

ESTIMACIONES DE MORTALIDAD MATERNA A PARTIR DEL
METODO DE SOBREVIVENCIA DE HERMANAS: EXPERIENCIAS
EN AMERICA LATINA*

Laura R. Wong
London School of Hygiene and Tropical Medicine;
Harmen Simons
Centro Latinoamericano de Demografía (CELADE);
Wendy Graham
London School of Hygiene and Tropical Medicine;
Susana Schkolnik
Centro Latinoamericano de Demografía (CELADE)

RESUMEN

Dentro del conjunto de las metodologías indirectas que se utilizan para la medición de la mortalidad, el método de la sobrevivencia de hermanas para la estimación de la razón de mortalidad materna y de la probabilidad de morir por causas maternas durante el período reproductivo, es uno de los más recientes y se encuentra aún en una fase de experimentación y desarrollo. Es, sin embargo, un método apropiado para países que carecen de buenas estadísticas y no se dispone de otras fuentes alternativas de información.

En este trabajo se presentan los resultados de la aplicación del método de la sobrevivencia de hermanas para la estimación de la mortalidad materna, con información proveniente de censos o encuestas de aldeas rurales de Gambia, Africa Occidental; reducciones indígenas mapuches de Cautín, Chile; poblaciones marginales de los distritos periféricos de Lima, Perú y villas rurales de Avaroa, Bolivia.

Estos resultados muestran niveles muy elevados de mortalidad materna y, en los casos en que es posible realizar comparaciones, niveles muy superiores a

los indicados por las estadísticas vitales. Se ha podido observar también una asociación entre la mortalidad materna y la mortalidad femenina adulta, la mortalidad infantil y la fecundidad, debido probablemente al hecho de que todos estos indicadores están íntimamente relacionados con las condiciones de vida y la disponibilidad y calidad de los servicios de salud.

A continuación de los resultados se hace una detallada exposición del método y de la información básica requerida, y se presenta una amplia discusión de las particularidades propias de su aplicación en cada uno de los casos de América Latina.

(MORTALIDAD MATERNA)
(PAISES EN DESARROLLO)

(METODOLOGIA)

*Este documento fue elaborado como parte de un proyecto conjunto de la Escuela de Higiene y Medicina Tropical de la Universidad de Londres (LSHTM) y el Centro Latinoamericano de Demografía (CELADE), con el apoyo de la Organización Panamericana de la Salud (OPS) y la Agencia Canadiense para el Desarrollo Internacional (ACDI).

SUMMARY

Within the context of indirect methodologies used in measuring mortality, the method of surviving sisters for evaluating maternal mortality and the probability of death by maternal causes during the reproductive period, is one of the most recent and still in the experimental and developmental stage. It is however an appropriate method in countries where alternative sources of information are not available and where good statistics are scarce.

This report presents the results in applying the method of surviving sisters for estimating maternal mortality with information provided by census or surveys in rural villages in Gambia, West Africa, Mapuche indigenous settlements of Cautín, Chile, marginal populations of the peripheric districts -of Lima, Perú and rural villages of Avaroa, Bolivia.

The results show high levels of maternal mortality and in those cases where it is possible to make comparisons, much higher levels than those indicated in vital statistics. An association between maternal mortality and adult female mortality, infant mortality and fertility, can also be observed, due probably to the fact that all these indicators are closely related to the living conditions and to the availability and quality of the health services.

Following these results a detailed exposition of the method and of the required basic information is made and a wide discussion of the particularities of its application in each Latin America case is presented.

(MATERNAL MORTALITY)
(DEVELOPING COUNTRIES)

(METHODOLOGY)

I. PLANTEAMIENTO DEL PROBLEMA

1. Introducción

Se ha estimado que anualmente mueren en el mundo 500 000 mujeres por causas maternas relacionadas con el embarazo, parto o puerperio (Royston y López, 1987). Considerando que la gran mayoría de estas muertes de mujeres en edades fértiles puede ser prevenida o evitada, su magnitud no deja de ser impactante. Estas defunciones, sin embargo, no se distribuyen uniformemente en el mundo, ya que según la Organización Mundial de la Salud (OMS, 1986), mientras que sólo 6 000 muertes corresponden a los países desarrollados las restantes 494 000 provienen de los países subdesarrollados. Entre éstas, 34 000 ocurren en América Latina, lo que representa cerca del 7 por ciento del total estimado. Las mujeres en países subdesarrollados tienen un riesgo de morir por causas maternas que puede llegar a ser varios cientos de veces mayor que el riesgo a que están expuestas las que viven en países desarrollados (Starrs, 1987).

También debe mencionarse que las muertes maternas figuran frecuentemente entre las 5 primeras causas entre las mujeres en edad fértil (OPS-OMS, s.f.) y, no obstante las deficiencias en las estadísticas vitales, estudios específicos en América Latina han revelado la existencia de tasas de mortalidad materna muy elevadas. Por todas estas razones la reducción de la mortalidad materna se ha convertido en una alta prioridad dentro del objetivo de "Salud para todos en el año 2000", tanto para la Organización Mundial de la Salud (OMS), a nivel mundial, como para la OPS y los gobiernos nacionales en el ámbito de las Américas (OPS-OMS, 1986).

2. Comparaciones internacionales

Hasta hace poco tiempo no se había prestado suficiente atención al problema de la mortalidad materna debido a que, en parte, los datos provenientes de las estadísticas vitales a menudo subestiman la realidad. Estudios de casos realizados en algunos países en vías de desarrollo han demostrado que los niveles de las tasas de mortalidad materna se encuentran muy por encima de los informados, lo que permite apreciar la verdadera magnitud del subregistro y destacar las dimensiones del problema (OPS-OMS, 1986).

Una explicación adicional para tal discrepancia se refiere a la declaración errada de la causa específica de muerte en las estadísticas vitales. Es bastante conocido que la mortalidad materna está sujeta a subregistro y/o errores por varias razones, siendo el aborto ilegal una de las más importantes (Royston y Armstrong, 1989). Un estudio realizado en varias ciudades de América Latina hace 20 años reveló que las muertes maternas eran a menudo declaradas como muertes debidas a otras causas, encubriendo particularmente la proporción de muertes causadas por aborto. En Santiago de Chile, por ejemplo, se encontró que tal proporción sería de un alarmante 53 por ciento o más (Puffer y Griffith, 1967).

La información del Cuadro 1, elaborado con cifras proporcionadas por los países a la Oficina de Estadísticas de Salud de la Organización Panamericana de la Salud (OPS-OMS, s.f.) muestra que, aun con el subregistro, las diferencias son grandes entre los países de América Latina y algunos países desarrollados como Estados Unidos o Canadá. Aun cuando haya subregistro en los países con infraestructura estadística más sofisticada, éste se debe usualmente a la clasificación errónea de la causa de muerte y no a la falta de declaración de la muerte, lo que es más común en los países subdesarrollados.

Los datos del Cuadro 1 muestran también una tendencia descendente de la razón de mortalidad materna (RMM) (muertes maternas por 100 000 nacidos vivos) entre 1960 y 1980; es probable que ésta pueda aceptarse a nivel nacional aunque con algunas limitaciones. Sin embargo, así como en otros indicadores demográficos y de salud (fecundidad, mortalidad infantil y de la niñez), muy probablemente existen importantes diferencias internas asociadas no sólo a las condiciones socioeconómicas de vida sino, especialmente, a la disponibilidad de servicios de atención de salud, con la cual la mortalidad materna está muy relacionada.

