

# NOTAS DE POBLACIÓN

AÑO XXX, N° 76, SANTIAGO DE CHILE



NACIONES UNIDAS



Comisión Económica para América Latina y el Caribe  
Centro Latinoamericano y Caribeño de Demografía (CELADE) – División de Población

LC/G.2174-P  
Junio 2003

**Copyright © Naciones Unidas 2003**  
**Todos los derechos reservados**  
**Impreso en Chile**

La autorización para reproducir total o parcialmente esta obra debe solicitarse al Secretario de la Junta de Publicaciones. Sede de las Naciones Unidas, N.Y.10017, EE.UU. Los Estados miembros y sus instituciones gubernamentales pueden reproducir esta obra sin autorización previa. Sólo se les solicita que mencionen la fuente e informen a las Naciones Unidas de tal reproducción.

PUBLICACIÓN DE LAS NACIONES UNIDAS

NÚMERO DE VENTA: S.03.II.G.136

ISSN versión impresa 0303-1829  
ISSN versión electrónica 1681-0333  
ISBN 92-1-322249-1

Ilustración de portada: Roland Blain, "Eve and the crocodile" (detalle).  
Diseño de portada: María Eugenia Urzúa

**COMISIÓN ECONÓMICA PARA AMÉRICA LATINA Y EL CARIBE**

**Jose Antonio Ocampo** Secretario Ejecutivo

**CENTRO LATINOAMERICANO Y CARIBEÑO DE DEMOGRAFÍA  
(CELADE) – DIVISIÓN DE POBLACIÓN**

**Miguel Villa** Oficial a cargo

La Revista **NOTAS DE POBLACIÓN** es una publicación del Centro Latinoamericano y Caribeño de Demografía (CELADE) - División de Población, cuyo propósito principal es la difusión de investigaciones y estudios de población sobre América Latina y el Caribe, aun cuando recibe con particular interés artículos de especialistas de fuera de la región y, en algunos casos, contribuciones que se refieren a otras regiones del mundo. Se publica dos veces al año (junio y diciembre), con una orientación interdisciplinaria, por lo que acoge tantos artículos sobre demografía propiamente tal, como otros que aborden las relaciones entre las tendencias demográficas y los fenómenos económicos, sociales y biológicos.

**Comité editorial:**

Jorge Bravo  
José Miguel Guzmán  
Juan Chackiel  
Susana Schkolnik

**Secretaria:**

María Teresa Donoso

**Redacción y administración:**

Casilla 179-D, Santiago, Chile  
E-mail: mdonoso@eclac.cl

Precio del ejemplar: US\$ 12

Suscripción anual: US\$ 20

Las opiniones expresadas en esta revista son responsabilidad de los autores, sin que el CELADE sea necesariamente partícipe de ellas.

## SUMARIO

	<i>Página</i>
Proyección multirregional: aplicación en Brasil y sus unidades federativas (2000-2020). <i>Moema Gonçalves Bueno Fígoli, Laura Rodríguez Wong, Diana Oya Sawyer y José Magno de Carvalho</i> .....	7
Modelo alternativo para la proyección de la población económicamente activa: métodos y resultados para el Gran São Paulo en el 2005, <i>Paulo de Martino Jannuzzi</i> .....	47
Métodos para estimar la mortalidad adulta en los países en desarrollo: una revisión comparativa, <i>Kenneth Hill</i> .....	81
Efectos de las clínicas de planificación familiar en el uso de anticonceptivos en las zonas rurales de Biobío Chile: un análisis multiniveles. <i>José Manuel Merino Escobar y Thomas W. Pullum</i> .....	113
La participación de los trabajadores migrantes en áreas de desconcentración demográfica del Brasil contemporáneo. <i>Ralfo Matos</i> .....	147

## **MÉTODOS PARA ESTIMAR LA MORTALIDAD ADULTA EN LOS PAÍSES EN DESARROLLO: UNA REVISIÓN COMPARATIVA**

**Kenneth Hill**

Universidad Johns Hopkins

### **RESUMEN**

La medición de la mortalidad adulta sigue siendo deficiente en numerosos países en desarrollo debido a la imprecisión de los datos y a la falta de una metodología única y contrastada. En este artículo se analiza el desempeño de diversos métodos de medición de la mortalidad adulta aplicados a un sólo país: Guatemala. Se incluyen métodos que estiman la cobertura del registro de defunción o de los decesos notificados mediante el censo, métodos de supervivencia intercensal que utilizan datos de censos sucesivos, métodos basados en la supervivencia de los hijos y un conjunto de métodos de supervivencia de los padres. Para la evaluación se usaron datos de los censos de población guatemaltecos de 1981 y 1994, del registro de defunciones entre 1981 y 1994, y de la encuesta demográfica y de salud de 1987. El análisis hace hincapié en la mortalidad de mujeres adultas.

Los métodos estudiados proveen estimaciones muy diferentes de mortalidad adulta. La probabilidad de morir entre los 15 y los 60 años de edad en el período de 1975 a 1995 va desde un máximo de 0,25, obtenido a partir de los datos de supervivencia de la madre, hasta un mínimo de 0,13 basado en los hijos sobrevivientes. Los métodos de distribución de la mortalidad arrojan estimaciones que quedan entre estos dos extremos, desde 0,16 hasta 0,22. El análisis no permitió identificar una única metodología satisfactoria. Sin embargo, las preguntas censales sobre defunciones por edad y sexo en el año anterior al censo dan resultados muy similares a los obtenidos a partir de las defunciones registradas ajustadas, por lo que este enfoque debería considerarse el más razonable en países que no cuenten con un sistema eficiente de registro de defunciones.

La investigación que da origen al presente artículo fue respaldada por el Instituto Nacional sobre el Envejecimiento, y por el National Institute of Child Health and Human Development. Se agradece la colaboración del CELADE y de Dirk Jaspers Fajier con los datos censales de Guatemala de 1994.

## ABSTRACT

Adult mortality remains poorly measured in many developing countries because of problems of data inaccuracy and the lack of a single proven methodology. This paper reviews the performance of a range of methods for measuring adult mortality applied to a single country, Guatemala. The methods include those that estimate the coverage of death registration or of household deaths reported in a census, intercensal survival methods using information from successive censuses, sibling survival methods and a range of parental survival methods. Data from the 1981 and 1994 population censuses of Guatemala, from death registration between 1981 and 1994, and from the 1987 Demographic and Health Survey are used in the evaluation. The paper focuses on adult female mortality.

The methods evaluated give highly variable estimates of adult mortality. The estimated probability of dying between the ages of 15 and 60 for the period 1975 to 1995 range from a high of 0.25 using data on survival of mother to a low of about 0.13 using data on surviving siblings. Death distribution methods give estimates that lie in between these extremes, but ranging from around 0.16 to 0.22. The analysis does not identify one single satisfactory methodology. However, census questions on deaths by age and sex in the year before the census give results that are very similar to those obtained from adjusted registered deaths, and this approach should be regarded as a reasonable one in countries lacking adequate death registration.

## RESUMÉ

La mesure de la mortalité adulte demeure très déficiente dans bon nombre de pays en développement en raison du manque de précision des données et de l'absence d'une méthodologie unique et éprouvée. Cette étude passe en revue les résultats d'une série de méthodes utilisées pour mesurer la mortalité adulte dans un seul pays, en l'occurrence le Guatemala. Les différentes méthodes envisagées sont, entre autres, l'estimation de la couverture de l'enregistrement des décès ou les décès au sein des ménages signalés à l'occasion d'un recensement, les méthodes de survie intercensitaire basées sur l'information issue de recensements successifs, les méthodes de survie de la fratrie et une série de méthodes de survie parentale. L'évaluation a porté sur les données recueillies lors de recensements démographiques de 1981 et 1994, de l'enregistrement des décès de 1981 à 1994 et de l'Enquête démographique et sanitaire réalisée en 1987. L'étude est centrée sur la mortalité féminine adulte.

Les méthodes évaluées conduisent à des estimations extrêmement variables de la mortalité adulte. Selon les estimations, la probabilité de décéder entre 15 ans et 60 ans durant la période 1975-1995 varie d'un niveau maximum de 0,25 en fonction de données relatives à la survie de la mère à un niveau minimum de 0,13 sur la base des données relatives à la survie de la fratrie. Les méthodes de distribution des décès ont conduit à des estimations se situant entre ces deux extrêmes, allant de 0,16 à 0,22. L'étude ne conclut pas à l'existence d'une seule méthodologie satisfaisante. Les questions censitaires relatives aux décès par âge et par sexe l'année antérieure au recensement permettent toutefois d'aboutir à des résultats très similaires à ceux du taux ajusté de décès enregistré, qui pourrait être considérée comme une approche raisonnable dans des pays privés de procédures adéquates d'enregistrement des décès.





## INTRODUCCIÓN

La medición de la mortalidad adulta sigue siendo deficiente en muchos países en desarrollo. El registro de defunciones suele ser incompleto, e incluso cuando la cobertura es adecuada, la información relativa a la edad suele ser inexacta. Los datos censales, necesarios para los denominadores de las tasas estándar, también suelen ser de dudosa calidad. Se ha desplegado un ingenio considerable en la elaboración de métodos para ajustar las defunciones subregistradas por omisión, y para convertir los indicadores indirectos de sobrevivencia en mediciones convencionales de tablas de vida. Sin embargo, subsisten amplias diferencias de opinión sobre el grado de desempeño de estos métodos, y sobre los niveles totales de mortalidad adulta en muchos países en desarrollo. La incertidumbre respecto a estos niveles es sustancialmente mayor que la relativa a los niveles de mortalidad infantil y fecundidad, para los que existen métodos directos e indirectos que han demostrado funcionar bien. En particular, no hay un equivalente, para la estimación de la mortalidad adulta, al enfoque de historia de nacimientos para la recopilación de datos sobre fecundidad y mortalidad infantil.

