

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

W. Brass y K.H. Hill
London School of Hygiene
and Tropical Medicine, London

ESTIMATING ADULT MORTALITY FROM ORPHANHOOD

SUMMARY

Estimation of the level of mortality in countries having inadequate or non-existent registration of deaths poses serious problems.

A simplified method for the estimation of adult mortality from the proportion of mothers and fathers surviving for each age group of children is presented.

The principles governing the derivation and the necessary assumptions are described in detail for the female population. In principle the treatment of male mortality is exactly the same as that of female mortality in, with only minor practical variations introduced to make application easier.

Tables are presented containing the weighting factors needed for converting proportions of mothers or fathers alive into survivorship proportions from age 25, in the case of mothers, or 32,5 -alternatively 37,5- in the case of fathers.

The technique is illustrated by application to data from the 1969 Census of Uganda.

Problems of deviations from assumptions are discussed and the advantages of the method in countries with deficient vital registration assessed.

1. Introducción

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.^{1/} 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 ó 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 muertes 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.

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

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

2. Estimación 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.^{2/} 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.^{3/} 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,^{4/} 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 de la orfandad materna a la paterna. El aporte de Clairin a este planteamiento también ha sido valioso.^{5/}

3. La relación 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

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

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

4/ Blacker, J.G.C., (1971) *The Estimation of Vital Rates*

from Census Data in Kenya and Uganda, documento presentado a la First African Population Conference, Accra.

5/ Clairin, R., (1971) *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.

$$\pi(a) = \frac{\int_p^q A(t) f(t) \frac{l(t+a)}{l(t)} dt}{\int_p^q A(t) f(t) dt} \quad (2)$$

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.^{6/}

$$f(t) = c(t - s)(s + 33 - t)^2 \quad (3)$$

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 proceso 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 π -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.^{7/}

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

^{6/} Brass, W. y otros, (1968), *op. cit.*, 92-105.

^{7/} Brass, W., (1971) "On the Scale of Mortality" en *Bio-*

logical Aspects of Demography, editada por W. Brass, Taylor and Francis, Londres, 69-110.

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 $l(B+a)/l(B)$, 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

$$\frac{l(25+N)}{l(25)} = W(N) {}_5\pi_{N.5} + (1 - W(N)) {}_5\pi_N \quad (4)$$

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 π 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. Aplicación del Método

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 .

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

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	1,095	1,318
55	-0,368	-0,220	-0,059	0,101	0,270	0,456	0,645	0,856	1,083
60	-0,466	-0,352	-0,217	-0,084	0,053	0,220	0,378	0,579	0,800

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 general, 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.

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

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 cualquiera característica local que se considere válida, mediante el uso de dos constantes, α y β . En cualquier edad x , $Y(x) = \alpha + \beta Y_s(x)$. α en esta relación 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 α de los grupos posteriores de edades se obtiene $\beta = (Y(x) - Y(2)) / (Y_s(x) - Y_s(2))$. El valor de β 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 β a partir de las probabilidades de supervivencia obtenidas no es directa, puesto que los valores $l(x)$ e $Y(x)$ para adultos no pueden calcularse sin conocer $l(B)$, valor que a su vez depende del valor de β ; por lo tanto,

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: $l(2) = 0,848$; $Y(2) = -0,8595$; $M = 26,6$

Grupo de edades de las encuestadas	Proporción con la madre sobreviviente	N	$W(N)$	$\frac{l(25+N)}{l(25)}$	$l(25) = 0,700$ β implícita	Primera Estimación de β	$l(25) = 0,731$ β implícita	Segunda Estimación de β
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	0,483	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							

(2) Padres: $l(2) = 0,828$; $Y(2) = -0,7858$; $M = 35,6$

Grupo de edades de las encuestadas	Proporción con el padre sobreviviente	N	$W(N)$	$\frac{l(35+N)}{l(32,5)}$	$l(32,5) = 0,700$ β implícita	Primera Estimación de β	$l(32,5) = 0,682$ β implícita	Segunda Estimación de β
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							

es necesario emplear un procedimiento que es esencialmente de tanteo. Tomando a las mujeres como ejemplo, se obtiene un valor de $I(25)$ a partir de una tabla modelo de mortalidad de parámetro único que tiene aproximadamente el nivel correcto de mortalidad juvenil $I(25+N)$ y consecuentemente $Y(25+N)$ pueden estimarse a partir de las razones $I(25+N)/I(25)$, para cada valor de N . Con cada uno se puede calcular β mediante la ecuación anterior. Una primera estimación de β 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 $I(25)$, mientras que la información proporcionada por otros encuestados puede verse distorsionada por cambios en la mortalidad. A partir de la primera estimación de β , se calcula un nuevo valor de $I(25)$, y se repite todo el procedimiento para dar una segunda estimación de β . 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 $I(\beta)$ en la primera estimación no es vital. Para las madres, la tercera estimación de $I(25)$ es 0,737, lo que da una estimación de β algo inferior a 1,03, y para los padres, la tercera estimación de $I(32,5)$ es 0,679, lo que virtualmente no significa ninguna diferencia para el valor de β .

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 perdería 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 ubicado 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 descende 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.