Cuadro 1
**MUERTES MATERNAS POR 100 000 NACIDOS VIVOS EN VARIOS PAISES
 DE AMERICA LATINA, CANADA Y ESTADOS UNIDOS,
 1960, 1970 Y ALREDEDOR DE 1984**

País	1960	1970	1980	Alrededor de 1984
Argentina	108	139	70	68 (1982)
Brasil**	-	-	70 (1979)	-
Colombia	259	159	126	126 (1981)
Costa Rica	126	95	23	23 (1984)
Cuba	116	70	60	46 (1985)
Chile	299	168	73	45 (1985)*
Ecuador	270	230	191	189 (1985)*
El Salvador	174	101	69	70 (1984)
Guatemala	232	157	91	79 (1984)
Honduras	310	174	94	50 (1983)
México	193	143	87 (1981)	91 (1982)
Nicaragua	186	-	47 (1983)	47 (1984)*
Panamá	-	135	72 ^a	60 (1985)*
Paraguay**	327	559	365	283 (1985)*
Perú	-	215	108	89 (1983)*
República Dominicana	101	102	72	74 (1984)
Uruguay	117	77	50	38 (1984)
Venezuela	104	92	65	59 (1984)*
Canadá	45	20	8	4 (1985)
Estados Unidos	37	22	9	0.8 (1984)*

Fuente: Reproducido de OPS-OMS (s.f.).

-Datos no disponibles.

*Provisional.

**Area de información.

^aExcluye la Zona del Canal.

3. Definición y medición de "mortalidad materna"

a. Definición de muerte materna

Según la novena edición de la Clasificación Internacional de Enfermedades, Traumatismos y Causas de Muerte, se consideran muertes maternas a aquellas que se producen "entre las mujeres durante el embarazo o dentro de los 42 días de su término, independientemente de la duración y de la localización del mismo, debido a cualquier causa relacionada con o agravada por el embarazo mismo, o por su atención, pero no por causas accidentales o incidentales" (OMS, 1977).

Esta definición operativa se refiere a un período de tiempo asociado al proceso reproductivo y, como señalan Graham y Airey (1987) esta definición tiene implicaciones en la medición de la mortalidad materna. Los autores advierten que, en primer lugar, el período de tiempo al que se refiere la definición es relativamente arbitrario, de tal modo que algunos estudios han adoptado intervalos de postparto más largos para cubrir mejor la mortalidad materna. En segundo lugar, dentro de este período pueden ocurrir algunas muertes accidentales no asociadas con el proceso reproductivo, aunque esta incidencia no es muy significativa. Más de tres cuartas partes de las muertes maternas tienen lugar entre el último trimestre y la primera semana después del parto (Graham y Brass, 1988).

Las causas médicas de las muertes maternas pueden ser clasificadas en causas directas e indirectas. Las primeras se refieren específicamente a las complicaciones del embarazo, parto y puerperio. En los países subdesarrollados las causas directas más frecuentes son: hemorragia, infección, toxemia, parto obstruido y aborto inducido, siendo este último el que presenta probablemente mayor subregistro.

Entre las causas indirectas se cuentan las hepatitis, la malaria, la tuberculosis, las anemias y otras enfermedades que se agravan con el embarazo y se hacen particularmente agudas en situaciones de extrema pobreza (OPS, 1988).

Aparte de las causas estrictamente médicas "el tratamiento deficiente de las complicaciones, la falta de cuidado prenatal, la insuficiencia de personal capacitado y de abastecimientos críticos, y la inaccesibilidad a los servicios de atención al embarazo y parto son importantes factores causales de muerte materna relacionados con los factores de salud" (OPS, 1988).

b. Medidas de mortalidad materna

Para obtener la tasa de mortalidad materna se debe relacionar el número de muertes por causas asociadas con el embarazo, parto o puerperio, con las mujeres expuestas a dicho riesgo, es decir, con el número total de embarazos.

Como este denominador es muy difícil de obtener —tanto en países desarrollados como subdesarrollados— se usan aproximaciones, habiendo

convencionalmente dos caminos (Herz y Measham, 1987). Uno es el de relacionar el número de muertes maternas con el número de mujeres en edad fértil. Este procedimiento, sin embargo, puede sobreestimar el denominador ya que no todas las mujeres incluidas en él están expuestas al riesgo de embarazo y muerte por causa materna. Además, desde que el numerador y el denominador frecuentemente provienen de diferentes fuentes de datos, pueden introducirse distorsiones adicionales en la medición.

Otra medida de la mortalidad materna es la que relaciona el número de muertes maternas con el número de nacimientos vivos en un año determinado, como una aproximación al número de embarazos. En este caso, sin embargo, el denominador podría estar subestimado, considerando que no todos los embarazos terminan en un nacido vivo sino que algunos pueden concluir con un aborto o un nacido muerto. No obstante estas limitaciones, se considera que este último procedimiento representa una aproximación convencional de la población expuesta al riesgo de morir por una causa materna y se expresa por 100 000 nacidos vivos. Esta última relación, estrictamente entendida es una "razón" de mortalidad materna, aunque comúnmente es llamada "tasa" de mortalidad materna. El método de la sobrevivencia de hermanas permite estimar una medida de la mortalidad materna comparable con la relación de muertes maternas por 100 000 nacimientos. Se ha acordado usar para ella la denominación convencional de "razón de mortalidad materna" (R.M.M.).

Se ha comprobado que la medición de la mortalidad materna a través de las estadísticas vitales es bastante problemática, particularmente en los países subdesarrollados con registros incompletos. Aun en los países desarrollados, como se mencionó, se omiten algunas muertes de este tipo. Entre los factores que contribuyen a esta situación en América Latina se encuentran:

- la gran magnitud de abortos ilegales que puede ir del 25 al 50 por ciento de todas las muertes maternas (Starrs, 1987);
- la dificultad de obtener respuestas confiables acerca del estado de embarazo de la mujer en los tres primeros meses;
- muchas muertes por causas maternas ocurren fuera de los hospitales o centros de salud y pueden no ser declaradas como tales;
- problemas de diagnóstico de las causas de muerte.

4. Estimación indirecta de mortalidad materna: el método de la sobrevivencia de hermanas

En las últimas dos décadas se han desarrollado diversas técnicas que permiten elaborar estimaciones demográficas para regiones o países donde los registros de hechos vitales son incompletos o inexistentes. Entre éstas se pueden mencionar aquellas que se basan en preguntas retrospectivas (Brass, 1974).

Contrariamente a las técnicas de estimación que se basan en los registros continuos de eventos vitales, los métodos indirectos lo hacen en información de

tipo retrospectivo obtenida a partir de censos o encuestas de una sola visita. Estas técnicas de estimación se encuentran entre las denominadas "indirectas", pues la información que sirve de apoyo para las estimaciones conduce a indicadores no convencionales relacionados indirectamente con el parámetro que se desea estimar. Esta información se obtiene generalmente preguntando sencillamente a cada uno de los informantes de un censo o encuesta acerca de la condición de sobrevivencia de un familiar cercano (hijos, madre, cónyuge, hermanos).

Los métodos más difundidos son los que permiten estimar la fecundidad a partir de la información combinada de los hijos tenidos el último año y el total de hijos tenidos por las mujeres; la mortalidad infantil y de la niñez a partir del número de hijos nacidos vivos y sobrevivientes al momento del censo; y la mortalidad adulta a partir de información sobre orfandad de madre y viudez (Naciones Unidas, 1983).

Estimaciones derivadas a partir de estas técnicas, al ser comparadas con las estadísticas vitales, especialmente en los países en que estas últimas son más confiables, han comprobado repetidamente la robustez y confiabilidad de estos procedimientos indirectos.

Más recientemente, Graham y Brass (1988) han diseñado un procedimiento, denominado "método de la sobrevivencia de hermanas", para derivar indicadores de mortalidad materna en base a las proporciones de hermanas que llegaron a la edad de exposición al riesgo de muerte materna y que fallecieron durante el embarazo, parto o puerperio. El método transforma las proporciones de hermanas muertas por causas maternas, obtenidas en un censo o encuesta, en probabilidades convencionales de muerte.