Ha sido difícil validar el desempeño de muchos métodos para estimar la mortalidad adulta porque no hay un “ideal de referencia”. Los países con datos de registro satisfactorios no recopilan la información necesaria para la aplicación de métodos indirectos, y sus datos convencionales no presentan la magnitud de errores potenciales observados en muchos conjuntos de datos de países en desarrollo, y por ende no ofrecen una prueba realista de los métodos de ajuste.

El presente artículo tiene por objeto comparar el desempeño de una amplia gama de métodos para los datos de un país que se percibe en general como poseedor de un registro de defunciones bastante completo, pero que también ha recopilado la información necesaria para la aplicación de una variedad de métodos indirectos. Se dispone de información sobre las defunciones registradas por edad y sexo en Guatemala para todos los años comprendidos entre 1983 y 1994. Además, el censo de 1994 recopiló información sobre las defunciones en los hogares en un período de

referencia que abarca desde principios de 1992 hasta la fecha del censo de 1994, así como sobre la sobrevivencia de la madre de cada informante. La Encuesta de Demografía y Salud (EDS) de 1987 recopiló información sobre la sobrevivencia de la madre y el padre de cada informante, así como sobre si la madre o el padre estaban vivos en la época del primer matrimonio de la informante. La EDS de 1995 recopiló la historia de sobrevivencia de hermanos y hermanas de cada informante. En combinación con la distribución por edades del censo de 1981, estos datos tomados en conjunto brindan una base para la aplicación de una gama muy amplia de métodos de estimación.

Cabría suponer que, puesto que se piensa que el registro de defunciones es casi completo en Guatemala, los datos disponibles ofrecen precisamente la especie de “ideal de referencia” que se busca para una evaluación metodológica. Sin embargo, subsisten los problemas con los datos: la información sobre las defunciones puede verse afectada por una declaración errada sistemática de la edad, y los censos de población de 1981 y 1994 son de exactitud dudosa. Por consiguiente, además de revisar los métodos, este artículo procurará llegar a las estimaciones óptimas de los niveles recientes de mortalidad adulta en Guatemala. El estudio se centrará en la mortalidad adulta femenina, porque es aquí donde disponemos de la mayor cantidad de datos pertinentes.

## 1. Métodos de estimación

Los métodos para estimar la mortalidad adulta pueden clasificarse en tres grandes grupos: métodos basados en la sobrevivencia intercensal, métodos que estiman la cabalidad del registro de defunciones en relación con el registro censal, y métodos que convierten los indicadores de niveles de mortalidad basados en la sobrevivencia de parientes cercanos en funciones estándar de las tablas de vida. Dentro de cada grupo, hay varios enfoques diferentes, que se reseñan a continuación.

### a) Métodos de sobrevivencia intercensal

Los riesgos de mortalidad de cohortes sucesivas pueden estimarse a partir de dos censos. La relación de sobrevivencia del grupo etario  $a, a+5$  en el primer censo con el grupo etario correspondiente  $a+t, a+t+5$  en el segundo censo  $t$  años más tarde estima la función de tabla de vida  ${}_5L_{a+t} / {}_5L_a$ . Estas relaciones de sobrevivencia pueden compararse con los valores de tablas de vida modelo para llegar a una estimación promedio de la mortalidad después de la niñez, o si  $t$  es un múltiplo de 5, se pueden encadenar cocientes sucesivos para culminar con la estimación de un indicador único sintético.

También se pueden usar las distribuciones por edad de dos censos como base para estimar la mortalidad usando tasas de crecimiento intercensal (Preston y Bennett, 1983), y usando tasas de crecimiento intercensal en combinación con un hipotético patrón etario “estándar” de la mortalidad (Preston, 1983). Aunque no están basados en la sobrevivencia intercensal de cohortes, estos métodos comparten con la sobrevivencia intercensal la característica de que la única información empírica que se emplea son las distribuciones por edad de dos censos.

**b) Estimación de la cabalidad del registro de defunciones en relación con la enumeración censal**

Si puede estimarse la cabalidad del registro de defunciones en relación con el registro de la población, se puede ajustar cualquier diferencial de la cabalidad, y se pueden calcular tasas de mortalidad insesgadas y las funciones de la tabla de vida. Todos los métodos empleados suponen que la cabalidad de la cobertura no varía con la edad, y evalúan la cabalidad del registro de defunciones comparando la estructura etaria de las defunciones con la estructura etaria de los vivos. El método más sencillo supone además que la población en estudio es demográficamente estable (Brass, 1975). En cualquier segmento etario abierto  $a+$  de una población cerrada, la tasa de entrada al segmento es igual a la tasa de crecimiento del segmento más la tasa de salida (defunciones) del segmento. En una población estable, la tasa de crecimiento es constante para todos los segmentos, de modo que la tasa de entrada y la tasa de defunciones tienen que estar relacionadas linealmente. Si la tasa de entrada se calcula exclusivamente a partir de la distribución etaria de la población, todo error de cobertura que sea invariante con la edad se anula, mientras que la tasa de defunción, calculada a partir de las muertes por edad y de la población por edad, se verá afectada por cualquier cobertura diferencial entre la población y las defunciones. La pendiente de la línea que relaciona la tasa de entrada con la tasa de salida estimará la cabalidad del registro de la población en relación con el registro de defunciones, y ofrecerá un factor de ajuste potencial de las defunciones.

Este método sencillo puede generalizarse cuando hay dos o más enumeraciones censales disponibles. En tales circunstancias, la tasa de crecimiento de cada segmento puede calcularse a partir de los recuentos censales, y ya no se precisa el supuesto de estabilidad. La relación de la tasa de entrada menos la tasa de crecimiento con la tasa de mortalidad, segmento por segmento, estima un intercepto que capta cualquier variación de la cobertura censal entre los dos censos, y una pendiente que estima la cobertura del registro de defunciones en relación con el promedio de la cobertura de los dos censos (Hill, 1987).

Bennett y Horiuchi (1981) proponen otra manera de utilizar dos censos y una distribución de muertes por edad. Las tasas de crecimiento por edad del período intercensal se emplean para expandir la distribución observada de muertes por edad a una población estacionaria o a una distribución de tabla de vida. Dado que las muertes de la tabla de vida por encima de la edad  $a$  son iguales a la población de la tabla de vida con la edad exacta  $a$  (puesto que todos mueren), el cociente entre las muertes expandidas por encima de la edad  $a$  y una estimación de la población de edad  $a$  derivada de las dos distribuciones etarias estima la cabalidad del registro de defunciones en relación con la cobertura censal.

**c) Métodos indirectos basados en la sobrevivencia de parientes cercanos**

William Brass elaboró los primeros métodos formales para convertir los indicadores de mortalidad basados en la sobrevivencia de parientes cercanos en medidas convencionales de tablas de vida ajustándolas para contemplar los confundidores. Brass y Hill (1973) propusieron métodos para estimar los cocientes de sobrevivencia de las tablas de vida a partir de las proporciones de informantes de grupos etarios quinquenales sucesivos con madre viva o padre vivo. Los métodos han sido perfeccionados por varios autores ulteriores (Hill y Trussell, 1977; Timæus, 1991 y 1992). El grupo etario de los informantes representa el tiempo de sobrevivencia de la madre, de manera que la proporción de informantes de un grupo etario dado con madre viva aproxima la relación de sobrevivencia de una edad promedio de concebir a esa edad más la edad de los informantes. Los métodos existentes modelan esta relación utilizando diferentes estructuras de fecundidad, mortalidad y distribución etaria para permitir la conversión de una proporción con padre o madre sobreviviente en una relación de sobrevivencia de la tabla de vida, considerando la estructura etaria real de aquéllas en edad de concebir. Timæus (1991) ha elaborado también métodos para los informantes cuyas madres murieron antes del matrimonio o después del matrimonio. En el anexo de este artículo se presenta una manera novedosa de utilizar la información sobre la sobrevivencia de la madre observada para la misma cohorte de informantes en diferentes momentos del tiempo.

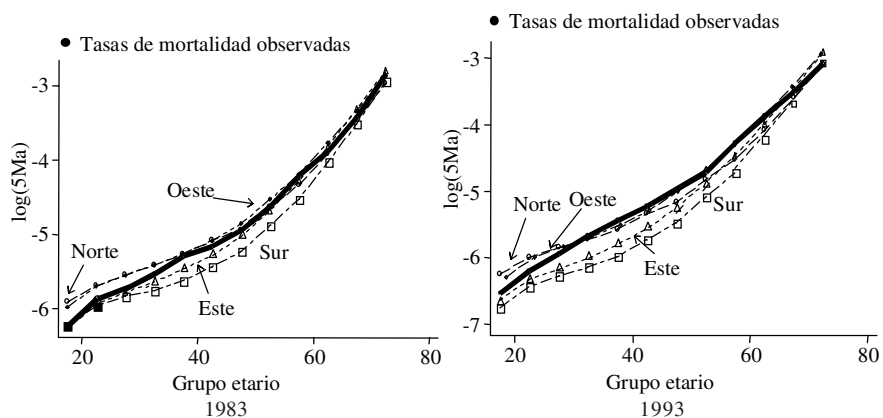
La proporción de hermanos o hermanas sobrevivientes por edad del informante es también claramente un indicador de sobrevivencia –que aproxima la probabilidad de sobrevivencia desde el nacimiento hasta la edad de los informantes (Hill y Trussell, 1977). Se han propuesto sistemas perfeccionados para utilizar dichos datos (Timæus y otros, 1997), en particular con respecto a la medición de la mortalidad materna (Graham,

Brass y Snow, 1989), y las Encuestas de Demografía y Salud han elaborado un enfoque de la historia de hermanos y hermanas para estimar la mortalidad adulta similar al enfoque de la historia de nacimientos para estimar la mortalidad infantil (Rutenberg y Sullivan, 1991).

