

EL USO DE INFORMACION SOBRE ORFANDAD PARA ESTIMAR LA SUPERVIVENCIA EN EDADES ADULTAS

Kenneth Hill,
(CELADE)

THE USE OF ORPHANHOOD DATA TO ESTIMATE ADULT MORTALITY

SUMMARY

The author indicates in a very complete and clear-cut way the use that can be made from orphanhood data, to estimate adult mortality. The method is particularly suitable in the case of maternal orphanhood; an illustration of such application is given with respect to data collected in a demographic survey in Bolivia, in 1975. The article examines the assumptions on which the method is based, the biases in the estimates obtained by it, the information needed, the different ways in which the method may be applied, the typical errors contained in the data, and the general conclusions that can be derived from its procedure.

The article is completed by an appendix that examines the characteristics of Brass' model life table system.

INTRODUCCION

La incidencia de la orfandad depende claramente de la proporción en que mueren los padres; por lo tanto, la información sobre orfandad será un indicador del nivel de mortalidad. Si consideramos por ejemplo a un grupo de entrevistados de 20 años de edad, cuyas madres tenían 30 años en el momento en que nacieron, las madres aún vivas habrán sobrevivido desde los 30 hasta los 50 años. La proporción de estos entrevistados cuyas madres aún están vivas será una estimación, - sujeta desde luego a posibles sesgos y fluctuaciones aleatorias y al efecto de otros factores -, de la probabilidad de las madres de sobrevivir desde los 30 a

los 50 años. Tal análisis sería directo si se conociera la edad de la madre en el momento del nacimiento del entrevistado pero normalmente no es posible obtener ese dato. Esto hace necesario usar información de un grupo de entrevistados de una edad dada prescindiendo de las edades que sus madres tenían cuando ellos nacieron. Este grupo comprende madres expuestas al riesgo de morir en un período fijo (la edad de los entrevistados) pero referido a un rango de edades iniciales distintas. Para continuar el ejemplo mencionado anteriormente, algunas madres habrán sobrevivido desde la edad de 20 años (la edad de la madre cuando el entrevistado nació) hasta los 40 años, otras desde los 25 hasta los 45, otras desde los 30 hasta los 50, etc. La probabilidad de supervivencia será diferente para cada una, disminuyendo gradualmente a medida que la edad de partida aumenta. La probabilidad de supervivencia de todo el grupo de madres que tuvo un hijo 20 años atrás será así un promedio ponderado de todas estas probabilidades de supervivencia; cada una de ellas multiplicada por el número de casos del grupo original. De este modo, si hubieran siete mujeres con 23 años de edad que tuvieron un hijo 20 años atrás, la probabilidad de supervivencia desde los 23 hasta los 43 años tendría un peso relativo de siete. Estos pesos son la distribución de nacimientos por edad de la madre 20 años atrás. Esto, a su vez, puede ser visto como el producto de dos factores: la distribución por edad de mujeres en edades fértiles veinte años atrás y el patrón por edad de la fecundidad, esto es, las tasas de fecundidad por edad. Así, la proporción de mujeres sobrevivientes que dieron nacimiento a niños exactamente 20 años atrás (o cualquier otro número de años atrás), será un promedio ponderado de probabilidades de supervivencia, siendo los pesos determinados por la distribución por edad de las mujeres y el patrón por edad de su fecundidad. (Para un desarrollo más matemático de la metodología, véase Brass y Hill) 1].

De este modo, la incidencia de la orfandad es una indicación del nivel de mortalidad, aunque afectada también por la distribución por edad y por el patrón de la fecundidad, según la edad. Para obtener un índice puro de mortalidad deben controlarse estos otros factores. Esto se ha logrado calculando proporciones de huérfanos para situaciones modelo, suponiendo patrones dados de fecundidad y mortalidad y de tasas de crecimiento de la población, y relacionando esas proporciones con probabilidades de supervivencia relevantes mediante el uso de un índice combinado de la distribución por edades de la población y de su patrón de fecundidad. En una aplicación del método, este procedimiento es invertido: se calcula la edad y el índice de fecundidad para la población bajo estudio, y este índice se usa entonces en un procedimiento de ajuste para convertir una proporción no huérfana obser-

1] Brass, W. y Hill, K., (1973), *Estimating Adult Mortality from Orphandood. Proceedings of the International Population Conference*, IUSSP, Liege.

vada en la probabilidad de supervivencia de una tabla de vida. Esto se aclarará más adelante cuando se examinen los métodos.

Supuestos y sesgos

Un primer grupo de supuestos puede llamarse estructural y se relaciona con lo bueno que podrá ser un indicador de mortalidad general proveniente de información de orfandad. Es importante entender exactamente qué se está midiendo. Los entrevistados de 20 años de edad son los sobrevivientes de los nacidos hace 20 años; por lo tanto, los datos son realmente proporciones de madres sobrevivientes de niños que han sobrevivido también y que son entrevistados. Para generalizar de estos casos una estimación de mortalidad para la población total es necesario suponer que los niños sobrevivientes son, con respecto a la supervivencia de la madre, representativos de todos los niños nacidos (en otras palabras, que no hay relación entre la supervivencia de la madre y la del niño; si los niños de madres que murieron tuvieran una mortalidad mayor, el número de entrevistados con madres muertas sería menor); que la experiencia de mortalidad de madres es representativa de la experiencia de mortalidad de toda la población femenina (en otras palabras, que las mujeres que nunca tuvieron hijos experimentaron la misma mortalidad que las que los tuvieron), y que el riesgo de mortalidad de la madre no está relacionado el número de niños que ella tiene. Esta última condición surge porque una madre dada aparece una vez en los datos por cada niño sobreviviente. Así, por ejemplo, si madres con familias grandes experimentan riesgos de mortalidad menores que el promedio, estos riesgos menores serán excesivamente ponderados por el número de respuestas, y las proporciones de no huérfanos sobreestimarán las probabilidades de supervivencia. Los intentos para evitar este supuesto, limitando las respuestas a un solo niño, el nacido primero o el sobreviviente mayor, han fracasado por razones vinculadas con problemas de recolección de datos 2].