La información para la aplicación de este procedimiento se obtiene mediante un conjunto de preguntas que debe responder cada informante acerca de la sobrevivencia de sus hermanas. Es importante adaptar estas preguntas a las características de la población bajo estudio. La información básica que se recomienda recoger se refiere a:

- a. El número de hermanas (de la misma madre) que hayan entrado en el período reproductivo (excluyendo a la informante en el caso de ser una mujer la entrevistada);
- b. De éstas, cuántas están con vida en el momento de la entrevista;
- c. Cuántas están muertas en el momento de la entrevista; y
- d. De estas últimas, cuántas murieron en un embarazo, parto o durante el puerperio o cuarentena.

Cabe destacar que sólo la información proveniente de las preguntas (a) y (d) se utiliza efectivamente en el cálculo, ya que proporcionan la población potencialmente expuesta al riesgo y el número de muertes maternas, respectivamente. Sin embargo, la información sobre el número de hermanas vivas y fallecidas sirve para evaluar la calidad de las anteriores. Como se verá más adelante, en los estudios de casos que se llevaron a cabo en América Latina puede haber diferentes formas de formular las preguntas.

II. RESULTADOS DE LAS CUATRO APLICACIONES DEL METODO DE LA SOBREVIVENCIA DE HERMANAS

En esta sección se presentan los resultados de la aplicación del método de la sobrevivencia de hermanas a los casos de Gambia en Africa y de Lima (Perú), Cautín (Chile) y Avaroa (Bolivia), en América Latina. En las siguientes secciones se presentarán los procedimientos metodológicos de las estimaciones correspondientes.

En el Cuadro 2 se presentan los resultados obtenidos con el método de la sobrevivencia de hermanas en relación con dos indicadores de la mortalidad materna: la razón de mortalidad materna (RMM) y la probabilidad que una mujer tendría de morir por una causa materna durante su período reproductivo¹ (PMM). Se presentan también la tasa de mortalidad infantil, la tasa global de fecundidad y la esperanza de vida femenina para el momento aproximado en que se estima la mortalidad materna.

Para tener una idea de la magnitud del subregistro de las muertes maternas en las estadísticas vitales, se ha buscado comparar tasas provenientes de estas últimas con aquéllas obtenidas del método de la sobrevivencia de hermanas pero, dada la escasa disponibilidad de los datos, las comparaciones no se refieren exactamente a la misma población ni a las mismas fechas, debiendo considerarse sólo como una aproximación. Este tipo de información sólo está disponible para Chile y Perú. Aunque en ninguno de los dos casos estas tasas son estrictamente comparables con las obtenidas a partir del método indirecto, esto permitirá tener una idea del margen de variación posible de las estimaciones.

1. Gambia, Africa Occidental: Villas Rurales

El caso de Gambia constituyó el primer ejemplo de aplicación del método de la sobrevivencia de hermanas. La información se obtuvo de un estudio que se llevó a cabo en septiembre de 1987 en seis aldeas rurales cubiertas por un sistema de seguimiento continuo de población que ha mantenido en el área Farafenni el

¹Denominado originalmente como "Life time risk".

Consejo Británico de Investigación Médica (British Medical Research Council). La muestra estaba integrada por la población mayor de 15 años que, por esa fecha, era de alrededor de 2 000 personas pertenecientes a tres grupos étnicos diferentes.

Cuadro 2
**RESULTADOS DE DIFERENTES APLICACIONES DEL METODO
 DE LA SOBREVIVENCIA DE HERMANAS PARA
 ESTIMAR MORTALIDAD MATERNA**

Región	Mortalidad materna			Tasa de mortalidad infantil y año	Tasa de fecundidad global y año	Esperanza de vida femenina y año
	Razón por nacidos vivos	Probabilidad de muerte materna	Tasa de localización en el tiempo			
Lima	286	0.0102 (1 en 98)	1975	66 (76) ^b	3.1 (76) ^b	66 (76) ^b
Cautín	414	0.0181 (1 en 53)	1975	70 (78) ^c	4.4 (76) ^c	58 (76) ^b
Gambia	1 005	0.0584 (1 en 17)	1976	142 (82-83) ^a	6.0 (87) ^a	40 (82-83) ^a
Avaroa	1 379	0.0989 (1 en 10)	1978	169 (76) ^c	7.5 (76) ^d	43 (76) ^b

^aGraham, Brass y Snow (1989). ^bInformación proveniente del mismo estudio del que se obtuvo la información sobre mortalidad materna, y estimado para aproximadamente 10 años antes. ^cOyarce, Romaggi y Vidal (1989). ^dDatos del Censo Nacional de Bolivia de 1976. ^eCorresponde al modelo Sur, nivel 10, de Coale y Demeny (1966)

En estas comunidades el nivel de instrucción es bajo y menos del 5 por ciento de las mujeres en edades reproductivas ha asistido a la escuela. Hacia 1982-83 datos provenientes de toda la población del área indicaban una tasa de mortalidad infantil de 142 por mil, una esperanza de vida femenina de 39.7 años y una tasa global de fecundidad de 6 hijos por mujer para 1987 (Graham, Brass y Snow, 1989).

En cuanto a la mortalidad materna, los resultados obtenidos a partir del método de sobrevivencia de hermanas indican una probabilidad de morir por una causa materna (PMM) de 0.0584. En otras palabras, 1 de cada 17 mujeres expuestas al riesgo durante todo el período reproductivo. Esto corresponde a una razón de mortalidad materna de 1 005 por cada 100 000 nacidos vivos para, aproximadamente, el año 1976.² Si se compara con otras fuentes, citadas por los autores, se advierte que estos resultados son muy parecidos a los de un estudio longitudinal realizado en Gambia, en dos ciudades, por el Medical Research Council, que da una tasa de mortalidad materna de 1 050 y 950 por 100 000 nacidos vivos para un período de tiempo comparable para el período 1950-75 (Billewicz y Mac Gregor, 1981). Asimismo estas cifras son un poco mayores a las obtenidas por un procedimiento de aproximación, basado en tablas de vida modelos y proyecciones de Naciones Unidas para 1980-85, que da una tasa de mortalidad materna de 725 por 100 000 nacidos vivos (Boerma, 1987).

2. Chile, comuna de Temuco, provincia de Cautín: Reducciones Indígenas

La información se obtuvo del Censo Experimental de Reducciones Indígenas (mapuches) que se llevó a cabo entre octubre y diciembre de 1988 en los distritos Labranza, Molco, Maquehue y Metrenco, comuna de Temuco, provincia de Cautín, IX Región, Chile (UFRO, *et al.*, 1989).³ Los distritos seleccionados se encuentran próximos a la ciudad de Temuco, capital de la provincia y se censaron en ellos 20 850 hogares que corresponden a 13 560 personas.

La población censada, predominantemente de origen mapuche, se caracteriza por tener una estructura por edades relativamente joven, con bajo nivel educativo, siendo la explotación de la tierra su principal actividad económica. Para la época a la que se refieren las estimaciones de mortalidad materna realizadas en este trabajo (aproximadamente 12 años antes de la encuesta) se ha estimado que esta población tenía niveles de mortalidad intermedios, con una esperanza de vida femenina de 58 años y una tasa global de fecundidad de 4.4 hijos por mujer (Oyarce, Romaggi y Vidal, 1989).

Según las estimaciones que se obtuvieron a partir del método de la sobrevivencia de hermanas en estos cuatro distritos de la comuna de Temuco, la probabilidad de morir por una causa materna es de 0.0181, o sea de 1 por cada 53 mujeres, y la razón de mortalidad materna (RMM), de 414 por 100 000 nacidos vivos.

²Véase en el Cap. III.3 la explicación referente a la localización en el tiempo de las estimaciones obtenidas con el método de la sobrevivencia de hermanas

³Las instituciones que, según sus áreas de competencia y disponibilidad, participaron en las diversas etapas de este censo fueron: La Universidad de la Frontera de Temuco (UFRO), la Pontificia Universidad Católica, Sede Temuco (UCT), la Fundación Instituto Indígena (FII), el Instituto Nacional de Estadística (INE), el Programa de Extensión y Apoyo en Salud Materno-infantil (PAESMI) y el Centro Latinoamericano de Demografía (CELADE).