## **2. La estructura etaria de la mortalidad en Guatemala**

Los métodos de estimación ya esbozados dan diferentes mediciones de la mortalidad adulta. El método tradicional de sobrevivencia intercensal estima las relaciones de sobrevivencia tal como lo hacen los métodos de sobrevivencia de la madre. El método intercensal de Preston-Bennett estima las esperanzas de vida a diversas edades, mientras que los métodos de ajuste de la mortalidad brindan una base para una tabla de vida completa después de la niñez y por ende de cualquier indicador deseado. Para comparar el desempeño de los distintos métodos, es necesario adoptar un indicador común, y convertir todas las estimaciones a éste. En este artículo usaré la probabilidad de morir entre las edades de 15 y 60 años,  ${}_{45}q_{15}$ , como índice común. Un sistema de tablas de vida modelo es una manera conveniente de efectuar las conversiones. El gráfico 1 muestra las tasas de mortalidad por edad para las edades de 15 a 75 años de mujeres guatemaltecas basadas en las defunciones registradas en 1983 en combinación con la distribución de la edad censal en 1981 (panel A) y en 1993 en combinación con la distribución de la edad censal en 1994 (panel B) graficadas en una escala logarítmica frente a las tasas por edad de cada una de las cuatro familias de las tablas de vida modelo de Coale-Demeny (1983), usando el nivel 17 ( ${}_{45}q_{15} = 0,257$ ) en 1983 y el nivel 19 ( ${}_{45}q_{15} = 0,205$ ) en 1993. El patrón observado en Guatemala es más lineal (en una escala logarítmica) que cualquiera de las familias Coale-Demeny, pero la familia Oeste da la aproximación más cercana. Usaremos por tanto la familia "Oeste" de las tablas de vida modelo de Coale-Demeny para fines de conversión.

Gráfico 1  
**TASAS DE MORTALIDAD FEMENINA POR EDAD (DEFUNCIONES REGISTRADAS) EN 1983 Y 1993 PARA LAS EDADES DE 15 A 75 AÑOS COMPARADAS CON LOS PATRONES DEL MODELO DE COALE-DEMENY: GUATEMALA**



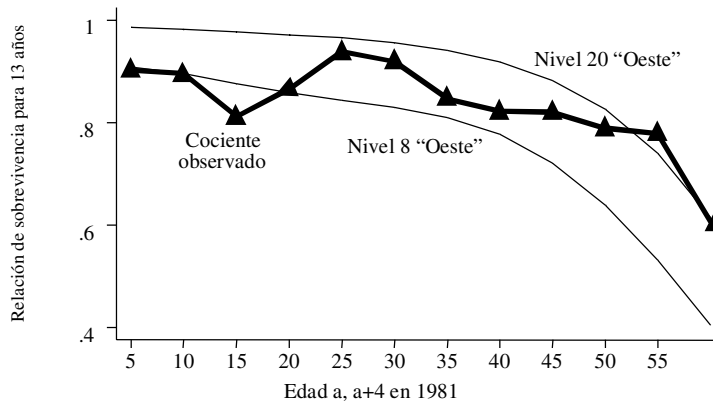
### 3. Resultados de las estimaciones

#### a) Métodos de sobrevivencia intercensal

El método tradicional de sobrevivencia intercensal no puede aplicarse fácilmente a los censos de Guatemala de 1981 y 1994 porque el intervalo intercensal es de 13 años y un mes. Se ha usado la distribución por edades simples de 1994 para crear agrupaciones etarias que se aproximan bastante a las cohortes quinquenales estándar en 1981, a saber grupos etarios de 13 a 17 (0 a 4 en 1981), 18 a 22 (5 a 9 en 1981), etc. Los cocientes de sobrevivencia resultantes no pueden encadenarse convenientemente para fines de sumarización, pues los numeradores y denominadores no se anulan. Tampoco pueden compararse directamente los cocientes con las tablas de vida modelo de Coale-Demeny. Se han calculado relaciones de sobrevivencia aproximados de 13 años para mujeres Coale-Demeny "Oeste" para los niveles de mortalidad 8 ( ${}_{45}q_{15} = 0,5015$ ) y 20 ( ${}_{45}q_{15} = 0,1788$ ). Los cocientes de sobrevivencia observados para las cohortes iniciales desde 5-9 hasta 60-64 años figuran en el gráfico 2 con los cocientes para estos dos modelos. Las relaciones de sobrevivencia observadas son (con alguna irregularidad) en gran medida uniformes entre las edades 15-19 y 55-59, partiendo bajo el nivel 8 y terminando sobre el nivel 20. Las relaciones de

sobrevivencia no parecen ofrecer ninguna base para llegar a una estimación de la mortalidad adulta para el período intercensal (y se advierte que los errores de los datos censales pueden ser considerables).

Gráfico 2  
RELACIONES DE SOBREVIVENCIA ENTRE LOS CENSOS DE 1981 Y 1994.  
POBLACIÓN FEMENINA: GUATEMALA



- Método de Preston-Bennett (1983)

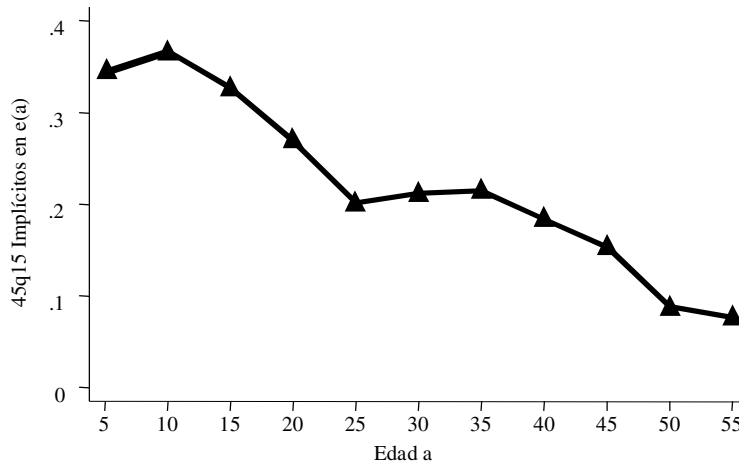
Se usan las tasas de crecimiento por edad de un período intercensal para convertir una distribución por edades no estable (habitualmente el promedio de una distribución por edades del primer y segundo censos) en la correspondiente población estacionaria o de tabla de vida, de la cual pueden derivarse las esperanzas de vida a cada edad. Este método usa sólo dos distribuciones por edades, pero puede aplicarse independientemente del intervalo intercensal, dado que las tasas de crecimiento por edad son fáciles de calcular tanto para los intervalos enteros como no enteros, y tiene la ventaja adicional de brindar suavizamiento al acumular valores por encima de la edad  $a$ . La metodología está basada en una aproximación discreta de la ecuación general para la distribución por edades de una población cerrada:

$${}_5L_a \sim {}_5N_a * \exp( 2.5 * {}_5r_a + 5 \sum_{x=0}^{a-5} {}_5r_x ) \quad (1)$$

Luego se estima la esperanza de vida a la edad  $a$  dividiendo la suma de valores de  ${}_5L_x$  por encima de la edad  $a$  mediante la aproximación de  $l(a)$  basada en un quinto del promedio  ${}_5L_{a-5}$  y  ${}_5L_a$ .

Los resultados de aplicar este método a la población femenina enumerada en Guatemala en 1981 y 1994 se indican en el gráfico 3 en la forma de los valores  ${}_{45}q_{15}$  implícitos en la familia “Oeste” de las tablas de vida modelo por cada valor de  $e(a)$ . A medida que aumenta la edad  $a$ , el riesgo implícito de morir cae casi monótonicamente, de un valor de 0,367 a los 10 años a un valor de 0,076 a los 55 años. Aunque algo menos extremo que las relaciones de sobrevivencia de las cohortes individuales, es claro que el método no ofrece ninguna base para llegar a una estimación única defendible del nivel de mortalidad adulta.

