complicaciones adicionales. Toda tabla de mortalidad calculada a partir de observaciones presenta peculiaridades individuales en mayor o menor grado. Claramente, no cabe esperar que ningún sistema sencillo de relaciones pueda describir estas peculiaridades. Cuando las mismas desviaciones ocurren consistentemente en grupos de tablas de mortalidad, no obstante, las aplicaciones del sistema logito pueden ser reforzadas mediante el uso de estándares especiales. Un ejemplo obvio se encuentra en el estudio de los cambios en una población a través del tiempo en que un estándar que esté más estrechamente relacionado con las características de mortalidad de la comunidad específica resulta preferible (véase más adelante). Nuevamente existe evidencia, acumulativamente convincente aunque cada pieza de ésta es débil, de que en los países de Africa tropical y en algunos otros países en desarrollo las tasas de mortalidad a la edad de menos de un año son relativamente bajas en comparación con las que existen en la niñez posterior, señaladamente entre uno y cuatro años. Por lo tanto, se ha construido una tabla estándar de mortalidad para Africa para ser utilizada como base del sistema logito, la que ha sido ampliamente aplicada en los estudios demográficos de estos países.

#### CAMBIOS EN LOS PATRONES DE MORTALIDAD SEGUN SU NIVEL

La función logística transforma una proporción situada entre cero y uno en una variable con un rango de menos infinito a más infinito. La ma-

nera "natural" de tratar de representar la relación entre dos series de valores correspondientes en escalas infinitas es por funciones polinómicas que comienzan con una recta. Quizás no resulte muy sorprendente que la relación lineal entre los logitos de las razones de supervivencia sea una descripción razonable, aunque no parece haber una base lógica para esperararlo. La característica más sorprendente es que la inclinación de la "pendiente"  $\beta$  varía alrededor del valor central de uno a lo largo de todo el rango de los niveles de mortalidad registrados. Esto se evidencia en las diferencias logitos de las secuencias de mortalidad de Naciones Unidas que se presentan en el cuadro 6 y que también se ilustran en el gráfico 1. Las pendientes de las secuencias de mortalidad baja y alta (A y D) difieren poco; en vista de que hay poco donde elegir en cuanto a tablas de mortalidad elevada de exactitud aceptable, se puede atribuir poco peso a la pequeña diferencia aparente. En los niveles intermedios de mortalidad (B y C) las pendientes de las diferencias logitos son negativas, es decir,  $\beta$  es menor que uno. Una posible explicación de esto se sugiere más adelante. En cualquier nivel de mortalidad existen tablas de mortalidad cuyas  $\beta$  se apartan del valor central, como se ilustra en el cuadro 14, pero las desviaciones no se asocian en forma muy consistente con la incidencia de muertes.

Algunos de los rasgos del sistema logito, incluyendo la relación entre pendiente y nivel de mortalidad, se aprecian mejor al examinar los movimientos de las tasas de mortalidad a lo largo del tiempo en una población individual. Para efectuar una separación entre las tendencias sistemáticas y las fluctuaciones erráticas, se requiere una larga historia de registros exactos. Las tablas de mortalidad abreviada para Suecia fueron derivadas, mediante técnicas normales, de las tasas de mortalidad por edades para las décadas que comienzan en 1801-1810, y se obtuvieron los logitos de  $[1 - l(x)]$ ; no se intentó ningún suavizamiento de las medidas. Se construyeron logitos estándar especiales a edades sacando un promedio a lo largo del rango de tablas de mortalidad (hombres y mujeres por separado); se calcularon las diferencias logito  $D(x)$  entre las tablas de mortalidad y el estándar correspondiente. En los cuadros 15 y 16 se muestran los resultados para décadas alternadas solamente, puesto que esto basta para mostrar la estructura sin la confusión de demasiadas medidas. En los gráficos 2 A y 2 B se trazan los gráficos de  $D(x)$  en comparación con los estándares logitos apropiados, siendo las líneas designadas por el punto medio de la década.

A pesar de las desviaciones para décadas específicas, la representación de las tablas de mortalidad mediante rectas en la escala logito da una descripción general razonable. Fuera de los primeros años, las desviaciones con respecto a la linealidad presentan pocas señales de rasgos sistemáticos que pudieran sugerir que sería posible construir en forma sen-

Gráfico 2 A

DIFERENCIAS CON RESPECTO AL ESTANDAR ESPECIAL  
EN LA SUPERVIVENCIA HASTA LAS EDADES EN LA  
ESCALA LOCITO POR PERIODO

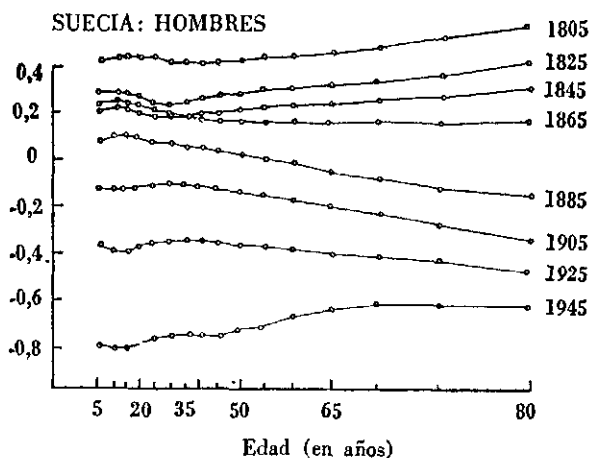
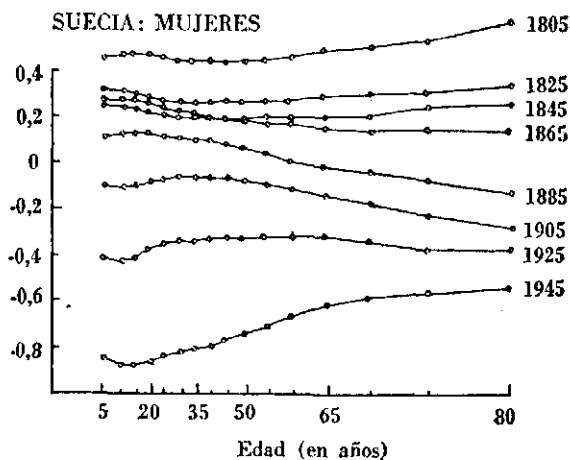


Gráfico 2 B

DIFERENCIAS CON RESPECTO AL ESTANDAR ESPECIAL  
EN LA SUPERVIVENCIA HASTA LAS EDADES EN LA  
ESCALA LOCITO POR PERIODO





Cuadro 15

PROPORCIONES QUE SOBREVIVEN DESDE EL NACIMIENTO EN LAS TABLAS DE MORTALIDAD PARA LAS DECADAS QUE COMIENZAN EN EL AÑO PRESENTADO Y LAS DIFERENCIAS LOGITO CORRESPONDIENTES; SUECIA, VARONES

Edad (x) (en años)	$l(x)$								Promedio logito	Diferencia logito, $D(x)$							
	1801	1821	1841	1861	1881	1901	1921	1941		1801	1821	1841	1861	1881	1901	1921	1941
5	0,6795	0,7367	0,7570	0,7530	0,8053	0,8646	0,9133	0,9614	-0,8047	0,4289	0,2903	0,2365	0,2474	0,0948	-0,1223	-0,3726	-0,8029
10	0,6378	0,7083	0,7624	0,7184	0,7744	0,8473	0,9040	0,9565	-0,7279	0,4450	0,2843	0,2397	0,2596	0,1112	-0,1289	-0,3933	-0,8174
15	0,6142	0,6922	0,7102	0,7025	0,7594	0,8350	0,8961	0,9527	-0,6850	0,4525	0,2798	0,2368	0,2554	0,1103	-0,1257	-0,3923	-0,8164
20	0,5910	0,6750	0,6934	0,6855	0,7425	0,8162	0,8813	0,9452	-0,6310	0,4469	0,2656	0,2230	0,2414	0,1015	-0,1144	-0,3714	-0,7928
25	0,5586	0,6483	0,6693	0,6621	0,7184	0,7900	0,8608	0,9331	-0,5592	0,4394	0,2534	0,2067	0,2229	0,0909	-0,1033	-0,3518	-0,7585
30	0,5288	0,6177	0,6425	0,6380	0,6945	0,7657	0,8416	0,9227	-0,4939	0,4362	0,2540	0,2008	0,2106	0,0833	-0,0982	-0,3412	-0,7452
35	0,4972	0,5825	0,6115	0,6124	0,6712	0,7430	0,8229	0,9121	-0,4302	0,4358	0,2637	0,2034	0,2015	0,0734	-0,1006	-0,3379	-0,7396
40	0,4632	0,5431	0,5739	0,5830	0,6458	0,7186	0,8032	0,8997	-0,3623	0,4360	0,2759	0,2134	0,1947	0,0619	-0,1065	-0,3409	-0,7347
45	0,4248	0,4968	0,5306	0,5485	0,6158	0,6901	0,7802	0,8840	-0,2857	0,4372	0,2921	0,2244	0,1884	0,0498	-0,1146	-0,3477	-0,7297
50	0,3810	0,4452	0,4819	0,5077	0,5810	0,6567	0,7513	0,8609	-0,1973	0,4400	0,3073	0,2335	0,1819	0,0339	-0,1270	-0,3555	-0,7141
55	0,3283	0,3876	0,4249	0,4584	0,5397	0,6157	0,7143	0,8266	-0,0916	0,4495	0,3203	0,2429	0,1750	0,0120	-0,1441	-0,3666	-0,6893
60	0,2712	0,3259	0,3619	0,3993	0,4886	0,5652	0,6639	0,7765	0,0342	0,4601	0,3292	0,2493	0,1700	-0,0114	-0,1653	-0,3746	-0,6569
65	0,2077	0,2557	0,2924	0,3277	0,4246	0,5001	0,5945	0,7044	0,1914	0,4780	0,3428	0,2504	0,1679	-0,0395	-0,1916	-0,3827	-0,6256
70	0,1453	0,1833	0,2088	0,2464	0,3448	0,4165	0,5020	0,6028	0,3919	0,4941	0,3552	0,2742	0,1670	-0,0709	-0,2233	-0,3959	-0,6005
75	0,0832	0,1113	0,1293	0,1590	0,2479	0,3121	0,3830	0,4682	0,6597	0,5401	0,3791	0,2939	0,1731	-0,1047	-0,2645	-0,4213	-0,5960
80	0,0364	0,0521	0,0623	0,0802	0,1444	0,1937	0,2448	0,3040	1,0305	0,6076	0,4201	0,3253	0,1893	-0,1409	-0,3174	-0,4673	-0,6163

Cuadro 16

PROPORCIONES QUE SOBREVIVEN DESDE EL NACIMIENTO EN LAS TABLAS DE MORTALIDAD PARA LAS DECADAS QUE COMIENZAN EN EL AÑO PRESENTADO Y LAS DIFERENCIAS LOGITO CORRESPONDIENTES; SUECIA, MUJERES

Edad (x) (en años)	<i>l(x)</i>								Promedio logito	Diferencia logito, <i>D(x)</i>							
	1801	1821	1841	1861	1881	1901	1921	1941		1801	1821	1841	1861	1881	1901	1921	1941
5	0,7086	0,7640	0,7852	0,7768	0,8257	0,8830	0,9304	0,9699	-0,8906	0,4463	0,3032	0,2425	0,2671	0,1128	-0,1200	-0,4058	-0,8457
10	0,6684	0,7365	0,7567	0,7432	0,7946	0,8651	0,9215	0,9666	-0,8103	0,4598	0,2964	0,2429	0,2790	0,1338	-0,1188	-0,4211	-0,8723
15	0,6467	0,7204	0,7407	0,7276	0,7782	0,8507	0,9128	0,9637	-0,7628	0,4605	0,2896	0,2380	0,2716	0,1352	-0,1072	-0,4113	-0,8767
20	0,6235	0,7028	0,7232	0,7115	0,7607	0,8307	0,8980	0,9580	-0,7048	0,4526	0,2745	0,2246	0,2535	0,1265	-0,0905	-0,3823	-0,8588
25	0,5983	0,6807	0,7029	0,6925	0,7408	0,8080	0,8796	0,9500	-0,6405	0,4413	0,2620	0,2099	0,2346	0,1154	-0,0780	-0,3538	-0,8317
30	0,5704	0,6555	0,6807	0,6715	0,7187	0,7841	0,8612	0,9417	-0,5771	0,4354	0,2555	0,1936	0,2196	0,1081	-0,0678	-0,3355	-0,8140
35	0,5395	0,6267	0,6542	0,6479	0,6952	0,7602	0,8425	0,9326	-0,5129	0,4337	0,2539	0,1942	0,2080	0,1006	-0,0640	-0,3256	-0,8008
40	0,5054	0,5935	0,6233	0,6209	0,6696	0,7351	0,8229	0,9219	-0,4456	0,4348	0,2564	0,1938	0,1989	0,0924	-0,0648	-0,3225	-0,7886
45	0,4676	0,5567	0,5886	0,5905	0,6427	0,7088	0,8005	0,9079	-0,3735	0,4384	0,2596	0,1944	0,1905	0,0800	-0,0713	-0,3212	-0,7706
50	0,4293	0,5182	0,5523	0,5577	0,6142	0,6801	0,7734	0,8879	-0,2966	0,4390	0,2602	0,1916	0,1807	0,0641	-0,0805	-0,3172	-0,7381
55	0,3811	0,4713	0,5066	0,5178	0,5805	0,6465	0,7386	0,8591	-0,2045	0,4470	0,2620	0,1913	0,1689	0,0421	-0,0973	-0,3149	-0,6994
60	0,3261	0,4159	0,4505	0,4664	0,5374	0,6040	0,6940	0,8178	-0,0933	0,4563	0,2631	0,1926	0,1606	0,0184	-0,1178	-0,3161	-0,6575
65	0,2581	0,3426	0,3805	0,3989	0,4789	0,5474	0,6322	0,7559	0,0517	0,4762	0,2742	0,1920	0,1533	-0,0095	-0,1468	-0,3225	-0,6168
70	0,1881	0,2594	0,2892	0,3145	0,4001	0,4696	0,5443	0,6628	0,2414	0,4898	0,2832	0,2082	0,1481	-0,0839	-0,1805	-0,3302	-0,5793
75	0,1143	0,1692	0,1899	0,2178	0,3000	0,3647	0,4262	0,5265	0,4976	0,5262	0,2981	0,2277	0,1417	-0,0740	-0,2201	-0,3489	-0,5506
80	0,0520	0,0866	0,0989	0,1211	0,1880	0,2375	0,2799	0,3539	0,8517	0,5999	0,3262	0,2531	0,1393	-0,1202	-0,2685	-0,3793	-0,5507

cilla un modelo mejor. Si se sumaran nuevos parámetros (por ejemplo, mediante el empleo de polinomios de orden superior) se obtendría un ajuste más estrecho, pero es evidente que el mejoramiento global para cada parámetro adicional sería muy pequeño. No se obtendría así una mejor comprensión de la naturaleza de la relación. Las desviaciones sistemáticas en los primeros años son del tipo, ya discutido, que puede reducirse dejando lugar para la mortalidad endógena en las primeras semanas de vida. Una característica sorprendente de los gráficos es la similitud de las pendientes para las primeras y últimas décadas, aunque las tendencias son sumamente distintas en algunos períodos intermedios. Así, los valores  $\beta$  de la representación logito (en las escalas suecas especiales) son mayores a uno en los niveles altos y bajos de mortalidad, pero substancialmente menores a uno en algunas décadas intermedias. Cabe observar que la adopción del estándar general  $Y_s(x)$  no habría modificado estas conclusiones en forma efectiva, pero las  $\beta$  resultantes habrían sido algo menores, particularmente para las mujeres. Los movimientos generales del patrón según el nivel de mortalidad en la población sueca, por lo tanto, son consistentes con la imagen obtenida de la estructura de las secuencias de tablas de mortalidad media de Naciones Unidas para diferentes incidencias de muerte.

Medidas similares para Inglaterra y Gales se presentan en los cuadros 17 y 18 y se ilustran en los gráficos 3 A y 3 B. Las tablas de mortalidad utilizadas fueron las calculadas por Case *et al.* (1952) y son para períodos quinquenales. Se llega casi a las mismas conclusiones generales a partir de estas medidas que en el caso de las observaciones de Suecia, pero no se presentan los valores superiores de  $\beta$  para las tablas de mortalidad más tempranas, que son comparables con la pendiente de años recientes. Las tablas de mortalidad de Inglaterra y Gales, no obstante, se presentan a partir de 1856-1860, en comparación con 1801-1810 para Suecia, y comienzan a un nivel más bajo de mortalidad. La aguda pendiente de las medidas para los varones de Inglaterra y Gales en el período más reciente también es notable, y refleja las tasas de mortalidad relativamente elevadas en las edades adultas tardías en comparación con la mortalidad en la niñez.

#### INTERPRETACION DE LAS RELACIONES LOGITO

Nuestro objetivo ha sido demostrar que las relaciones entre los patrones de mortalidad en las diferentes poblaciones pueden describirse en forma general mediante una ecuación lineal de dos parámetros en los logitos de las proporciones de supervivencia. La sencillez del resultado induce a la búsqueda de una mayor elucidación, en particular del significado de los parámetros  $\alpha$  y  $\beta$ . Se mencionó anteriormente que la función logito era utilizada en las técnicas estándares de bio-ensayo. Resulta

Cuadro 17

PROPORCIONES QUE SOBREVIVEN DESDE EL NACIMIENTO EN LAS TABLAS DE MORTALIDAD PARA  
 LOS QUINQUENIOS QUE COMIENZAN EN EL AÑO PRESENTADO Y DIFERENCIAS  
 LOGITO CORRESPONDIENTES; INGLATERRA Y GALES, HOMBRES

Edad (x) (en años)	l(x)									
	1866	1876	1886	1896	1906	1916	1926	1936	1946	1956
5	0,7194	0,7376	0,7557	0,7560	0,8042	0,8357	0,8866	0,9176	0,9449	0,9693
10	0,6916	0,7146	0,7376	0,7407	0,7909	0,8200	0,8757	0,9089	0,9407	0,9669
15	0,6769	0,7024	0,7274	0,7321	0,7831	0,8101	0,8687	0,9034	0,9375	0,9650
20	0,6569	0,6856	0,7126	0,7191	0,7716	0,7931	0,8575	0,8943	0,9319	0,9608
25	0,6301	0,6630	0,6933	0,7017	0,7564	0,7714	0,8435	0,8820	0,9245	0,9554
30	0,6006	0,6360	0,6702	0,6815	0,7381	0,7464	0,8287	0,8698	0,9162	0,9504
35	0,5690	0,6048	0,6420	0,6571	0,7160	0,7204	0,8129	0,8567	0,9069	0,9444
40	0,5339	0,5689	0,6077	0,6266	0,6887	0,6928	0,7919	0,8396	0,8953	0,9355
45	0,4955	0,5276	0,5671	0,5885	0,6544	0,6619	0,7641	0,8162	0,8780	0,9213
50	0,4531	0,4820	0,5191	0,5431	0,6105	0,6236	0,7273	0,7824	0,8491	0,8974
55	0,4050	0,4294	0,4638	0,4874	0,5558	0,5742	0,6796	0,7318	0,8047	0,8554
60	0,3497	0,3691	0,3976	0,4211	0,4859	0,5115	0,6157	0,6622	0,7373	0,7845
65	0,2860	0,2993	0,3227	0,3429	0,4024	0,4299	0,5283	0,5679	0,6405	0,6819
70	0,2147	0,2233	0,2381	0,2571	0,3056	0,3308	0,4156	0,4511	0,5189	0,5476
75	0,1414	0,1458	0,1550	0,1685	0,2036	0,2193	0,2846	0,3111	0,3742	0,3892
80	0,0760	0,0777	0,0827	0,0917	0,1128	0,1154	0,1534	0,1677	0,2228	0,2299

(Continúa)

Cuadro 17 (continuación)

PROPORCIONES QUE SOBREVIVEN DESDE EL NACIMIENTO EN LAS TABLAS DE MORTALIDAD PARA  
LOS QUINQUENIOS QUE COMIENZAN EN EL AÑO PRESENTADO Y DIFERENCIAS  
LOGITO CORRESPONDIENTES: INGLATERRA Y GALES, HOMBRES

Edad (x) (en años)	Promedio logito	Diferencia logito $D(x)$									
		1866	1876	1886	1896	1906	1916	1926	1936	1946	1956
5	-0,9018	0,4310	0,3849	0,3372	0,3264	0,1956	0,0884	-0,1266	-0,3035	-0,5191	-0,8244
10	-0,8524	0,4486	0,3935	0,3357	0,3276	0,1872	0,0944	-0,1237	-0,2978	-0,5299	-0,8356
15	-0,8235	0,4537	0,3941	0,3327	0,3207	0,1815	0,0980	-0,1211	-0,2944	-0,5304	-0,8350
20	-0,7792	0,4544	0,3894	0,3251	0,3091	0,1706	0,1073	-0,1182	-0,2884	-0,5288	-0,8201
25	-0,7248	0,4584	0,3865	0,3169	0,2971	0,1583	0,1166	-0,1174	-0,2811	-0,5276	-0,8076
30	-0,6685	0,4645	0,3895	0,3141	0,2881	0,1504	0,1288	-0,1198	-0,2811	-0,5272	-0,8074
35	-0,6087	0,4698	0,3959	0,3167	0,2835	0,1463	0,1356	-0,1259	-0,2855	-0,5297	-0,8071
40	-0,5393	0,4714	0,4007	0,3205	0,2805	0,1422	0,1328	-0,1289	-0,2881	-0,5335	-0,7975
45	-0,4565	0,4655	0,4012	0,3215	0,2776	0,1374	0,1206	-0,1311	-0,2889	-0,5305	-0,7735
50	-0,3550	0,4491	0,3909	0,3168	0,2687	0,1302	0,1026	-0,1356	-0,2849	-0,5086	-0,7291
55	-0,2304	0,4226	0,3725	0,3029	0,2557	0,1183	0,0809	-0,1455	-0,2715	-0,4774	-0,6586
60	-0,0784	0,3885	0,3465	0,2862	0,2375	0,1065	0,0554	-0,1572	-0,2581	-0,4377	-0,5675
65	0,1054	0,3520	0,3198	0,2653	0,2198	0,0923	0,0357	-0,1621	-0,2421	-0,3941	-0,4866
70	0,3281	0,3204	0,2950	0,2533	0,2026	0,0823	0,0241	-0,1576	-0,2301	-0,3659	-0,4237
75	0,6090	0,2929	0,2751	0,2391	0,1893	0,0730	0,0258	-0,1481	-0,2116	-0,3520	-0,3837
80	0,9769	0,2723	0,2598	0,2262	0,1695	0,0541	0,0414	-0,1227	-0,1759	-0,3521	-0,3723