Es probable que ninguno de estos supuestos se verifique exactamente en la práctica. Es probable que la muerte de la madre aumente las probabilidades de muerte del niño, por efectos directos relacionados con su cuidado y efectos indirectos relacionados con el status socio-económico y con factores hereditarios. En países occidentales, la población casada generalmente experimenta riesgos menores de mortalidad que la población soltera; por lo tanto, puede ser que a través de información de orfandad se estimen riesgos para un sub-grupo de población

2] Instituto Nacional de Estadística, *Encuesta Demográfica Retrospectiva del Área Metropolitana de Lima-Callao, julio, 1974*, "Informe sobre las preguntas experimentales incluídas en la encuesta", *Publicaciones Especiales*, Informe No. 2, Lima, Perú.

con menor mortalidad que el promedio. Además, en áreas de fecundidad alta la frecuencia de partos puede aumentar los riesgos de mortalidad materna. Con respecto al tercer supuesto, la cantidad de partos puede aumentar los riesgos de mortalidad, aunque por otra parte, el hecho de haber tenido una gran cantidad de hijos implica la supervivencia a una edad razonable. Resumiendo, los efectos de estos supuestos no son por ahora bien conocidos, pero el resultado neto es probablemente una subestimación de la mortalidad. Existe un segundo grupo de supuestos que puede llamarse metodológico. Se supone que la situación actual se conforma más o menos aproximadamente a los modelos de fecundidad y mortalidad utilizados para desarrollar la metodología. También se supone que la población es cerrada a la migración, que la fecundidad y la mortalidad han sido constantes durante un período considerable y que la distribución por edad de la población es estable.

Desviaciones con respecto a estos supuestos podrían actuar en cualquier sentido. El método no es adecuado para pequeños sub-grupos de población, en los que la migración es probable que sea importante, ni para poblaciones que están experimentando un cambio rápido en la mortalidad porque la estimación obtenida se referirá a un período del pasado.

Finalmente un tercer grupo de supuestos, que puede llamarse de orden práctico, se refiere a la calidad de los datos. Se tiene que suponer que los entrevistados declaran sus edades con razonable exactitud, por lo menos dentro de los grupos de cinco años de edad convencionales, que la declaración de la orfandad es correcta, y que el padre o madre a que hace referencia el informante es el verdadero. Sin embargo, se ha encontrado que la orfandad materna al menos proporciona estimaciones plausibles de mortalidad bajo condiciones muy desfavorables de recolección de datos, y hay razones para suponer que el método es robusto frente a errores frecuentes de los datos.

Información requerida

Las preguntas que se requieren en la encuesta son muy simples: “¿Vive aún su madre?” y “¿Vive aún su padre?”. Ellas suministran la información básica. Esta debe tabularse por grupos de cinco años de edad desde 5 a 9, hasta 55 a 59, en la siguiente forma: número de entrevistados con madre viva, número con madre muerta, número con información sobre orfandad desconocida o no establecida y, preferentemente también, por sexo del entrevistado. Las tabulaciones pueden repetirse con respecto a los padres si se dispone de datos. Los análisis son independientes; por lo tanto, la información puede ser recogida sobre madres, para dar estimaciones de mortalidad femenina adulta, o sobre padres, para estimar mortalidad masculina adulta, o sobre ambos, para estimar ambas.

También se requiere información para adoptar un modelo adecuado a la situación real. Se ha sugerido antes que se necesita un indicador de fecundidad y un índice de distribución por edad. Una medida adecuada es \bar{M} , la edad media de las madres en la población estable, o la diferencia media de edad entre padre e hijo. Esto puede calcularse simplemente como la edad media del padre si se dispone de información sobre nacimientos en el último año por edad del padre. Generalmente este es el caso en la población femenina, ya que se cuenta frecuentemente con una pregunta tal como ésta: "¿En qué fecha nació su último hijo?". Pero no es usualmente el caso en la población masculina a menos que los nacimientos declarados por la pregunta de arriba sean tabulados por edad del marido, así como por edad de las madres. La falta de información directa para estimar \bar{M} en el caso de los hombres es una de las razones por la cual el procedimiento que utiliza información sobre la orfandad paterna es menos satisfactorio que el de orfandad materna. Si la información sobre nacimientos por edad del marido no está disponible, se tiene que utilizar en su reemplazo información sobre proporciones de población casada, por grupos de edades, tanto de hombres como de mujeres.

La información sobre orfandad y fecundidad sólo proporciona estimaciones de relaciones de supervivencia para edades adultas. Con esto es posible la adopción de una tabla modelo de vida de un solo parámetro, lo que constituye una solución poco satisfactoria.

Una estimación de mortalidad en la niñez, digamos l_2 , la probabilidad de sobrevivir a la edad de 2 años de un recién nacido usando, por ejemplo, información sobre niños tenidos y sobrevivientes clasificada por edad de la madre, hace posible utilizar sistemas más flexibles de tablas modelo de vida, y usar las técnicas de ajuste que se sugieren más adelante. Es, por lo tanto, deseable, aunque no esencial, que las estimaciones de mortalidad adulta basadas en preguntas sobre orfandad sean combinadas con el uso de algún método para estimar también la mortalidad en la niñez.