Gráfico 3  
**APLICACIÓN DEL MÉTODO DE PRESTON-BENNETT:  
 POBLACIÓN FEMENINA 1981 Y 1994, GUATEMALA**



- **Método integrado de Preston**

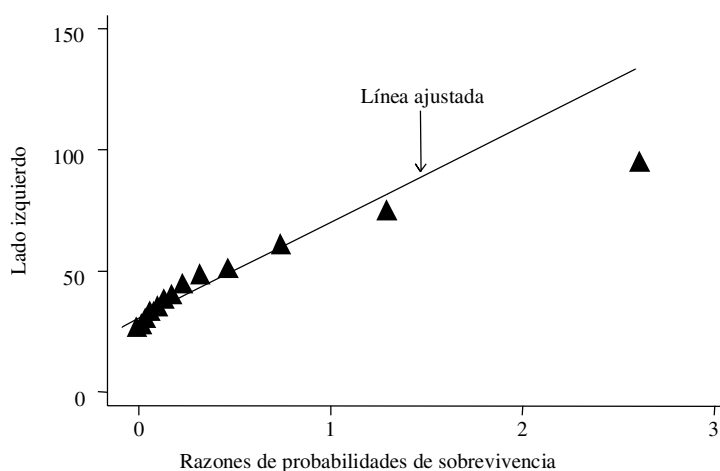
El método integrado de Preston (Preston, 1983) también usa la ecuación general para la distribución por edades de una población cerrada, pero parametriza la mortalidad de modo que se supone que una razón de probabilidades de sobrevivencia en una población observada es una función lineal de la razón de probabilidad de sobrevivencia de una tabla de vida estándar. En notación continua,

$$\frac{p(5)}{c(a) \exp\left(\int_0^a r(y) dy\right)} = \frac{1}{b} + \frac{\gamma}{b} * \frac{p_s(5) - p_s(a)}{p_s(a)} \quad (2)$$



Donde  $c(a)$  es la proporción de la población de edad  $a$ ,  $r(y)$  es la tasa de crecimiento instantáneo a la edad  $y$ ,  $p(5)$  es una estimación de la probabilidad de sobrevivir a la edad 5 en la población observada,  $p_s(5)$  y  $p_s(a)$  son las probabilidades de sobrevivir a las edades 5 y  $a$  respectivamente en la tabla de vida “estándar”,  $b$  es la tasa bruta de natalidad, y  $\gamma$  es un parámetro de escala que relaciona las relaciones de sobrevivencia observadas y de la tabla de vida estándar. El lado izquierdo (basado en la distribución por edades observada) y el lado derecho (derivado del estándar de mortalidad) están relacionados linealmente, y deberían permitir por ende estimar la tasa de natalidad  $b$  y el parámetro de escala de la mortalidad  $\gamma$ . El gráfico 4 muestra los puntos para las edades  $a$  de 5 a 70 usando como estándar una tabla de vida modelo femenina “Oeste” de nivel 18. La relación es claramente curvilínea. La línea recta ajustada (mediante una técnica de regresión robusta que subpondera los valores atípicos (StataCorp, 1999), tiene un intercepto de 30,4 ( $b$  estimada de 32,9 por mil) y una pendiente de 39,8 ( $\gamma$  estimado=1,31), lo que implica una mortalidad más elevada que la estándar, con un  ${}_{45}q_{15}$  de 0,281. Sin embargo, dado el carácter curvilíneo del trazado, es aventurado tratar de interpretar el ajuste de una línea recta.

Gráfico 4  
**MÉTODO INTEGRADO DE PRESTON: CENSOS DE 1981 Y 1994.**  
**POBLACIÓN FEMENINA, GUATEMALA**



## b) Métodos de distribución de las defunciones

La distribución de defunciones por edad y la distribución de la población por edad están vinculadas por medio de las tasas de crecimiento en varias identidades que brindan una base para verificar la consistencia. La relación más sencilla es aquella propuesta por Brass (1975) para una población estable en su método “ecuación de equilibrio del crecimiento”:

$$\frac{N(a)}{N(a+)} = r + \frac{D(a+)}{N(a+)} \quad (3)$$

donde  $N(a)$  y  $N(a+)$  son el número de entradas y la población del grupo etario  $a$  y más, respectivamente,  $r$  es la tasa de crecimiento de la población estable, y  $D(a+)$  son las muertes a las edades  $a$  y más. La expresión establece que la tasa de entrada a la población  $a+$  es igual a la tasa de salida de la población  $a+$  más la tasa de crecimiento de la población  $a+$  (constante a todas las edades en el caso de una población estable). Si las defunciones son declaradas cabalmente  $c$ , suponiéndose constantes por edad, en relación con la población, y  $Do(a+)$  son las muertes declaradas a las edades  $a$  y más,

$$\frac{N(a)}{N(a+)} = r + \frac{1}{c} * \frac{Do(a+)}{N(a+)} \quad (4)$$

El primer interrogante es si la población femenina de Guatemala puede considerarse como aproximadamente estable. La inspección de las tasas de crecimiento por edad para el período 1981 a 1994 (no incluidas en el texto) muestra que no sólo hay irregularidades, con un crecimiento más bien bajo a las edades 20 a 30 y 45 a 60, sino que hay una tendencia ascendente sistemática de la tasa de crecimiento con la edad. Por lo tanto no se cumple el supuesto básico en que se basa el método de Brass.

Hill (1987) ha ampliado el método para que sea aplicable a una población no estable (pero cerrada) usando datos de dos censos y las tasas de crecimiento observadas:

$$\frac{N(a)}{N(a+)} - r_o(a+) = k + \frac{1}{c} * \frac{Do(a+)}{N(a+)} \quad (5)$$

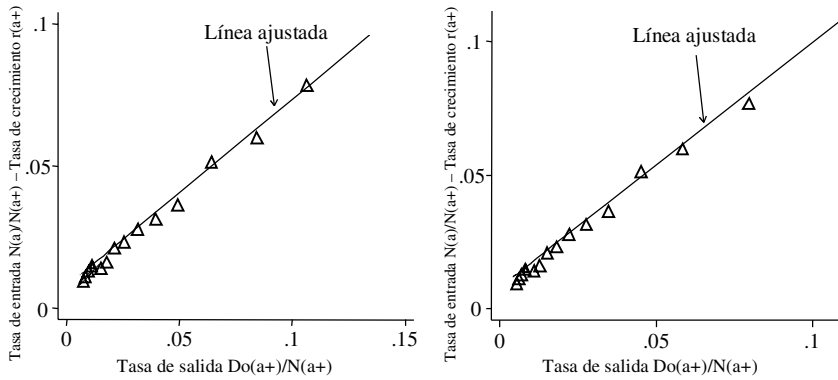
Donde  $r_o(a+)$  es la tasa de crecimiento observada de la población  $a$  y más, y  $k$  es el error de la tasa de crecimiento (que se supone constante a través de las edades), que surge por ejemplo de la variación sistemática de la cobertura censal entre el primer y el segundo censo. Podemos aplicar este método a los datos de Guatemala de dos maneras: usando las defunciones registradas por edad (disponibles para los años 1983 a 1993),

o usando las defunciones de hogares declaradas en los 12 meses anteriores al censo de 1994. Las dos maneras difieren en la medida en que los datos reflejan el patrón etario de las defunciones durante el período intercensal: en la primera, está representado casi todo el período, mientras que en la segunda, sólo está representado el último año del período de 13 años.

El gráfico 5 registra los resultados de ambas aplicaciones. En ambos casos, la línea recta se ajusta con mucha aproximación a los puntos marcados, lo que sugiere que el diferente período de cobertura de los dos conjuntos de datos influye muy poco. Usando las defunciones registradas, el intercepto (interpretado como el error sistemático de la tasa de crecimiento) es 0,00786, y la pendiente (interpretada como recíproca de la cobertura de defunciones en relación con la cobertura censal promedio) es 0,655. Si el error de la tasa de crecimiento se atribuye a una variación proporcional constante de la cobertura censal en todas las edades, se estima que esa variación es una declinación de 11% de la cobertura. En relación con la cobertura del censo de 1994, la pendiente estima una cobertura de defunciones de 161%, es decir, mucho más completa que el segundo censo (y un 45% más completa que el primer censo). Usando las defunciones del censo de 1994, se estima un intercepto de 0,00807 (declinación de 12% de la cobertura) y una pendiente de 0,915 (cobertura de las defunciones de 115% en relación con el censo de 1994).

El gran intercepto indica un notorio empeoramiento de la cobertura censal entre 1981 y 1994. Sin embargo, la pendiente de la línea de defunciones registradas, indica un exceso considerable de defunciones registradas respecto de las poblaciones censales, lo que sugiere una omisión sustancial incluso en 1981. Las defunciones de 1994, registradas en los hogares entrevistados en el censo de 1994, no pueden verse afectadas por grandes errores de cobertura, y seguramente el exceso de defunciones con respecto al número intercensal anual promedio previsto en relación con la población de 1994 es sólo de un 15%, lo que puede explicarse en gran parte por los efectos del crecimiento de la población ya que mide las defunciones en relación con la población promedio de 1981-1994.