Como en el caso de Chile se dispone de estadísticas vitales con las cuales hacer una comparación aproximada, se ha seleccionado la provincia de Cautín, por ser la unidad administrativa más pequeña para la cual se dispone de dicha información a partir del año 1982. Haciendo los cálculos correspondientes, sobre la base del trienio 1982-84, se ha estimado que la razón de mortalidad materna es de 74 por 100 000 nacidos vivos (25 muertes maternas y 34 030 nacimientos para el trienio).

Como se puede apreciar, la estimación que resulta de la aplicación del método de la sobrevivencia de hermanas es 5.6 veces mayor que la que se obtiene de las estadísticas vitales, aunque la primera se ubica alrededor del año 1978 y la segunda hacia 1983. Si bien no se espera que los valores sean coincidentes, debido al desplazamiento de las fechas, a la disímil cobertura geográfica, existencia de ciudades (como, por ejemplo, la ciudad de Temuco) con mayor acceso a los servicios de salud, esta diferencia no deja de llamar la atención.

3. Perú, distritos periféricos de Lima: Poblaciones Marginales

La información para este caso se obtuvo de la "Encuesta para Determinar la Mortalidad asociada a la Diarrea en Niños Menores de 5 años", realizada en 1986⁴ en una muestra de treinta "pueblos jóvenes" o poblaciones marginales de los distritos periféricos de Lima Metropolitana, los que se han desarrollado en las últimas dos décadas sobre la base de población migrante. Se trata de un contexto urbano pobre y con significativa participación de las mujeres en la fuerza de trabajo.

Diez años antes de la encuesta, época a la que, aproximadamente, corresponden las estimaciones de mortalidad materna, estas poblaciones tenían niveles de mortalidad relativamente bajos, con una mortalidad infantil de 66 por mil, una esperanza de vida femenina de 66 años y una tasa global de fecundidad de 3.6 hijos por mujer, según datos de la misma encuesta.

La mortalidad materna —estimada a partir del método de sobrevivencia de hermanas referida a mujeres alguna vez casadas o unidas— da una probabilidad de morir por causas maternas de 0.0102, ó de 1 por cada 98 mujeres expuestas al riesgo y una RMM de 286 por 100 000 nacidos vivos.

En este caso las estimaciones pueden compararse con datos de estadísticas vitales correspondientes a toda Lima Metropolitana para el período 1960-70, para el que la RMM ascendía a 60-80 por 100 000 nacidos vivos. Debe advertirse que las cifras de las dos fuentes no son estrictamente comparables no sólo por la cobertura geográfica sino también porque el método de la sobrevivencia de hermanas se ha aplicado a las mujeres alguna vez casadas o

⁴Este proyecto ha sido financiado por el Programa de Control de Enfermedades Diarreicas de la Organización de la Salud (OMS).

unidas, mientras que la información que proviene de las estadísticas vitales se refiere a todas las mujeres. Los resultados indican que con el método de la sobrevivencia de hermanas se obtiene una estimación 4 veces mayor que con las estadísticas vitales.

4. Bolivia, provincia de Avaroa, departamento de Oruro: Villas Rurales

La información fue recolectada en el año 1988 en el área cubierta por el Proyecto de Desarrollo Rural Integrado (PDRJ) en la provincia de Avaroa, departamento de Oruro, Bolivia.⁵ Dado el carácter experimental de la investigación y la relativa limitación de los recursos disponibles, esta investigación sólo abarca los centros poblados, sin incluir a la población rural dispersa. Se trabajó en las localidades de Challapata, Huari, Urmiri de Quillacas, Santuario de Quillacas, Kakachaca y Sevaruyo.

Se trata de villas rurales con precarias condiciones de vida y una actividad económica predominantemente minera. La población estudiada mostraba elevados índices de mortalidad con una esperanza de vida femenina de 42.5 años, una tasa de mortalidad infantil estimada de 169 por mil y una fecundidad también elevada de 7.5 hijos por mujer, según se puede deducir de los datos del Censo de Bolivia de 1976.

Para este caso, el método de sobrevivencia de hermanas proporciona una estimación de 0.0989 como la probabilidad que tiene cada mujer de morir por una causa materna durante su período reproductivo, o de 1 por cada 10 mujeres, con una RMM de 1 379 por 100 000 nacidos vivos.

5. Resumen

Los resultados que se presentan en el Cuadro 2 ponen de manifiesto una gran variabilidad en los niveles de las tasas de mortalidad materna entre los casos estudiados. En los casos de Lima y Cautín se constata además, que hay diferencias significativas entre las estimaciones derivadas de las estadísticas vitales y las que se obtienen a partir de la aplicación del método de la sobrevivencia de hermanas. Tales diferencias se deben muy probablemente al subregistro de muertes maternas en las estadísticas vitales, entre otras razones.

Estimaciones de mortalidad materna en otras regiones del mundo que se comparan con cifras provenientes de estadísticas vitales encontraron discrepancias similares. Por ejemplo en Jamaica y Egipto, las estimaciones a partir de investigaciones en la propia comunidad condujeron a una mortalidad materna más de dos veces superior a la cifra oficial obtenida a través de las estadísticas de muertes (Fortney et al., 1984; Walker *et al.*, 1986).

⁵Participa en este estudio el Consejo Nacional de Población (CONAPO), con el apoyo de CELADE y UNICEF

En los casos estudiados, los resultados que se obtienen aplicando el método de sobrevivencia de hermanas muestran la ya familiar asociación entre mortalidad materna e infantil, fecundidad e, incluso, con el nivel de mortalidad femenina, expresada a través de la esperanza de vida al nacer. Esta asociación se debe, posiblemente, a que estos indicadores están relacionados, entre otros factores, con las condiciones materiales de vida, con la disponibilidad y calidad de los servicios de salud y con la educación de las mujeres (OPS/OMS, 1986).

En todo caso los resultados que se han obtenido indican la necesidad de ampliar el campo de aplicación de esta metodología con el fin de obtener mejor información —tanto a nivel nacional como local— sobre los niveles de mortalidad materna.

III. EL METODO DE LA SOBREVIVENCIA DE HERMANAS PARA ESTIMAR MORTALIDAD MATERNA

1. La necesidad de estimaciones indirectas

Como se ha sugerido en el capítulo I, en países en vías de desarrollo, las fuentes convencionales sobre causas de muerte —estadísticas vitales y estadísticas de servicios de salud— son, a menudo, inadecuadas. De ahí se deriva la necesidad ampliamente reconocida de recurrir a métodos alternativos o complementarios de recolección de información.

El método de la sobrevivencia de hermanas se ha desarrollado en función de esa necesidad con relación a la mortalidad materna. Como toda estimación indirecta, el método no sólo proporciona un marco de referencia para mejorar la identificación de las muertes maternas, sino que, además, permite derivar medidas demográficas convencionales de mortalidad materna.

2. Información básica requerida y supuestos

La información básica se recoge durante un censo o una encuesta, a través de preguntas a informantes adultos con respecto a la sobrevivencia de hermanas que han entrado al período reproductivo. Se supone que a partir de estos datos se toma en cuenta la experiencia de todas las mujeres de la comunidad estudiada con relación a la mortalidad materna. El método requiere información acerca de:

- Número de hermanas (de la misma madre y con exclusión de la informante en el caso de ser una mujer) que alguna vez estuvieron expuestas al riesgo de un embarazo y, consecuentemente, al riesgo de morir por una causa materna. Esta “entrada a la exposición al riesgo” puede estar definida por un criterio local o regional: para América Latina, se supone que este período empieza a los 15 años, edad promedio en que comienza la menarquia, aunque actualmente existe una fuerte preocupación por el aumento de fecundidad adolescente en edades inferiores a ésta.
- Número de hermanas muertas por una causa materna.