Aplicación del método

La orfandad materna

El primer paso en el análisis es la estimación de \bar{M} . Se calcula fácilmente como la edad media de las madres que tuvieron hijos en el año anterior a la encuesta. Para cada grupo de cinco años de edad, el número de nacimientos se multiplica por la edad de las madres (el punto medio del grupo de edad menos 0.5, para tomar en cuenta el hecho de que, en promedio, las mujeres eran medio año menores cuando tuvieron un hijo en el año anterior a la encuesta que cuando sus edades fueron registradas en ella; la información de registros no requeriría esta corrección, ya que la edad anotada sería la edad de la madre en el momento

del nacimiento). Los productos para cada grupo de edad, se suman generalmente hasta las edades 45 a 50 años, y la suma se divide por el número total de nacimientos para obtener \bar{M} . En el cuadro 1 aparece un ejemplo de los cálculos). Hay entonces dos formas alternativas de proceder; una, la original de Brass, la otra el desarrollo de Hill-Trussell 3] Se describirán ambas.

(a) *El método de Brass*

En el método original de Brass se usa un sistema de ponderación para convertir pares adyacentes de proporciones de no huérfanos en probabilidades de supervivencia de una tabla de vida desde los 25 años hasta los 25 más N , siendo N la edad media del par de grupos que se están utilizando.

De este modo, para proporciones de no huérfanos en los grupos de edades 15 a 19 y 20 a 24, la probabilidad de supervivencia estimada es l_{25+N} / l_{25} , siendo 20 el punto medio de los dos grupos de edades. La relación utilizada para la conversión es:

$$\frac{l_{25+N}}{l_{25}} = W_N \cdot 5P_{N-5} + (1-W_N) \cdot 5P_N \quad (1)$$

donde N es el punto medio de los dos grupos de edades, $5P_{N-5}$ y $5P_N$ son las proporciones de no huérfanos en el grupo de edad hasta N y desde N , respectivamente, y W_N es la ponderación que corresponde al punto medio N .

La ponderación, W_N , se obtiene por interpolación para cada valor de N desde 10 a 60 años del cuadro 2, usando el valor de \bar{M} conocido. Una interpolación lineal entre los valores tabulados a intervalos anuales del cuadro es suficientemente exacta.

Así, si el valor observado de \bar{M} es 27.4 años, el valor interpolado es el valor presentado en el cuadro para la edad 27.0, más 0.4 de la diferencia entre los valores para 28.0 y 27.0 años. Si por alguna razón no se dispone de una estimación de \bar{M} puede adoptarse un valor de 27.0 si se trata de un país de alta fecundidad.

El cuadro 3 muestra, paso a paso, una aplicación del método a datos de individuos de ambos sexos, tomados de un estudio sobre Bolivia, de 1975 4] . Se estima una serie de probabilidades de supervivencia femenina desde los 25 años.

3] Hill, K. y Trussell, J. (1977), *Further Developments in Indirect Mortality Estimation*, "Population Studies", Vol. 31, No. 2, London.

4] Instituto Nacional de Estadística (1976), *Principales Resultados de la Encuesta Demográfica Nacional 1975*, La Paz, Bolivia.

(b) *El desarrollo Hill-Trussell*

Este método es realmente una simplificación del original. Está basado en un análisis de regresión de la relación entre l_{25+N}/l_{25} , la variable dependiente, y ${}_5P_{N-5}$ y \bar{M} , las variables independientes, efectuado con un gran número de situaciones teóricas. Los modelos utilizados son descritos en Hill y Trussell.

La aplicación del método es muy sencilla. Para valores de N desde 20 a 50 años, a intervalos de cinco años, la relación de sobrevivencia de una tabla de vida l_{25+N}/l_{25} se estima directamente del valor de \bar{M} y ${}_5P_{N-5}$ la proporción de no huérfanos en el grupo de cinco años de edad desde $N-5$ hasta N , mediante la ecuación:

$$\frac{l_{25+N}}{l_{25}} = a_N + b_N \bar{M} + c_N {}_5P_{N-5} \quad (2)$$

Los valores de A , B , y C , los coeficientes de regresión, se presentan en el cuadro 4.

Una aplicación del método a los mismos datos de Bolivia se muestra en el cuadro 5. Puede verse que los resultados son muy similares a aquéllos obtenidos previamente.

La orfandad paterna

Para los datos de orfandad paterna se dispone sólo de la forma de análisis del tipo de Brass descrita más arriba. Las únicas diferencias son: que un método distinto tiene que ser generalmente adaptado para el cálculo de \bar{M} , en este caso la edad media en que los hombres tienen hijos en la población, que hay una elección de ecuaciones de estimación, que depende del valor de \bar{M} , y, por supuesto, que tiene que utilizarse una tabla diferente de ponderaciones.

El problema principal es la estimación de \bar{M} , y la mejor manera de solucionarlo depende de los datos disponibles. Si es posible tabular los nacimientos en el último año por edad de la madre y por edad del padre o marido (por ejemplo, usando información sobre relación de parentesco) éste es generalmente el mejor procedimiento. La media se calcula como ya se describió para las mujeres, a partir del número de nacimientos para cada grupo de cinco años de edad de los padres. Este procedimiento merece reservas cuando la incidencia de la migración es alta.