Gráfico 5  
**APLICACIÓN DEL MÉTODO ECUACIÓN DE EQUILIBRIO  
DEL CRECIMIENTO: POBLACIÓN FEMENINA,  
GUATEMALA, 1981 A 1994**



a) Defunciones registradas, 1983-1993

b) Defunciones en el año

- **Método sintético de las generaciones extintas**

Bennett y Horiuchi (1981) proponen una metodología para estimar la cobertura del registro de defunciones mediante la distribución de las defunciones por edad y las tasas de crecimiento por edad del período. En una población estacionaria, la población de edad  $a$  es por definición igual al número de defunciones que ocurren a la edad  $a$  y más, puesto que en definitiva todos mueren. Las tasas de crecimiento por edad pueden usarse para expandir las muertes registradas a cada edad a fin de igualar el número de defunciones que habrían ocurrido en una población estacionaria. A continuación, pueden sumarse las muertes de la población estacionaria por encima de cada edad  $a$  para estimar (exclusivamente en función de las defunciones y tasas crecimiento) el número de personas de edad  $a$ . Luego puede estimarse la cabalidad del registro de defunciones en relación con el registro de la población como la razón entre la estimación de la población basada en las defunciones y la estimación de la población basada en los recuentos censales. Por consiguiente,

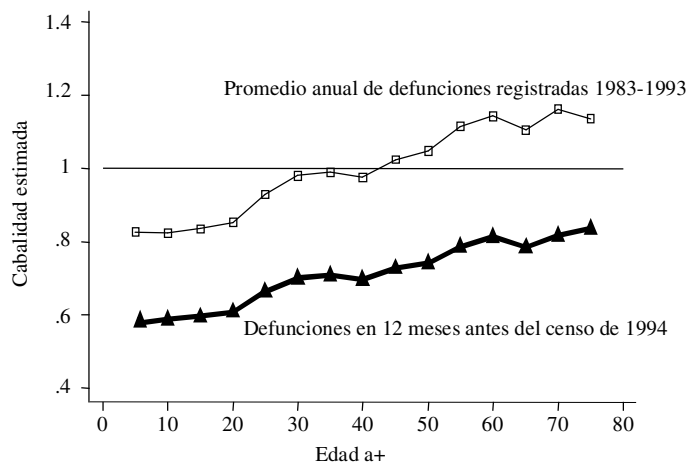
$$\hat{N}(a) = \int_a^{\omega} D_o(y) * \exp\left(\int_a^y r(z) dz\right) dy \quad (6)$$

y

$$c = \frac{\hat{N}(a)}{N(a)} \quad (7)$$

El gráfico 6 ilustra la aplicación del método de Bennett y Horiuchi a los datos de Guatemala para el período 1981-1994, usando tanto las defunciones registradas como las del censo de 1994. Las series de defunciones registradas y censales siguen un curso muy parecido, en que las registradas se sitúan muy por encima de las censales, pero en ambos casos las estimaciones de la cabalidad relativa del registro de defunciones  $c$  se eleva consistentemente con la edad, para las defunciones registradas de mucho menos de 1,0 a las edades menores de 20 a alrededor de 1,2 a las edades de 60 y más. Las series no ofrecen una base clara para escoger factores de ajuste. El problema estribaría en que la variación de la cobertura censal sugerida por el método de equilibrio del crecimiento ha afectado los resultados del enfoque de Bennett y Horiuchi.

Gráfico 6  
**APLICACIÓN DEL MÉTODO DE BENNETT Y HORIUCHI: POBLACIÓN FEMENINA, GUATEMALA, 1981 A 1994**

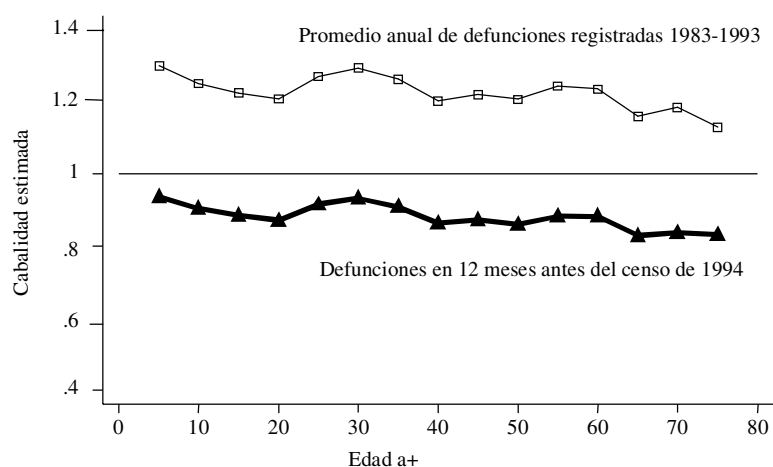


La posibilidad de variación de la cobertura censal sugiere otro uso del método de Bennett y Horiuchi, que consiste en volver a aplicarlo después de ajustar los datos censales por la variación de la cobertura estimada mediante la ecuación de equilibrio del crecimiento. Los resultados se indican en el gráfico 7. Las dos series son considerablemente más consistentes por edad, aunque ahora tienden ligeramente a una pendiente descendente.

- **Simulaciones del desempeño de los métodos de distribución de las defunciones en presencia de errores**

Las aplicaciones características de los métodos de distribución de las defunciones a los datos de los países en desarrollo tienden a encarar varios tipos de errores de los datos, de los cuales las variaciones de la cobertura censal y una sistemáticamente errada declaración de la edad serían los más importantes. Poco se sabe sobre cómo se ven afectados los métodos por tales errores. Para examinar este asunto, una población simulada no estable de mortalidad conocida (femenina “Oeste” de nivel 15), se ha proyectado para un período quinquenal y luego se la ha sometido a transferencias etarias entre grupos quinquenales de edad y a variaciones de la cobertura observada al comienzo y al final del período. Las transferencias etarias se basaron en una matriz estimada por Bhat (1990) para India; se utilizaron tres simulaciones diferentes de errores etarios: con las mismas transferencias etarias tanto para las poblaciones como para las defunciones, con transferencias sólo para la población, y con transferencias sólo para las defunciones. La variación de la cobertura poblacional fue una declinación de 2% para la segunda observación. A cada población simulada, se aplicaron los métodos de la ecuación de equilibrio del crecimiento (EEC) y de Bennett y Horiuchi (BH).

Gráfico 7  
**APLICACIÓN DEL MÉTODO DE BENNETT- HORIUCHI: POBLACIÓN FEMENINA, 1981 A 1994, GUATEMALA: CENSOS AJUSTADOS SOBRE LA BASE DE LA ECUACIÓN DE EQUILIBRIO DEL CRECIMIENTO (EEC)**



Los factores de ajuste en cada caso se basaron en los MCO para la EEC, y en las estimaciones de cabalidad media para las edades de 5 a 75 para el BH. En cada caso, se ha calculado una estimación resumida de la mortalidad adulta,  ${}_{45}q_{15}$ , usando tanto los datos brutos (en algunos casos distorsionados) como los datos después del ajuste estándar. Los resultados figuran en el cuadro 1.

Es evidente que tanto la EEC como el BH dan buenas estimaciones en ausencia de errores en los datos, dentro de 1,5% y 2,5% en la estimación resumida. Los errores de declaración de la edad del tipo ensayado resultan en sobreestimaciones de la mortalidad. Para la EEC la sobreestimación es de 7% si los errores afectan a las poblaciones y defunciones, 8% si los errores sólo afectan a las poblaciones, y 3% si los errores sólo afectan a las defunciones; los errores correspondientes para BH son 3%, 6% y -1%. La declinación de la cobertura del censo 1 al censo 2 también resulta en sobreestimaciones: para la EEC, 6% sin errores de declaración de la edad y 7% con errores de declaración de la edad, y para el BH, 13% con y sin errores de declaración de la edad. Las dos últimas líneas del cuadro 1 muestran los resultados de una estrategia combinada: obtener una estimación de la variación de la cobertura de la EEC, ajustar las poblaciones censales para que sean consistentes con esa estimación, y luego aplicar el BH a los datos ajustados. Esta estrategia con estos valores simulados es notoriamente efectiva: una sobreestimación de 1% sin errores de declaración de la edad y un error minúsculo con errores de declaración de la edad en las poblaciones y defunciones.

Cuadro 1  
**COMPARACIÓN DE LAS SIMULACIONES DE LOS MÉTODOS  
DE DISTRIBUCIÓN DE DEFUNCIONES**

Método	Error(s)	Observado	Estimado
		${}_{45}q_{15}$	${}_{45}q_{15}$
"Oeste" nivel 15 Ecuación de equilibrio del crecimiento	Valor real	0.309	N/D
	Sin errores	0.309	0.314
	Errores de edad en poblaciones y defunciones	0.313	0.331
	Errores de edad sólo en poblaciones	0.321	0.338
	Errores de edad sólo en defunciones	0.302	0.318
	Sin errores de edad, 2° pob 2% incompleta	0.312	0.328
Bennett-Horiuchi	Sin errores en ambas, 2° pob 2% incompleta	0.315	0.331
	Sin errores	0.309	0.317
	Errores de edad en poblaciones y defunciones	0.313	0.317
	Errores de edad sólo en poblaciones	0.321	0.328
	Errores de edad sólo en defunciones	0.302	0.307
	Sin errores de edad, 2° pob 2% incompleta	0.312	0.349
	Sin errores en ambas, 2° pob 2% incompleta	0.315	0.349
	Sin errores de edad, 2° pob 2% incompleta, aj. EEC	0.312	0.312
	Sin errores en ambas, 2° pob 2% incompleta, aj. EEC	0.315	0.309

Las conclusiones de este conjunto de simulaciones (usando sólo un patrón único de declaración errada de la edad) son que tanto la EEC como el BH funcionan bien en ausencia de error, que ambos tienden a sobreestimar la mortalidad cuando se exageran las edades de los vivos (la EEC algo más que el BH) pero que la exageración de las edades de los muertos los afectan menos, que ambos tienden a sobreestimar la mortalidad cuando declina la cobertura del primer al segundo censo (el BH mucho más que la EEC), y que la estrategia combinada de usar la EEC para ajustar las poblaciones antes de aplicar el BH funciona notablemente bien.

- **Estimación resumida de la mortalidad a partir de los métodos de distribución de defunciones , Guatemala, 1981 a 1994**

El cuadro 2 muestra las estimaciones del  ${}_{45}q_{15}$  basadas en las defunciones registradas y las poblaciones por edad, ajustadas con la EEC, el BH y la estrategia combinada. Sin ajuste, las defunciones registradas y las defunciones censales dan estimaciones muy diferentes, con probabilidades de morir entre 15 y 60 de 22% y 16%, respectivamente. Con los métodos de ajuste, las estimaciones varían muy poco según la fuente de las defunciones (porque cada una está escalonada según la información sobre la distribución de la edad) pero la variación entre los métodos es considerable: estimaciones del  ${}_{45}q_{15}$  de 15% con la EEC, 22% con el BH y 17,5% con la estrategia combinada.