Cuadro 18

PROPORCIONES QUE SOBREVIVEN DESDE EL NACIMIENTO EN LAS TABLAS DE MORTALIDAD PARA  
LOS QUINQUENIOS QUE COMIENZAN EN EL AÑO INDICADO Y DIFERENCIAS LOGITO  
CORRESPONDIENTES; INGLATERRA Y GALES, MUJERES

Edad (x) (en años)	$l(x)$									
	1866	1876	1886	1896	1906	1916	1926	1936	1946	1956
5	0,7480	0,7635	0,7855	0,7869	0,8312	0,8603	0,9074	0,9344	0,9566	0,9761
10	0,7209	0,7463	0,7667	0,7707	0,8171	0,8441	0,8972	0,9267	0,9535	0,9745
15	0,7056	0,7333	0,7555	0,7615	0,8086	0,8333	0,8904	0,9218	0,9509	0,9732
20	0,6833	0,7151	0,7400	0,7488	0,7975	0,8182	0,8797	0,9136	0,9460	0,9714
25	0,6572	0,6931	0,7211	0,7334	0,7842	0,8001	0,8669	0,9027	0,9388	0,9688
30	0,6283	0,6667	0,6981	0,7148	0,7685	0,7787	0,8531	0,8915	0,9309	0,9656
35	0,5971	0,6371	0,6711	0,6922	0,7492	0,7574	0,8384	0,8797	0,9224	0,9610
40	0,5639	0,6040	0,6397	0,6648	0,7258	0,7352	0,8211	0,8654	0,9123	0,9542
45	0,5287	0,5676	0,6039	0,6316	0,6965	0,7103	0,7999	0,8472	0,8990	0,9435
50	0,4910	0,5280	0,5630	0,5927	0,6597	0,6795	0,7723	0,8221	0,8791	0,9270
55	0,4481	0,4821	0,5152	0,5448	0,6141	0,6389	0,7344	0,7867	0,8504	0,9022
60	0,3968	0,4262	0,4548	0,4855	0,5541	0,5872	0,6835	0,7380	0,8090	0,8651
65	0,3345	0,3582	0,3825	0,4105	0,4786	0,5180	0,6102	0,6657	0,7467	0,8072
70	0,2607	0,2788	0,2954	0,3223	0,3831	0,4272	0,5116	0,5647	0,6553	0,7188
75	0,1803	0,1917	0,2037	0,2239	0,2736	0,3135	0,3824	0,4298	0,5214	0,5874
80	0,1028	0,1101	0,1167	0,1317	0,1657	0,1880	0,2368	0,2714	0,3530	0,4136

(Continúa)

Cuadro 18 (continuación)

PROPORCIONES QUE SOBREVIVEN DESDE EL NACIMIENTO EN LAS TABLAS DE MORTALIDAD PARA  
LOS QUINQUENIOS QUE COMIENZAN EN EL AÑO INDICADO Y DIFERENCIAS LOGITO  
CORRESPONDIENTES: INGLATERRA Y GALES, MUJERES

Edad (x) (en años)	Promedio logito	Diferencia logito, $D(x)$									
		1866	1876	1886	1896	1906	1916	1926	1936	1946	1956
5	-1,0024	0,4585	0,4023	0,3534	0,3492	0,2051	0,0935	-0,1388	-0,3258	-0,5437	-0,8533
10	-0,9492	0,4748	0,4098	0,3544	0,3430	0,2009	0,1049	-0,1343	-0,3193	-0,5612	-0,8731
15	-0,9171	0,4800	0,4114	0,3530	0,3366	0,1968	0,1124	-0,1303	-0,3161	-0,5648	-0,8787
20	-0,8718	0,4872	0,4117	0,3489	0,3257	0,1866	0,1197	-0,1231	-0,3075	-0,5594	-0,8901
25	-0,8187	0,4933	0,4113	0,3438	0,3127	0,1734	0,1253	-0,1181	-0,2953	-0,5463	-0,9001
30	-0,7617	0,4993	0,4151	0,3425	0,3024	0,1618	0,1327	-0,1178	-0,2914	-0,5383	-0,9061
35	-0,7014	0,5047	0,4200	0,3447	0,2962	0,1542	0,1321	-0,1218	-0,2930	-0,5360	-0,9014
40	-0,6348	0,5062	0,4237	0,3477	0,2924	0,1481	0,1242	-0,1271	-0,2954	-0,5363	-0,8835
45	-0,5588	0,5013	0,4229	0,3479	0,2893	0,1435	0,1103	-0,1340	-0,2978	-0,5345	-0,8490
50	-0,4696	0,4877	0,4134	0,3429	0,2821	0,1386	0,0940	-0,1411	-0,2958	-0,5225	-0,7989
55	-0,3639	0,4681	0,3998	0,3335	0,2741	0,1315	0,0786	-0,1447	-0,2886	-0,5048	-0,7473
60	-0,2361	0,4456	0,3848	0,3267	0,2651	0,1275	0,0598	-0,1489	-0,2817	-0,4856	-0,6930
65	-0,0762	0,4203	0,3678	0,3156	0,2572	0,1189	0,0401	-0,1478	-0,2681	-0,4644	-0,6397
70	0,1244	0,3969	0,3509	0,3104	0,2471	0,1137	0,0223	-0,1475	-0,2546	-0,4456	-0,5938
75	0,3821	0,3751	0,3373	0,2994	0,2396	0,1061	0,0097	-0,1426	-0,2407	-0,4250	-0,5587
80	0,7179	0,3654	0,3268	0,2943	0,2251	0,0904	0,0135	-0,1327	-0,2241	-0,4149	-0,5434

instructiva la comparación de estas aplicaciones con el sistema que se presenta aquí. Los procedimientos de bio-ensayo (Finney, 1952) se utilizan en la medición de la potencia de las drogas mediante su aplicación en animales experimentales. La respuesta del animal a una dosis lo suficientemente grande de la droga es la muerte u otro resultado final cualitativo. Se considera que la probabilidad de que los animales mueran al nivel  $z$  de aplicación de la droga (por lo general, medida como el logaritmo de la dosis) tiene una distribución simétrica de una sola cúspide. Para diferentes preparados de la droga o grupos de animales, se supone que la media y la amplitud de la distribución son variables, pero que la forma permanece igual. Se han utilizado varias formas de distribución en las aplicaciones, pero dos son las de uso más común. En una, la forma de la distribución de las probabilidades de muertes a la dosis  $z$  es descrita por la función  $\frac{1}{2} \operatorname{sech}^2(\alpha + \beta z)$ . Aquí la media de los niveles de droga al producirse la muerte es  $-\alpha/\beta$  y la desviación estándar (la medida de la amplitud) es  $l/\beta$ . Si consideramos ahora la proporción de animales que para morir requieren una dosis de más de  $z$  y llamamos a ésta  $l(z)$ , la distribución da:

$$\frac{1}{2} \log_e \frac{1 - l(z)}{l(z)} = \alpha + \beta z$$

La analogía con el sistema logito de las tablas de mortalidad es evidente. Si consideramos

$$Y_s(x) = \frac{1}{2} \log_e \frac{1 - l_s(x)}{l_s(x)}$$

como una transformación de la escala de edades  $x$  (al igual que en el bio-ensayo la dosis de la droga normalmente es transformada por el logaritmo) la ecuación  $Y(x) = \alpha + \beta Y_s(x)$  es formalmente la misma que aparece en el bio-ensayo.

De este modo, el sistema logito se puede interpretar de la siguiente manera: en una escala apropiada, la probabilidad de muerte a una edad determinada (o, por decirlo así, a una dosis de vida) puede ser descrita por una distribución simétrica de una sola cúspide. Para diferentes poblaciones, la forma de esta distribución es la misma, pero su ubicación y su amplitud varían. La media  $-\alpha/\beta$  puede tomarse como una medida conveniente del nivel de mortalidad. Obsérvese que al hacerse la transformación nuevamente a la escala original, esta medida especifica la edad hasta la cual sobrevive la mitad de los nacimientos. El sistema ha sido arreglado de modo que el valor central de la desviación estándar  $l/\beta$  se aproxima a uno. Los valores altos de  $\beta$  indican una amplitud relativamente escasa de las edades al morir y viceversa. No hay una ten-



Gráfico 3 A

DIFERENCIAS CON RESPECTO AL ESTANDAR ESPECIAL  
EN LA SUPERVIVENCIA HASTA LAS EDADES  
EN LA ESCALA LOGITO POR PERIODO

INGLATERRA Y GALES: HOMBRES

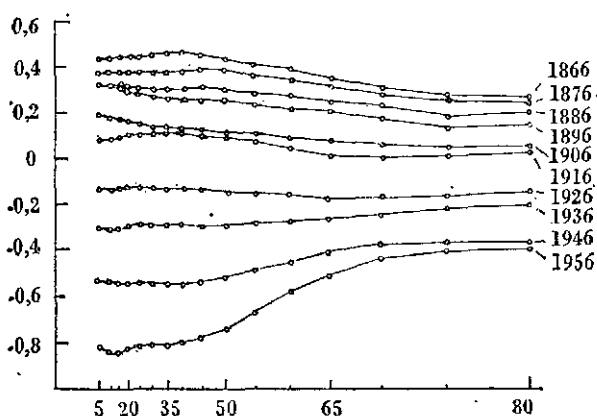
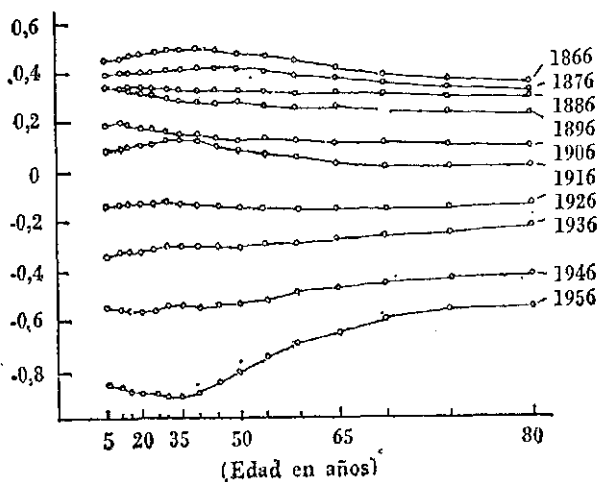


Gráfico 3 B

DIFERENCIAS CON RESPECTO AL ESTANDAR ESPECIAL,  
EN LA SUPERVIVENCIA HASTA LAS EDADES  
EN LA ESCALA LOGITO POR PERIODO

INGLATERRA Y GALES: MUJERES



lencia consistente en el sentido de que exista una asociación entre la ubicación de la distribución y su amplitud.

La otra función de probabilidad ampliamente usada en los bío-ensayos es la ubicua distribución Normal o de Gauss. Tenemos ahora el *probit*, que corresponde al logito para describir las proporciones que requieren una dosis de más de  $z$  para morir. El *probit* no puede expresarse en forma sencilla como logito aunque no es necesariamente más difícil de aplicar, contando con las tablas adecuadas. Para casi todas las finalidades prácticas, los resultados obtenidos al utilizar el logito o el *probit* en los estudios de bío-ensayo son de hecho idénticos. Sólo se producen diferencias en los extremos de la distribución. Una pregunta obvia que hay que considerar es si los patrones de mortalidad humana serían mejor descritos mediante un sistema de *probits* que mediante logitos. Existen indicaciones de que podrían serlo si se introdujera un ajuste para las muertes endógenas en las primeras semanas de vida, pero la mayoría sería escasa y, hasta donde puede apreciarse, sin consecuencias prácticas. Puesto que el logito es una función conocida para los demógrafos a raíz de otras aplicaciones en los estudios de población, no parece haber motivo para cambiar a un sistema *probit*.

Resulta conveniente, no obstante, para la exposición del párrafo siguiente, suponer que la distribución subyacente es Normal a causa de que las propiedades de esta función les son familiares a los biólogos. En la escala transformada, la duración de la vida  $z$  de un individuo es entonces una variable aleatoria Normalmente distribuida. Puede ahora expresarse  $z$  esquemáticamente como una suma de variables aleatorias Normalmente distribuidas en que cada componente contribuye con su parte a la amplitud de las edades al morir. Por ejemplo, podríamos representar la edad al morir como:

$$z = u + v + w$$

en que  $u$  es un componente genético,  $v$  el efecto del ambiente en su sentido más amplio, incluyendo los factores socio-económicos y los servicios médicos, y  $w$  una variabilidad aleatoria individual o "error". Es fácil imaginar desgloses adicionales. El componente genético  $u$  sería relativamente estable tanto en la desviación media como estándar en una población determinada a lo largo del tiempo, pero podría diferir entre poblaciones. Podría esperarse que los cambios y diferenciales más importantes se encontrarían en  $v$ ;  $w$  tendría una media de cero, pero su desviación estándar podría variar considerablemente en las poblaciones. Las interacciones de  $u$  y  $v$  también podrían ser incorporadas. Los valores más bajos de  $\beta$  observados a niveles intermedios de mortalidad y que implican una amplitud más grande en  $z$  podrían explicarse en forma plausible por cambios en  $v$ . Una interpretación especulativa sería que a

medida que el "ambiente" comenzó a mejorar, los efectos no alcanzaron a todos los grupos de la población al mismo tiempo, por lo que se produjo una mayor heterogeneidad, resultante de una  $\beta$  más baja. En una etapa posterior, a medida que los beneficios se distribuyeron en forma más pareja, el valor de  $\beta$  tendería a subir. Naturalmente, existe abundante evidencia directa de la presencia de diferenciales de mortalidad entre los subgrupos de población clasificados según sus características sociales y económicas. Resulta tentador explicar los valores extremos de  $\beta$  para algunas tablas de mortalidad en términos del grado de homogeneidad (geográfica, económica y social) de los países en particular. Esto, al parecer, tendría cierta justificación, pero principalmente de índole impresionista. La distribución probabilística de  $v$  también podría modificarse en gran medida mediante cambios en los factores ambientales que afectan con una ponderación desigual en las distintas etapas de la vida, por ejemplo, condiciones maláricas o de contaminación por humo.

#### UNA ESCALA DE MOVIMIENTOS DE LA MORTALIDAD

Se ha demostrado que la "norma" para los cambios en los patrones de mortalidad consiste en una simple variación en la ubicación de la media de una distribución cuando se ha hecho una transformación apropiada de la variable edad. En ciertas circunstancias, pueden ocurrir movimientos sistemáticos a lo largo del tiempo en la amplitud de la distribución. Otras desviaciones son de índole local y más transitoria. El sistema logito proporciona así una escala significativa para evaluar los cambios en la mortalidad por la edad, por ejemplo, para ponderar la importancia de una caída del 80 por ciento en las tasas de mortalidad a los 15-19 años en comparación con una caída del 10 por ciento a los 75-79 años. El tipo de orientación que se proporciona puede ilustrarse haciendo nuevamente referencia a las curvas de diferencia logito para Suecia en los gráficos 2 A y 2 B. La diferencia vertical entre curvas sucesivas a cualquier edad determinada constituye una medida, en nuestra escala, de la diferencia acumulada en la mortalidad hasta ese punto. Curvas paralelas implican movimientos en las tasas de mortalidad a través del tiempo, que son consistentes para todos los grupos de edades. Una distancia que se agranda puede interpretarse en el sentido de que, a lo largo del rango en que ocurre, el cambio en la mortalidad es mayor que el efecto medio para edades más tempranas. Así, en Suecia, entre 1805 y 1945, la caída de la mortalidad en nuestra escala fue prácticamente la misma a todas las edades y tanto para hombres como para mujeres; a las mujeres jóvenes hasta alrededor de los 20 años les fue mejor que a otros sectores. El patrón de cambios a lo largo del siglo y medio, no obstante, varió muchísimo según el grupo de edades. Entre 1825 y 1865, las caídas en

las tasas de mortalidad fueron modestas en todas las edades, pero los jóvenes se vieron particularmente mal. La gran mejoría a edades mayores se produjo entre 1865 y 1885; en las edades tempranas, la disminución de la mortalidad durante el período 1905-1945 fue considerablemente mayor que durante todo el siglo anterior. La curvatura de la línea llama la atención hacia rasgos más localizados. Por ejemplo, la forma cambiante de los recodos (kinks) en la adolescencia y edades adultas jóvenes refleja la disminución relativa de la tuberculosis, pero un aumento en los accidentes como causa de muerte. La tendencia, en períodos más recientes, a que los progresos con respecto a la mortalidad a los 50-70 años se queden atrás en relación con los cambios a otras edades, se evidencia en el agudo estrechamiento de los intervalos de la curva en este rango.

#### PROYECCIONES DE LA MORTALIDAD FUTURA

El sistema logito proporciona una herramienta útil para la proyección de la mortalidad futura a partir de las tendencias pasadas porque los dos parámetros son lo suficientemente pocos para realizar una estimación eficiente a partir de las observaciones, pero lo bastante flexibles para describir un rango realista de posibilidades (Brass, 1969). Esta aplicación no depende del significado de los parámetros. Si, no obstante, estamos preparados para aceptar la validez general de la interpretación propuesta, se desprende que a lo largo de períodos lo suficientemente prolongados, los cambios en la mortalidad consistirán principalmente en una modificación en la ubicación de la "curva de la muerte" en la escala de edades transformada, es decir, en  $\alpha$  mientras que  $\beta$  tenderá a volver cerca de su valor central. Sobre la base de esta hipótesis, podemos examinar los patrones de la mortalidad futura si las tasas de mortalidad continúan bajando más allá de los niveles más bajos alcanzados en la actualidad. En la mayoría de los países desarrollados, si es que no en todos, la tendencia reciente ha sido hacia un incremento de  $\beta$ , especialmente para los varones, a causa de la disminución relativamente pequeña de la mortalidad a las edades intermedias tardías. El supuesto de que el principal movimiento, a lo largo de un período prolongado, se producirá en  $\alpha$ , implica que la resistencia al progreso a estas edades es de índole temporal. En el cuadro 19 se muestran medidas seleccionadas para tablas de mortalidad del sistema logito con  $\beta = 1$  y  $\alpha$  llevada más allá de los límites registrados para cualquier población. El ejemplo con  $\alpha = -1,0$  tiene aproximadamente el nivel de mortalidad actual en los países altamente desarrollados. Para disminuciones iguales en  $\alpha$ , el incremento en  $e_0$ , la esperanza de vida al nacer (la medida usual de la mortalidad global), se reduce tanto relativa como absolutamente con una mayor longevidad. Así, un movimiento de  $\alpha$  desde  $-1,0$  a  $-2,0$  aumenta la

Cuadro 19

SOBREVIVIENTES DE 10 000 NACIMIENTOS EN LAS TABLAS MODELO DE MORTALIDAD LOGITO CON DIFERENTES VALORES DE  $\alpha$  ( $\beta = 1,0$ )  
( $e_0$  ES LA ESPERANZA DE VIDA AL NACER)

Edad (en años)	$\alpha$					
	0,5	0,0	-0,5	-1,0	-1,5	-2,0
0	10 000	10 000	10 000	10 000	10 000	10 000
1	6 756	8 499	9 390	9 767	9 913	9 968
5	5 506	7 691	9 005	9 610	9 853	9 945
15	5 066	7 362	8 835	9 538	9 825	9 935
25	4 417	6 826	8 539	9 408	9 774	9 916
35	3 774	6 223	8 175	9 241	9 707	9 890
45	3 132	5 535	7 712	9 016	9 614	9 854
55	2 375	4 585	6 971	8 622	9 445	9 788
65	1 482	3 210	5 624	7 774	9 047	9 627
75	610	1 500	3 242	5 660	7 800	9 060
85	109	290	751	1 808	3 750	6 199
95	4	10	27	73	197	518
$e_0$	26,86	43,44	58,94	70,73	78,94	84,65

esperanza de vida en 14 años, desde 70,7 a 84,7, o sea, solamente la mitad del aumento entre 43,4 y 70,7 años, que acompaña a un cambio de  $\alpha$  desde cero a  $-1,0$ . Esto da una escala numérica a la mayor dificultad de aumentar la esperanza de vida cuando las tasas de mortalidad ya son bajas en comparación con el mayor campo existente en las poblaciones de mortalidad elevada. Aunque la situación se complica con los cambios en  $\beta$ , no parece que el ritmo de la variación en  $\alpha$  se esté acelerando en la actualidad en las poblaciones con una mortalidad baja. Por lo tanto, anticiparíamos que los aumentos futuros en la esperanza de vida se harán cada vez más lentos, *aun cuando en la escala logito la mortalidad continúe bajando con la misma rapidez que antes* y el mejoramiento proporcional en las tasas de mortalidad a edades jóvenes sea grande. Tanto en Suecia como en Inglaterra y Gales,  $\alpha$  ha cambiado en una unidad en alrededor de 80 años y en media unidad en los últimos 35 años. El patrón en el ejemplo del cuadro 19 con  $\alpha$  igual a  $-1,5$  puede servir para indicar en términos generales la situación que imperará en Europa Occidental a fines de siglo. En comparación con la tabla de mortalidad para  $\alpha$  igual a  $-1,0$ , la mortalidad hasta la edad de cinco ha bajado desde 39 de cada 1 000 nacimientos a menos de 15; y la proporción de personas que alcanzan la edad de 65 años ha aumentado desde el 78 al 90 por ciento. No obstante, la esperanza de vida a la edad de 85 sólo ha subido de 3,8 a 4,2 años.