Si no es posible ese cálculo directo tiene que utilizarse en cambio, información sobre la edad al matrimonio en combinación con una estimación de \bar{M} para mujeres. La aproximación más simple es calcular la SMAM a partir de las proporciones de solteros por edad, para hombres

y mujeres, usando el método descrito por Hajnal 5]. La diferencia entre las edades medias de hombres y mujeres es sumada a la estimación de \bar{M} para mujeres, a fin de obtener una estimación de la \bar{M} requerida para hombres. Este procedimiento probablemente subestima la verdadera diferencia entre las \bar{M} porque es más probable que los hombres se vuelvan a casar después de un primer rompimiento matrimonial.

Un procedimiento alternativo es calcular la edad media de la población actualmente casada, separadamente para hombres y mujeres, determinar su diferencia y después usar esta diferencia para agregar a la \bar{M} femenina. Esto sobreestimaré la diferencia si los hombres informan acerca de su condición marital en forma diferente a las mujeres, y tienen un número de hijos premaritales mayor que las mujeres. La estimación obtenida debería tomarse con cautela si el número de mujeres casadas excede substancialmente el de hombres, condición que puede surgir sólo si la poligamia es común, si es considerable la migración selectiva, o si los hombres y las mujeres tienen criterio diferente sobre el concepto matrimonio, en cuyas circunstancias la estimación no será la que se quiere.

Ninguno de estos procedimientos es plenamente satisfactorio. Por lo tanto, tal vez la mejor solución práctica, pese a no tener justificación teórica, es sumar el promedio de las diferencias obtenidas por los dos métodos a la \bar{M} femenina.

Una vez que \bar{M} ha sido estimada es necesario elegir la ecuación de estimación más adecuada. La probabilidad de sobrevivencia estimada es: $l_{35+N}/l_{32\ 1/2}$, para valores de \bar{M} inferiores a 36, ó $l_{40+N}/l_{37\ 1/2}$, para valores de \bar{M} , superiores a 36. Las ponderaciones se seleccionan de la parte relevante del cuadro 6 usando la estimación de \bar{M} para interpolar linealmente entre los valores tabulados. Las ponderaciones se utilizan entonces en una ecuación de estimación equivalente al caso de la orfandad materna:

$$\frac{l_{35+N}}{l_{32\ 1/2}} = W_N \cdot 5^{P_{N-5}} + (1 - W_N) \cdot 5^{P_N} \text{ para } \bar{M} < 36 \text{ años.}$$

$$\frac{l_{40+N}}{l_{37\ 1/2}} = W_N \cdot 5^{P_{N-5}} + (1 - W_N) \cdot 5^{P_N} \text{ para } \bar{M} > 36 \text{ años.}$$

5] Hajnal, J. (1953), *Age at Marriage and Proportions Marrying, Population Studies*, Vol. 7, No. 2, London.

Así resulta estimada una serie de probabilidades de sobrevivencia, desde la edad $32 \frac{1}{2}$ ó desde la edad $37 \frac{1}{2}$, una probabilidad para cada valor de N , entre 10 y 55 años.

El método, en general, no merece tanta confianza como el basado en la orfandad materna. Esto se debe a problemas con la estimación de \bar{M} , al hecho de que los lazos entre padre e hijo son más débiles que entre madres e hijo, lo que lleva a que los datos sean menos confiables y a que las relaciones de sobrevivencia estimadas se refieran a una edad mayor, porque incluyen intervalos de vida con riesgos de mortalidad más grandes y hacen al método más sensible a las desviaciones de los supuestos metodológicos. No se lo ha aplicado extensamente. Si se lo menciona aquí es a fin de completar la presentación sobre los métodos basados en información de orfandad.

De la ecuación 1 se obtiene una serie de probabilidades de sobrevivencia femenina desde los 25 años. Cada valor determina una tabla de vida modelo de un conjunto de un parámetro, tales como las de Coale-Demeny 6] o las de las Naciones Unidas 7].

Si además de las probabilidades de sobrevivencia, estimadas de la información sobre orfandad, se dispone de una estimación independiente de mortalidad al comienzo de la vida, por ejemplo, de información sobre niños nacidos y sobrevivientes por edad de la madre, es posible usar tablas de vida modelo más flexibles, tal como el sistema de dos parámetros de Brass 8] o el sistema de Ledermann 9]. El sistema de Brass es particularmente conveniente, determinándose un parámetro por los datos de mortalidad al comienzo de la vida y el otro por las relaciones de sobrevivencia de las edades adultas. El proceso de ajuste no es directo, sin embargo, por lo tanto será descrito con algún detalle.

De los datos de orfandad resultan probabilidades de sobrevivencia desde l_{35}/l_{25} , cuando $N=10$, hasta l_{85}/l_{25} , cuando $N=60$, si se utiliza el método original (con el método basado en una regresión las probabilidades resultantes van desde l_{45}/l_{25} a l_{75}/l_{25}). Cada estimación está afectada por un cierto error proveniente de los que contienen los datos, de desviaciones de los supuestos del método, o de variaciones aleatorias. De este modo es necesario aplicar un proceso

- 6] Coale, A. J., y Demeny, P. (1966), *Regional Model Life Tables and Stable Populations*, Princeton University Press, New Jersey.
- 7] United Nations (1955), *Age and Sex Patterns of Mortality: Model Life Tables for Underdeveloped Countries*, New York.
- 8] Brass, W. (1971), *On the Scale of Mortality, in Biological Aspects of Demography*, ed. W. Brass, Taylor and Francis, London.
- 9] Ledermann, S. and Breas, J., (1959), "Les dimensions de la mortalité", *Population*, Paris, 14th Year, (4), 637-682.

de ajuste a las estimaciones. El primer paso en este proceso es descartar aquellas estimaciones que, en el curso de numerosas aplicaciones, han mostrado ser menos confiables. Esto significa desechar la información correspondiente a entrevistados jóvenes (hasta 15 años) y adultos por encima de los 50 años.