Se requiere que estos dos datos estén clasificados por grupos quinquenales de edades del informante.

Las preguntas pueden referirse a todas las hermanas o sólo a las hermanas alguna vez casadas —como se hizo en la aplicación de Gambia— como forma de captar la población expuesta al riesgo de una muerte materna. Este último criterio es particularmente útil cuando los embarazos pre-maritales prácticamente no existen o la fecundidad de mujeres solteras es irrelevante. En el caso de América Latina, sin embargo, donde la fecundidad de las mujeres solteras es más importante, preguntar sólo por las hermanas alguna vez casadas puede dejar fuera a un número no despreciable de muertes maternas.

A partir de modelos de fecundidad y mortalidad Graham y Brass (1988) han diseñado un procedimiento sencillo para transformar las proporciones de hermanas que han muerto por causas maternas en medidas convencionales de mortalidad materna.

Los supuestos claves en los que se apoya el procedimiento mencionado se pueden expresar concisamente de la siguiente forma:

- i. El orden de nacimiento esperado de una persona cualquiera es central, luego, el número de hermanos(as) mayores y menores será igual. O sea, una persona índice (informante) tendrá igual número de hermanos(as) mayores y menores a él(ella).
- ii. La diferencia de edades entre hermanos(as) es uniforme y consecuentemente simétrica con respecto al informante.

Puede demostrarse que la proporción de hermanas que fallecen por causas maternas, $\pi(u)$, declaradas por adultos de edad específica u en un censo o encuesta, se relaciona con la probabilidad de morir desde los 15 años hasta la edad u por causas maternas $q(u)$ (Graham y Brass, 1988).

El procedimiento transforma la $\pi(u)$ observada para cada grupo quinquenal de edades i , mediante determinados factores derivados de modelos de fecundidad y mortalidad a fin de proveer una estimación de la probabilidad de morir por una causa materna a lo largo del período reproductivo: $q(w)$. En otras palabras, el factor de transformación $\pi(u)/q(w)$, que de aquí en adelante se denominará $A(u)$, busca extrapolar la mortalidad materna experimentada por mujeres de hasta la edad i en indicadores que contemplan el riesgo de morir por una causa materna a lo largo de *todo* el período reproductivo. En la Tabla A del Anexo se presenta una serie completa de factores $A(u)$ que fueron tomados del trabajo de Graham y Brass (1988).

Aplicando dichos factores a las hermanas declaradas por los informantes de la manera indicada más adelante, se obtienen valores de $q(w)$ para cada grupo de edades de los informantes.

Para fines comparativos, estos valores pueden expresarse aun en una medida más convencional como la razón de mortalidad materna —muertes maternas por 100 000 nacidos vivos— mediante la fórmula :

$$RMM = 1 - (1 - q(w))^{(1/TGF)} \quad (1)$$

donde: RMM es la razón de mortalidad materna
TGF es la tasa global de fecundidad
 $q(w)$ es la probabilidad de morir a lo largo del período reproductivo por una causa materna

3. Aplicación del método

Para ilustrar cómo funciona el método en la práctica, se describe a continuación la aplicación hecha en Gambia, mencionada en el Capítulo II.1.

Los datos necesarios al método de sobrevivencia de hermanas se obtuvieron formulando las preguntas de la siguiente manera:

- a. ¿Cuántas hermanas ha tenido (de la misma madre) alguna vez casadas?
- b. ¿Cuántas de esas hermanas alguna vez casadas están actualmente vivas?
- c. ¿Cuántas de esas hermanas alguna vez casadas han muerto?
- d. ¿Cuántas de esas hermanas murieron mientras estaban embarazadas, durante el parto o durante las seis semanas después de que terminó el embarazo?

En este caso particular, debido a que los embarazos premaritales en Gambia son comparativamente raros, la población expuesta al riesgo comprende todas las mujeres alguna vez casadas en vez de las hermanas que alcanzaron los 15 años, edad promedio de la menarquia y, en consecuencia, de exposición al riesgo de un embarazo.

Es importante resaltar que cuando se trata de un informante femenino, la mujer entrevistada *NO* debe incluirse en el número declarado de hermanas.

Los datos básicos y los cálculos necesarios se presentan en el Cuadro 3. Las columnas 2, 3 y 4 contienen los datos recolectados en el terreno:

- el número de informantes clasificado por grupos quinquenales de edades;
- el número de hermanas alguna vez casadas, o sea una aproximación a las mujeres que alguna vez han estado expuestas al riesgo de morir por una causa materna, declaradas por los informantes y clasificadas por grupos de edades de los mismos, $N(i)$; y
- el número de hermanas fallecidas por causas maternas, también clasificadas por grupos quinquenales de edades de los informantes, $r(i)$.

Con esta información se calcula (i) observada, que es igual a $r(i)/N(i)$, o sea la proporción de hermanas fallecidas por causas maternas según edades de los informantes. Para transformar dichas proporciones en estimaciones de $q(w)$ es necesario dividir las por factores de transformación teóricos, $A(u)$, que provienen de modelos de fecundidad y mortalidad. Tales factores figuran en la columna 5. (Para mayores detalles veáse el Anexo).

Cuadro 3

GAMBIA, 1987: ESTIMACION DE LA MORTALIDAD MATERNA USANDO
EL METODO DE SOBREVIVENCIA DE HERMANAS

Grupo de edades	Número de informantes	Hermanas alguna vez casadas	Muertes maternas	Factores de ajuste	Unidades-hermanas expuestas al riesgo	Probabilidad de morir por causas maternas	Proporción de muertes por causas maternas
i		N (i)	r (i)	A (i)	B (i)	q (w)	
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)=(3)* (5)	(7)=(4)/(6)	(8)
15-19			320	493 ^a	4	0.107	0.075 0.2857
20-24			263	405 ^a	6	0.206	0.072 0.2609
25-29			275	427	11	0.343	0.075 0.3667
30-34			265	414	11	0.503	0.053 0.3333
35-39			214	334	12	0.664	0.054 0.3000
40-44			157	238	11	0.802	0.058 0.2619
45-49			158	233	10	0.900	0.048 0.2326
50-54			140	202	2	0.958	0.010 0.0444
55-59			133	215	9	0.986	0.042 0.1667
60 +			238	373	15	1.000	0.040 0.0867
Total			2 163	3 334	91		1 892 0.048

Fuente: Graham y Brass (1988).

^aSe obtiene multiplicando el número de informantes en este grupo de edades por el número promedio de hermanas alguna vez casadas correspondiente al grupo de informantes de 25 años y más que, en este caso, es de 1.54.

Antes de continuar, es necesario hacer una observación acerca del comportamiento a seguir con los primeros dos grupos de edades. Debe recordarse que este procedimiento se basa en el supuesto de que las hermanas han estado expuestas al riesgo de morir por causas maternas desde el momento en que entraron al período reproductivo hasta la edad del informante y, sabiendo que en el caso de las informantes más jóvenes (menores de 25 años, por ejemplo) parte de sus hermanas todavía no han entrado al período reproductivo, es necesario hacer algún ajuste previo a la aplicación del método. Una manera bastante simple es multiplicar el número de informantes de los dos grupos de edades más jóvenes por el número medio de hermanas que han alcanzado el período reproductivo correspondiente a los informantes de edades mayores. El cálculo se menciona en la nota del Cuadro 3.

Cuando el número de hermanas expuestas al riesgo en cada grupo de edades de los informantes es suficientemente grande, cada $q(w)$ puede considerarse como una estimación separada, aunque para distintos momentos en el tiempo. Las variaciones de $q(w)$ por edad de los informantes pueden considerarse como una estimación separada, aunque para distintos momentos en el tiempo. Las variaciones de $q(w)$ por edad de los informantes pueden

considerarse como una estimación separada, aunque para distintos momentos en el tiempo. Las variaciones de $q(w)$ por edad de los informantes pueden interpretarse entonces, en términos de errores en las declaraciones, limitaciones de los supuestos y tendencias en el tiempo. Sin embargo cuando los errores de muestreo son importantes en cada edad y sexo, como en el caso de Gambia, los datos deben agruparse. Así, se obtiene una estimación global única $Q(w)$.