## BIBLIOGRAFIA

- Benjamin, B., "Demographic Aspects of Ageing with Special Reference to England and Wales", en *J. Inst. Actuaries* 90 (3), págs. 211-253, 1964.
- Brass, W., *et al.*, *The Demography of Tropical Africa*, Princeton University Press, Nueva Jersey, 1968.
- Brass, W., "A Generation Method for Projecting Death Rates", en *Population Growth and the Brain Drain*, editado por F. Bechofer, University Press, Edimburgo, págs. 75-91, 1969.
- Casé, R. A. M., *et al.*, *Serial Abridged Life Tables: England and Wales 1841-1960*, Chester Beatty Research Institute, Londres, 1962.
- Coale, A. J. y Demeny, P., *Regional Model Life Tables and Stable Populations*, Princeton University Press, Nueva Jersey, 1966.
- Finney, D. J., *Statistical Method in Bioassay*, Charles Griffin & Co., Londres, 1952.
- Fischer, R. A. y Yates, F., *Statistical Tables for Biological, Agricultural and Medical Research*, 6ª edición, Oliver & Boyd, Edimburgo, 1963.
- Kermack, W. O., McKendrick, A. G., McKinlay, P. L., "Death Rates in Great Britain and Sweden", en *Lancet* 1, págs. 698-703, 1934.
- Ledermann, S. y Breas, J., "Les dimensions de la mortalité", en *Population*, París, 14º año, (4), págs. 637-682, 1959.
- Pearson, K., *Karl Pearson's Early Statistical Papers*, Cambridge University Press, 1948.
- Naciones Unidas, *Age and Sex Patterns of Mortality: Model Life Tables for Underdeveloped Countries*, Nueva York, 1955.
- Naciones Unidas, "Factor Analysis and Sex-Age-Specific Death Rates: A Contribution to the Study of the Dimensions of Mortality", en *Popul. Bull. U.N.* N° 6, págs. 147-201, 1962.
- Naciones Unidas, *Demographic Year Books*, Nueva York, 1948-1967.

**ANALISIS DE HISTORIAS DE EMBARAZOS PARA  
DETECTAR LOS CAMBIOS EN LA FECUNDIDAD**

**WILLIAM BRASS**

(Naciones Unidas, E/CN. 9/AC. 12/R. 11, mayo de 1971)





## INTRODUCCION

En los países desarrollados, las tendencias de la fecundidad se investigan a partir de la relación entre los nacimientos registrados y la población expuesta a riesgo. Los desgloses detallados de estos dos elementos por área, edad de los padres, duración del matrimonio, etc., facilitan el trazado e interpretación de los patrones de cambio. Son pocos los países en desarrollo, con una elevada fecundidad, que poseen los sistemas estadísticos sofisticados que se requieren para recoger estos datos. En particular, los registros de estadísticas vitales, en casi todas partes, son inadecuados para determinar el nivel de la fecundidad, y más aún para determinar cualquiera alteración en éste. Las necesidades modernas de planificación del desarrollo exigen que las tendencias en la fecundidad sean investigadas y medidas con rapidez y sensibilidad. La información se requiere para prever la población y para la monitoría y evaluación de acciones deliberadas, principalmente de programas para reducir la tasa de crecimiento a través de la limitación de la familia. Como consecuencia de estas necesidades y deficiencias, en los últimos 15 años, aproximadamente, ha habido muchas exploraciones de nuevos métodos de recolección y análisis de datos a fin de determinar medidas demográficas.

En un documento reciente (1971), examiné estos nuevos métodos en relación con la estimación de las tasas de crecimiento de la población. Aunque la detección de los cambios en la fecundidad plantea consideraciones algo diferentes, ambos aspectos tienen mucho en común, particularmente en cuanto a los problemas de la constancia directa de los hechos vitales. Por lo tanto, sería apropiado sintetizar los hallazgos sobre este tema. Las técnicas para sustituir las estadísticas vitales completas son: a) las estadísticas por muestreo, b) las encuestas con visitas periódicas, y c) las encuestas con cotejos independientes. En el primer

tipo, un registrador residente constata los hechos vitales; este registrador debe tener un papel activo en detectar y estimular la información, ya que una gran parte de la población no ve ninguna ventaja en proporcionarla. Las encuestas de visitas periódicas se basan en encuestadores que visitan a las familias de una muestra a intervalos regulares, por lo general, de dos a seis meses, para constatar los hechos vitales ocurridos desde las visitas anteriores. La característica esencial de las encuestas con cotejos independientes es la incorporación de las dos categorías anteriores en una sola operación, usando la misma muestra, pero con una separación estricta en la recolección de los datos; ambas listas de los mismos hechos son luego cotejadas y se resuelven las ambigüedades mediante verificaciones en terreno. El total de hechos de un tipo particular se estima a partir de las cantidades pareadas y no pareadas mediante la fórmula de Chandra Sekar-Deming (1949), en el supuesto de que la probabilidad de omisión de una lista es independiente de la probabilidad de omisión de la otra. En algunas aplicaciones, las partes independientes han consistido en dos encuestas de visitas periódicas con diferentes intervalos entre los registros sucesivos.

Si los supuestos de la fórmula de Chandra Sekar-Deming son válidos, las encuestas con cotejos independientes proporcionan un buen control de la eficiencia de los métodos "simples" que forman las dos partes componentes, puesto que pueden hacerse comparaciones de las cantidades listadas con las estimaciones finales. Una revisión, principalmente basada en el documento de Selzer (1969), de la experiencia obtenida en los principales programas de este tipo, particularmente en Pakistán, India y Turquía, sugiere que los resultados han sido bastante pobres. Los valores medianos para la proporción de nacimientos cubiertos fueron solamente de un 73 por ciento para el registro especial y de un 83 por ciento para las encuestas de visitas periódicas. En unos pocos ejemplos donde se calculó que la cobertura se acercaba mucho más a la integridad, se trataba de pequeños proyectos piloto en que se podían realizar esfuerzos más intensivos a una escala restringida. De todos modos, estos porcentajes son, tal vez substancialmente, demasiado altos porque existe evidencia convincente de que los resultados de cotejos independientes contienen en sí mismos serios sesgos. Las mejores comparaciones se pueden hacer para Turquía, donde se han obtenido estimaciones convincentes y consistentes en la tasa de natalidad mediante técnicas basadas en datos de encuestas demográficas retrospectivas y también mediante la teoría de la distribución estable por edades. Estas concuerdan a un nivel que implica que la tasa obtenida a partir de encuestas con cotejos independientes es demasiado baja en alrededor de un 12 por ciento. Las verificaciones en terreno en la India también revelaron sesgos de este tipo (Agrawala, 1969).

La experiencia con estos métodos directos para obtener datos sobre el número de nacimientos es, por lo tanto, desalentadora. Probablemente, existen muchas razones para las deficiencias. Una puede ser una discrepancia fundamental entre la capacidad que se requiere para el trabajo en terreno y, otra, la remuneración. A fin de cumplir sus obligaciones en forma eficiente, el registrador debe conocer bien a las familias en sus unidades de muestra y verificar a conciencia; a modo de ilustración, puede ocuparse de una población de 5 000 personas con sólo cuatro nacimientos y dos muertes por semana. En forma semejante, en las visitas periódicas a intervalos de tres meses habrá ocurrido un acontecimiento relevante en alrededor de un décimo de las familias. En las condiciones de la mayoría de estas encuestas, se requiere un interrogatorio cuidadoso y exhaustivo para obtener respuestas exactas. El dilema es que la remuneración adecuada para la habilidad que se requiere conduce a un alto costo por hecho. El método de cotejos independientes es caro a causa de los registros en duplicado, la verificación en terreno y los controles cruzados de las listas. Como se ha demostrado, los sesgos en las estimaciones resultantes deben provenir del no cumplimiento de la condición de independencia, ya sea porque es más probable que algunos hechos sean omitidos en las informaciones de las familias en ambas secciones de la encuesta o porque hay connivencia entre registradores y enumeradores, muy difícil de evitar.

Otro factor de importancia para fijar el valor de los métodos directos es el tamaño de los errores de muestreo. Los cálculos para la India, Turquía y algunas experiencias en Africa sugieren que los errores estándares de las tasas estimadas pueden ser de casi el doble de los valores correspondientes a un simple muestreo de individuos por binomios. Sobre esta base, una tasa de natalidad del 40 por mil, en una muestra de 100 000 personas, a lo largo de un año, tiene un error estándar de 1,3 por mil. Puesto que, además, habrá fluctuaciones reales en las tasas de un año a otro, sería formidable la tarea de determinar tendencias con una muestra de este tamaño.

#### I. ENCUESTAS DEMOGRAFICAS RETROSPECTIVAS DE UNA SOLA VISITA

A partir de la evaluación, mi conclusión es que las perspectivas de obtener tasas de natalidad, con una precisión adecuada, a un costo aceptable, a través de los métodos discutidos, no son alentadoras. Si los procedimientos directos no son satisfactorios, habría que pensar en otros, tal vez menos obvios. Una parte considerable del documento sobre la medición del crecimiento de la población se ocupó de la recolección de datos a través de encuestas demográficas retrospectivas de una sola visita y de las asociadas técnicas de análisis. Se dio una lista mínima y sencilla

de preguntas básicas. Ha sido posible, por estos métodos, llegar a buenas estimaciones de la fecundidad [Coale y Demeny (1967) y Brass, *et al* (1968)]. En efecto, como se mencionó más arriba, el sesgo en las tasas de natalidad del Cotejo de Encuestas Demográficas Independientes de Turquía se estableció mediante una comparación con los resultados del análisis de los materiales de la encuesta retrospectiva. No obstante, ahora se considerará el uso del enfoque para la detección de cambios en la fecundidad que no fue examinado específicamente.

Es evidente que si se obtienen buenas estimaciones mediante un diseño y análisis apropiados de una encuesta retrospectiva de una sola visita, tendría que ser posible averiguar las tendencias de la fecundidad realizando encuestas de este tipo a intervalos. Este sistema tiene sus desventajas. Normalmente, los datos utilizados son para cantidades de población por sexo y grupo de edades, total de hijos nacidos por mujer y nacimientos en el último año. Las tabulaciones de las distribuciones de todas las mujeres y de las que en el año anterior tuvieron un nacimiento por paridez, constituyen una poderosa ayuda. Las declaraciones de los hijos tenidos por las mujeres más jóvenes sirven de vara de medir el nivel de fecundidad, y las respuestas sobre los nacimientos recientes definen la incidencia relativa de las tasas por edad. Los amplios rasgos de la distribución por edad también constituyen información sobre las tasas de natalidad. Los sesgos y los errores de declaración de los registros retrospectivos pueden averiguarse y corregirse mediante comparaciones internas, con una ponderación en los aspectos más confiables de los diversos datos. La estimación no es, por lo tanto, automática, sino que requiere juzgar entre alternativas; funciona mejor para ciertos tipos de errores que para otros. Con una aplicación hábil, los sesgos en las estimaciones finales pueden ser pequeños, pero distan de ser despreciables y podrían variar de una encuesta a otra y existen a pesar de que es imposible determinar los efectos de las fluctuaciones de la muestra con estos métodos indirectos, y es probable que, a causa de los procesos de prorrato, sean menores que en las encuestas directas. Los cambios en la fecundidad, por consiguiente, tienen que ser de alguna importancia para ser detectados con cierta confianza, incluso a través de encuestas de muestras grandes. Estos factores y el costo sustancial, a pesar de la lista mínima de preguntas, sumamente sencilla, limitarían la frecuencia que estaría justificada para tales encuestas y reducirían la sensibilidad de la averiguación. Al no existir alternativas promisorias, sin embargo, el sistema puede ser el mejor de que se dispone.

La idea más atractiva, después de la anterior, es el uso de encuestas retrospectivas de una sola visita para seguir la pista de los cambios en la fecundidad y también para medir el nivel actual de ésta. De hecho, esto se ha realizado, hasta cierto punto, incluso con la lista mínima de

preguntas mencionadas más arriba. Las técnicas de análisis estiman la fecundidad media para un período relativamente corto anterior a la encuesta. Si el total medio de hijos nacidos vivos a las mujeres al final del período reproductivo difiere apreciablemente de éste, puede indicar que la fecundidad ha cambiado. El problema, por supuesto, es la tendencia bien establecida a que se omitan algunos hijos en las declaraciones de las mujeres mayores. La magnitud de esta tendencia es distinta de una encuesta a otra. Si la fecundidad ha bajado lo bastante rápidamente para superar los errores de omisión, la dirección del cambio puede ser bastante clara, a pesar de que su magnitud no pueda determinarse con confianza. Algunos ejemplos aparecen en Brass, *et al.* (1968) y en otros estudios más antiguos. No obstante, el campo para las verificaciones detalladas es muy limitado para idear un procedimiento amplio y confiable siguiendo estas líneas.

## II. ENCUESTAS DE HISTORIAS DE EMBARAZOS

Se dispone de una mayor abundancia de materiales y de métodos más eficientes de evaluación cuando se obtiene una información sobre la ubicación en el tiempo de los nacimientos. Aunque esto puede hacerse con diversos grados de integridad, es conveniente discutir el tema en términos de las encuestas de historias de embarazos. En tales encuestas, se selecciona una muestra de mujeres en las edades desde el inicio del período de reproducción (digamos 15 años). Los datos básicos recogidos para cada una de ellas, además de la edad, son las fechas de nacimiento de cada hijo nacido vivo. A pesar de que sólo nos ocuparemos del análisis de estas observaciones, es común en estas encuestas incluir preguntas auxiliares, por ejemplo, sobre el matrimonio, características socio-económicas, actitudes hacia la planificación de la familia y práctica de ésta. Los niveles y tendencias de la fecundidad pueden estimarse, entonces, no sólo para la población en conjunto, sino también para las subdivisiones pertinentes. Las diferenciales entre éstas pueden suministrar una evidencia crítica sobre las causas de los cambios en la fecundidad y perspectivas para el futuro.

A pesar de las ventajas de una información suplementaria y de los análisis de subgrupos, cabe observar que, a causa de errores de muestreo, sólo pueden derivarse medidas de confiabilidad aceptable, particularmente respecto a las tendencias, con un gran número de mujeres. Aunque en los países con un alto grado de alfabetismo pueden realizarse encuestas con cuestionarios que el propio encuestado completa, en la mayoría de las poblaciones hay que obtener estas constancias a través de entrevistas largas y cuidadosas. Con la severa limitación de los recursos financieros y humanos capacitados que existe en los países

ménos desarrollados, pesan mucho los argumentos para restringir a un mínimo las preguntas de las encuestas.

Si los datos básicos descritos arriba se comunican con exactitud, se pueden trazar, con los detalles más refinados, los patrones de fecundidad y sus variaciones en el tiempo y entre grupos. El único supuesto importante que se requiere es que los efectos de la mortalidad diferencial de las mujeres, según sus características reproductivas, sean pequeños, dado que la encuesta es de las supervivientes y no de todas las expuestas a riesgo en cualquier momento dado. La evidencia es que el sesgo por este factor no es crítico, siempre que se preste poca atención a los registros de nacimientos de muchos años antes para las mujeres que ya pasaron hace tiempo su período reproductivo. Sobre la base de este supuesto, pueden calcularse tasas específicas de fecundidad por edad de las mujeres y por orden de nacimiento para períodos y cohortes. También se pueden examinar las distribuciones de los intervalos entre nacimientos y las razones de progresión de paridez y sus cambios por período y por cohorte. Un estudio precursor en este campo fue el Censo de la Familia en Gran Bretaña, 1946 (Glass y Grebenik, 1954). Más recientemente, la sencillez del procedimiento para proporcionar medidas del nivel y época de formación de la familia, en comparación con la difícil labor de encadenamiento de registros requerida en el caso de los nacimientos registrados, ha llevado a su incorporación en varios censos europeos, por ejemplo, en Italia, Noruega, la República Federal de Alemania y la Gran Bretaña.

### III. ERRORES EN LA INFORMACIÓN RETROSPECTIVA DE LOS NACIMIENTOS

El poder y la flexibilidad de estas encuestas, por lo tanto, han quedado bien establecidos en los países con una larga historia de recolección de estadísticas vitales amplias. Los problemas de las poblaciones en que estas condiciones no son aplicables se refieren a la exactitud de la información, particularmente en la relación retrospectiva de los hechos. Ya se ha mencionado la probabilidad de omisiones, por parte de las mujeres mayores, en el tipo más sencillo de encuesta. Podría pensarse que, con los mayores detalles de las historias de embarazos, éstas constituirían una defensa más efectiva contra las fallas de memoria, dado que el entrevistador podría verificar las lagunas e inconsistencias en el registro. Hasta cierto punto, esto es así, pero muchas experiencias han demostrado que todavía ocurren errores comúnmente apreciables, particularmente en las grandes encuestas del tipo que aquí se considera. Nuevamente, la pesquisa de los cambios de la fecundidad puede verse obstaculizada por errores en la escala de períodos y en la ubicación en el tiempo de los nacimientos. El primero de éstos significa cualquier tendencia a que los

hechos constatados para un período en particular se refieran propiamente a un intervalo más largo o más corto; el segundo es la información por parte de cohortes sobre nacimientos que ocurrieron en un pasado más lejano o más cercano al que realmente ocurrieron. Estos dos efectos se interconectan en forma clara. Aunque se han presentado pocas encuestas con los detalles que permitirían una investigación cabal de estos sesgos, existen indicaciones de que ocurren comúnmente. Un ejemplo interesante se obtiene del trabajo de Henin en el Sudán, del que se han publicado partes en 1968 y 1969, y en su tesis doctoral de la Universidad de Londres aparece una versión completa. Su principal objetivo fue determinar, por medio de una vuelta única de encuestas retrospectivas, los cambios en la fecundidad que siguieron al asentamiento de grupos nómadas que adoptaron modos agrícolas de vida. En sus resultados existen indicios de que las medidas sufrieron considerables deformaciones del tipo que se discute. En este caso, no sesgaron gravemente las conclusiones porque los cambios eran muy grandes y porque también se realizaron comparaciones entre grupos en diferentes etapas de asentamiento.

La serie de encuestas de historias de embarazos realizada en Nueva Guinea Occidental en 1961 y 1962, comunicada en una monografía de Groenewegen y van de Kaa (1964-67), proporciona mucho material particularmente valioso para la presente finalidad. Estas fueron encuestas excelentes, que se realizaron en comunidades con un bajo nivel de desarrollo socio-económico, en condiciones difíciles. Los datos están tabulados y publicados con mucho detalle. Los resultados serán utilizados para ilustrar los problemas de determinar las tendencias de la fecundidad y los métodos de análisis mediante los cuales pueden ser superados, por lo menos en parte. Las observaciones para todas las áreas encuestadas han sido amalgamadas para proporcionar una muestra razonablemente amplia. A causa de que los nacimientos están dados por períodos calendario, más bien que por intervalos iguales medidos a partir de la fecha de las encuestas, en cada una de las cuales fueron levemente diferentes, fue necesario pasar por alto en la amalgamación el pequeño número de nacimientos en las partes de un año luego del último período de duración determinada. De hecho, los registros fueron tomados tal como habrían quedado al final exacto del último período calendario. Todo error introducido carecería de importancia para la investigación presente. En total, había historias de embarazos para casi 19 000 mujeres en los grupos de edades reproductivas.

En el cuadro 1 se muestra el total de nacimientos vivos por mil mujeres para cohortes quinquenales de edades por intervalos de cinco años anteriores a la fecha putativa de registro. Al leer a lo largo de las hileras se obtienen los nacimientos habidos en las cohortes de mujeres

en los intervalos de cinco años anteriores, es decir, a medida que se movían de un grupo de edades al siguiente. Aunque no se refieren a las edades convencionales para calcular las tasas específicas de fecundidad, los nacimientos tenidos por un grupo de mujeres a medida que pasan de, digamos, la edad 20-24 a la de 25-29, serán de aproximadamente cinco veces la tasa específica para el rango de edades  $22\frac{1}{2}$  a  $27\frac{1}{2}$ .

Cuadro 1

DISTRIBUCION DEL TOTAL DE NACIDOS VIVOS A COHORTES DE MUJERES POR PERIODOS

Grupos de edades a la fecha de la encuesta	Total de nacimientos por mil mujeres en periodos anuales antes de la encuesta					
	Total	0-5	5-10	10-15	15-20	20-25
15-19	168	168	—	—	—	—
20-24	1 555	1 356	198	—	—	—
25-29	3 398	1 864	1 308	226	—	—
30-34	4 973	1 691	1 667	1 360	255	—
35-39	5 967	1 310	1 442	1 576	1 315	324
40-44	6 239	647	1 055	1 365	1 407	1 423
45-49	5 996	102	453	938	1 173	1 517
50-54	5 728	5	92	432	741	1 196
55-59	5 619	—	6	61	318	795
60-64*	5 625	—	—	(4)	(84)	(411)
Fecundidad total (TFR)	—	7 143	6 221	5 963	5 293	5 666

\* Las medidas entre paréntesis fueron calculadas atribuyendo todos los nacimientos a los 60 años y más, a la edad 60-64.

Al leer las columnas del cuadro de arriba a abajo se tienen las medidas correspondientes para periodos. Las diagonales descendentes desde la izquierda muestran los nacimientos para las mujeres de diferentes cohortes en las mismas edades. El análisis de las medidas sugiere que están presente los tres tipos de errores discutidos. La baja en el total medio de nacimientos por mujer, después de la edad 40-44 años, y el considerable déficit del máximo para cualquier cohorte, en comparación con el nivel para el intervalo quinquenal más reciente, constituyen evidencia de omisiones. La aguda caída de los nacimientos para el intervalo de diez a cinco años anteriores a la encuesta en comparación con el período más reciente puede deberse a un sesgo de escala. La acentuada subida en la atribución de nacimientos a las mujeres en el primer grupo de edades luego del comienzo de la reproducción, y el aumento, aunque pequeño y errático, para el segundo grupo, a medida que se siguen las



diagonales más hacia atrás en el tiempo, son coherentes con los errores de ubicación en el tiempo.

Lo anterior se ve reforzado por las medidas del cuadro 2, que corresponden exactamente a las del cuadro 1, excepto que se refieren al primer nacimiento en lugar de todos los nacimientos. Obsérvese en particular, la pronunciada baja del total medio de primeros nacimientos, es decir, la proporción de mujeres que serían madres a estas tasas, para el intervalo de diez a cinco años anteriores a la encuesta en comparación con los períodos calendario antes y después de él.