Considerando sólo las probabilidades de sobrevivencia más confiables, se necesita encontrar la tabla de vida de Brass que mejor se adecúa a ellas y a una estimación de $l(2)$, la probabilidad de sobrevivir desde el nacimiento a la edad de 2 años. Cada estimación de $l(25+N)/l(25)$, combinada con la estimación de $l(2)$, define una tabla de vida de Brass pero no hay una forma directa de calcular los parámetros α y β de esa tabla de vida. Se requiere un proceso de iteración adecuado para ser empleado mediante un computador. El resultado que éste entrega es un conjunto de $l(N+25)$, esto es, la probabilidad de sobrevivencia desde nacimiento hasta la edad $N+25$, y los valores correspondientes de β derivados del intervalo más confiable, valores de N , digamos de 20 a 45, pueden promediarse a fin de obtener el valor final. Con él se calcula la tabla de vida femenina (Véase el apéndice 1 sobre el sistema de tabla modelo de vida de Brass).

Si no se tiene acceso a un computador se requiere un procedimiento más simple de ajuste. Un método adecuado para ser empleado utilizando una calculadora de mesa es el que se describe a continuación. El problema de estimar α y β , a partir de las probabilidades de sobrevivencia desde los 25 años es que ambas, $l(25)$ y $l(25+N)$, dependen de los dos parámetros. El primer paso es suponer un valor de β digamos 1.0. α puede entonces calcularse usando el valor de $l(2)$, ya que:

$$y(2) = \alpha + \beta \text{YS}(2)$$

$$\beta = 1.0, \text{ de modo que } \alpha = Y(2) - \text{YS}(2)$$

donde $Y(2)$ es el logito de $l(2)$, $\text{YS}(2)$ es el logito de $l_s(2)$ de la tabla de vida standard. Una primera estimación de $l(25)$ puede calcularse como:

$$Y'(25) = \alpha + 1.0 \text{YS}(25) = Y(2) - \text{YS}(2) + \text{YS}(25)$$

$$y \quad l(25) = 1.0 / (1.0 + e^{2Y'(25)})$$

Se obtiene así un conjunto de primeras estimaciones de $l'(25+N)$, multiplicando cada $l(25+N)/l(25)$ por $l'(25)$. Junto con $l(2)$, cada $l'(25+N)$ determina un valor de β ya que:

$$Y_{(25+N)} = \alpha + \beta YS_{(25+N)}$$

y

$$\alpha = Y_{(2)} - \beta YS_{(2)}$$

de modo que $Y_{(25+N)} = Y_{(2)} - \beta YS_{(2)} + \beta YS_{(25+N)}$

$$Y_{(25+N)} - Y_{(2)} = \beta (YS_{(25+N)} - YS_{(2)})$$

$$\beta = \frac{Y_{(25+N)} - Y_{(2)}}{YS_{(25+N)} - YS_{(2)}} \quad (2)$$

El conjunto de valores β obtenidos puede promediarse y el valor promedio usarse para repetir todo el proceso, calculando un conjunto de segundas estimaciones, $l''_{(25+N)}$, y, por lo tanto, un segundo conjunto de valores de β , que pueden a su vez ser promediados. El proceso puede iniciarse nuevamente. En la práctica la iteración converge bastante rápido, y tres pasos son suficientes para obtener una exactitud del orden de los centésimos en la estimación de β . El proceso puede abreviarse aun más usando como punto de partida del segundo paso un valor de β algo más distante del punto de partida original que el valor promedio obtenido del primer paso. Así por ejemplo si el punto de partida original era $\beta = 1.0$, el promedio de β obtenido del primer paso 0.93, el punto de partida para el segundo paso podría ser 0.91. Si los valores fueran 1.0 y 0.84, el punto de partida podría ser 0.80.

Este método abreviado, ilustrado con los datos bolivianos en el cuadro 7, da un valor promedio de β muy similar al obtenido con la iteración usando un computador y analizando cada dato individualmente. El patrón de estas estimaciones individuales no será el mismo, sin embargo, y no se presentarán los indicios que puedan advertir que el standard utilizado no es apropiado. Recientemente, Hill y Trussell $l_{(25+N)}$ han propuesto un método que evita problemas de ajuste. El valor se estima directamente usando una ecuación que tiene \bar{M} , la edad media de las madres, y el producto de $5P_{N-5}$, la proporción de no huérfanos en el grupo de edad $N-5$ a N , por $l_{(2)}$, como variables independientes. Así:

$$l_{(25+N)} = a_N + b_N \bar{M} + c_N 5P_{N-5} \quad l_{(2)}$$

Los valores de a_N , b_N y c_N que aparecen en el cuadro 8 fueron estimados por análisis de regresión de 900 situaciones modelos. Cada par de $l_{(25+N)}$, $l_{(2)}$ implica sólo un valor de β , en la ecuación (2). Un

valor final puede obtenerse promediando estos valores. El cuadro 9 muestra una aplicación de este método a los datos bolivianos. Es el más simple de utilizar y parece satisfactorio para patrones de mortalidad más o menos similares al "Standard General" de Brass en el cual está basado. Una marcada tendencia a desviarse de un valor constante en las estimaciones de β puede indicar que el patrón de mortalidad subyacente no es similar al standard de Brass y los resultados deberían interpretarse con cautela.