Esta estimación se puede lograr por dos caminos. Por uno de ellos se procede dividiendo el número de muertes maternas $r(i)$, por el factor de transformación, $A(i)$, y se obtienen así las muertes maternas esperadas al final del período reproductivo. Luego, sumando estas muertes esperadas y dividiéndolas por el total de hermanas expuestas al riesgo —o sea la suma de $N(i)$ — se obtiene finalmente la estimación global de $Q(w)$, es decir, la probabilidad que una mujer tendría de morir por una causa materna durante su período reproductivo. Hay que advertir, sin embargo, que de esta forma se adjudica una ponderación muy alta al número de muertes esperadas declaradas por los informantes más jóvenes donde las muertes declaradas son pocas y $1/A(i)$ tiene un valor alto. Los errores sistemáticos y de muestreo pueden ser consecuentemente substanciales.

Por las razones mencionadas es preferible, en consecuencia, proceder como se explica a continuación: en lugar de dividir $r(i)$ por los factores de transformación, se multiplica el número de hermanas expuestas al riesgo $N(i)$, por dichos factores, o sea $N(i) * A(i)$, de modo de obtener unidades-hermanas expuestas al riesgo de morir por una causa materna a lo largo de todo el período reproductivo, $B(i)$. A continuación se suman todos los valores de $r(i)$ y se divide el total por la suma de los $B(i)$:

$$Q(w) = \sum r(i) / \sum B(i) \quad (2)$$

Conviene resaltar que al considerar estimaciones por edad, $q(w)$, ambos caminos conducen a los mismos resultados. Sin embargo, al sumar los respectivos numeradores y denominadores se obtienen diferentes valores para $Q(w)$. Con las aplicaciones presentadas aquí se siguió este último procedimiento que está ilustrado en el Cuadro 3.

4. Localización en el tiempo

Con relación a la localización temporal de las estimaciones de mortalidad materna, como se trata de información retrospectiva referente a experiencias ocurridas en el pasado, una consideración relevante es la ubicación en el tiempo de cada estimación $q(w)$. La ecuación que se recomienda como punto de partida se deriva de las ecuaciones elaboradas por Brass y Bamgboye (1981). La Tabla B del Anexo presenta la ubicación en el tiempo al que se refieren las $q(w)$ estimadas para cada grupo de edades de los informantes. Cuando, debido a la pequeñez de los números, sólo se puede calcular una sola estimación de $Q(w)$, el valor de T puede obtenerse de la siguiente manera:

$$T = \sum \{B(i) * T(i)\} / \sum B(i) \quad (3)$$

donde:

- T(i) representa los momentos a que corresponden las estimaciones de cada grupo de edades (véase la Tabla B del Anexo) y
 B(i) son las Unidades-Hermanas expuestas al riesgo (véase el Cuadro 3, columna 6).

5. Interpretación de los resultados

Cuando las respuestas son suficientemente confiables, es decir, no están sujetas a errores de muestreo o de cualquier otra naturaleza, cada $q(w)$ puede considerarse como una estimación separada. Sin embargo, muchas veces se trabaja con encuestas pequeñas, no pudiendo ignorarse los errores de muestreo, como es el caso de Gambia. Ante esta situación, conviene agrupar los datos para dar mayor validez a la estimación

La información proveniente de informantes de edades más avanzadas están también más afectadas por errores de memoria ya que la mayoría de las muertes habrán ocurrido hace varios años, de modo que, cuando es necesario obtener una estimación global, es preferible excluir las respuestas de informantes de más edad como, por ejemplo, las de mayores de 50 años.

Utilizando la información de Gambia, proveniente de informantes menores de 50 años, se obtiene una estimación de $Q(w)$ de 0.0584. En otras palabras, 1 de cada 17 mujeres que entran en el período reproductivo muere por una causa materna antes de alcanzar el final de este período.

Expresando el valor de $Q(w)$ en términos de la razón de mortalidad materna, utilizando la expresión (1), se llega a 1 005 muertes maternas por 100 000 nacidos vivos, habiendo tomado un valor de 5.96 para la TGF. Conviene destacar que el valor de la TGF utilizado corresponde a la época de realización de la encuesta. Sin embargo, la idea es referir los niveles de fecundidad al mismo momento al que corresponde la estimación de $Q(w)$. Cuando la fecundidad se ha mantenido constante como en este caso, la definición del momento a que corresponde el nivel de la fecundidad no tiene mayor trascendencia.

Empleando la fórmula dada para ubicar esta estimación en el tiempo, se encuentra que la estimación corresponde a un período de aproximadamente 11.7 años anteriores a la fecha de recolección de la información. Los resultados que se presentan aquí y la forma de interpretarlos fueron elaborados por Graham y Brass (1988).

En general, acerca de la serie de valores de $q(w)$ se espera, si la mortalidad ha permanecido relativamente constante en el tiempo, que éstos sean similares según la edad del informante. Si, por el contrario, la mortalidad ha venido

disminuyendo, los valores deberían ir aumentando paulatinamente con la edad. Como ésto en la práctica no se observa, dado los errores por muestreo y de otra naturaleza, será preferible agregar los datos de manera de tener una mejor estimación. Se puede tomar un promedio del intervalo de edades donde los valores de $q(w)$ estimados muestren relativa estabilidad a criterio del investigador. Esto suele suceder entre las edades 25-40, 25-50, aproximadamente, para los casos de América Latina, tal como se verá en las siguientes aplicaciones.

IV. LA EXPERIENCIA LATINOAMERICANA CON LA APLICACION DEL METODO DE LA SOBREVIVENCIA DE HERMANAS

En el contexto de América Latina se han realizado tres aplicaciones del método de la sobrevivencia de hermanas con la participación de los autores. Todas ellas corresponden a poblaciones bastante diferentes con respecto a su dinámica demográfica, tal como se explicitó en el Capítulo II. En estas poblaciones se ha aplicado el método incluyendo algunas modificaciones en relación a la propuesta original.

En los casos de Chile (provincia de Cautín) y Bolivia (Oruro), se substituyó la pregunta sobre el número de hermanas que llegaron con vida hasta la edad inicial del período reproductivo (hasta los 15 años) por preguntas sobre el total de hermanas tenidas y hermanas vivas al momento de la entrevista seguidas por las preguntas relativas a las muertes maternas. Esto se realizó considerando que podría ser la mejor manera de recoger la información en el terreno y para aplicar procedimientos de estimación de mortalidad femenina por todas las causas. A diferencia de Gambia, se concentró la atención en el total de hermanas y no solamente a las alguna vez casadas o unidas, por la importancia que tiene en América Latina la fecundidad de las mujeres solteras.

En el caso de Lima, se preguntó por el número de hermanas que llegaron con vida hasta los 15 años; de éstas, cuántas se casaron (o unieron) alguna vez y luego las muertes maternas de estas últimas. Sin embargo, como se verá más adelante, la manera de preguntar en este caso condujo a problemas de interpretación de los datos con relación a la determinación de la población expuesta al riesgo de muerte materna.

1. Chile, comuna de Temuco y Provincia de Cautín: Reducciones Indígenas

En este caso se preguntó a todas las personas de 12 años o más sobre la sobrevivencia de las hermanas. Las preguntas fueron formuladas de la siguiente manera:

- a. ¿Cuántas hermanas (de la persona informante) por parte de madre, están vivas actualmente? (NO incluya a la entrevistada).