Cuadro 2

DISTRIBUCION DE PRIMEROS NACIMIENTOS EN COHORTES  
DE MUJERES POR PERIODOS

Grupo de edades a la fecha de la encuesta	Primeros nacimientos por mil mujeres en períodos anuales anteriores a la encuesta					
	Total	0-5	5-10	10-15	15-20	20-25
15-19	142	142	—	—	—	—
20-24	716	560	155	1	—	—
25-29	920	182	552	186	—	—
30-34	937	33	138	562	204	—
35-39	949	9	22	130	526	262
40-44	947 <sup>1</sup>	1	7	25	118	535
45-49	940	—	—	6	18	95
50-54	937	—	—	—	7	17
55-59	935	—	—	—	2	10
60-64	924	—	—	—	—	4
Total de fecundidad de los primeros nacimientos		927	874	910	875	923

Naturalmente, no se puede descartar la posibilidad de que algunas, o incluso todas, estas variaciones sean reales, pero esto no es probable en vista de su presencia en otros estudios y de la plausibilidad de la explicación alternativa del error. Así, resulta difícil explicar por qué una baja rápida de las tasas de fecundidad específica en las edades tempranas coincide con un incremento substancial de la descendencia final.

IV. VERIFICACIONES CRUZADAS DE LOS NACIMIENTOS DE COHORTES  
EN COMPARACION CON LOS DE PERIODOS

Tomadas en forma literal, las medidas implicarían que había habido una fecundidad en aumento durante aproximadamente unos veinte años anteriores a la encuesta, con un incremento sumamente grande en los

cinco años precedentes. Puede argumentarse que esto pudo haber ocurrido como consecuencia de una recuperación de los severos efectos de las condiciones de guerra hasta y más allá de 1945, pero, incluso aquí, en marcado aumento en una fecha tan tardía como el último período calendario (1956-1960 en algunas de las encuestas, 1957-1961 en otras), no resulta convincente. ¿Qué índices alternativos de la fecundidad se pueden emplear? Un enfoque obvio a considerarse es aquel ideado para la estimación del nivel de fecundidad a partir de los datos más limitados del total de niños nacidos por cohortes y de los nacimientos en un período reciente (por lo general de un año). En éste, las medidas de cohorte para las mujeres más jóvenes definen el nivel, y las tasas de nacimientos recientes, el patrón. En el cuadro 3 se lo modifica para obtener estimaciones para los dos períodos anteriores de cinco años.

Cuadro 3

NACIMIENTOS ACUMULADOS POR MIL MUJERES PARA COHORTES  
Y PERIODOS ANUALES ANTERIORES A LA ENCUESTA

Grupo de edades al final del período	0-5			$P_2/P_1$	5-10		
	Cohorte, $C_1$	Período, $P_1$	$C_1/P_1$		Cohorte, $C_2$	Período, $P_2$	$C_2/P_2$
15-19	168	168	1,00	199	198	1,01	
20-24	1 555	1 524,158*	1,02	1 534	1 506	1,02	
25-29	3 398	3 398	1,00	3 282	3 173	1,03	
30-34	4 973	5 079	0,98	4 657	4 615	1,01	
35-39	5 967	6 389	0,93 ↓	5 592	5 670	0,99	
40-44	6 239	7 036	0,89	5 894	6 123	0,96	
45-49	5 996	7 138	0,84	5 723	6 215	0,92	
50-54	5 728	7 143	0,80	5 619	6 221	0,90	

El sistema es el siguiente: Para el período de 0-5 años,  $P_1$  se acumula, a partir de los nacimientos medios, en grupos de edades sucesivas. Si la fecundidad ha permanecido sin cambios en la población durante todo el lapso de los informes retrospectivos, las mediciones  $P_1$  concordarían con los valores  $C_1$  para las cohortes y las razones  $C_1/P_1$  serían iguales a uno. Donde las razones bajan como aquí, indican omisiones o un cambio en la fecundidad. En el supuesto de que  $C_1$  es correcta para las mujeres más jóvenes y las  $P_1$  exactas a excepción de un posible error en la escala de tiempo, el total acumulado  $P_1$  hasta el final de la reproducción, multiplicado por  $C_1/P_1$  en las edades más jóvenes, da una medida ajustada de la fecundidad. Aquí el ajuste por  $C_1/P_1$  es tan pequeño que puede despreciarse y aceptarse la escala de tiempo 0-5.

Para el período de 5-10 años, los nacimientos en los cinco años anteriores a la encuesta son restados y se repite el procedimiento para reconstruir las mismas medidas para ese período. (Si el factor de corrección  $C_1/P_1$  para la escala de tiempo no hubiese sido de uno, habría sido aplicado a los nacimientos en el período 0-5 años para cada cohorte y se habrían restado los números ajustados para dar los valores de  $C_2$ .) El factor de corrección  $C_2/P_2$  también se aproxima a uno. Si se toma como 1,03 a partir del grupo de edades 25-29 años, el total de nacimientos acumulados del período aumentaría en alrededor de 6,41 por mujer en comparación con los 7,14 para el intervalo de 0-5 años, lo que sería, en el caso más extremo, sólo una pequeña modificación del cambio directamente calculado. El método no es satisfactorio. Se lo ha descrito, en parte, como una extensión directa de una técnica empleada con éxito para la estimación del nivel de fecundidad y, por lo tanto, como digna de considerarse, y, en parte, porque podría tener valor en ciertas circunstancias. La falla principal se encuentra en la plausibilidad del supuesto de que el patrón de las tasas de natalidad por edad para los períodos es confiable, es decir, que el error de la escala de tiempo es el mismo para las mujeres mayores que para las más jóvenes. Aunque esto, por lo general, es válido para los nacimientos del año anterior a la encuesta, aquí se hace referencia a los nacimientos hasta diez años antes. Además, incluso las mujeres más jóvenes de cinco años antes, entran, para la fecha de la encuesta, a los grupos de edades en que las omisiones se hacen apreciables. Queda la posibilidad de que con intervalos más cortos y una deformación menor por errores de ubicación en el tiempo que en el caso de los registros de Nueva Guinea Occidental, la técnica podría tener cierto valor para eliminar sesgos en la detección de tendencias.

#### V. CORRECCION DEL SESGO DE LA ESCALA DE TIEMPO MEDIANTE EL USO DE TASAS DE PRIMEROS NACIMIENTOS

En datos sobre paridez y, en particular, sobre primeros nacimientos, se han basado algunos métodos útiles para estimar el nivel de la fecundidad a partir de registros incompletos de nacimientos o de registros retrospectivos con errores en la escala de tiempo (Brass, 1969). Las medidas del cuadro 2 revelan que también se presentan deformaciones de escala y ubicación en el tiempo semejantes a las que se sospechan para todos los nacimientos. Por otra parte, la declaración de mujeres que se convierten en madres por cohortes y en el período 0-5 años es más completa que la enumeración de todos los nacimientos. La conclusión es que las medidas de primeros nacimientos podrían utilizarse para corregir malas declaraciones de tiempo, para lo que hay que suponer que

el nivel y el patrón de las tasas de primeros nacimientos permanecieron constantes a lo largo del período o, menos estrictamente, que los índices de fecundidad de las madres son aproximadamente válidos a causa de que las desviaciones con respecto a esta constancia afectarían de manera bastante semejante a todos los nacimientos y a los primeros nacimientos. No se puede detectar tendencia alguna en las proporciones de mujeres que se convierten en madres mediante estos enfoques, pero probablemente esto sea de menor importancia, dado que en los tipos de aplicación que se contemplan, estos movimientos serán demasiado pequeños o estarán acompañados por cambios en la fecundidad de las madres.

Los índices más sencillos son las tasas acumuladas de los nacimientos y de los primeros nacimientos para los intervalos de tiempo, según se muestra en el cuadro 4. En el modelo usual de una cohorte de mujeres que pasa por las edades reproductivas a las tasas del período calendario, las razones  $A/F$  representan el total medio de niños nacidos por madre según los grupos de edades especificadas.

Cuadro 4

TASAS ACUMULADAS Y DE PRIMEROS NACIMIENTOS POR MIL MUJERES  
PARA PERIODOS ANUALES ANTERIORES A LA ENCUESTA  
QUINQUE AÑOS

Grupo de edades al final del período	0-5			5-10			10-15		
	Total Primero			Total Primero			Total Primero		
	$A_1$	$F_1$	$A_1/F_1$	$A_2$	$F_2$	$A_2/F_2$	$A_3$	$F_3$	$A_3/F_3$
15-19	168	142	1,18	198	155	1,28	227	187	1,21
20-24	1 524	702	2,17	1 506	707	2,13	1 587	749	2,12
25-29	3 388	884	3,83	3 173	845	3,76	3 163	879	3,60
30-34	5 079	917	5,54	4 615	867	5,32	4 528	904	5,01
35-39	6 389	926	6,90	5 670	874	6,49	5 466	910	6,01
40-44	7 036	927	7,59	6 123	874	7,00	5 898	910	6,48
45-49	7 133	927	7,70	6 215	874	7,11	5 959	910	6,55

La comparación entre los dos últimos períodos muestra que, hasta alrededor de los treinta años, las razones son cercanas, pero de allí en adelante las medidas más recientes muestran un superávit cada vez mayor. Las razones para los 10-15 años anteriores a la encuesta son más bajas de comienzo a fin, aunque sólo levemente en los grupos de edades más jóvenes. La interpretación directa de los niveles  $A/F$  en las edades hacia el fin de la reproducción sería que la fecundidad de las madres iba en aumento, pero que el incremento entre el período de 5-10 años y el de 0-5 años fue mucho menor que lo que parecía según las tasas brutas, no ajustadas con respecto a escala. Las razones  $A/F$  en las edades más jóve-

\*  $A_1$  = suma de cuadro 3 ( $F_1$  de período correspondiente)  
 $F_1$  = acumulación de 1<sup>er</sup> nacimientos q' preceden al período 2  
 $A_1/F_1$  = tamaño medio de la familia por madre

nes, no obstante, hacen dudar de esta interpretación. Aunque la concentración del déficit en los grupos de edades tardías no es enteramente improbable, las indicaciones de omisiones de nacimientos, y aun en forma más marcada, de la tendencia a registrar algunos nacimientos como ocurridos en un pasado más lejano que en la realidad, constituyen señales de advertencia. Si se consideran más confiables las declaraciones de las mujeres más jóvenes, la interpretación alternativa es que la fecundidad de las madres no había cambiado en los diez años anteriores a la encuesta. Aunque los índices sencillos calculados están ajustados con respecto a errores de escala, no toman en cuenta los sesgos por ubicación en el tiempo. Su corrección exige técnicas más complicadas.

#### VI. ESTIMACION DE MEDICIONES DE PERIODOS DE FECUNDIDAD AJUSTADA A UNA ESCALA DE TIEMPO CONSTRUIDA A PARTIR DE LOS PRIMEROS NACIMIENTOS

El principio del método ideado es el siguiente: Se toma como estándar la distribución de los primeros nacimientos por edad de la mujer, derivados de las observaciones en el período más reciente. Para cada cohorte de mujeres, se calculan las variaciones en la ubicación en el tiempo de los primeros nacimientos que se requieren para hacer que las observaciones concuerden con el estándar. Se supone que los sesgos de ubicación en el tiempo calculados para los primeros nacimientos son aplicables a todos ellos. Por consiguiente, los nacimientos totales para cada cohorte son redistribuidos a lo largo del período precedente de vida. Cabe subrayar que no hay alteraciones en los totales de nacimientos informados por cada cohorte, sino solamente en su asignación por períodos. La fase del proceso de ajuste que plantea problemas es la que relaciona los sesgos de ubicación en el tiempo de los primeros nacimientos con aquéllos para todos los nacimientos. Esto no puede hacerse mediante ningún sistema sencillo de correcciones absolutas o relativas constantes dado que los efectos de los sesgos de tiempo o de edad (que aquí son equivalentes) difieren a lo largo del período y entre los primeros nacimientos y todos ellos con las tasas específicas. La técnica consiste en traducir gráficamente las desviaciones de las distribuciones de los primeros nacimientos respecto al estándar en errores de edad y considerar las edades sesgadas como aplicables a las distribuciones de los nacimientos totales: el gráfico resultante para los nacimientos totales se utiliza luego para encontrar la asignación corregida correspondiente a los intervalos verdaderos. Los detalles se explican mejor en términos de su aplicación a los materiales de Nueva Guinea Occidental.

El estándar utilizado fue la distribución acumulada de primeros nacimientos por intervalos quinquenales de edades en el período de 0-5 años

anterior a la encuesta, lo que se presenta en el cuadro 5 junto con las proporciones correspondientes, tomando el total como 0,98, y los logitos de estas proporciones. El logito de una proporción  $p$  se define como  $\frac{1}{2} \log_e [p/(1-p)]$ .

Cuadro 5

MEDICIONES ESTANDAR DE LAS DISTRIBUCIONES DE PRIMEROS  
NACIMIENTOS Y VALORES TRANSFORMADOS

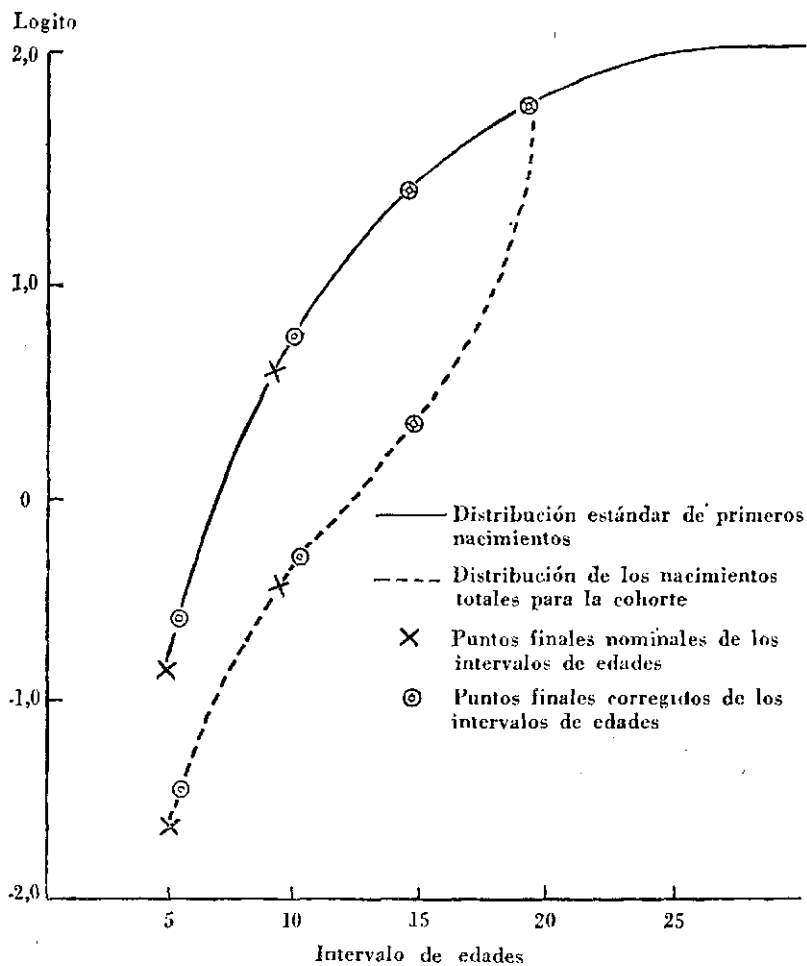
Intervalo de edades desde el comienzo de la reproducción	Nacimientos acumulados		
	Por 1000 mujeres	Proporciones con 927 = 0,98	Logito de la proporción
5	142	0,1501	-0,867
10	702	0,7422	0,529
15	884	0,9346	1,330
20	917	0,9695	1,730
25	926	0,9790	1,921
30	927	0,9800	1,946

La transformación de las medidas básicas en proporciones con el total arbitrario de 0,98 y luego en logitos no es esencial sino que se hace por conveniencia. La técnica puede aplicarse utilizando valores originales de comienzo a fin. La transformación lleva a gráficos que son más lineales y que pueden presentarse en forma clara en la escala única. Hay muchas maneras de hacer estas transformaciones de la escala gráfica y la que se utiliza aquí no es necesariamente la mejor para una aplicación general. En el gráfico 1 se presenta el trazado de los logitos en comparación con los puntos de los intervalos de edades. La próxima etapa es la misma para cada cohorte de mujeres y se ilustrará mediante su aplicación a las de edad 30-34 años en la fecha de la encuesta. Los cálculos apropiados se dan en el cuadro 6.

Los primeros nacimientos acumulados para la cohorte se transforman como para el estándar. Las proporciones se calculan como para un total de 0,9695 en el intervalo final de 20 años, igual que el valor del estándar en este punto. Las medidas logito son luego marcadas en la curva estándar. Según los supuestos, los puntos de los intervalos de edades correspondientes dan los valores para los cuales los primeros nacimientos han sido informados equivocadamente en lugar de las divisiones nominales. Las medidas equivalentes se obtienen luego para todos los nacimientos. Aquí, se toma 0,9695 como el total a los veinte años, con el cual se relacionan las proporciones, para mayor claridad y no por motivos esen-

\* Distribución estándar del P.B.

Cráfico 1

CORRECCION DE LA DISTRIBUCION DE LOS NACIMIENTOS  
PARA UNA COHORTE DE MUJERES DE EDAD 30-34 AÑOS

ciales. Las medidas logito para todos los nacimientos son trazadas en relación con los puntos del intervalo *corregidos* derivados de los primeros nacimientos. En la curva resultante, se leen los valores correspondientes a los intervalos quinquenales nominales. La transformación de vuelta a la escala de medición original da la re-asignación de los nacimientos a lo largo de la vida de la cohorte. Las medidas ajustadas aparecen en las tres últimas columnas del cuadro 6.

Cuadro 6

DERIVACION DE CORRECCIONES PARA COHORTE DE MUJERES  
DE EDAD 30-34 AÑOS

Intervalo de edades desde el comienzo de la reproducción	Primeros nacimientos	Nacimientos totales		Nacimientos totales corregidos		Nacimientos acumulados por 1000 mujeres	
		Proporción Logito	Proporción Logito	Logito	Proporción		
5	0,2111	-0,659	1,0497	-1,475	-1,65	0,036	183
10	0,7926	0,670	0,3148	-0,389	-0,51	0,265	1 359
15	0,9354	1,336	0,6398	0,287	0,28	0,636	3 264
20	0,9695	1,730	0,9695	1,730	0,73	0,970	4 973

La aplicación del procedimiento a todas las cohortes lleva a los nacimientos redistribuidos por mil mujeres del cuadro 7 y a las comparaciones de los periodos del cuadro 8.

Sólo se pueden hacer ajustes para grupos de edades en los cuales el número de primeros nacimientos es suficiente para obtener una estimación razonable del sesgo de ubicación en el tiempo. Esto restringe el límite superior de edades de las comparaciones, en un grado cada vez mayor, a medida que los periodos se alejan cada vez más en el pasado, dado que, para las cohortes posteriores, no hay ninguna base para asignar los nacimientos más recientes. Aunque el supuesto es que la distribución de los primeros nacimientos del último periodo puede utilizarse como estándar, de todos modos también se corrige en el cuadro 8. Esto puede parecer incongruente y lo es. La razón es que las observaciones mismas contradicen ligeramente el supuesto, dado que los primeros nacimientos acumulados por mil mujeres para cohortes difieren un poco de los valores correspondientes para el intervalo de 0-5 años. Así, el uso de la misma distribución proporcional por cohortes altera el valor original de 0-5 años.

En absoluto rigor, la distribución ajustada de los primeros nacimientos en el último periodo debería tomarse como un nuevo estándar y habría que repetir los cálculos, y nuevamente si fuese necesario, hasta que exista



Cuadro 7

## DISTRIBUCIONES AJUSTADAS DE NACIMIENTOS PARA COHORTES

Grupo de edades en la fecha de la encuesta	Total de nacimientos por mil mujeres en períodos anuales				
	Total	0-5	5-10	10-15	15 y más
15-19	168	168	—	—	—
20-24	1 555	1 372	183	—	—
25-29	3 398	1 904	1 309	185	—
30-34	4 973	1 709	1 905	1 176	183
35-39	5 967	1 329	1 743	1 630	1 265
40-44	6 239	647	1 237	1 458	2 897

iteración hasta una serie congruente de resultados. Es evidente, no obstante, que los efectos de esta repetición sobre las comparaciones finales serán despreciables en relación con otras fuentes de distorsión.

A pesar de pequeñas fluctuaciones por grupo de edades, las comparaciones en el cuadro 8 entre los períodos de 0.5 y de 5-10 años revelan un patrón coherente. Ya sea que se confíe en los nacimientos totales por mil mujeres o en los promedios por madre, la fecundidad aparece como muy ligeramente superior en el período más reciente. La regularidad de la relación por grupo de edades no da motivos para sospechar que las tasas en edades posteriores, no corregidas por la técnica, alterarían la conclusión. Las medidas para los 10-15 años son apreciablemente menores que aquéllas para períodos posteriores. Quedan dos interpretaciones posibles de estas comparaciones ajustadas: ya sea que ha habido omisiones de nacimientos, substanciales para el pasado más distante, y pequeñas

Cuadro 8

## NACIMIENTOS TOTALES Y PRIMEROS NACIMIENTOS AJUSTADOS POR MIL MUJERES PARA PERIODOS ANUALES ANTERIORES A LA ENCUESTA

Grupo de edades al final del período	0-5			5-10			10-15		
	Total Primero			Total Primero			Total Primero		
	$A_1$	$F_1$	$A_1/F_1$	$A_2$	$F_2$	$A_2/F_2$	$A_3$	$F_3$	$A_3/F_3$
15-19	168	142	1,18	183	144	1,27	185	149	1,24
20-24	1 540	713	2,16	1 492	726	2,06	1 361	721	1,89
25-29	3 444	909	3,79	3 397	912	3,72	2 991	907	3,30
30-34	5 153	936	5,51	5 140	946	5,43	4 449	941	4,73
35-39	6 482	945	6,86	6 377	955	6,68	—	—	—

a lo largo de los diez años anteriores, o que la fecundidad aumentó después de la recuperación con respecto a las condiciones de guerra y de postguerra. En contraste con los cálculos directos a partir de nacimientos comunicados, las medidas ajustadas muestran una ubicación del incremento en el tiempo que resulta más plausible, ocurriendo los índices más bajos antes de 1950. La conclusión más razonable es, quizás, que contribuyeron a ello tanto los efectos reales como los de los sesgos.