Cuadro 2  
**ESTIMACIONES DE LA MORTALIDAD ADULTA CON LOS MÉTODOS DE DISTRIBUCIÓN DE DEFUNCIONES, GUATEMALA, 1981 A 1994**

Método de ajuste	Fuente de las defunciones	Factor de ajuste	Estimación ${}_{45}q_{15}$
Ninguno	Registro 1983-1993	Ninguno	0,2197
	Censo 1993-1994	Ninguno	0,1630
EEC	Registro 1983-1993	0,6551	0,1500
	Censo 1993-1994	0,9149	0,1502
BH	Registro 1983-1993	1,0041	0,2205
	Censo 1993-1994	1,4083	0,2217
EEC	Registro 1983-1993	0,7965 <sup>a</sup>	0,1750
EEC y BH	Censo 1993-1994	1,0706 <sup>a</sup>	0,1745

<sup>a</sup> Efecto neto de ajustar la población y las defunciones de 1994.



### c) **Métodos basados en la sobrevivencia de parientes cercanos**

- **Sobrevivencia de la madre (y el padre)**

La proporción de personas de un grupo etario dado con madre viva es un indicador del riesgo de mortalidad: en igualdad de circunstancias, mientras mayor sea el riesgo menor será la proporción de sobrevivientes, y viceversa. La proporción de sobrevivientes se ve afectada también por la distribución de la edad de las madres en la época en que nació la cohorte de informantes: mientras más viejas sean las madres menor será la proporción de sobrevivientes. Los métodos analíticos existentes (Brass y Hill, 1973; Hill y Trussell, 1977; Naciones Unidas, 1983; Timæus 1991 y 1992), utilizan modelos de fecundidad, mortalidad y la estructura por edades resultante para calcular las relaciones entre las proporciones de informantes de un grupo etario dado con madre viva y las mediciones de una tabla de vida estándar. En el cuadro 3 figuran los resultados de aplicar el análisis estándar del Manual X de las Naciones Unidas (1983) (que incluye la ubicación en el tiempo de las estimaciones usando el procedimiento propuesto por Brass y Bamgboye (1981)) a las proporciones con madre sobreviviente de la EDS de 1987 y el censo de 1994. Se ha restringido el análisis a las declaraciones de las mujeres informantes, en parte porque la EDS sólo aporta datos sobre aquéllas, y en parte porque un análisis de los datos de 1994 por edades simples y sexo muestra desviaciones extrañas y sistemáticas en las declaraciones por sexo del informante, en las que la proporción de informantes femeninas con madre sobreviviente es casi 10% menor que la de los hombres (0,313 a 0,343, respectivamente) para los informantes en los albores de la cincuentena. Que este efecto está de algún modo relacionado con la declaración errada de la edad lo indica el hecho de que las discrepancias son mucho mayores para los informantes que declaran edades terminadas en los dígitos 0 o 5, que para los que declaran otros dígitos terminales (véase el gráfico 1 del apéndice). Cabe señalar además que la encuesta de 1987 limitó la recopilación de datos sólo a las mujeres que se han casado alguna vez. En la medida en que la edad al matrimonio y la sobrevivencia de la madre puedan estar relacionadas, los resultados no representarían el nivel de mortalidad nacional.

Cuadro 3  
**ESTIMACIONES DE LA MORTALIDAD ADULTA A PARTIR DE LAS  
 PROPORCIONES CON MADRE SOBREVIVIENTE:  
 EDS 1987 Y CENSO 1994**

Grupo etario (N-5,N)	Proporción con madre viva 1987	R(25+N)/R(25)	${}_{45}q_{15}$ derivada	Período de referencia previo a la encuesta	Proporción con madre viva 1994	R(25+N)/R(25)	${}_{45}q_{15}$ derivada	Período de referencia previo a la encuesta
15-19	0.9159	0.9108	0.2488	1980.0	0.9329	0.9288	0.2123	1986.6
20-24	0.8817	0.8796	0.2462	1978.2	0.8828	0.8808	0.2436	1984.7
25-29	0.8427	0.8455	0.2305	1976.8	0.8289	0.8314	0.2515	1983.2
30-34	0.7628	0.7707	0.2515	1975.5	0.7654	0.7734	0.2488	1982.0
35-39	0.6265	0.6349	0.3038	1974.1	0.6811	0.6941	0.2462	1981.1
40-44	0.5643	0.5751	0.2541	1973.8	0.5762	0.5885	0.2410	1980.5
45-49	N/D	N/D	N/D	N/D	0.4621	0.4640	0.2227	1980.3

En los cálculos se ha usado la constante M, como la diferencia media de edad de 27,0 años entre madres e informantes.

Timæus (1991) ha propuesto un método para estimar la mortalidad adulta a partir de la sobrevivencia parental desde el primer matrimonio. Las primeras encuestas de demografía y salud (entre ellas la encuesta de Guatemala de 1987) incluían preguntas sobre la sobrevivencia de la madre y el padre y sobre si uno de ellos estaba vivo al momento del primer matrimonio del informante. Timæus elaboró un método para llegar a estimaciones de la mortalidad a partir de tales datos. Reviste particular interés el análisis de las proporciones con padre muerto desde el matrimonio: el período de referencia de las estimaciones es más reciente que para la sobrevivencia parental total, y todo sesgo sistemático debido a la adopción de hijos jóvenes no debería afectar los datos del primer matrimonio en adelante. Las desventajas del método son que requiere más supuestos (por ejemplo, independencia de la edad al matrimonio y sobrevivencia parental) y exige controlar no sólo las edades de los padres al nacimiento de los informantes, sino también la distribución de los informantes por edad al matrimonio. Este control no puede efectuarse hasta que han ocurrido la mayoría de los primeros matrimonios, de modo que no pueden utilizarse los datos de los informantes menores de 25 años.

En el cuadro 4 figura la aplicación del método a los datos de la EDS en Guatemala de 1987. Se ha utilizado una edad media de la madre al nacimiento de los informantes de 27 años, y una edad media al primer matrimonio de 20,75 años.

Cuadro 4  
**ESTIMACIÓN DE LA MORTALIDAD ADULTA FEMENINA A PARTIR  
 DE LAS PROPORCIONES CON MADRE VIVA DESDE EL PRIMER  
 MATRIMONIO DEL INFORMANTE, GUATEMALA, EDS 1987**

Grupo etario de informantes	N	Proporción con madre todavía viva	Estimado $R(25+N)/R(45)$	Fecha de referencia	Nivel "Oeste"	${}_{45}Q_{15}$ implícito
25 a 29	30	0.9328	0.9107	1984.1	16.9	0.2593
30 a 34	35	0.8628	0.7881	1982.3	12.6	0.3697
35 a 39	40	0.7158	0.7408	1980.9	16.4	0.2724
40 a 44	N/D	0.6607	N/D	N/D	N/D	N/D

Las estimaciones no son muy consistentes (la estimación de la mortalidad tan considerable de  $P(60)/P(45)$ , basada en las declaraciones de los informantes de 30 a 34 y 35 a 39 años, se ve afectada por la gran ponderación que el método asigna a la proporción de informantes de 35 a 39 años, un grupo etario que tiene una baja proporción con madre sobreviviente en el análisis de todos los informantes) y sugieren generalmente una mortalidad mayor que el análisis de todos los informantes. Esta mayor mortalidad podría ser el resultado del sesgo depurador del método debido a un efecto de adopción.

- **Sobrevivencia de la madre interencuestas**

Cuando existe información sobre la sobrevivencia de la madre de dos censos o encuestas sucesivos, la variación de la proporción con madre sobreviviente para una cohorte de informantes entre una encuesta y la siguiente refleja solamente los riesgos de mortalidad del período interencuestas. Se han propuesto varios enfoques para estimar tales riesgos (Zlotnik y Hill, 1981; Timæus, 1986). Conviene obtener directamente las relaciones de sobrevivencia de las variaciones de las cohortes. Se han empleado simulaciones para efectuar un análisis por cohortes para este artículo. El enfoque por cohortes tiene dos ventajas importantes. Primero, la razón entre la proporción con madre sobreviviente en la segunda observación y en la primera observación no se ve afectada por ningún error preexistente (como el que podría causar un efecto de adopción) que afecte por igual a ambas proporciones. Segundo, si la fecundidad ha variado previamente y se dispone de información sobre estos cambios, la distribución de la cohorte de informantes por edad de la madre al momento de su nacimiento puede incorporarse para cada cohorte. Sobre la base de las simulaciones, se elaboró una ecuación de estimación de la siguiente forma para un intervalo de cinco años:

$$\frac{\ell_{35+a}}{\ell_{30+a}} = \alpha_a^5 + \beta_a^5 * \overline{M}_c + \gamma_a^5 * \frac{PMS_{a+5,a+10}^{t+5}}{PMS_{a,a+5}^t} + \delta_a^5 * \overline{M}_c * \frac{PMS_{a+5,a+10}^{t+5}}{PMS_{a,a+5}^t} \quad (8)$$

y de la siguiente forma para un intervalo de diez años:

$$\frac{\ell_{40+a}}{\ell_{30+a}} = \alpha_a^{10} + \beta_a^{10} * \overline{M}_c + \gamma_a^{10} * \frac{PMS_{a+10,a+15}^{t+10}}{PMS_{a,a+5}^t} + \delta_a^{10} * \overline{M}_c * \frac{PMS_{a+10,a+15}^{t+10}}{PMS_{a,a+5}^t} \quad (9)$$

Los coeficientes de ambas ecuaciones figuran en el anexo, cuadro 1.