Errores típicos de los datos

La información sobre orfandad materna ha sido suficientemente analizada ya como para señalar algunos patrones típicos de los datos. Las estimaciones de mortalidad tienden a subir de niveles exageradamente bajos para informantes jóvenes (5 a 9, 10 a 14), a alcanzar un "plateau" en entrevistados con edades entre 25 y 45, y a declinar algo después con el aumento de la edad.

La baja incidencia de la orfandad entre los jóvenes es normalmente atribuida a los efectos de la adopción de niños huérfanos por parte de sus parientes, que son considerados, al menos para los propósitos del estudio, como los verdaderos padres. Sin embargo, es probable que, al menos en alguna parte, este fenómeno sea causado por el uso en el análisis de una tabla "standard" de vida que exagera la mortalidad de adultos jóvenes. El uso de un standard diferente puede ciertamente reducir el aparente efecto de la adopción. La declinación en la proporción de huérfanos después de los 50 años probablemente resulta de exageraciones en la declaración de la edad, y de una tendencia a informar que la madre está viva en casos de incertidumbre. En edades avanzadas la metodología y los modelos utilizados en su desarrollo cobran importancia y, por lo tanto, el procedimiento se hace inapropiado. Normalmente, la información proporcionada por informantes entre los 20 y los 45 años es considerada como la más confiable. Un resultado extraño aparece si la información se analiza por sexo del entrevistado. Casi siempre las estimaciones de mortalidad derivadas de informantes femeninas son mayores que las derivadas de entrevistados masculinos. No es claro por qué esto es así, a menos que los hombres, más que las mujeres, exageren sus edades o informen que está viva su madre, en caso de duda.

Vale la pena señalar a este respecto que la frecuencia de casos sin contestación a la pregunta, que por supuesto es muy simple ya que requiere un SI o un NO, es muy baja.

Conclusión

El uso de datos sobre orfandad materna ha proporcionado estimaciones del patrón de mortalidad en áreas donde antes no existía información alguna. Los métodos de análisis han mejorado también, son

ahora más simples y más flexibles, adaptables a diferentes situaciones. Un número considerable de aplicaciones, durante la última década, ha producido resultados muy plausibles. Los casos de fracaso rotundo son muy escasos y distantes entre sí.

Sin embargo, existen problemas. El más serio, probablemente, es aquel asociado a las tendencias de mortalidad. Es obvio que cuando la mortalidad está cambiando, las estimaciones obtenidas a partir de información de orfandad se referirán a algún período en el pasado, puesto que las muertes declaradas debieron ocurrir durante un período que termina en el momento de recolección de los datos. El problema es que por el momento no se puede estimar la duración de este período. Las estimaciones de tendencias de un conjunto de proporciones de huérfanos están influenciadas por los efectos de sesgos y de errores en los datos. El segundo problema es que los intentos de estimar la mortalidad adulta masculina a partir de los datos de la orfandad paterna, no han sido en general satisfactorios. Por lo tanto, debe buscarse otra forma de estimar la mortalidad masculina. El tercer problema surge con la elección de un standard adecuado a fin de ajustar los datos. Esta elección es muy subjetiva, y está afectada por errores de los datos y sesgos. Estos errores y sesgos también representan un problema porque, aunque numerosas aplicaciones con resultados plausibles sugieren que ellos no son muy importantes, la decisión de que un resultado es plausible es en buena medida arbitraria. Los métodos se aplican generalmente en situaciones de casi total ignorancia acerca del verdadero nivel de la mortalidad.

Cuadro 1

CALCULO DE LA EDAD MEDIA DE LAS MADRES (\bar{M}), BOLIVIA 1975

Grupo de edades (i)	Edad media (ii)	Nacimientos en el último año (iii)	(ii) x (iii) (iv)	
15-19	17.5	136	2380.0	$\bar{M} = \frac{\sum (iv)}{\sum (iii)} - 0.5$
20-24	22.5	405	9112.5	
25-29	27.5	473	13007.5	= $\frac{50115}{1712} - 0.5$
30-34	32.5	309	10042.5	
35-39	37.5	247	9262.5	= 28.77
40-44	42.5	87	3697.5	
45-49	47.5	55	2612.5	

Cuadro 2

FACTORES DE PONDERACION PARA CONVERTIR PROPORCIONES
DE PERSONAS CON MADRE VIVA EN PROBABILIDADES DE
SOBREVIVENCIA

\bar{M} (edad media de las madres)

N	22	23	24	25	26	27	28	29	30
Edad Central									
10	.420	.470	.517	.557	.596	.634	.674	.717	.758
15	.418	.489	.556	.618	.678	.738	.800	.863	.924
20	.404	.500	.590	.673	.756	.838	.921	1.004	1.085
25	.366	.485	.598	.704	.809	.913	1.016	1.118	1.218
30	.303	.445	.580	.708	.834	.957	1.080	1.203	1.323
35	.241	.401	.554	.701	.844	.986	1.128	1.270	1.412
40	.125	.299	.467	.630	.791	.950	1.111	1.274	1.442
45	.007	.186	.361	.535	.708	.884	1.063	1.250	1.447
50	-.190	-.017	.158	.334	.514	.699	.890	1.095	1.318
55	-.368	-.220	-.059	.101	.270	.456	.645	.856	1.083
60	-.466	-.352	-.217	-.084	.053	.220	.378	.579	.800