## VII. CONCLUSIONES

Desde el punto de vista más general del valor de la técnica como procedimiento para corregir errores en las declaraciones retrospectivas de nacimientos, la característica significativa es la traducción del aumento aparentemente grande de la fecundidad a lo largo de los últimos diez años en un cambio cero o marginal. Incluso si hubiese un sesgo residual, parecería ser lo suficientemente pequeño para que la detección de tendencias, por ejemplo, de una fecundidad en descenso asociada a programas de planificación de la familia, se logre con bastante confianza. La comprobación del método se ha realizado en registros recogidos en circunstancias en que es particularmente difícil asegurar la exactitud. Todavía existen varias limitaciones. Incluso si se justifica el supuesto de que los sesgos de ubicación en el tiempo de los primeros nacimientos y de todos los nacimientos son muy semejantes, la corrección se limita al rango de edades de los primeros. Nuevamente, aunque el método gráfico de ajuste por lo común ha funcionado bien, quizás resulte demasiado afectado por fluctuaciones localizadas de edad-tiempo en las tasas. Se pueden contemplar posibles maneras de superar estos defectos. Por ejemplo, se podrían utilizar los segundos nacimientos para ampliar la escala estándar de tiempo a edades posteriores. Esto sería un proceso difícil, sin embargo, y amortiguaría cada vez más los efectos que se desean medir. Una idea más atrayente es la construcción de una función simple para describir errores en la ubicación en el tiempo, dependiente de unos pocos parámetros que pueden estimarse a partir de los datos. Si ésta tuviese éxito, podría extenderse a los grupos de edades mayores y suministraría también correcciones más estables. Se requiere un mayor estudio con registros provenientes de una gama de poblaciones a distintos niveles de desarrollo. Si estas técnicas pueden emplearse con éxito, la única desventaja importante de las encuestas de historias de embarazos como medio para investigar las tendencias de la fecundidad habrá sido superada. Se les puede conceder, entonces, su debido peso a las ventajas evidentes y precisas que presentan.

## BIBLIOGRAFIA

- Agrawal, B. L., "Sample Registration in India", en *Population Studies*, 23, 1969, págs. 379-394.
- Brass, W., *Disciplining Demographic Data*, Documento presentado por el organizador ante la Sesión 1.3 de la Conferencia de la Unión Internacional para el Estudio Científico de la Población, efectuada en Londres, 1969.
- Brass, W., *A Critique of Methods for Estimating Population Growth in Countries with Limited Data*. Documento enviado por invitación a la 38ª sesión del Instituto Internacional de Estadística, Washington, 1971.
- Brass, W., et. al., *The Demography of Tropical Africa*, Princeton University Press, Princeton, Nueva Jersey, 1968.
- Chandra Sekar, C., y Deming, W. E., "On a Method of Estimating Birth and Death Rates and the Extent of Registration", en *J. A. Stat. Ass.* 44, 1949, págs. 101-115.
- Coale, A. J. y Demeny, P., "Methods of Estimating Basic Demographic Measures from Incomplete Data", en Naciones Unidas, Departamento de Asuntos Económicos y Sociales, *Population Studies*, 42, Nueva York, 1967.
- Glass, D. V. y Grebenick, E., *The Trend and Pattern of Fertility in Great Britain: A Report on the Family Census of 1946*. Documentos de la Royal Commission on Population, vol VI. Her Majesty's Stationery Office, Londres, 1954.
- Groenewegen, K. y van de Kaa, D. J., *Resultaten van Het Demografisch Onderzoek Westelijk Nieuw-Guinea*, Government Printing and Publishing Office, La Haya, 6 vols. 1964-1967.
- Henin, R. A., "Fertility Differentials in the Sudan", en *Population Studies*, 22, 1968, págs. 147-164.
- Henin, R. A., "The Patterns and Causes of Fertility Differentials in the Sudan", en *Population Studies*, 23, 1969, págs. 171-198.
- Selzer, W., "Some Results from Asian Population Growth Studies", en *Population Studies*, 23, 1969, págs. 395-406.



**CRITICA DE METODOS PARA ESTIMAR EL  
CRECIMIENTO DE LA POBLACION EN LOS  
PAISES CON DATOS LIMITADOS**

**WILLIAM BRASS**



Durante los últimos quince años se han realizado múltiples exploraciones de nuevos métodos para obtener estimaciones del crecimiento de la población en países que no cuentan con estadísticas vitales adecuadas. De un modo general, los métodos caen dentro de tres tipos, con subdivisiones para el tercero.

1. Censos completos frecuentes.
2. Investigaciones demográficas retrospectivas con una sola visita.
3. a) Estadísticas vitales por muestreo.  
b) Encuestas de hechos vitales con visitas periódicas.  
c) Encuestas de hechos vitales con cotejos independientes.

Se describen las técnicas menos conocidas y se señalan las ventajas y limitaciones más evidentes. Se han realizado programas importantes con el método 3 c) en Pakistán, India y Turquía, las que se utilizan para determinar el valor de los procedimientos del tipo 3. En Turquía también ha habido censos frecuentes y se han utilizado algunas de las técnicas de la investigación retrospectiva con una visita. Por lo tanto, se pueden realizar comparaciones eficaces entre las características de los métodos. Se considera el orden de los errores de muestreo pertinentes.

Se concluye que para el registro directo de los hechos vitales, los sesgos y errores de muestreo de los métodos del tipo 3 son demasiado grandes para que se puedan estimar medidas útiles a un costo aceptable. A pesar de sus limitaciones, los censos moderadamente frecuentes, complementados por investigaciones retrospectivas con una sola visita, parecen constituir el sistema más apto para proporcionar información bastante detallada y precisa sobre las tasas de crecimiento.

## 1. INTRODUCCION

Escasos países en desarrollo cuentan con registros de nacimientos y defunciones lo suficientemente completos como para calcular directamente y con confianza la tasa natural de crecimiento para cada año. Sin embargo, la necesidad de tales medidas se ha hecho cada vez más urgente con la ampliación de la planificación, que depende del conocimiento de cifras proyectadas que permitan estimar los componentes de la oferta y la demanda. Además, muchos de estos países han adoptado, o están considerando la adopción, de políticas de población destinadas a retardar sus aceleradas tasas de crecimiento. La formulación de tales políticas y aún más, la evaluación de su efecto, exigen información precisa, categorizada y actualizada sobre las tendencias del movimiento de la población.

Por estas razones durante los últimos quince años se han realizado múltiples exploraciones de nuevos métodos para obtener estimaciones del crecimiento de la población. La novedad de estos métodos ha dependido en parte de los procedimientos de recolección y en parte de las técnicas de análisis. Los dos aspectos están íntimamente interrelacionados y de ambos proviene el estímulo para innovar. Igualmente, ninguna evaluación del éxito de los nuevos métodos puede limitarse a las contribuciones hechas a la recolección o al análisis. La necesidad de tomar en cuenta ambos aspectos en forma equilibrada constituye un importante elemento en la dificultad de llegar a conclusiones concordantes acerca del valor de los métodos para propósitos generales y específicos.

Aunque todavía queda mucho por aprender acerca de estos tópicos, se ha acumulado evidencia suficiente como para realizar una evaluación tentativa, que a la vez es muy necesaria. Muchos países en desarrollo han aceptado la necesidad urgente de mejorar sus estadísticas en esta área. Diversos organismos y consultores internacionales les han brindado asesoramiento técnico acerca de cómo lograrlo. Mi opinión es que una gran parte de este asesoramiento ha sido excesivamente optimista acerca de lo que puede lograrse con los sistemas propuestos y ha subestimado los recursos y el esfuerzo que se requieren para obtener aunque sean resultados moderadamente útiles. Este trabajo se ocupará principalmente de demostrar las dificultades para obtener estimaciones satisfactorias del crecimiento de la población mediante estos métodos.

Resulta difícil determinar qué es lo que ha provocado este optimismo. La mayor parte de la discusión científica sobre la experiencia obtenida con los proyectos ha sido cauta aunque no se puede decir lo mismo acerca de la presentación de los resultados sustantivos. Hay mucho campo para un desacuerdo genuino acerca de la importancia de algunos defectos en particular y de la probabilidad de que puedan ser superados mediante



mejores técnicas de terreno o análisis. Cada país presenta tanto oportunidades como problemas especiales y distintos por lo que se requieren experiencias y ensayos adicionales. Existe, no obstante, el peligro de que se le otorgue prioridad a la investigación demográfica por sobre el establecimiento de aquel sistema que tiene las mayores probabilidades de lograr resultados satisfactorios con nuestros conocimientos actuales. En relación a las necesidades críticas de los países en desarrollo, confundir ambas finalidades resulta injustificable.

A causa de las limitaciones de recursos tanto en dinero como en mano de obra calificada, se debe establecer una estricta prioridad en la recolección de estadísticas de población en los países más pobres. He escrito acerca de estas prioridades en otros trabajos (Brass - 1968, 1969 -) con especial énfasis sobre la abrumadora importancia que tiene un censo completo para establecer un perfil de población de acuerdo con las distribuciones socio-económicas y regionales básicas, sin el cual la planificación prácticamente resulta imposible. Las estadísticas continuas del movimiento de la población también tienen una alta prioridad si se las puede obtener con la suficiente exactitud como para que las tendencias sean detectadas en forma rápida en las partes componentes, es decir, en fecundidad, mortalidad y migraciones, y para los subgrupos pertinentes. Medir el crecimiento para el país en conjunto resulta de escaso valor; solamente cuando existen suficientes detalles para distribuir los cambios entre diferentes regiones y para determinar la contribución de los elementos demográficos resulta posible ya sea mejorar las proyecciones para el futuro o evaluar la eficacia de la acción. Estos factores deben tenerse muy presentes al juzgar el valor de los métodos de obtención de datos.

A continuación se da una lista de los métodos a ser considerados y se describen brevemente las técnicas menos conocidas. También se indican las ventajas y limitaciones más ostensibles. Por consiguiente, sería conveniente examinar la evidencia que proporcionan los métodos de "múltiples enfoques" respecto a las características de las diferentes secciones de estos estudios. La experiencia de Turquía será fundamental aquí porque se puede hacer una comparación más amplia que la que permite cualquier otro lugar. Se consideran las modificaciones y progresos de la práctica existente y se sugieren algunas conclusiones.

## 2. LOS METODOS

La finalidad no consiste en presentar estos métodos como una clasificación teórica lógica, sino en relación con los programas más comunes. De una manera general, caen dentro de tres tipos, de los cuales los dos primeros serán discutidos como categorías únicas, pero el tercero será subdividido. Los tipos son los siguientes:

1. Censos completos frecuentes.
2. Investigaciones demográficas retrospectivas con una sola visita.
3. a) Estadísticas vitales por muestreo.  
b) Encuestas de hechos vitales con visitas periódicas.  
c) Encuestas de hechos vitales con cotejos independientes.

En el primer tipo, se hace un recuento de la población en diferentes momentos en el tiempo; en el segundo se combinan las características de la medición regular y de la actual y en el tercero lo que se pretende es proporcionar un sustituto directo para el registro completo de los hechos vitales.

Mediante censos completos frecuentes (digamos cada cinco años) se puede calcular fácilmente el crecimiento de la población en forma global y para subgrupos, por área u otras clasificaciones adecuadas (origen étnico, lugar de nacimiento, etc.). La división de este crecimiento en sus componentes demográficos resulta menos fácil, pero puede lograrse mucho mediante el análisis de la composición por edades y de la supervivencia entre censos para distinguir los efectos de la fecundidad y la mortalidad. Las migraciones pueden constituir una dificultad seria. La determinación de los cambios es más bien lenta a causa del intervalo censal y del retraso en la tabulación de los datos. Los censos por muestras, excepto los de gran tamaño en las poblaciones muy grandes, no resultan satisfactorios para estos propósitos ya que los errores de muestreo en las diferencias relativamente pequeñas entre las cifras censales pueden ser considerables.

En la investigación demográfica retrospectiva se hace un número pequeño de preguntas acerca de los nacimientos, muertes (y posiblemente movimientos migratorios aunque los procedimientos para analizar éstos no están bien estudiados) acaecidos con anterioridad. La investigación puede incorporarse a un censo, ya sea sobre una base completa o de muestra o puede realizarse en forma separada. La característica crucial del método consiste en la interrelación entre la recolección de los datos y el conjunto de técnicas que han sido ideadas para el análisis de éstos. El valor y las características de las técnicas inicialmente empleadas ha quedado totalmente establecido, y han sido descritas en diversas publicaciones (Coale y Demeny —1967—, Brass, *et al* —1968—). La experiencia es menor respecto al uso de los procedimientos más recientes, los que no son bien conocidos.

En este contexto, Demeny (1967) presentó una lista mínima de preguntas para obtener estimaciones de la fecundidad. Siguiendo líneas similares, la lista que se presenta a continuación muestra la información básica que se requiere para el cálculo de la fecundidad, la mortalidad y el crecimiento natural a partir de estas encuestas.

1. Números de población por sexo y grupos de edades.
  2. Número total de hijos tenidos por cada mujer, y
    - a) que viven en el hogar,
    - b) que viven fuera de él,
    - c) fallecidos.
  3. Tiempo transcurrido desde el último nacido vivo de cada mujer.
  4. Si la madre de cada persona está viva.
- Ciertos datos adicionales son menos fundamentales o su uso es más experimental.
5. Sexo de los hijos precitados (nacidos y fallecidos).
  6. Si el padre de cada persona está vivo.
  7. Muertes en cada familia en el año anterior por edad y por sexo.

Resultaría impracticable aquí una discusión cabal de los argumentos para la construcción de esta lista. Algunos de los elementos están destinados a mejorar la exactitud de los datos más bien que a proporcionar estadísticas utilizables. De este modo, la división de los hijos vivos entre los que están en el hogar y los que están ausentes de él y la especificación de tiempo hasta el último nacimiento, cuando para derivar las tasas sólo se requieren las cifras para un período reciente, exigen una mayor exactitud sobre los puntos en los cuales los estudios de terreno han mostrado una propensión a los errores de respuesta. Es importante observar que, a pesar de la sencillez de las preguntas que se requieren para obtener los datos, las tabulaciones cruzadas pueden proporcionar muchos detalles demográficos. En particular, se pueden construir las distribuciones de los nacimientos totales y actuales según su orden y por edad de la madre. En gran medida, este sistema de estadísticas ha sido adoptado en varias investigaciones demográficas recientes, por ejemplo, en los censos de 1969 de Kenya y Uganda, en varios países africanos de habla francesa y también en América Latina.

A fin de estimar medidas de la fecundidad y de la mortalidad a partir de estos datos se requieren dos tipos de métodos de análisis. El primer tipo, del cual no necesitamos ocuparnos aquí, es para traducir los índices indirectos en índices uniformes, por ejemplo, la supervivencia de las madres en tasas de mortalidad de las mujeres adultas. El segundo tipo es para detectar y corregir los errores y sesgos de las informaciones retrospectivas mediante comparaciones internas y, en una medida limitada, mediante aplicaciones de las relaciones de un modelo demográfico. El segundo tipo se basa fundamentalmente en aquellas partes de la informa-

ción que resultan más sólidas para un propósito determinado. De este modo, la información del total de hijos tenidos por las mujeres más jóvenes sirve como medida para el nivel de fecundidad y los datos de los nacimientos recientes definen el patrón de tasas por edad. Los desgloses detallados por orden de nacimiento son especialmente útiles para resolver las ambigüedades. Una vez más, las características generales de la distribución por edades dan evidencia tanto sobre la fecundidad como sobre la mortalidad, que refuerzan y suplementan a las demás fuentes.

Uno de los problemas para evaluar la exactitud de las estimaciones a partir de estos análisis es que no son automáticas sino que exigen discernir entre alternativas y que funcionan mejor para algunos tipos de errores y sesgos que para otros. No obstante, con respecto al número completo de preguntas y tabulaciones, se puede afirmar razonablemente que da buenos resultados para la fecundidad y para la mortalidad infantil. También hay indicios de que los datos sobre la supervivencia de la madre pueden proporcionar estimaciones aceptables de la mortalidad femenina adulta, pero que la derivación de la mortalidad masculina adulta a partir de la supervivencia de los padres resulta más dudosa. Son aún muy escasas las aplicaciones con información apropiada. No obstante, todas estas estimaciones son promedios a lo largo de un período, aunque relativamente reciente. Además, la tasa natural de crecimiento, dado que se deriva de los cálculos primarios de fecundidad y de mortalidad en cierta medida como una diferencia, resulta sensible a los sesgos pequeños existentes en las medidas de estos componentes. Por lo tanto, los métodos no son eficientes para seguir las tendencias en las tasas de crecimiento de la población. Sin embargo, cabe observar que los procesos para llegar a un término medio —implícitos en estas técnicas—, a partir del uso de datos que son una acumulación de hechos pasados, por ejemplo, el total de hijos nacidos y las distribuciones por edades, presentan la ventaja recíproca de proporcionar cantidades mayores y un error de muestreo más pequeño en comparación con los registros de los nacimientos y muertes de un año.

El más evidente de los métodos directos es el de *estadísticas vitales por muestreo*. Al respecto sólo se requiere plantear algunos puntos aquí. La ampliación gradual del registro por regiones, a medida que las necesidades administrativas de certificados de nacimiento y de defunción son aceptadas por los padres, presenta ventajas estadísticas a largo plazo que no nos interesarán por el momento. En general, la muestra aleatoria de las áreas, que permite la realización de estimaciones continuas del crecimiento natural, incluirá una proporción, y comúnmente una mayoría de familias que no ven ninguna ventaja en la notificación de hechos vitales. Se necesita algún procedimiento "activo" para obtener los datos, que demande escrupulosidad de parte del registrador y un control estricto. Esto solamente es posible con grandes unidades de conglomerados, las que no

resultan eficientes para los fines del muestreo. Para resultar efectivo, el registrador debe conocer bien su conglomerado, lo cual implica una población pequeña; en tal caso, el número de hechos por año es muy pequeño para que a esta persona se le pague bien; en algunos proyectos no se le ha pagado nada. Naturalmente, el tamaño exacto de la operación variará muchísimo según las condiciones específicas, pero digamos que puede familiarizarse con una unidad de 5 000 personas: en un caso semejante se producirán quizás cuatro nacimientos y dos muertes semanales. Pareciera existir una discrepancia fundamental entre la necesidad de personas capacitadas y su utilización efectiva. Un dilema adicional que no ha sido sometido a prueba es el grado en que las áreas de muestreo seguirían siendo representativas, dado que la existencia de estadísticas vitales sería un incentivo para intensificar las investigaciones médicas y de otro tipo en ellas.

En las encuestas de hechos vitales con visitas periódicas, el registro es realizado por empadronadores que visitan los hogares de la muestra a intervalos regulares, por lo general de dos a seis meses. Los empadronadores anotan los cambios en la composición de las familias y los motivos de éstos (nacimientos, muertes, traslado) y también preguntan acerca de los nacimientos ocurridos durante el período intermedio de niños que pueden haber ya fallecido. Resultan particularmente difíciles los recuentos completos en esta última categoría. Hay varios procedimientos que pueden usarse para tratar de mejorar la exactitud de la información, como, por ejemplo, la presencia explícita de las mujeres embarazadas para anticipar los nacimientos y el registro sobrepuesto de los hechos, por ejemplo, a lo largo de un período retrospectivo de seis meses o más, junto con visitas trimestrales. Las restricciones en el diseño de la muestra, en la organización y uso de los recursos humanos que son aplicables a las estadísticas vitales continuas son mucho menos evidentes aquí. Por otra parte, hay que llevar a cabo una gran cantidad de visitas para registrar un número relativamente escaso de hechos. Para un intervalo de tres meses sólo una de diez familias controladas notificará un hecho pertinente. Existe cierta discrepancia entre el grado de cuidado y de habilidad que deben ejercer los empadronadores para obtener informaciones exactas, lo tedioso de este trabajo y la forma como éste es remunerado. La flexibilidad de estas encuestas, su sencillez básica y la posibilidad de controles y verificaciones satisfactorias en terreno las hacen atractivas, por lo que son muy usadas. Algunos de los primeros programas a gran escala fueron los de la Encuesta Nacional por Muestreo de la India.

La característica esencial de las encuestas de cotejo independiente consiste en la incorporación de las dos categorías anteriores del tipo 3, registro y visitas periódicas, en una sola operación que utiliza la misma muestra, pero con una separación estricta entre la recolección y la ela-

boración de los datos. Las dos listas de los mismos hechos son luego cotejadas, y allí donde es posible, se resuelven las ambigüedades mediante verificaciones en terreno, las que en forma más propia deben ser realizadas por personal que no intervino en el registro original. Los hechos totales de un tipo particular están todos en una u otra lista más una corrección con respecto a los que no están en ninguna de las dos. Esta última adición puede estimarse mediante un procedimiento presentado por Chandra Sekar y Deming (1949) en el supuesto de que la probabilidad de omisión de una lista es independiente de la otra. La expresión más sencilla es que  $N = (N_1 \times N_2)/C$ , donde  $N_1$  y  $N_2$  son los números en ambas listas,  $C$  los comunes a ambas y  $N$  es la estimación del total. Coale (1963) propuso la aplicación del procedimiento para la finalidad presente.

No existe una restricción teórica que limite el cotejo al registro y a las encuestas periódicas, ni tampoco a dos listas. En algunas aplicaciones las partes independientes han sido dos encuestas periódicas, una con un intervalo más corto. En la práctica, la diferencia entre un registrador que visita los hogares para verificar los hechos y un empadronador residente que hace visitas regulares es pequeña. El sistema está destinado a dar una cobertura tan completa como sea posible a expensas de la duplicación y de una verificación meticulosa. La independencia de ambas partes de la encuesta sólo puede asegurarse mediante una organización y control cuidadosos. Por lo tanto, es escasa la economía en comparación con dos encuestas completamente separadas. Además de ello, el cotejo y la verificación en terreno plantean una pesada exigencia adicional a los recursos humanos. Aunque resulta difícil establecer cifras comparables, es evidente, por la experiencia obtenida de los programas principales, que el costo por hecho es mucho más alto que para los otros métodos considerados.