Se pueden obtener medidas de resumen de la mortalidad adulta que incorporen cierto suavizamiento mediante el encadenamiento de las relaciones de sobrevivencia quinquenales o decenales. Por ejemplo, en el caso de un intervalo quinquenal, y de cohortes más jóvenes y más viejas de 15 a 19 y 40 a 44 años, respectivamente, en la primera encuesta multiplicando juntos las relaciones de sobrevivencia y restando el resultado de una estimación  ${}_{30}q_{45}$  para el período interencuestas.

En el caso de Guatemala, tenemos datos sobre la sobrevivencia de la madre para informantes de los grupos etarios 15-19 a 40-44 de la EDS 1987, y para todos los grupos de edades del censo de 1994. Cabe señalar que los datos de 1987 corresponden solamente a mujeres que alguna vez se casaron: si el matrimonio y la sobrevivencia materna están relacionados, las proporciones con madres sobrevivientes no serán representativas de la población en su conjunto, sobre todo para los informantes más jóvenes. El intervalo interencuestas es de casi 7 años en este caso. Para aproximar un intervalo quinquenal, las proporciones con madre sobreviviente para 1989 se estimaron grupo por grupo etario mediante la interpolación lineal entre los valores de 1987 y 1994. Luego se utilizaron los nacimientos registrados por edad de 1948 para estimar los valores de M por cohortes. A continuación, se utilizó la ecuación (8) para estimar las relaciones de sobrevivencia quinquenales que entonces se multiplicaron en cadena para estimar  ${}_{30}q_{45}$  para el período 1989 a 1994. Los resultados figuran en el cuadro 5.

Cuadro 5  
**APLICACIÓN DEL ANÁLISIS DE LA SOBREVIVENCIA MATERNA  
 INTERENCUESTAS, GUATEMALA 1987 A 1994**

Grupo etario a,a+5	Prop. con madre viva 1987	Prop. con madre viva 1994	Prop. interpolada con madre viva 1989	Cociente de sobrevivencia materna de "cohorte" por grupo etario de 1987	Cohorte M	R(35+a)/ R(30+a)
15 a 19	0.9359	0.9329	0.9207	0.9588	26.80	0.9669
20 a 24	0.8828	0.8828	0.8820	0.9398	27.05	0.9502
25 a 29	0.8289	0.8289	0.8387	0.9125	27.10	0.9279
30 a 34	0.7628	0.7654	0.7635	0.8921	26.90	0.9064
35 a 39	0.6265	0.6811	0.6421	0.8974	26.80	0.9146
40 a 44	0.5643	0.5762	0.5677	0.8139	(26.80)	0.8088
45 a 49	N/D	0.4621	N/D	N/D	N/D	N/D

Los cocientes de sobrevivencia quinquenales encadenados estiman  ${}_{30}q_{45}$  como 0,4285, equivalente a  ${}_{45}q_{15}$  de 0,1513 en las tablas de vida modelo "Oeste", una cifra algo menor que las estimaciones intercensales basadas en las distribuciones de defunciones por edad. Cabe recordar, no obstante, que los períodos cronológicos cubiertos por estas estimaciones no son los mismos: las estimaciones de la distribución de defunciones son el promedio del período 1981 a 1994, mientras que la estimación de la sobrevivencia materna interencuestas corresponde al período 1989 a 1994.

- **Sobrevivencia de hermanas**

La EDS 1995 incluía una historia completa de la historia de hermanos de cada informante. Aunque destinada primordialmente a brindar estimaciones de la mortalidad materna, dicha historia también da estimaciones de la mortalidad total, al menos para la gama de edades cubiertas por una experiencia de hermanos considerable. Las tasas de mortalidad para períodos cronológicos definidos pueden calcularse directamente de los datos de la historia de hermanos, puesto que suministran tanto las muertes por edades como el tiempo de exposición por edad (Rutenberg y Sullivan, 1991). Sin embargo, los eventos tienden a ser bastante escasos sobre la base de una encuesta de hogares, de modo que las estimaciones se calculan para períodos cronológicos muy prolongados, en este caso el período es de 0 a 6 años previos a la encuesta. Se han

calculado las tasas de mortalidad femenina para los grupos etarios 15-19 a 45-49, y se han utilizado para calcular la medida resumida de la mortalidad  $_{35}q_{15}$ . Stanton, Abderrahim y Hill (2000) citan este valor como 0,064, que corresponde a un valor de  $_{45}q_{15}$  de 0,1345 en la familia “Oeste” de las tablas de vida modelo. El período de referencia de esta estimación es 1988 a 1995, muy similar al de la estimación de la sobrevivencia materna interencuestas, aunque la propia estimación es un 15% menor.

#### 4. Discusión

Pese al hecho de que el registro de defunciones en Guatemala tiene la reputación de ser de buena calidad, es claro que no ofrece un “ideal de referencia” que permita calibrar los métodos indirectos de estimación de la mortalidad adulta. Los análisis que se han presentado muestran claramente que hay grandes problemas con la enumeración censal, y que no es posible llegar a conclusiones firmes sobre los niveles de mortalidad adulta. Otro elemento desconocido, que no se considera aquí en detalle, es la migración: es posible (aunque los patrones internos de resultados no lo sugieren) que la migración haya afectado los métodos intercensales y de distribución de defunciones. Incluso dadas estas advertencias, es posible comparar las estimaciones de diversas metodologías, usando una variedad de fuentes de datos, y sacar algunas conclusiones sobre el desempeño de las metodologías y sobre los niveles probables de mortalidad adulta.

La gama de estimaciones para el período 1981 a 1994 es muy amplia. En términos del indicador resumido  $_{45}q_{15}$ , las estimaciones varían de un mínimo de 0,08 (sobrevivencia intercensal de Preston-Bennett para los informantes de 50 años y más) a un máximo de 0,50 (sobrevivencia intercensal tradicional, informantes menores de 20 años en 1981). Los métodos de sobrevivencia intercensal muestran tanta variabilidad por edad que resultan inútiles para llegar a una estimación óptima.

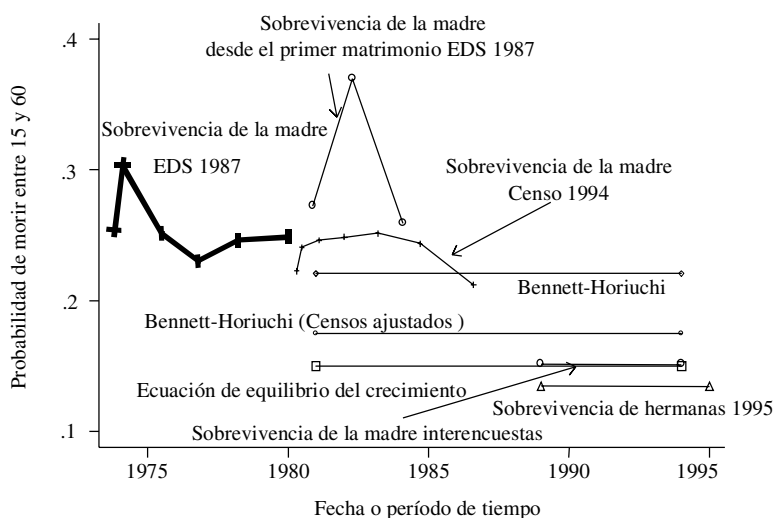
Los métodos de distribución de las defunciones, suponiendo una población cerrada pero no estable, dan resultados mucho más consistentes, con estimaciones de  $_{45}q_{15}$  que van de 0,15 (ecuación de equilibrio del crecimiento) a 0,22 (Bennett-Horiuchi). La gama utilizando datos no ajustados es muy similar: 0,22 con las defunciones registradas y los dos censos, y 0,16 con el censo de 1994 y las defunciones del año precedente. El uso de una estrategia doble –la ecuación de equilibrio general para ajustar los censos en cuanto a consistencia de cobertura, y el Bennett-Horiuchi para estimar el registro de defunciones– da una estimación intermedia de 0,175, independientemente de si se utilizan las defunciones registradas o

las defunciones de hogares declaradas en el censo de 1994. Resulta tranquilizador que la pregunta del censo sobre las defunciones en los hogares parece haber dado resultados equivalentes a aquéllos de las defunciones registradas en esta aplicación.

Los métodos basados en la sobrevivencia de parientes dan resultados algo más consistentes que los de sobrevivencia intercensal, pero menos consistentes que los métodos de distribución de las defunciones. Las proporciones con madre sobreviviente en la EDS 1987 y el censo de 1994 dan estimaciones de  ${}_{45}q_{15}$  que van de 0,21 a 0,30, las proporciones con madre sobreviviente entre aquéllos con madre viva en el primer matrimonio dan estimaciones que oscilan entre 0,26 y 0,37, y la sobrevivencia materna interencuestas (encadenamiento de los cocientes de sobrevivencia individuales) da una estimación en torno a 0,15. La sobrevivencia de hermanas, de historias de hermanas recopiladas por la EDS 1995, da una estimación para el período 1988 a 1995 equivalente en la tabla de vida modelo "Oeste" a un  ${}_{45}q_{15}$  de 0,135.