Cuadro 3

APLICACION DEL METODO DE BRASS A DATOS DE BOLIVIA,
AMBOS SEXOS, DE LA ENCUESTA DE 1975

Edad del informante	Número	Con madre muerta	Proporción con madre viva	N	W(N)	$\frac{\ell(25+N)}{\ell(25)}$
5-9	7247	175	.9764	10	.7072	.9709
10-14	6413	285	.9574	15	.8487	.9526
15-19	5540	448	.9252	20	.9851	.9245
20-24	3995	541	.8807	25	1.0948	.8894
25-29	2886	769	.7896	30	1.1750	.8068
30-34	1910	852	.6915	35	1.2377	.7195
35-39	1661	1234	.5737	40	1.2370	.6038
40-44	1027	1272	.4467	45	1.2075	.4658
45-49	855	1556	.3546	50	1.0484	.3607
50-54	369	1243	.2289	55	.8081	.2197
55-59	223	1010	.1809			

$$M = 28.77 \quad \frac{\ell(25+N)}{\ell(25)} = W(N) {}_5P_{N-5} + (1-W(N)) {}_5P_N$$

Cuadro 4

COEFICIENTES DE REGRESION E INDICADORES DE LA BONDAD
DE REPRESENTACION PARA LA ESTIMACION DE
PROBABILIDADES DE SOBREVIVENCIA

N	a	b	c	R ²	Error "standard"	Coefficiente de variación
20	-.1798	.00476	1.0505	.998	.0023	.0028
25	-.2267	.00737	1.0291	.998	.0032	.0042
30	-.3108	.01072	1.0287	.998	.0041	.0060
35	-.4259	.01473	1.0473	.998	.0046	.0076
40	-.5566	.01903	1.0818	.998	.0043	.0086
45	-.6676	.02256	1.1228	.999	.0032	.0083
50	-.6981	.02344	1.1454	.997	.0051	.0195

Ecuación de estimación: $l(25+N)/l(25) = a + b\bar{M} + c_5 P_{N-5}$

Cuadro 5

APLICACION DEL METODO INDIRECTO DE REGRESION,
BOLIVIA, 1975

Grupos de edades del informante	Proporción con madre viva	N	$\frac{l(25+N)}{l(25)}$	Antes
15 - 19	.9252	20	.9302	.9245
20 - 24	.8807	25	.8926	.8894
25 - 29	.7896	30	.8093	.8068
30 - 34	.6915	35	.7213	.7195
35 - 39	.5737	40	.6108	.6038
40 - 44	.4467	45	.4842	.4658
45 - 49	.3546	50	.3814	.3607
$\bar{M} = 28.77$	$\frac{l(25+N)}{l(25)} = a_N + b_N \bar{M} + c_N 5^P_{N-5}$			

Cuadro 6

FACTORES DE PONDERACION PARA CONVERTIR PROPORCIONES
DE PERSONAS CON PADRE VIVO EN PROBABILIDADES DE
SOBREVIVENCIA

(1) desde la edad 32.5 años y (2) desde la edad 37.5 años

\bar{M} (edad media de los padres)

(1)

N Edad Central	28	29	30	31	32	33	34	35	36
10	.192	.258	.322	.388	.455	.521	.587	.650	.714
15	.151	.243	.336	.429	.522	.613	.702	.790	.877
20	.043	.166	.287	.406	.523	.638	.750	.861	.969
25	-.093	.051	.194	.335	.474	.611	.744	.877	1.007
30	-.327	-.161	.001	.162	.319	.475	.627	.779	.931
35	-.640	-.408	-.211	-.047	.109	.269	.438	.610	.782
40	-.856	-.714	-.554	-.379	-.203	-.034	.133	.303	.480
45	-1.120	-.963	-.806	-.651	-.495	-.340	-.183	-.024	.141
50	-1.162	-1.030	-.903	-.776	-.651	-.524	-.396	-.264	-.128
55	-1.040	-.943	-.850	-.758	-.667	-.576	-.486	-.397	-.304

(2)

N Edad Central	36	37	38	39	40	41	42	43	44
10	.384	.460	.537	.613	.687	.758	.827	.897	.969
15	.378	.484	.588	.690	.790	.888	.984	1.079	1.174
20	.324	.455	.582	.708	.833	.954	1.075	1.195	1.318
25	.164	.315	.465	.613	.759	.904	1.051	1.197	1.346
30	-.043	.122	.286	.450	.614	.778	.944	1.116	1.295
35	-.359	-.183	-.015	.152	.321	.496	.677	.863	1.062
40	-.624	-.473	-.316	-.157	.003	.168	.342	.529	.722
45	-.757	-.631	-.503	-.372	-.237	-.099	.047	.208	.393
50	-.742	-.650	-.559	-.471	-.377	-.280	-.182	-.069	0.63
55	-.599	-.541	-.485	-.425	-.366	-.308	-.238	-.149	-.049

Cuadro 7

ILUSTRACION DE LA APLICACION DE UN PROCEDIMIENTO
 ABREVIADO DE ITERACION ENCAMINADO A AJUSTAR
 PROBABILIDADES DE SOBREVIVENCIA FEMENINAS
 MEDIANTE UNA TABLA MODELO DE VIDA
 BOLIVIA 1975

N	$\frac{l_{(25+N)}}{l_{(25)}}$ (Cuadro 3)	$l'_{(25+N)}$	β'	$l''_{(25+N)}$	β''	$l'''_{(25+N)}$	β'''	Verda- dero β^*
α		-0.0196		-0.1769		-0.2199		
β		1.0		0.78		0.72		
$l_{(25)}$.6910		.7214		.7293		
20	.9245	.6389	.739	.6669	.638	.6742	.611	.521
25	.8894	.6146	.723	.6416	.639	.6486	.617	.558
30	.8068	.5575	.776	.5820	.713	.5884	.697	.689
35	.7195	.4972	.800	.5190	.753	.5247	.741	.746
40	.6038	.4173	.827	.4356	.793	.4404	.784	.798
45	.4658	.3219	.854	.3360	.829	.3397	.823	.835
β Media			.786		.728		.712 ⁺	.691
$l_{(2)} = 0.813$		$Y_{(2)} = -0.7348$		$YS_{(2)} = -0.7152$				

* Los valores "verdaderos" son los que se obtienen mediante el proceso de iteración para cada par de valores $l_{(25+N)}/l_{(25)}$, $l_{(2)}$, utilizando un computador.