- b. ¿Cuántas hermanas (de la persona informante) por parte de madre están muertas?
- c. ¿Cuántas hermanas (de la persona informante) murieron
- Durante el embarazo [][]
 - Durante el parto [][]
 - En la cuarentena ? [][]

La principal diferencia respecto a la metodología originalmente propuesta estriba en el hecho de que se obtiene el total de hermanas tenidas, sumando las hermanas vivas al momento de la entrevista y las hermanas fallecidas sin considerar el hecho de que algunas no hayan alcanzado la edad en que empezarían a estar expuestas al riesgo de una mortalidad materna, (definida generalmente como 15 años). La información básica se presenta en el Cuadro 4.

Con la información así recolectada, es necesario deducir aproximadamente la población expuesta al riesgo de morir por una causa materna, esto es, el número total de hermanas tenidas que llegaron con vida a la edad de 15 años, independientemente de que hubieran fallecido o no después de esta edad.

Las columnas 4, 5 y 6 incluyen información de hermanas vivas y muertas menores de 15 años y, por lo tanto, no se les puede relacionar directamente con la información sobre muertes maternas, pues éstas, por definición, solamente pueden haber ocurrido a mujeres embarazadas, lo que significa al menos, haber ingresado al período reproductivo o, en el presente caso, tener más de 15 años. Consecuentemente debe hacerse una corrección a los datos originales para llegar a una serie de valores de $N(i)$, o sea, total de hermanas mayores de 15 años que llegaron con vida hasta esa edad. Este es el denominador que representa a las mujeres expuestas al riesgo de una muerte materna y que se necesita para la aplicación del método. Esto implica deducir de la información, las hermanas vivas que todavía no han entrado al período reproductivo y las muertes de hermanas con menos de 15 años.

En símbolos:

$$N(i) = NT(i) - NV(i)^{-15} - NM(i)^{-15} \quad (4)$$

$$N(i) = NV(i) - NV(i)^{-15} + NM(i)^{15+} \quad (5)$$

Donde:

- (i) indica el grupo de edades del informante;
- $N(i)$ en las ecuaciones (4) y (5) son los denominadores que se necesitan, o sea, las mujeres que han alcanzado con vida los 15 años de edad;
- NT son las hermanas totales tenidas por los informantes que en el caso de Cautín se obtienen por la suma de las hermanas sobrevivientes y las hermanas muertas;
- NV son las hermanas vivas al momento de la entrevista;

Información por determinar:

- NV^{-15} son las hermanas menores de 15 años vivas al momento de la entrevista;
 NM^{-15} son las hermanas que murieron antes de llegar a los 15 años;
 NM^{15+} son las hermanas que murieron en edades superiores a los 15 años.

Dado el hecho de que NM^{-15} y NM^{15+} son complementarios, basta determinar uno de los dos para conocer el otro; en este trabajo se decidió estimar el primero. En lo que concierne a NV^{-15} , este factor sólo tiene un peso substancial en las edades entre 15 y 30 años aproximadamente; después de esa última edad puede ignorarse debido al hecho de que prácticamente todas las hermanas menores de los informantes efectivamente habrán entrado al período reproductivo.

Cuadro 4
**CAUTIN, 1988: POBLACION DE 15 AÑOS Y MAS POR GRUPOS DE EDADES
 SEGUN SOBREVIVENCIA DE HERMANAS**

Grupo de edades	Total de personas	Personas con declaración	Sobrevivencia de hermanas			
			Total hermanas tenidas	Hermanas vivas	Hermanas muertas	Muertes maternas
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
15-19	1 478	1 468	3 869	3 418	451	20
20-24	1 184	1 173	3 576	3 035	541	23
25-29	944	924	2 874	2 432	442	15
30-34	803	794	2 563	2 134	429	23
35-39	772	749	2 374	1 879	495	24
40-44	616	604	1 762	1 347	415	20
45-49	606	590	1 739	1 297	442	21
50-54	553	539	1 563	1 094	469	26
55-59	504	483	1 338	895	443	13
60+	1 456	1 390	3 510	1 855	1 655	68
Total	8 916	8 714	25 168	19 386	5 782	253

Fuente: UFRO et al., 1989.

La manera en que fueron estimadas las NV^{-15} y las NM^{-15} se describe a continuación.

1.1. Estimación de las hermanas menores de 15 años vivas al momento de la entrevista

Para estimar $NV(i)^{-15}$ se usó una distribución teórica por edades de los hermanos sobrevivientes según edad del informante (Hill, 1983), excluyendo lógicamente, en el caso de mujeres, a la informante. La distribución se aplicó a la información del total de hermanas vivas al momento de la entrevista, obteniendo así NV^{-15} para cada grupo de edades del informante.

En el Cuadro 5, donde se presenta la aplicación del método a los datos de Cautín, se puede ver la distribución utilizada en la columna 5.

1.2. Estimación de las hermanas que murieron antes de alcanzar los 15 años

Este contingente fue estimado a partir del total de hermanas tenidas, $NT(i)$, y su correspondiente probabilidad de morir antes de llegar a los 15 años, mediante la expresión:

$$NM(i)^{-15} = NT(i) * (1 - l(15)) \quad (6)$$

Donde, $l(15)$ es la probabilidad de sobrevivir hasta los 15 años tomada de una tabla de vida que refleja adecuadamente la mortalidad femenina en el pasado. Aplicando el método de sobrevivencia de hermanos de Hill y Trussell (1977), el de orfandad materna y el de hijos sobrevivientes se llegó a un $l(15)$ de 0.86 aproximadamente, lo cual corresponde a un nivel de 16 del modelo Oeste de las tablas de Coale-Demeny (1983). Esta estimación es coherente con la que se estimó para las reducciones indígenas de la IX región de Chile a partir del censo de 1982 y que comprendió la población investigada.

Incorporando estas dos correcciones se calculó $N(i)$ a partir de la siguiente expresión:

$$N(i) = NT(i) - NV(i) * \{\% NV(i)^{-15}\} - \{NT(i) * (1 - l(15))\} \quad (7)$$

lo que es equivalente a:

$$N(i) = \{NT(i) * l(15)\} - \{NV(i) * \%NV(i)^{-15}\} \quad (8)$$

Una vez determinados los valores de $N(i)$, se puede aplicar el método, tal como está indicado en las columnas 7 a 10 del Cuadro 5.

Como se observa en la última columna, los valores de $q(w)$, en las edades entre 25 y 49, se presentan relativamente estables aunque disminuyendo con la edad; en promedio en este intervalo $q(w)$ tiene un valor de 0.018. En los dos primeros grupos de edades, $q(w)$ tiene valores mayores en relación a las otras edades y después de los 50 años los valores comienzan a ser erráticos, por lo cual es recomendable descartarlos.

Cuadro 5
**CAUTIN, 1988: ESTIMACION DE LA MORTALIDAD MATERNA USANDO EL
 METODO DE LA SOBREVIVENCIA DE HERMANAS**

Grupos de edades	Número de informantes	Total hermanas tenidas	Total hermanas vivas	Proporción de hermanas menores de 15 años ^a	Total hermanas expuestas ^b	Muertes maternas	Factores de ajuste	Unidad hermanas expuestas al riesgo	Probabilidad de morir por causas maternas
(i)		NT(i)	NV(i)		N(i)	r(i)	A(i)	B(i)	q(w)
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)=(6)*(8)	(10)=(7)/(9)
15-19	1 468	3 869	-	0.502	3 707 ^c	20	0.107	397	0.0504
20-24	1 173	3 576	-	0.306	2 962 ^c	23	0.206	610	0.0377
25-29	924	2 874	2 432	0.144	2 121	15	0.343	728	0.0206
30-34	794	2 563	2 134	0.051	2 095	23	0.503	1 054	0.0218
35-39	749	2 374	1 879	0.012	2 019	24	0.664	1 341	0.0179
40-44	604	1 762	1 347	0.001	1 514	20	0.802	1 214	0.0165
45-49	590	1 739	1 297	0.000	1 496	21	0.900	1 346	0.0156
50-54	539	1 563	1 094	0.000	1 344	26	0.958	1 288	0.0202
55-59	483	1 338	895	0.000	1 151	13	0.986	1 135	0.0115
60 +	1 390	3 510	1 855	0.000	3 012	68	1.000	3 012	0.0226
Total	8 714	25 168	12 933		21 421	253		12 125	0.0209^d

^aObtenida a través de una distribución teórica de hermanos sobrevivientes por grupo de edades de los informantes.