Sin embargo, el costo por hecho no es una medida convincente del éxito de estos proyectos. No sólo es probable que las tasas de crecimiento calculadas a partir de informaciones de hechos vitales que son apreciablemente incompletos no tengan valor alguno, sino que quizás sean peligrosamente engañosas. Si la encuesta con cotejo independiente puede dar estimaciones confiables y detalladas que no se obtienen por otros medios, el argumento respecto a si el gasto de los recursos se justifica debe estar basado en criterios más amplios de prioridades. Debido a la necesidad preeminente de exactitud, en los últimos diez años se ha dado al método un apoyo muy fuerte sobre bases teóricas. Se ha aplicado en varios proyectos de diversos tamaños. Los más importantes entre éstos son el Experimento sobre Crecimiento de la Población de Pakistán de 1962-65, la Encuesta Demográfica de Turquía, de 1965 en adelante, y el Programa de Estadísticas de Muestra de la India desde 1966 (precedido por varios

estudios piloto). En vista de que los componentes de estos programas son métodos no duplicados de registro directo de los hechos vitales se pueden realizar comparaciones útiles. La Encuesta Demográfica de Turquía también incorporó parte del sistema reseñado anteriormente de encuestas demográficas retrospectivas con una visita; en Turquía también hay censos cada cinco años. Por lo tanto, el análisis del éxito de los estudios de cotejo proporciona una evidencia importante sobre los otros procedimientos.

### 3. EVALUACION DE LAS ENCUESTAS DE HECHOS VITALES CON COTEJOS INDEPENDIENTES

En el supuesto de que el total correcto de hechos sea calculado mediante la fórmula Chandra Sekar-Deming, se puede derivar la cobertura de ambas partes de la encuesta: registro-enumeración y visitas periódicas. Selzer (1969) da un análisis útil de la experiencia asiática, que abarca las encuestas de Pakistán, Turquía, Corea, Tailandia y varias de la India. Este autor examina diecinueve estudios, algunos de ellos en subdivisiones, por ejemplo, las distintas regiones de Turquía. Los resultados se resumen en el cuadro 1. (Cuadro 3 del trabajo de Selzer.)

Cuadro 1

#### MEDIANA Y RANGO DEL PORCENTAJE ESTIMADO DE HECHOS CUBIERTOS

Tipo de sistema	Número de sistemas	Nacimientos		Muertes	
		Mediana	Rango	Mediana	Rango
Todos	38	77	28-96	69	23-91
Estadísticas vitales	6	56	43-86	50	33-82
Estadísticas especiales	12	73	62-92	66	50-91
Encuesta con una visita	7	67	28-96	51	23-90
Encuesta con visitas periódicas	13	83	66-92	72	50-89

Por diversos motivos sería prudente llegar sólo a conclusiones generales a partir de estos resultados. Los tipos de sistemas tienden a concentrarse en países determinados y por lo tanto la experiencia es aún más limitada de lo que parecería. Algunos de los porcentajes más elevados se relacionan con encuestas pequeñas o con programas pilotos, o con ambos, donde se pueden obtener buenos datos mediante la utilización intensiva de una mayor capacitación. En otro estudio en que una de las partes complementarias tiene una cobertura deficiente y la otra buena, las estimaciones

pueden resultar sospechosas. Los valores más bajos provienen de una comparación realizada en Corea entre las estadísticas vitales y una encuesta no típica con un largo período de rememoración.

La característica incluíble es que ninguno de los sistemas alcanza en forma consistente a aproximarse a la cobertura total. Esto rige particularmente para las encuestas mayores que buscan estimaciones substantivas. Hay un registro bastante mejor de los nacimientos que de las muertes. Aunque no hay que dar demasiada importancia a este hallazgo, los datos sugieren que las encuestas con visitas periódicas rinden resultados algo mejores que los demás sistemas. En el Experimento de Crecimiento de la Población de Pakistán (del que provienen dos de los estudios), el cual fue cuidadosamente controlado, las visitas periódicas, sin embargo, no dieron tan buenos resultados como las estadísticas especiales, particularmente para las defunciones. Puesto que en el caso de las estadísticas especiales se realizaron visitas regulares a los contactos para obtener información en sectores de alrededor de sólo diez unidades habitacionales, no resulta clara la interpretación de este hallazgo.

Agrawal (1969) ha evaluado el Programa de Estadísticas por Muestreo de la India, usando principalmente experiencias más recientes que las incorporadas por Selzer. Como término medio, las coberturas porcentuales estimadas para los estados son considerablemente más altas que las del cuadro 1. En particular, la mayor parte de los valores para los supervisores que realizaron las visitas periódicas se encuentra encima del 90 por ciento. Esto resulta algo sorprendente puesto que los intervalos fijados en seis meses son largos. Los enumeradores residentes actuaron en forma más deficiente, excepto cuando se realizaron esfuerzos especiales por mejorar su rendimiento introduciendo un control regular del registro mediante visitas trimestrales a los hogares. No resultó satisfactorio confiar en informantes voluntarios no remunerados. El programa, por consiguiente, avanza hacia un diseño de visitas periódicas en duplicado. En general, la evidencia apoya la opinión de que la proporción de hechos observados en las visitas periódicas es más alta que en el registro, pero no es concluyente respecto al espaciamiento óptimo de las visitas, la calidad del personal que se necesita y la organización del trabajo en terreno.

En todos los casos considerados, confiar en una operación única de registro habría dado estimaciones considerablemente peores que las del método en duplicado y, en muchos casos, resultados de valor despreciable. Puede argumentarse que cada uno de los métodos no tendría necesariamente las mismas características al ser aplicado solo, que cuando se lo aplica junto con otro. Por otra parte, no existe una evidencia clara de que un método único pueda dar resultados verdaderamente buenos. Agrawal demuestra que en la India las Estadísticas por Muestreo con



cotejo dieron tasas de natalidad y mortalidad más elevadas y más aceptables que el programa de visitas periódicas de la Encuesta Nacional de Muestra de 1964-1965 o que el Censo de Muestra de 1966. Jabine y Bershad (1970) han considerado en forma teórica los efectos de los sesgos y errores de muestreo en el método de cotejo independiente. Señalan que los efectos de la no independencia sobre las estimaciones pueden ser grandes, en particular cuando las proporciones de hechos registrados no son altas, pero sugieren que es probable que el error total sea más pequeño que con una serie única de observaciones, aun en el caso de que se utilice una muestra mucho más grande que para esta última. Tienen dudas de que la técnica de cotejo sea lo suficientemente exacta como para medir los cambios pequeños, o quizás incluso moderados, en las tasas vitales.

Selzer muestra el porcentaje de nacimientos y de muertes recogido por ambos sistemas de registro, por uno u otro y por ninguno para los diecinueve estudios. Fuera de los pocos estudios en que la cobertura fue excepcionalmente mala, el total de Chandrasekar-Deming para los hechos omitidos por ambas listas fue pequeño. Este hallazgo resulta lo suficientemente obvio aunque no se ha prestado una atención suficiente a sus consecuencias. Si supuestamente el 0,9 por ciento de los acontecimientos se hallan en cada lista, el 99 por ciento aparece en una u otra lista y solamente el 1 por ciento en ninguna, luego el mejor rendimiento se debe a la duplicación y no a la corrección por cotejo independiente, lo que sugiere que esto último puede no ser una característica crucial. Podrían obtenerse resultados aceptables mediante un sistema de registro con visitas periódicas con una verificación del 100 por ciento. Un proyecto semejante resultaría menos caro ya que conservar la independencia de las recolecciones en duplicado y cotejar las listas es un trabajo difícil y largo, como a menudo se ha señalado. (Véase, por ejemplo, Alam y Yusuf —1970—.)

En toda discusión anterior se ha dado por sentado que el procedimiento Chandrasekar-Deming da totales de hechos que son lo suficientemente completos para servir como norma. La validez de este supuesto es el punto más importante de todos para la evaluación de los métodos. Se pueden hacer comparaciones particularmente confiables para Turquía puesto que, al momento del empadronamiento inicial de la Encuesta Demográfica, se registró para cada mujer el total de niños nacidos y que han muerto. Se tabularon las distribuciones de las madres según lo anterior y por grupos de edades. También se muestran los nacimientos ocurridos en el año según la encuesta de cotejo independiente realizada posteriormente, por orden y grupos de edades de las madres. (Vital Statistics from the Turkish Demographic Survey, 1966-67 —1970—.) A partir de estos datos es posible estimar las tasas de natalidad por medio

de las técnicas descritas para las estadísticas provenientes de las encuestas retrospectivas con una visita. Se pueden derivar medidas separadas mediante la aplicación de procedimientos de poblaciones cuasi-estables. Las técnicas han sido aplicadas por la señorita Aysel Alpay. Para la finalidad presente las más ilustrativas se hacen sobre la base de las tasas de primeros nacimientos provenientes de las encuestas duplicadas. Acumulando éstas se obtienen las proporciones resultantes de mujeres que llegarán a ser madres según los diferentes grupos de edades, y éstas se pueden comparar con los porcentajes que fueron informados en el empadronamiento inicial. En el cuadro 2 se muestran los resultados para edades seleccionadas.

Se obtiene una imagen semejante al comparar las tasas específicas acumuladas para todos los nacimientos, a partir de los hechos registrados en la Encuesta, con el promedio total declarado de niños nacidos por

Cuadro 2

PROPORCIONES DE MUJERES QUE SON MADRES, OBSERVADAS (O) Y ESTIMADAS A PARTIR DE LAS TASAS DE PRIMEROS NACIMIENTOS (S)

Area	Grupos de edades (años)	Proporción de mujeres que son madres		Razón O/S	Corrección Chandra Sekar-Deming para los nacimientos
		O	S		
Turquía	25-29	0,895	0,746	1,20	1,06
	35-39	0,950	0,812	1,17	
Región 1	25-29	0,910	0,770	1,18	1,06
	35-39	0,967	0,825	1,17	
Región 2	25-29	0,884	0,735	1,20	1,07
	35-39	0,954	0,814	1,17	
Región 3	25-29	0,910	0,845	1,08	1,05
	35-39	0,952	0,893	1,07	
Región 4	25-29	0,902	0,648	1,39	1,05
	35-39	0,943	0,744	1,27	
Región 5	25-29	0,931	0,720	1,29	1,06
	35-39	0,959	0,794	1,21	

edad de la madre. Hay una cierta distorsión por errores de edad en la primera parte del periodo reproductivo y los cálculos a partir de los primeros nacimientos dan una demostración más clara y más sencilla. En la interpretación hay que tomar en cuenta el hecho de que el número de primeros nacimientos es el registrado por cualquiera de los dos sistemas de recolección, pero que el ajuste con respecto a los hechos que no figuran en ninguna de las dos listas no está incluido.

Las proporciones de mujeres que llegan a ser madres, derivadas de las tasas de primeros nacimientos, son demasiado bajas; las razones O/S implican que para Turquía en general el número de primeros nacimientos tendría que ser alzado entre un 17 por ciento y un 20 por ciento para que concordara con las proporciones registradas en forma directa, las que están a un nivel razonable. Las comparaciones análogas para todos los nacimientos indican una corrección algo más alta. Si tomamos el 20 por ciento como una medición aproximada, la tasa de natalidad no ajustada de 37,3 por mil se convierte en 44,8 por mil. El uso de los procedimientos de poblaciones cuasi-estables con un índice de mortalidad temprana que se obtiene de los informes retrospectivos de niños muertos por edad de la madre da una estimación de 45,0 por mil. Demeny y Shorter (1968) llegaron a una tasa que de hecho es igual a través de técnicas basadas en las cifras censales por edad de 1960 y 1965 y mortalidad de la niñez proveniente de una encuesta retrospectiva de 1963 con una sola visita. Por lo tanto, existe una fuerte evidencia en el sentido de que el número de nacimientos encontrados por los dos sistemas de recolección en la Encuesta Demográfica de Turquía debió ser un 20 por ciento más alto. El ajuste del 6 por ciento de Chandrasekar-Deming dista mucho de salvar esta laguna. Las variaciones por área se observan principalmente por una mejor cobertura de la Región 3 y una más deficiente de la Región 4. Cabría esperar que una razón O/S alta se asociaría con una alta corrección Chandra Sekar-Deming (puesto que el rendimiento deficiente en los procedimientos componentes de recolección da mayor lugar al sesgo debido a la no independencia), pero no hay indicios de esto. Hay que tener presente que los errores de muestra para las regiones son considerables y que las conclusiones a partir de características particulares, por ejemplo, los resultados satisfactorios para la Región 3, deben ser tratados con cautela.

Por el momento, no se pueden realizar con tanta confianza evaluaciones semejantes para las muertes. Cuando se encuentren disponibles los resultados del Censo de 1970, la tasa de crecimiento en los cinco años anteriores y la supervivencia a lo largo del mismo período servirán de control. Las estimaciones de la mortalidad infantil a partir de informes retrospectivos hechos por las madres sobre el número de niños fallecidos pueden, no obstante, compararse con los valores correspondientes calculados a partir de la lista de muertes para el año. Solamente se dan los resultados para Turquía en general a causa de los números relativamente pequeños de muertes infantiles en las muestras para cada región.

Las muertes en el año fueron ajustadas mediante el procedimiento Chandra Sekar-Deming para el cálculo de estas probabilidades. El valor a la edad de un año según las proporciones de niños muertos a las madres no es confiable a causa de la naturaleza de las técnicas de estimación.

Cuadro 3

## PROBABILIDADES DE MORIR POR EDAD: AMBOS SEXOS

Edad	Muertes registradas en el año (A)	Proporciones de niños muertos por edad de la madre (B)
1	0,146	0,128
2	0,165	0,168
3	0,175	0,166
5	0,187	0,198
10	0,197	0,212

La comparación más satisfactoria es a la edad de dos años porque en las edades posteriores las mujeres informan sobre muertes que han ocurrido hace algún tiempo en el pasado. A esta edad hay una buena concordancia entre las dos estimaciones. Puesto que la probabilidad dominante de morir en el primer año (columna A) se calcula a partir de nacimientos que, según ya hemos visto requieren un incremento del 14 por ciento, se puede aceptar que las muertes tempranas tienen aproximadamente el mismo error. El ajuste de Chandra Sekar-Deming para la mortalidad infantil, ya agregado, fue del 13 por ciento, lo que implica una cobertura bastante deficiente de estos acontecimientos en ambas secciones de la encuesta. Por lo tanto, cabría esperar una corrección residual más elevada que el 14 por ciento ya que las estimaciones a partir de los informes de las madres sobre los niños fallecidos pueden ser demasiado bajas a causa de la omisión de muertes a edades muy tempranas.

No se pueden hacer verificaciones consecuentes del mismo tipo para las otras encuestas importantes con cotejos independientes, pero Agrawal (1969) proporciona cierta información pertinente sobre el programa de la India. Las estimaciones del Registro de Muestra para las tasas de natalidad fueron ligeramente más bajas y las tasas de mortalidad considerablemente más bajas que las calculadas a partir del Censo de la India de 1961, pero puesto que estas últimas resultan a la vez sospechosas y son para un período anterior, poco se puede concluir al respecto. Más importante son los resultados de estudios específicos. En Kerala, investigaciones intensivas produjeron alrededor de un 9 por ciento de nacimientos omitidos por ambas partes de la encuesta, en comparación con el ajuste del 2 por ciento de Chandra Sekar-Deming. Otras encuestas a pequeña escala detectaron omisiones semejantes de nacimientos y de muertes que variaban entre un 4 por ciento y un 13 por ciento.

Tanto la experiencia turca como la india muestran la falta de adecuación del ajuste de Chandra Sekar-Deming para estimar los acontecimientos

totalmente omitidos. La explicación más probable es la falta de validez del supuesto de que las probabilidades de inclusión de ambas listas de acontecimientos son independientes. Otra posibilidad es el cotejo excesivo, aunque resulta difícil creer que estos últimos errores puedan haber sido lo suficientemente grandes para explicar totalmente las discrepancias. Ha habido varias descripciones de los problemas para efectuar la operación. Por ejemplo, Alam y Yusuf (1970) afirman que en Pakistán los nombres tenían escaso valor para el cotejo y que la especificación por viviendas no es tan precisa para la ubicación de los acontecimientos como la numeración más difícil de los hogares. También hacen comentarios acerca de la necesidad de un control riguroso para minimizar la dependencia por convivencia entre empadronadores y registradores y del elevado costo que implica lograr esto como asimismo del cotejo. En las Estadísticas por Muestreo de la India, según Agrawal, el 50 por ciento de los acontecimientos se coteja completamente, esto es, para seis ítems comunes a ambos registros, y el 40 por ciento muestra pequeños desacuerdos a menudo en la fecha de nacimiento o muerte. Hace tiempo que se ha comprendido que los nacimientos y muertes de niños que sólo sobreviven días o semanas están particularmente expuestos a la omisión en todos los métodos de recolección de datos. El efecto proporcional de tales sesgos sobre la mortalidad infantil sería mucho mayor que el error inducido en las tasas de natalidad. No obstante, ya hemos demostrado que en Turquía la subestimación de los nacimientos fue aproximadamente igual a la de las muertes de niños. El simple hecho de tomar en cuenta las muertes tempranas, dista mucho de explicar las deficiencias en las declaraciones de los nacimientos.

El estudio del método de cotejo independiente se ha concentrado principalmente en los problemas de organización en terreno y de los sesgos, considerando éstos como de extrema importancia; se ha prestado relativamente poca atención a los errores de muestreo. En la etapa experimental esto resulta lógico, pero para un procedimiento operacional destinado a estimar las tendencias en las tasas de crecimiento de, al menos, las principales regiones del país, los errores de muestreo requieren una mayor atención que la que han recibido. El informe sobre el Experimento de Crecimiento de la Población de Pakistán (1968), sólo muestra aproximaciones muy burdas a los errores estándares de las estimaciones. Parecen ser sorprendentemente grandes, pero esto puede deberse al método de cálculo o al gran tamaño de las unidades de muestra por conglomerados. Los errores estándares publicados para las Estadísticas por Muestreo de la India y para la Encuesta Demográfica de Turquía coinciden en llegar a niveles que por lo general fluctúan entre una y media y dos veces los errores estándares binomiales de la muestra aleatoria simple, tanto para las tasas brutas de natalidad como para las de

Cuadro 4

LOS ERRORES ESTANDARES TEORICOS DE LAS TASAS  
EN UNA POBLACION DE 100 000 HABITANTES

	Tasa por mil	Error estándar	Error binomial (porcentaje)
Nacimientos	40	1,3	0,62
Muertes	20	0,9	0,44
Crecimiento natural	20	1,5	0,44
Mortalidad infantil	150	12	1,13

mortalidad. Para fines ilustrativos, el cuadro 4 muestra los errores estándares resultantes de una muestra de 100 000 habitantes con tasas típicas de natalidad, mortalidad y mortalidad infantil y un factor de crecimiento de dos. Se supone que los efectos de la correlación entre las tasas de natalidad y mortalidad son despreciables.

Incluso con una muestra de 100 000 personas, la variación aleatoria en la estimación de la tasa de crecimiento, que se agrega a la fluctuación verdadera (y probablemente considerable) entre un año y otro, tornaría formidable la tarea de determinar las tendencias.

La Encuesta Demográfica de Turquía proporciona una ilustración específica de tipo bastante distinto. Los datos para las principales regiones muestran algunas variaciones sorprendentes en el nivel y patrón de la mortalidad tal como se destaca en el cuadro 5.

Cuadro 5

DIVISION DE LAS MUERTES DE INFANTES Y OTRAS ESTIMACIONES  
DE LAS TASAS DE MORTALIDAD, SEGUN LA ENCUESTA  
DEMOGRAFICA DE TURQUIA, 1966-67

Región	Tasa bruta de mortalidad por 1 000 <sup>a</sup>	Mortalidad infantil por 1 000 <sup>b</sup>	Muertes registradas			Porcentaje menor de un año (f) = (d) / (c)
			Total	Niños menores de un año	Otros	
	(a)	(b)	(c)	(d)	(e)	(f)
1	19,1	197	577	245	332	42
2	14,0	141	419	150	269	36
3	13,3	144	769	232	537	30
4	11,3	138	313	119	194	38
5	14,7	123	320	121	199	38

<sup>a</sup> Tasas ajustadas.

El tamaño de la muestra en las regiones varió, pero cada una tuvo un promedio de más de 30 000 personas. No se muestran los errores estándares en el informe, pero éstos son, en forma clara, lo suficientemente grandes como para influir en el juicio que se forme respecto a la exactitud de los niveles y patrones diferenciales de la mortalidad. Para corregir estos errores es necesario introducir otra información, que proviene de las declaraciones retrospectivas del total de niños muertos por edad de la madre y de la supervivencia por edad entre censos sucesivos. La señorita Aysel actualmente investiga estos aspectos.

#### 4. CONCLUSIONES

La interpretación de la evidencia presentada anteriormente depende del criterio personal acerca del valor de las medidas demográficas, del variable grado de precisión y detalle, y de la posibilidad de introducir mejoras en el diseño, organización y control de las encuestas. Por otra parte, éstas deben guardar relación con las características particulares de la población considerada. La experiencia analizada es limitada. No se hace referencia a los valiosos estudios de tipo exploratorio realizados en Africa a causa de su pequeña escala, pero nada en ellos contradice en forma evidente lo dicho anteriormente. A pesar de las reservas, la información parece suficiente para hacer generalizaciones tentativas como guía de futuras acciones.

1. Las encuestas de hechos vitales con cotejo independiente son caras y no se ha demostrado que ellas puedan medir con razonable exactitud el crecimiento de la población. Los programas adicionales todavía deben ser considerados como experimentales. Los tamaños de las muestras que proporcionan estimaciones a partir de las cuales se pueden detectar tendencias para apropiadas "regiones de planificación", son grandes, incluso si se logra superar los problemas de sesgo.