+ El valor final obtenido por medio del procedimiento abreviado es $B = 0.709$.

Cuadro 8

COEFICIENTES DE REGRESION E INDICADORES DE LA BONDAD
DE REPRESENTACION PARA LA ESTIMACION DE
PROBABILIDADES DE SOBREVIVENCIA DESDE EL
NACIMIENTO

N	a	b	c	R ²	Error standard	Coefficiente de variación
20	-.3534	.00553	1.1568	.994	.0100	.0183
25	-.3768	.00755	1.1360	.998	.0065	.0129
30	-.4134	.00997	1.1192	.999	.0047	.0101
35	-.4620	.01270	1.1091	.998	.0052	.0127
40	-.5145	.01541	1.1059	.998	.0059	.0173
45	-.5504	.01736	1.1037	.998	.0055	.0208
50	-.5342	.01736	1.0041	.996	.0055	.0305

Ecuación de regresión: $l_{(25+N)} = a + b\bar{M} + cl_{(2)} \cdot 5^{PN-5}$

Cuadro 9

APLICACION DEL METODO DIRECTO DE REGRESION,
BOLIVIA, 1975

Grupo de edades de los informantes	Proporción con madre viva P	N	$l_{(25+N)}$	$l_{(25+N)}^*$ (método de los factores de ponderación)
15-19	.9252	20	.6750	.6977
20-24	.8807	25	.6553	.6670
25-29	.7896	30	.5928	.5916
30-34	.6915	35	.5270	.5223
35-39	.5737	40	.4445	.4342
40-44	.4467	45	.3511	.3326
45-49	.3546	50	.2790	.2592

$$\bar{M} = 28.77 \quad l_{(2)} = 0.813 \quad l_{(25+N)} = a'_N + b'_N \bar{M} + c'_N 5^{PN-5} l_{(2)}$$

* Valores obtenidos para cada par, $l_{(25+N)} / l_{(25)}$, $l_{(2)}$, mediante el procedimiento de iteración utilizando un computador.

APENDICE 1

El sistema de tablas de vida de Brass

El principio básico del sistema de tablas modelo de vida de Brass (7) es que la función de sobrevivencia de cualquier tabla de vida puede relacionarse con la de una tabla de vida standard a través del uso de dos constantes, α y β , si la mencionada función es transformada a la escala logito. El logito, $Y(x)$, de la probabilidad de sobrevivencia hasta la edad x , $l(x)$, está dado por $1/2 \log_e (1-l(x))/l(x)$. Es ésta una transformación que tiende a alinear los puntos de la función considerada agrandando los valores extremos y reduciendo los centrales. La ecuación básica del sistema es:

$$Y(x) = \alpha + \beta YS(x)$$

donde $Y(x)$ es el logito de $l(x)$ de cualquier tabla de vida y $YS(x)$ es el logito de $l_s(x)$ en la tabla de vida standard. Se postula pues que el valor $Y(x)$ de cualquier tabla está linealmente relacionado con el valor standard $YS(x)$ a través de dos constantes. De un modo aproximado α determina el nivel de la mortalidad y β la inclinación de la función de sobrevivencia de la tabla considerada en relación con la de la standard. Cuando $\alpha = 0$ y $\beta = 1$ la función de sobrevivencia considerada es idéntica a la standard. Para valores negativos de α el nivel general de la mortalidad de la tabla particular que se examina es inferior al de la tabla standard; para valores positivos de α ocurre lo contrario. Para valores de β , menores a uno el aumento de la mortalidad con la edad es menor que en la tabla standard y viceversa en el caso de β mayor que uno. La característica del sistema, de contar con dos parámetros, le otorga considerable flexibilidad en relación con el patrón y el nivel de la mortalidad cuando se lo emplea para ajustar una tabla a información empírica. Esta flexibilidad puede acrecentarse mediante el uso de cualquier tabla de vida, que tenga una base estadística apropiada, como standard ya que, a pesar de que Brass propone una 'tabla standard general', bastante similar a la familia Oeste de las tablas modelo de vida de Coale-Demeny, la idea en la que se apoya el método es completamente general.

Como un ejemplo el uso de la tabla de vida argentina de 1960 como "standard" conduce a un conjunto de resultados mucho más coherentes, en un análisis de informaciones sobre orfandad del censo de Paraguay de 1972, que el empleo de la "tabla standard general". Por lo general la selección de una tabla standard apropiada, en una aplicación, debe hacerse mediante ensayos que conduzcan a los resultados aparentemente más coherentes ya que en los casos en los que debe recurrirse al empleo de tablas modelo de vida poco es lo que se conoce sobre las características propias de la mortalidad. El mejor camino consiste en ensayar un conjunto de tablas standard y seleccionar aquélla que pro-

porciona los resultados más coherentes al pasar de un grupo de edades \bar{a} a otro. Puede desde luego ocurrir que errores de información o del método produzcan resultados aparentemente coherentes, empleando una tabla standard inadecuada, pero este es un riesgo que debe correrse toda vez que no existe una alternativa mejor para lograr una estimación de mortalidad.