En el gráfico 8 figuran las diversas estimaciones de la mortalidad adulta en términos del indicador resumido  ${}_{45}q_{15}$ .

Gráfico 8  
**COMPARACIÓN DE LAS ESTIMACIONES DE LA MORTALIDAD FEMENINA ADULTA MEDIANTE LA DISTRIBUCIÓN DE DEFUNCIONES Y LA SOBREVIVENCIA DE PARIENTES, GUATEMALA, 1975 A 1995**



Las estimaciones de la mortalidad femenina adulta derivadas de la sobrevivencia de la madre parecen mostrar cierta tendencia descendente durante el período comprendido entre 1975 y fines de los años ochenta, pero los niveles de mortalidad son más elevados que en la mayoría de las estimaciones alternativas, sobre todo con el método de la sobrevivencia de la madre desde el primer matrimonio. Según lo sugerido por Chackiel y Orellana (1985), el fechamiento de estas estimaciones puede ser problemático. El método de la sobrevivencia de hermanas da las estimaciones de mortalidad más bajas, aunque bien avanzado el período. Los métodos de distribución de defunciones se aglomeran en el medio, junto con la estimación interencuestas derivada de la sobrevivencia de la madre. En vista de la simulación de resultados, parece razonable preferir los resultados del método Bennett-Horiuchi tras ajustar el recuento censal para aproximar una cobertura consistente, si bien pese a la gama de métodos aplicados, la conclusión en torno a él sigue siendo muy incierta.

## **5. Conclusión**

Pese al número de métodos y la amplia gama de datos disponibles, la estimación definitiva de la mortalidad adulta con límites de confianza estrechos sigue siendo escurridiza en Guatemala. Queda razonablemente claro que las enumeraciones censales tienen serios problemas, con una cobertura aparentemente inferior al del registro de defunciones. La simulación sugiere que una estrategia combinada de usar un patrón etario de defunciones en combinación con recuentos censales, y aplicar los métodos de análisis de la ecuación de equilibrio del crecimiento y el de Bennett-Horiuchi, puede ser una estrategia robusta. Parece dar resultados lógicos, aunque no definitivos, en el caso de Guatemala. Otra conclusión es que la inclusión de una pregunta sobre las defunciones en los hogares en un censo nacional puede ser también una alternativa satisfactoria a los datos del registro de defunciones: en el caso de Guatemala, la selección de la fuente de datos sobre el patrón etario de las defunciones sólo significó una diferencia despreciable para las estimaciones resultantes; la elección del método tuvo un impacto mucho más importante.

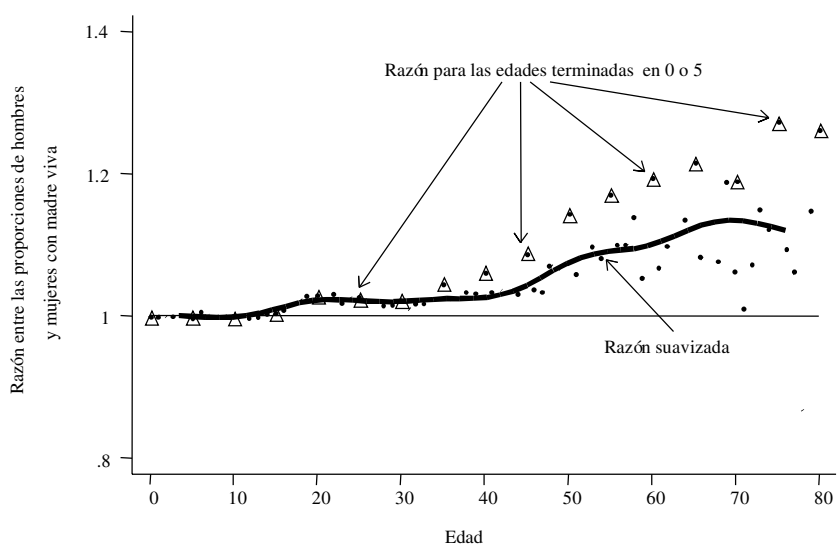


## Anexo

Cuadro A1  
**COEFICIENTES PARA ESTIMAR LOS COCIENTES DE SOBREVIVENCIA  
 DE LA TABLA DE VIDA A PARTIR DE LOS COCIENTES DE  
 SOBREVIVENCIA MATERNA**

Grupo etario inicial de la cohorte a,a+5	Intervalo quinquenal interencuestas				Intervalo quinquenal interencuestas			
	$\alpha_a$	$\beta_a$	$\gamma_a$	$\delta_a$	$\alpha_a$	$\beta_a$	$\gamma_a$	$\delta_a$
10 a 14	-0,2911	0,01380	1,2685	-0,0129	-0,3935	0,01642	1,3361	-0,0141
15 a 19	-0,3131	0,01767	1,2806	-0,0164	-0,5857	0,02323	1,5032	-0,0199
20 a 24	-0,6537	0,02755	1,6088	-0,0257	-0,8599	0,03131	1,7403	-0,0262
25 a 29	-0,8460	0,03378	1,7808	-0,0310	-1,1278	0,03731	1,9312	-0,0284
30 a 34	-1,1902	0,04056	2,0767	-0,0353	-1,2013	0,03740	1,8573	-0,0221
35 a 39	-1,1152	0,03740	1,9168	-0,0288	-1,1308	0,03351	1,5626	-0,0095
40 a 44	-1,1451	0,03548	1,8139	-0,0217	-0,9953	0,02808	1,1633	0,0046

Gráfico A1  
**RAZÓN ENTRE LAS PROPORCIONES DE INFORMANTES MASCULINOS  
 Y FEMENINOS CON MADRE VIVA POR EDADES SIMPLES:  
 GUATEMALA, CENSO DE 1994**



## BIBLIOGRAFÍA

- Bennett, N.G. y Shiro Horiuchi (1981), "Estimating the completeness of death registration in a closed population", *Population Index*, vol. 47, N° 2.
- Bhat, P.N. Mari (1990), "Estimating transition probabilities of age misstatement", *Demography*, vol. 27, N° 1.
- Brass, William (1975), *Methods for Estimating Fertility and Mortality from Limited and Defective Data*, Chapel Hill, North Carolina, Universidad de Carolina del Norte.
- Brass, William y E. Bamgboye (1981), *The Time Location of Reports of Survivorship: Estimates for Maternal and Paternal Orphanhood and the Ever-Widowed*, Londres, Escuela de Higiene y Medicina Tropical de Londres.
- Brass, William y Kenneth Hill (1973), "Estimating adult mortality in Africa from orphanhood", *International Population Conference*.
- Chackiel, Juan y Hernán Orellana (1985), "Adult female mortality trends from retrospective questions about maternal orphanhood included in censuses and surveys", *International Population Conference*.
- Coale, Ansley J. y Paul Demeny (1966), *Regional Model Life Tables and Stable Populations*, Princeton, New Jersey, Princeton University Press.
- Graham, Wendy, William Brass y Robert W. Snow (1989), "Estimating maternal mortality: the sisterhood method", *Studies in Family Plan*, vol. 20, N° 3.
- Hill, Kenneth (1987), "Estimating census and death registration completeness", *Asian and Pacific Population Forum*, vol. 1, N° 3, mayo.
- Hill, Kenneth y James Trussell (1977), "Further developments in indirect mortality estimation", *Population Studies*, vol. 31, N° 2.
- Naciones Unidas (1997), *Manual X: Indirect Techniques for Demographic Estimation*, Nueva York, División de Población. Publicación de las Naciones Unidas, N° de venta: E.83.XIII.2.
- \_\_\_\_ (1983), "Manual X: Indirect Techniques for Demographic Estimation", *Population Studies*, N° 81, Nueva York.
- Preston, Samuel H. (1983), "An integrated system for demographic estimation from two age distributions", *Demography*, vol. 20, N° 2.
- Preston, Samuel H. y N.G. Bennett (1983), "A census-based method for estimating adult mortality", *Population Studies*, vol. 37, N° 1.
- Rutenberg, Naomi y Jeremiah Sullivan (1991), "Direct and Indirect Estimates of Maternal Mortality from the Sisterhood Method", *Proceedings of the Demographic and Health Surveys World Conference*, Washington, D.C., 1991, vol. 3, Columbia, Maryland, Institute for Resource Development (IRD)/Macro International Inc.

- Stanton, Cynthia, Noureddine Abderrahim y Kenneth Hill (2000), "An Assessment of DHS Maternal Mortality Indicators", *Studies in Family Planning*, vol. 31, N° 2.
- StataCorp. (1999), *Stata Statistical Software: Release 6.0*, College Station, Texas, Stata Corporation.
- Timæus Ian M. (1992), "Estimation of adult mortality from paternal orphanhood: a reassessment and a new approach", *Population Bulletin of the United Nations*, N° 33.
- \_\_\_\_ (1991), "Estimation of adult mortality from orphanhood before and since marriage", *Population Studies*, vol. 45, N° 3.
- \_\_\_\_ (1986), "An assessment of methods for estimating mortality from two sets of data on maternal orphanhood", *Demography*, vol. 23, N° 3.
- Timæus, Ian M., Basia Zaba y Mohamed Ali (1997), "Estimation of adult mortality from data on adult siblings", inédito.
- Zlotnik, Hania y Kenneth Hill (1981), "The use of hypothetical cohorts in estimating demographic parameters under conditions of changing fertility and mortality", *Demography*, vol. 18, N° 1, febrero.