2. Es probable que los métodos únicos para inscribir los hechos vitales actuales mediante el sistema de registro o encuestas de visitas periódicas omitan una proporción considerable de ellos. Obsérvese que el hallazgo de lo inapropiado del ajuste Chandra Sekar-Deming significa que las cifras de Selzer para la integridad de la cobertura de los componentes en duplicado de los proyectos de cotejo son evidentemente demasiado altas. Un posible enfoque sería una encuesta periódica de hechos con un control riguroso pero sin el costo que significa hacer en forma independiente el trabajo en terreno y el cotejo. Algo en este sentido está siendo intentado en Pakistán y Turquía donde las demandas de recursos que plantean la recolección en duplicado y el cotejo han sido consideradas como demasiado grandes. Aunque se justifica poner a prueba estos métodos, las perspectivas de obtener resultados con una integridad satisfactoria para muestras lo suficientemente grandes, no son alentadoras.

3. Las investigaciones retrospectivas de una visita con preguntas y análisis que siguen las líneas anteriormente descritas han dado buenos resultados con respecto al nivel de las tasas de natalidad y de mortalidad infantil en un período anterior reciente. De hecho, éstas fueron las estimaciones que demostraron las limitaciones del cotejo independiente en Turquía. Las dudas acerca de la efectividad del método para determinar las tasas de mortalidad adulta y las tasas de crecimiento se explican en la sección 2.

4. El método directo para medir las tasas de crecimiento de la población mediante los cambios que se producen entre censos todavía parece ser el que tiene mayor probabilidad de proporcionar estimaciones detalladas con suficiente exactitud. Si se incorpora al Censo una investigación demográfica retrospectiva, normalmente mediante una muestra enlazada, los componentes demográficos del crecimiento pueden obtenerse con bastante confianza. Tales estrategias están siendo adoptadas por varios países africanos, por ejemplo, Uganda y Kenya. El esfuerzo requerido consiste principalmente en el mejoramiento de la integridad y exactitud de los censos, lo cual beneficiaría de diversas maneras la planificación económica y social, además de investigar el crecimiento de la población. Claramente, la detección temprana de las tendencias está limitada por los intervalos intercensales. El período de cinco años en Turquía disminuye esta limitación hasta un punto en que las consecuencias prácticas difícilmente son graves. Con intervalos más prolongados el retraso se hace más serio. En la actualidad, con respecto a la mayoría de los países en desarrollo, quizás tengamos que aceptar que no cuentan con el conocimiento, ni tampoco disponen de los medios, para realizar una mejor labor.



## BIBLIOGRAFIA

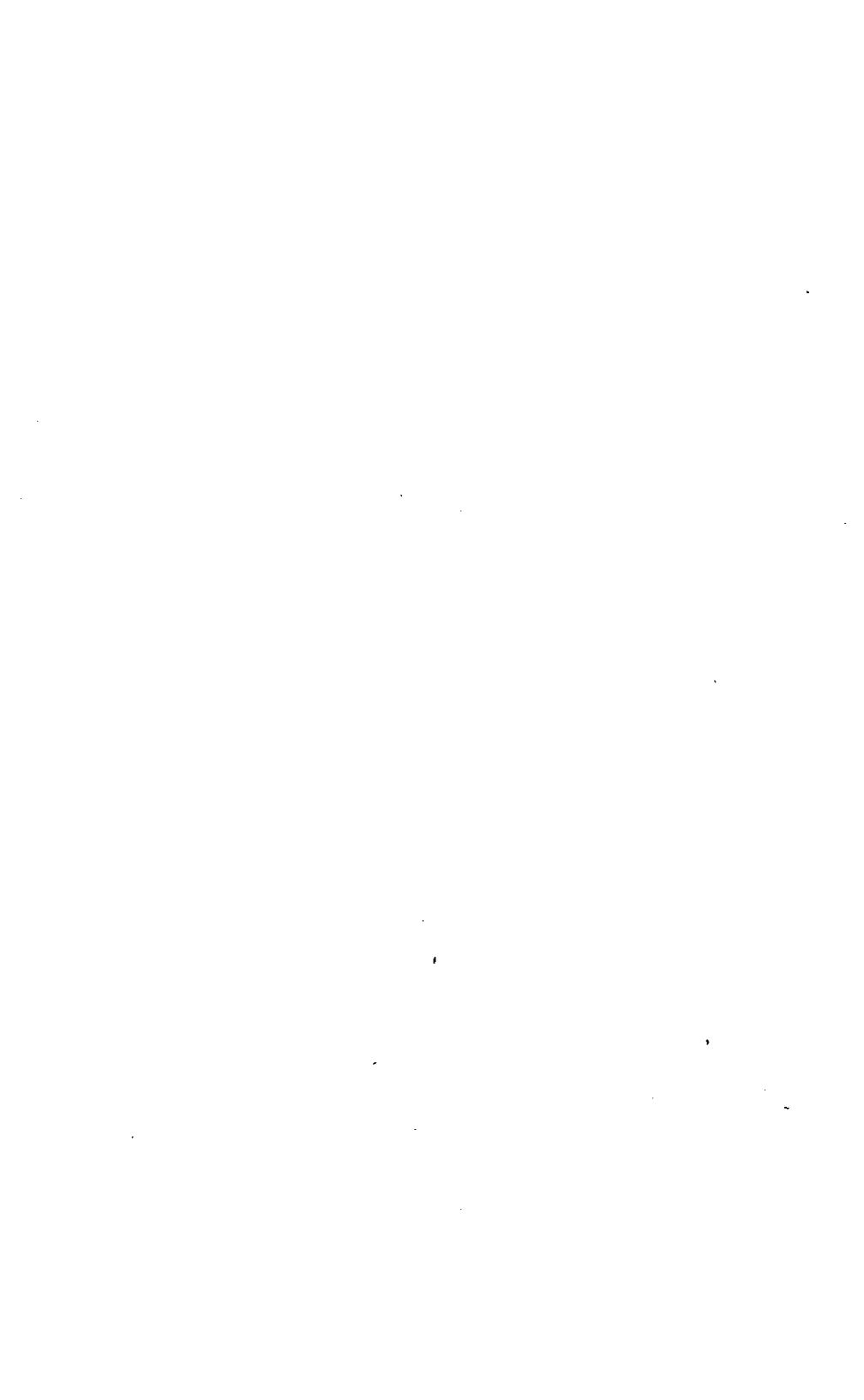
- Alam, I., y Yusuf, F., *Some Problems of Matching Vital Events Reports in the Population Growth Estimation Project*, Cento Symposium on Demographic Statistics, Office of United States Economic Coordinator for Cento Affairs, Angora, Turquía, 1970, págs. 171-175.
- Agrawal, B. L., "Sample Registration in India", en *Population Studies*, 23, 1969, págs. 379-394.
- Brass, W., "The Improvement of the Quantity and Quality of Demographic Statistics", en *The Population of Tropical Africa* (J. C. Caldwell y C. Okonjo, eds.), Longmans, Londres, 1968, págs. 34-39.
- Brass, W., *Population Data Needs for Development Planning in Africa*, trabajo presentado al Seminario sobre Crecimiento de la Población y Desarrollo Económico, Nairobi, Kenya (a ser publicado en actas), 1969.
- Brass, W. et al., *The Demography of Tropical Africa*, Princeton University Press, Princeton, Nueva Jersey, 1968.
- Chandra Sekar, C., y Deming, W. E., "On a Method of Estimating Birth and Death Rates and the Extent of Registration", en *J. Am. Stat. Ass.* 44, 1949, págs. 101-115.
- Coale, A. J., "The Design of an Experimental Procedure for Obtaining Accurate Vital Statistics", en *International Population Conference*, Nueva York, 1961. International Union for the Scientific Study of Population, Londres, 1963, págs. 372-376.
- Coale, A. J. y Demeny, P., "Methods of Estimating Basic Demographic Measures from Incomplete Data", en *Population Studies*, 42, Nueva York, 1967.
- Demeny, P. y Shorter, F. C., *Estimating Turkish Mortality, Fertility and Age Structure*, Istanbul University, 1968.
- Jabine, T. B. y Bershad, M. A., *Some Comments on the Chandra Sekar-Deming Technique for the Measurement of Population Change*, Cento Symposium on Demographic Statistics, Office of United States Economic Coordinator for Cento Affairs, Angora, Turquía, 1970, págs. 189-206.
- Pakistan Institute of Development Economic, *Report of the Population Growth Estimation Experiment: Description and Some Results for 1962 and 1963*, Karachi, 1968.
- Selzer, W., "Some Results from Asian Population Growth Studies", en *Population Studies*, 23, 1969, págs. 395-406.
- Ministry of Health and Social Welfare, *Vital Statistics from the Turkish Demographic Survey 1966-67*, Angora, 1970.



# **ESTIMACION DE LA MORTALIDAD ADULTA A PARTIR DE INFORMACION SOBRE ORFANDAD**

**W. BRASS y K. H. HILL**

(Documento presentado a la Conferencia General de Población (27 de agosto - 1° de  
setiembre de 1973, Lieja, Bélgica, organizada por la Unión Internacional para el  
Estudio Científico de la Población.)



## 1. INTRODUCCION

La estimación del nivel de mortalidad en los países que no poseen registros de muertes o que si los poseen son inadecuados, plantea serios problemas. Se han ideado métodos para estimar el nivel de la mortalidad infantil y juvenil a partir de las declaraciones de las mujeres respecto al número de sus hijos que sobreviven o que han muerto.<sup>1</sup> Es un hecho ampliamente aceptado que estos métodos dan resultados que, si bien no son perfectos, presentan un mayor grado de confiabilidad que cualquiera de los disponibles anteriormente. No obstante, se ha encontrado, por lo general, que al ampliar estos métodos para obtener estimaciones de la mortalidad más allá de los 5 o de los 10 años de edad, se llega a resultados que no son confiables, ya que se basan en las declaraciones de mujeres mayores cuyos hijos pudieron haber experimentado niveles de mortalidad totalmente distintos a los de la actualidad y, por otra parte, estas mujeres quizás omitan selectivamente a los hijos muertos en sus declaraciones. Las preguntas incluidas en encuestas sobre las muertes ocurridas durante el año anterior, o en un período semejante de referencia, han resultado decepcionantes debido a sesgos en la escala cronológica y a una cobertura incompleta. Las comparaciones de las estimaciones de la mortalidad juvenil basadas, por una parte, en las declaraciones de las mujeres respecto al número de sus hijos supervivientes o muertos y, por otra, en las declaraciones de muertes del año anterior, para derivar factores de corrección de las muertes declaradas con edades más allá de la niñez, han resultado igualmente decepcionantes. Las causas de error en las declaraciones de

<sup>1</sup> Brass, W. y otros, *The Demography of Tropical Africa*, Princeton University Press, Nueva Jersey, 1968. Sullivan, J. M., "Models for the Estimation of the Probabilities of Dying between Birth and Exact Ages of Early Childhood", en *Population Studies*, 26,(1), 1972, págs. 79-97.

muerdes en las edades tempranas y tardías son demasiado distintas para que el conocimiento de la forma de corrección en un caso pueda servir, por extensión, en el otro.

## 2. ESTIMACION DE LA MORTALIDAD ADULTA A PARTIR DE LA ORFANDAD

El fracaso de los métodos convencionales para proporcionar estimaciones aceptables llevó a explorar el valor de otro tipo de datos relacionados con la mortalidad, vale decir, la orfandad. Evidentemente, la proporción de encuestados de una edad determinada, cuyas madres han fallecido, se hallará en función de la experiencia de mortalidad de todas las madres de los encuestados en ese grupo de edades, es decir, de la mortalidad femenina adulta. Los datos de orfandad, recogidos mediante preguntas sencillas tales como: ¿Está su madre viva? y ¿Está su padre vivo?, tabulados por grupos de edades y sexo de la persona encuestada, constituyen de este modo una fuente potencialmente valiosa de información sobre el nivel de mortalidad adulta. Se requiere un método para derivar, de estos datos, estimaciones de las probabilidades de supervivencia de la tabla de mortalidad.

Hace mucho que se reconoce la relación existente entre las tasas de mortalidad de adultos por edad y las proporciones de orfandad. Lotka, por ejemplo, realizó una serie de cálculos que relacionan las primeras con las segundas.<sup>2</sup> Henry consideró el problema inverso de estimar las tasas de mortalidad adulta a partir de información sobre orfandad, y propuso un método basado en las tablas modelo de mortalidad de Naciones Unidas.<sup>3</sup> Hace algunos años, en respuesta a R. Clairin, Brass desarrolló una técnica que utiliza un factor multiplicador, de índole semejante a la empleada para estimar la mortalidad juvenil. Se describirá aquí una versión reciente, simplificada, de esa técnica.

La información que se requiere está ahora disponible en varios censos y encuestas. El hecho de que esto haya ocurrido se debe, en gran parte, a los esfuerzos de Blacker,<sup>4</sup> quien ha recomendado la inclusión de preguntas sobre orfandad en todos los censos africanos recientes y futuros de los cuales le ha tocado ocuparse. Además, este autor ha jugado un papel importante en el análisis de los datos y en la extensión del método

<sup>2</sup> Lotka, A. J., "Orphanhood in Relation to Demographic Factors: A Study in Population Analysis", en *Metron* 9, 1931, págs. 37-109.

<sup>3</sup> Henry, L., "Mesure indirecte de la mortalité des adultes", en *Population*, París, año (3), 1960, págs. 457-466.

<sup>4</sup> Blacker, J. G. C., *The Estimation of Vital Rates from Census Data in Kenya and Uganda*, documento presentado a la First African Population Conference, Accra, 1971.

de la orfandad materna a la paterna. El aporte de Clairin a este planteamiento también ha sido valioso.<sup>5</sup>

### 3. LA RELACION ENTRE ORFANDAD Y MORTALIDAD ADULTA

Consideraremos la mortalidad femenina y, en primer término, la supervivencia de las madres. En principio, el tratamiento de la mortalidad masculina es exactamente el mismo, con sólo algunas variaciones prácticas secundarias que se introducen para hacer más fácil su aplicación. Se supone que las tasas de fecundidad y de mortalidad por edades han permanecido constantes durante todo el tiempo que sea necesario; que no hay relación entre la supervivencia del padre o de la madre y la supervivencia del hijo, o entre la supervivencia del padre o de la madre y el número de hijos supervivientes. Los efectos de las desviaciones respecto a estos supuestos se examinan en el ítem 5.

Tómese un grupo de encuestados que actualmente tienen  $a$  años de edad; son los supervivientes de los nacimientos de hace  $a$  años. Si consideramos a las mujeres en edad fértil hace  $a$  años, representamos con  $A(t)$  el número de estas mujeres de  $t$  años de edad, y con  $f(t)$  la probabilidad de tener un hijo a la edad  $t$ ; entonces el número de hijos que nacieron hace  $a$  años  $[C(a)]$  será:

$$C(a) = \int_p^q A(t) f(t) dt \quad [1]$$

en que  $p$  es la edad más temprana y  $q$  la más tardía del período de vida reproductiva. Las mujeres debieron estar vivas al nacer el hijo, y el número que todavía vive  $a$  años más tarde dependerá de las experiencias de mortalidad de éstas entre las edades  $t$  y  $t + a$ . La probabilidad de que cualquiera madre de edad  $t$  sobreviva hasta la edad  $t + a$  puede expresarse en la simbología de la tabla de mortalidad como  $l(t + a)/l(t)$ , en que  $l(t)$  es la probabilidad de sobrevivir desde el nacimiento hasta  $t$ . Así, la proporción de madres que sobrevive será  $A(t) f(t) l(t + a)/l(t)$  y, por consiguiente, la proporción de las madres supervivientes de los hijos nacidos hace  $a$  años (y por hipótesis, la proporción entre los encuestados de edad  $a$ ) será

$$\pi(a) = \frac{\int_p^q A(t) f(t) \frac{l(t + a)}{l(t)} dt}{\int_p^q A(t) f(t) dt} \quad [2]$$

<sup>5</sup> Clairin, R., *Estimation de la mortalité des adultes à partir des données sur la survie des ascendants: exemple du Cameroun Occidental*, documento presentado a la First African Population Conference, Accra, 1971.

Para cualquier uso práctico de esta proporción, se requiere dar alguna forma concreta a  $A(t)$ , el número de mujeres de edad  $t$  hace  $a$  años, y a  $f(t)$ , la probabilidad de tener un hijo a la edad  $t$ . La forma específica dada a  $A(t)$  no influye mucho en los resultados ya que sus efectos tienden a anularse. Por conveniencia, se supuso que  $A(t) = k e^{-rt} l(t)$ , la forma de una población estable, siendo  $k$  una constante y  $r$  la tasa de crecimiento natural. Esto da

$$\pi(a) = \frac{\int_p^q e^{-rt} f(t) l(t+a) dt}{\int_p^q e^{-rt} f(t) l(t) dt}$$

La función de fecundidad utilizada es una ecuación de tercer grado, ideada por Brass,<sup>6</sup>

$$f(t) = c(t-s)(s+33-t)^2 \quad [3]$$

para valores de  $t$  entre  $s$  (edad de comienzo del período reproductivo) y  $s+33$  (edad en que se supone que éste termina). A pesar de su sencillez, esta función ha resultado una aproximación sorprendentemente buena para las tasas de fecundidad por edad. La función puede ser convenientemente integrada y evaluada para dar tasas para grupos quinquenales de edades.

En la ecuación [2] no existe un modo directo para hacer una integración entre las funciones que representan al número de madres supervivientes de los hijos nacidos hace  $a$  años, y el número global de madres. Por lo tanto, hay que evaluar las funciones mediante métodos numéricos; esto se logró sumando las aproximaciones obtenidas para cada grupo quinquenal de edades  $s$  a  $s+5$ ,  $s+5$  a  $s+10$ , y así sucesivamente, tomando las funciones de supervivencia y de crecimiento en el punto medio de cada grupo de edades, y multiplicándolas por la tasa de fecundidad por edades correspondiente al grupo de edades. Los valores aproximados resultantes de  $\pi(a)$  se calcularon para cada valor de  $a$  desde  $2\frac{1}{2}$  para arriba, por intervalos de  $2\frac{1}{2}$  años, combinado con cada valor de  $s$  entre 10 y 25, también a intervalos de  $2\frac{1}{2}$  años. Estas aproximaciones de  $\pi(a)$  son para valores puntuales de  $a$ , es decir, para los encuestados de edad exacta  $2\frac{1}{2}$ , 5,  $7\frac{1}{2}$ , y así sucesivamente, en tanto que los datos recogidos en terreno serán para grupos quinquenales de edades, u ocasionalmente para grupos decenales. Por lo tanto, se requiere un pro-

<sup>6</sup> Brass, W. y otros, *op. cit.*, 1968, págs. 92-105.



ceso adicional de estimación, para obtener un valor para un grupo quinquenal a partir de esos valores a edades exactas, lo que se hace tomando en cuenta los efectos del aumento de la población y de la mortalidad dentro del grupo de edades.

Para cada valor de  $s$ , existe un valor correspondiente de  $M$  (la diferencia media de edad entre las madres y los hijos de cualquiera edad particular; ésta difiere de  $m$ , la edad media de la distribución de fecundidad por edades ya que toma en cuenta los efectos de la mortalidad y del movimiento de la población en el número de mujeres en cada grupo de edades). El valor observado de  $M$  es utilizado posteriormente con fines de ajuste, y los valores de  $\pi$  —la proporción calculada de encuestados en cada grupo quinquenal de edades con madres supervivientes— se estiman mediante interpolación para valores redondos de  $M$ . En todos los cálculos, la tasa de crecimiento de la población se considera del dos por ciento anual (la aplicación del método se hará en países que cuentan con datos deficientes, y estos países tienden a mostrar una fecundidad alta y poblaciones de crecimiento elevado). Las probabilidades de supervivencia de la tabla de mortalidad utilizadas son las de la Tabla Estándar de Mortalidad de Brass.<sup>7</sup>

La proporción de encuestados de un grupo de edades con, digamos, una edad exacta central  $a$ , que tiene la madre superviviente, fue calculada, con arreglo a los supuestos planteados más arriba, para diversas ubicaciones de la ley de fecundidad por edades. Estas estimaciones de  $\pi(a)$  pueden relacionarse con la función de la Tabla Estándar de Mortalidad. Hay una edad  $B$  tal que  $\pi(a)$  será igual a  $l(B+a)/l(A)$ , es decir, la probabilidad de sobrevivir desde la edad  $B$  hasta la edad  $B+a$ . El valor exacto de  $B$  estará en función de la ubicación de la distribución de fecundidad y del valor de  $a$  y será, en general, un número fraccionario. Sin embargo, resulta incómodo trabajar con valores no enteros de  $B$ , —o puesto que lo que nos ocupa son las edades adultas— con valores de  $B$  que no sean múltiplos de cinco. Para evitar lo anterior, se puede utilizar un promedio ponderado de las proporciones de las madres vivas de hijos en grupos de edades adyacentes. Cuando se realiza esto, resulta que  $B$  puede fijarse en 25 años para el rango de ubicaciones de fecundidad que ocurren comúnmente. Si tomamos una edad  $N$  tal que sea el punto divisorio entre dos grupos de edades adyacentes, la relación se convierte en

$$\frac{l(25+N)}{l(25)} = W(N) {}_5\pi_{N-5} + [1 - W(N)] {}_5\pi_N \quad [4]$$

<sup>7</sup> Brass, W., "On the Scale of Mortality" en *Biological Aspects of Demography*, editada por W. Brass, Taylor and Francis, Londres, 1971, págs. 69-110.

en que  ${}_5\pi_{N-5}$  es la proporción en el grupo de edades  $N-5$  a  $N$  con madres supervivientes,  ${}_5\pi_N$  es la proporción semejante para el grupo de edades  $N$  a  $N+5$ , y  $W(N)$  es un factor de ponderación que depende de  $N$  y de la ubicación del período reproductivo representado por  $M$ . Estos factores  $W(N)$  pueden calcularse entonces utilizando los valores de  $l(25+N)/l(25)$ , de la Tabla Estándar de Mortalidad y los valores de  $\pi(a)$ . Estas ponderaciones, seleccionadas de acuerdo con el valor apropiado de  $M$ , pueden utilizarse ahora para estimar la razón de supervivencia  $l(25+N)/l(25)$  de la tabla de mortalidad a partir de datos sobre la proporción de encuestados en cada grupo de edades que tienen la madre superviviente. La aplicación del método se describe en forma más detallada en la sección siguiente.

La estimación de la mortalidad masculina adulta a partir de los informes sobre la supervivencia de los padres sigue exactamente los mismos principios que para las mujeres. La distribución de fecundidad masculina por edades presenta ciertos problemas adicionales; su forma y otras características son menos conocidas; tiene un rango más amplio de valores de comienzo; tiene una duración global mucho mayor, especialmente en las sociedades polígamas, y comienza más tarde que la distribución femenina. El nivel sumamente alto de la mortalidad en las edades avanzadas hace que la proporción de padres supervivientes por edad de los hijos sea muy sensible a posibles variaciones en la fecundidad. La tentativa de estimar la mortalidad masculina adulta a partir de la supervivencia de los padres se justifica probablemente por la falta de métodos alternativos.

Blacker y Hill han propuesto un polinomio sencillo de la forma

$$f(t) = k(t-s)(s+60-t)^3 \quad [5]$$

para representar las características principales de la distribución de fecundidad masculina. La variación natural es mucho más grande para la fecundidad masculina que para la femenina y, por lo tanto, la tentativa de representar la fecundidad masculina mediante un polinomio sencillo, variando solamente la ubicación de la edad en la distribución, tiene que ser menos satisfactoria que en el caso de la fecundidad femenina.

Hay otra modificación pequeña al procedimiento descrito para las mujeres. Esta se requiere para tomar en cuenta el hecho de que el padre debió estar vivo, no al momento del nacimiento, sino al momento de la concepción del niño. Por lo tanto, es necesario agregar tres cuartas partes de un año a la edad del encuestado para obtener el período de exposición a riesgo de muerte de su padre. Esta consideración no hace mucha diferencia para el cálculo de los valores a edades exactas de  $\pi(a)$ , las que ahora se refieren a  $\pi(a - \frac{3}{4})$ . Este desplazamiento de edad

puede ser tomado en cuenta cuando se agrupa la información de los encuestados por tramos quinquenales. En una aplicación práctica, si se operara de esta manera,  $N$  se convertiría en  $N + \frac{3}{4}$ , edad con la que resultaría difícil trabajar. En principio, no hay nada que impida buscar factores de ponderación que correspondan a  $N$  años desde la concepción (es decir,  $N - \frac{3}{4}$  años desde el nacimiento), siendo  $N$  la edad central de dos grupos de edades adyacentes, pero en la práctica resulta que se requiere menos extrapolación si se utilizan los factores de ponderación para la supervivencia en el intervalo hasta la edad superior del grupo quinquenal. En la simbología ya explicada para la ecuación [4], la relación es

$$\frac{l(B + N + 2\frac{1}{2})}{l(B)} = W(N) {}_5\pi_{N-5} + [1 - W(N)] {}_5\pi_N \quad [6]$$

Las ponderaciones pueden calcularse relacionando los valores estimados de  $\pi$  para cada grupo de edades de los encuestados y para cada ubicación de la distribución de fecundidad con las razones de supervivencia de la Tabla Estándar de Mortalidad.

#### 4. APLICACION DEL METODO

De acuerdo a lo descrito en la sección anterior, se han calculado valores de  $W(N)$ , esto es, factores de ponderación aplicables a las proporciones de personas de grupos de edades adyacentes, que tienen el padre o la madre vivos al momento de la encuesta, tales que, al sumarse las proporciones ponderadas por esos factores se obtiene un valor que es igual a una probabilidad de supervivencia de la tabla de mortalidad. Aparecen en el cuadro 1: la parte (a) relativa a las mujeres (es decir, las madres) y la parte (b), a los hombres (es decir, los padres). Para las mujeres, la ecuación de estimación en la cual aparecen los factores de ponderación es

$$\frac{l(25 + N)}{l(25)} = W(N) {}_5P_{N-5} + [1 - W(N)] {}_5P_N \quad [7]$$

en que  $N$  es la edad central de dos grupos de edades adyacentes y  ${}_5P_N$  la proporción de encuestados de edad  $N$  a  $N + 5$  que tienen la madre superviviente. Para los hombres, la ecuación es

$$\frac{l(B + N + 2\frac{1}{2})}{l(B)} = W(N) {}_5P_{N-5} + [1 - W(N)] {}_5P_N \quad [8]$$

En este caso, se han calculado factores de ponderación para dos valores diferentes de  $B$ : 32,5 y 37,5, a fin de tomar en cuenta el amplio rango

posible de  $M$ , esto es, la diferencia media de edades entre los padres y los hijos.

Se verá que en algunas partes de los cuadros, los valores de  $W(N)$  son negativos o mayores que la unidad. Esto ocurre cuando el valor calculado de la probabilidad de supervivencia (v. g.  $l(25 + N)/l(25)$  para las mujeres) se encuentra fuera del campo de variación de los valores de las relaciones de supervivencia del modelo, en los grupos de edades adyacentes a  $N$ . Por lo tanto, en estos casos se está extrapolando más allá de estos dos grupos de edades con la correspondiente pérdida de la exactitud. Esta situación podría evitarse mediante un ajuste adecuado de  $B$  o de  $N$ , pero no se hace a causa de las complicaciones adicionales que esto acarrearía; estos valores extremos, por lo general, se abandonan en una etapa posterior de los cálculos.

En principio, el procedimiento es igual para ambos sexos. Se estima el valor de  $M$  y los factores de ponderación pertinentes para cada par de grupos de edades se obtienen del cuadro, interpolando entre los valores enteros de  $M$ .

Cuadro 1 (a)

FACTORES DE PONDERACION  $W(N)$  PARA CONVERTIR LAS PROPORCIONES DE MADRES VIVAS EN PROBABILIDADES DE SUPERVIVENCIA A PARTIR DE LOS 25 AÑOS DE EDAD  $M$  (edad media de las madres al nacimiento de los hijos)

$N$ (Edad central)	22	23	24	25	26	27	28	29	30
10	0,420	0,470	0,517	0,557	0,596	0,634	0,674	0,717	0,758
15	0,418	0,489	0,556	0,618	0,678	0,738	0,800	0,863	0,924
20	0,404	0,500	0,590	0,673	0,756	0,838	0,921	1,004	1,085
25	0,366	0,485	0,598	0,704	0,809	0,913	1,016	1,118	1,218
30	0,303	0,445	0,580	0,708	0,834	0,957	1,080	1,203	1,323
35	0,241	0,401	0,554	0,701	0,844	0,986	1,128	1,270	1,412
40	0,125	0,299	0,467	0,630	0,791	0,950	1,111	1,274	1,442
45	0,007	0,186	0,361	0,535	0,708	0,884	1,063	1,250	1,447
50	-0,190	-0,017	0,158	0,334	0,514	0,699	0,890	0,095	1,318
55	-0,368	-0,220	-0,059	0,101	0,270	0,456	0,645	0,856	1,083
60	-0,466	-0,352	-0,217	-0,084	0,053	0,220	0,378	0,579	0,800

La estimación de  $M$  no presenta problemas en el caso de las mujeres; puede calcularse habitualmente a partir de la información que se recoge en las encuestas sobre nacimientos ocurridos en el año anterior, por edad de la madre. Es  $M$  la edad media de las madres al momento de esos nacimientos, antes de traducir los datos a tasas por edades. Por lo gene-

ral, se halla entre 25 y 27 años y, de no haber dato alguno a partir del cual se pueda calcular en forma más exacta, puede fijarse en 26. Estrictamente, los valores de  $M$  deberían ser derivados de la distribución por edad de las madres en los años en que nacieron los encuestados. Si los patrones o niveles de fecundidad hubieran cambiado bruscamente, la adopción de un valor reciente, basado en los nacimientos ocurridos el año anterior a la encuesta, podría significar un error apreciable.

La estimación de  $M$  para los hombres no resulta generalmente tan simple. Puede calcularse directamente a partir de informes sobre nacimientos ocurridos antes de la encuesta por edad del padre. Normalmente, sin embargo, no se dispone de esa información. Por lo general, la mejor manera de estimar este valor consiste en sumar al valor  $M$ , de las mujeres, la diferencia media entre las edades del marido y de la esposa al casarse, medida que en las sociedades monógamas puede obtenerse aproximadamente a partir de las proporciones de hombres y mujeres, todavía solteros, por grupo de edades. Para las sociedades polígamas, se han ensayado diversos métodos, pero sin que exista una indicación clara respecto a cuál es el más satisfactorio. Las características de la distribución de fecundidad masculina, discutida anteriormente, hace imposible especificar un valor fijo de  $M$  para los padres, del que pudiera esperarse obtener resultados razonables si no se dispone de información alguna acerca del valor real. Una vez estimado el valor de  $M$ , el valor de  $B$  puede escogerse decidiendo cuál da la serie más coherente de factores de ponderación en el cuadro 1(b): si 32,5 ó 37,5. Una vez estimada  $M$ , y una vez que se han determinado los factores de ponderación pertinentes para cada grupo de edades, la función de supervivencia de la tabla de mortalidad puede calcularse, para cada grupo de edades, a partir de las ecuaciones [7] u [8].

Estas estimaciones normalmente requerirán algún tipo de ajuste para suavizar las fluctuaciones entre un grupo de edades y otro, y para obtener una imagen general de la mortalidad será necesario combinar estas relaciones de mortalidad adulta con estimaciones de mortalidad juvenil derivadas de otras fuentes. Ambos requisitos sugieren el ajuste de una tabla modelo de mortalidad. Se requieren por lo menos dos parámetros a fin de tomar en cuenta los datos sobre mortalidad juvenil y adulta, a menos que las dos tasas se combinen en forma arbitraria, procedimiento que resulta poco adecuado. El sistema logito de la tabla de mortalidad proporciona una solución particularmente elegante; este sistema establece una relación entre la supervivencia de la tabla de mortalidad hasta la edad  $x$ ,  $l(x)$ , por medio de su logito  $Y(x)$ , y un logito estándar  $Y_s(x)$ , escogido como promedio general adecuado o que incorpora cualquier característica local que se considere válida, mediante el uso de dos constantes,  $\alpha$  y  $\beta$ . En cualquier edad  $x$ ,  $Y(x) = \alpha + \beta Y_s(x)$ .  $\alpha$ , en esta relación

Cuadro 1(b)

FACTORES DE PONDERACION  $W(N)$  PARA CONVERTIR LAS PROPORCIONES DE PADRES VIVOS EN PROBABILIDADES DE SUPERVIVENCIA, (1) A PARTIR DE LOS 32,5 AÑOS Y (2) A PARTIR DE LOS 37,5 AÑOS

$M$  (edad media de los padres al nacimiento de los hijos)

(1)

$N$ (Edad central)	28	29	30	31	32	33	34	35	36
10	0,192	0,258	0,322	0,388	0,455	0,521	0,587	0,650	0,714
15	0,151	0,243	0,336	0,429	0,522	0,613	0,702	0,790	0,877
20	0,043	0,166	0,287	0,406	0,523	0,638	0,750	0,861	0,969
25	-0,093	0,051	0,194	0,335	0,474	0,611	0,744	0,877	1,007
30	-0,327	-0,161	0,001	0,162	0,319	0,475	0,627	0,779	0,931
35	-0,640	-0,408	-0,211	-0,047	0,109	0,269	0,438	0,610	0,782
40	-0,856	-0,714	-0,554	-0,379	-0,203	-0,034	0,133	0,303	0,480
45	-1,120	-0,963	-0,806	-0,651	-0,495	-0,340	-0,183	-0,024	0,141
50	-1,162	-1,030	-0,903	-0,776	-0,651	-0,524	-0,396	-0,264	-0,128
55	-1,040	-0,943	-0,850	-0,758	-0,667	-0,576	-0,486	-0,397	-0,304

(2)

$N$ (Edad central)	36	37	38	39	40	41	42	43	44
10	0,384	0,460	0,537	0,613	0,687	0,758	0,827	0,897	0,969
15	0,378	0,484	0,588	0,690	0,790	0,888	0,984	1,079	1,174
20	0,324	0,455	0,582	0,708	0,833	0,954	1,075	1,195	1,318
25	0,164	0,315	0,465	0,613	0,759	0,904	1,051	1,197	1,346
30	-0,043	0,122	0,286	0,450	0,614	0,778	0,944	1,116	1,295
35	-0,359	-0,183	-0,015	0,152	0,321	0,496	0,677	0,863	1,062
40	-0,624	-0,473	-0,316	-0,157	0,003	0,168	0,342	0,529	0,722
45	-0,757	-0,631	-0,503	-0,372	-0,237	-0,099	0,047	0,208	0,393
50	-0,742	-0,650	-0,559	-0,471	-0,377	-0,280	-0,182	-0,069	-0,063
55	-0,599	-0,541	-0,485	-0,425	-0,366	-0,308	-0,238	-0,149	-0,049

lineal, puede fijarse a partir de medidas de la mortalidad juvenil; por ejemplo, a partir de un valor conocido de  $l(2)$ ,  $Y(2) = \alpha + \beta Y_s(2)$  y eliminando  $\alpha$  de los grupos posteriores de edades, se obtiene  $\beta = [Y(x) - Y(2)]/[Y_s(x) - Y_s(2)]$ . El valor de  $\beta$  puede estimarse a partir de las probabilidades de supervivencia adulta, y definirse así toda la tabla modelo de mortalidad. Sin embargo, la estimación del valor real de  $\beta$  a partir de las probabilidades de supervivencia obtenidas no es

## Cuadro 2

EJEMPLO ILUSTRATIVO DEL METODO PARA ESTIMAR LA MORTALIDAD ADULTA A PARTIR  
DE INFORMACION SOBRE ORFANDAD

(Encuestadas femeninas, población africana, Uganda, 1969)

(1) Madres:  $1(2) = 0,848$  ;  $Y(2) = -0,8595$  ;  $M = 26,6$ 

Grupo de edades de las encuestadas	Proporción con la madre superviviente	$N$	$W(N)$	$\frac{l_{(25+N)}}{l_{(25)}}$	$l_{(25)}$ $=0,700$ $\beta$ implícita	Primera estimación de $\beta$	$l_{(25)}$ $=0,731$ $\beta$ implícita	Segunda estimación de $\beta$
5-9	0,972	10	0,619	0,965	1,056	—	0,910	—
10-14	0,954	15	0,714	0,939	1,002	—	0,879	—
15-19	0,902	20	0,805	0,886	1,011	—	0,912	—
20-24	0,819	25	0,871	0,807	1,050	—	0,976	—
25-29	0,723	30	0,908	0,712	1,082	1,085	1,026	1,034
30-34	0,605	35	0,929	0,597	1,112		1,068	
35-39	0,499	40	0,886	0,433	1,097	—	1,067	—
40-44	0,360	45	0,814	0,343	1,108	—	1,084	—
45-49	0,268	50	0,625	0,234	1,058	—	1,042	—
50-54	0,158	55	0,382	0,130	1,023	—	1,011	—
55-59	0,112	60	0,153	0,078	0,923	—	0,916	—
60-64	0,072	—	—	—	—	—	—	—

(Continúa)

Cuadro 2 (continuación)

## EJEMPLO ILUSTRATIVO DEL METODO PARA ESTIMAR LA MORTALIDAD ADULTA A PARTIR DE INFORMACION SOBRE ORFANDAD

(Encuestadas femeninas, población africana, Uganda, 1969)

(2) Padres:  $1(2) = 0,828$  ;  $Y(2) = -0,7858$  ;  $M = 35,6$ 

Grupo de edades de las encuestadas	Proporción con el padre superviviente	$N$	$W(N)$	$\frac{l_{(35+N)}}{l_{(2,5)}}$	$l_{(2,5)} = 0,700$ $\beta$ implícita	Primera estimación de $\beta$	$l_{(2,5)} = 0,682$ $\beta$ implícita	Segunda estimación de $\beta$
5-9	0,949	10	0,688	0,938	0,758	—	0,819	—
10-14	0,914	15	0,842	0,901	0,746	—	0,798	—
15-19	0,833	20	0,926	0,824	0,790	—	0,828	—
20-24	0,708	25	0,955	0,702	0,869	—	0,895	—
25-29	0,574	30	0,870	0,556	0,928	0,932	0,948	0,950
30-34	0,437	35	0,713	0,407	0,960		0,974	
35-39	0,332	40	0,409	0,260	0,971	—	0,982	—
40-44	0,211	45	0,075	0,151	0,943	—	0,951	—
45-49	0,146	50	-0,182	0,067	0,928	—	0,932	—
50-54	0,079	55	-0,341	0,049	0,770	—	0,775	—
55-59	0,057	—	—	—	—	—	—	—



directa, puesto que los valores  $l(x)$  e  $Y(x)$  para adultos no pueden calcularse sin conocer  $l(\beta)$ , valor que a su vez depende del valor de  $\beta$ ; por lo tanto, es necesario emplear un procedimiento que es esencialmente de tanteo. Tomando a las mujeres como ejemplo, se obtiene un valor de  $l(25)$  a partir de una tabla modelo de mortalidad de parámetro único que tiene aproximadamente el nivel correcto de mortalidad juvenil  $l(25) + N$  y consecuentemente  $Y(25) + N$  pueden estimarse a partir de las razones  $l(25 + N)/l(25)$ , para cada valor de  $N$ . Con cada uno se puede calcular  $\beta$  mediante la ecuación anterior. Una primera estimación de  $\beta$  se toma entonces como el promedio de los valores resultantes para las  $N$  comprendidas en un cierto intervalo: el intervalo dependerá de circunstancias particulares, pero con frecuencia lo más satisfactorio consiste en considerar solamente las declaraciones de los encuestados entre 20 y 45 años de edad. El motivo de esto es que las declaraciones de los encuestados más jóvenes pueden estar particularmente afectadas por una declaración incompleta de las muertes de las madres, la que resulta del hecho que los padres adoptivos son declarados como padres verdaderos, así como a la selección arbitraria de  $l(25)$ , mientras que la información proporcionada por otros encuestados puede verse distorsionada por cambios en la mortalidad. A partir de la primera estimación de  $\beta$ , se calcula un nuevo valor de  $l(25)$ , y se repite todo el procedimiento para dar una segunda estimación de  $\beta$ . La repetición de este procedimiento refinaría aún más la estimación, pero en la práctica se ha encontrado que la segunda estimación es de una exactitud suficiente para casi todos los fines. El cuadro 2 muestra un ejemplo elaborado para madres y padres, basado en datos del Censo de Uganda de 1969; el suavizamiento se realiza por medio del Estándar General de Mortalidad. Los resultados difieren un tanto de los publicados en el Informe Censal de Uganda, debido a cambios en los métodos de análisis utilizados.

Puede apreciarse que la cifra escogida para  $l(\beta)$  en la primera estimación no es vital. Para las madres, la tercera estimación de  $l(25)$  es 0,737, lo que da una estimación de  $\beta$  algo inferior a 1,03, y para los padres, la tercera estimación de  $l(32,5)$  es 0,679, lo que virtualmente no significa ninguna diferencia para el valor de  $\beta$ .

##### 5. CONCLUSIONES

La información sobre orfandad proporciona medidas potencialmente valiosas de la mortalidad adulta. El método de análisis descrito aquí se construye alrededor del sistema logito de tablas de mortalidad, pero no existe una razón de principio que impida el uso de cualquier sistema de tablas de mortalidad que cuente con suficiente flexibilidad; no es necesario alterar los factores de ponderación y las ecuaciones de estimación, pero la comodidad del actual procedimiento de estimación se per-

dería un tanto. Quedan, no obstante, interrogantes acerca del grado de confianza que se pueden atribuir a las hipótesis que sirven de base a los factores de ponderación, y acerca de cuáles son los efectos de pequeñas desviaciones con respecto a estas hipótesis. Los supuestos cruciales son, en primer término, de que no debe existir relación alguna entre la experiencia de mortalidad y el número de hijos supervivientes, puesto que los que no tienen hijos supervivientes no tienen factores de ponderación, mientras que los que tienen 10 hijos supervivientes son ponderados por 10. Segundo, el nivel y patrón de la mortalidad no deben haber experimentado ningún cambio desde que el padre o la madre de mayor edad tuvo al encuestado, porque la experiencia de mortalidad de los padres de los encuestados en un grupo de edades es un promedio de un rango de edades, y la estimación final es un promedio de un rango de edades de los encuestados; por otra parte, la estimación de la mortalidad juvenil con la cual se combina la estimación de la mortalidad adulta, se basa solamente en acontecimientos recientes. Tercero, el modelo de fecundidad utilizado puede resultar inadecuado, lo cual constituye un problema más serio con respecto a los hombres, que tienen un período de vida reproductivo potencial más prolongado que las mujeres y ubicados entre edades menos precisas. No se ha hecho ningún análisis exhaustivo de los efectos de las desviaciones con respecto a estas hipótesis. Es probable que los sesgos introducidos por las desviaciones respecto a la primera hipótesis tengan sentidos diferentes. Es probable que una mortalidad que desciende con rapidez provoque una exageración en la estimación de la mortalidad adulta, pero posiblemente el efecto no será demasiado grande puesto que el marcado incremento de las tasas de mortalidad en las edades avanzadas significa que el grueso de las muertes de los padres y madres habrá ocurrido poco antes de la encuesta. Los errores introducidos por las desviaciones respecto a la distribución de fecundidad masculina pueden ser substanciales y en cualquiera de los dos sentidos.

La justificación final del método es que, mediante su aplicación, se pueden obtener estimaciones muy plausibles de la mortalidad adulta, tanto masculina como femenina. La mayoría de las poblaciones en las que ha sido aplicado se encuentran en África, pero la información pertinente también ha sido recogida en América Latina y en las islas del Pacífico; en su mayor parte, los análisis son recientes y todavía no han sido publicados. La comprobación del procedimiento en una población que cuente con estadísticas vitales exactas, todavía no se ha realizado. Mientras tanto, el único criterio de evaluación que puede adoptarse es la coherencia interna por sexo y edad de las tasas de mortalidad adulta y de la relación de éstas con la mortalidad juvenil. Sobre la base de los resultados actualmente disponibles, parece que la orfandad proporciona una información valiosa en un campo en que anteriormente primaron las conjeturas.