^bCalculado mediante la siguiente fórmula: $N(i) = NT(i) * l(15) - NV(i) * col.(5)$ with $l(15) = 0.86$.

^cDerivado multiplicando el número de informantes en este grupo de edades por el promedio de hermanas expuestas correspondientes a informantes entre 25 y 49 años.

^dCalculado como la suma de $r(i)$ y dividido por la suma de $B(i)$

Considerando que es conveniente disponer de un indicador o medida resumen, se podría calcular $Q(w)$ tomando en cuenta la experiencia de todas las hermanas. Sin embargo, como en las edades centrales las estimaciones parecen más coherentes, se recomienda basar la estimación de $Q(w)$ en el intervalo 25-50 ó 25-44.

De esta forma, se calculó para esta población, utilizando las edades 25 a 50 un riesgo de morir por causa materna de 0.0181 ó de 0.0189 si se consideran las edades 25 a 44. Esto significa que de cada 53 ó 55 mujeres que entran al período reproductivo, 1 de ellas morirá por una causa materna.

Transformando esta probabilidad en una medida convencional, que es la razón de mortalidad materna (RMM), se obtienen entre 414 y 433 muertes maternas por 100 000 nacidos vivos. Para este cálculo se utilizó la fórmula (1), con una TGF de 4.4, que es la fecundidad estimada al momento en que se ubican las estimaciones $Q(w)$.

La localización temporal del valor de $Q(w)$ fue calculado a partir de la Tabla B del Anexo. Así, se tiene que estas estimaciones se sitúan aproximadamente 12 años antes del censo, o sea a fines de la década del 70.

2. Perú, distritos periféricos de Lima: Poblaciones Marginales

La aplicación del método de sobrevivencia de hermanas al caso de Lima demuestra la importancia de una clara determinación de la categoría de mujeres expuestas al riesgo de morir por una causa materna en relación con la fecundidad. En este estudio, descrito en detalle por Graham y Brass (1988), las preguntas fueron hechas solamente a mujeres con edades entre 15 y 49 años con la siguiente secuencia:

- a. Aparte de usted, ¿cuántas de sus hermanas alcanzaron la edad de 15 años, incluyendo las que murieron después de esa edad?
- b. De esas, ¿cuántas se casaron o convivieron alguna vez con un hombre, incluyendo aquellas hermanas que están ahora muertas?
- c. De éstas ¿cuántas están actualmente muertas?
- d. ¿Cuántas de ellas fallecieron mientras estuvieron embarazadas, o durante el parto, o dentro del mes siguiente del parto?

Con esta secuencia de preguntas, las estimaciones finales son representativas de toda la población solamente si no hay embarazos fuera del matrimonio o unión. Si, por el contrario, como en el caso de Lima y de la gran mayoría de países latinoamericanos, hay una proporción importante de embarazos entre mujeres solteras, esta forma de recolectar la información permitiría estimar únicamente la mortalidad materna "marital".

Cuadro 6

LIMA, 1986: ESTIMACION DE LA MORTALIDAD MATERNA MARITAL
USANDO EL METODO DE SOBREVIVENCIA DE HERMANAS

Grupo de edades (i)	Número de informantes	Hermanas alguna vez casadas N (i)	Muertes maternas r (i)	Factor de ajuste A (i)	Unidades-hermanas alguna vez casadas B (i)	Probabilidad de morir marital q (w)
15-19	1 619	2 977 ^a	2	0.107	319	0.0063
20-24	1 597	2 936 ^a	8	0.206	605	0.0132
25-29	1 292	1 968	7	0.343	675	0.0104
30-34	1 051	1 907	12	0.503	959	0.0125
35-39	822	1 684	18	0.664	1 118	0.0161
40-44	650	1 448	7	0.802	1 161	0.0060
45-49	506	938	4	0.900	844	0.0047
Total	7 537	13 858	58		5 681	0.0102

Fuente: Brass y Graham (1988), p. 26

^aSe obtiene multiplicando el número de informantes en este grupo de edades por el promedio de hermanas alguna vez casadas declaradas por los informantes entre 25 y 50 años de edad.

El Cuadro 6 presenta los resultados de la experiencia realizada en Lima. Los datos básicos muestran una proporción sorprendentemente alta de hermanas solteras y no convivientes aun entre las declaraciones correspondientes a los grupos de edades más avanzadas. La dificultad para interpretar estos datos estriba en la decisión que debe tomarse acerca de si deben atribuirse las muertes declaradas a *todas* las hermanas que alcanzaron la edad de 15 años o, si de hecho, las informantes contestaron las preguntas estrictamente en el orden en que se las presentaron y, en consecuencia, sólo consideraron mujeres alguna vez casadas o unidas. Como se puede ver en el cuadro, se ha supuesto que esta última alternativa es la correcta.

Debido a la pequeñez de los números de muertes declaradas y la consecuente irregularidad de las $q(w)$ se decidió calcular una medida global, $q(w)$, tomando la suma de *todas* las muertes declaradas y relacionándola a la suma de las unidades-hermanas expuestas al riesgo de morir por una causa materna durante su vida reproductiva, o sea $\sum p B(i)$. Así se llegó a una $Q(w)$ de 0.0102, lo cual significa que 1 de cada 98 mujeres muere por una causa materna durante su período reproductivo. La RMM varía entonces en torno a 286 por 100 000 nacidos vivos tomando una TGF⁶ de 3.56. Estas estimaciones se refieren a un período de tiempo de alrededor de 11.5 años anteriores a la encuesta.

⁶Lo correcto en este caso sería tomar una tasa global de fecundidad marital. Sin embargo, no se dispone de tal información por lo cual se adoptó la TGF como aproximación, aunque se sabe tal decisión conduce a una sobreestimación de la RMM.

Si las mujeres respondieron las preguntas sobre muertes maternas refiriéndose a todas las hermanas y no sólo a aquellas casadas o en unión, la estimación puede recalcularse usando el denominador apropiado. La Q en este caso es 0.0081 ó 1 en 123 mujeres expuestas al riesgo de muerte materna, y la RMM correspondiente es del orden de 228 por 100 000 nacidos vivos. La TGF es igual a la utilizada en el caso anterior así como también el período de referencia.

3. Bolivia, provincia de Avaroa, departamento de Oruro: Villas Rurales

La aplicación hecha a la población de Avaroa en Oruro, fue similar a la realizada en el caso de Chile. Las preguntas en esta ocasión fueron:

- a. ¿Cuántas hermanas ha tenido?
- b. De éstas, ¿cuántas han muerto?
- c. ¿Cuántas de éstas murieron como consecuencia de complicaciones del embarazo o del parto?

Como puede verse, existe también la necesidad de definir con exactitud la población expuesta al riesgo de morir por una causa materna, o sea las hermanas que llegaron con vida hasta la edad de 15 años. De esto, surge la necesidad de efectuar correcciones a los datos tal como se mencionó antes para el caso de las Reducciones Indígenas de Chile.

Adicionalmente, las preguntas sobre la ocurrencia de la muerte materna se hicieron sin especificar el período comprendido para el puerperio. De esta forma algunas muertes ocurridas dentro de los 42 días siguientes al parto pueden haber sido omitidas. Alternativamente pueden haber sido incluidas muertes de alguna forma relacionadas al parto, pero ocurridas después de los 42 días. Es posible que ambas interpretaciones se hayan dado, lo que conduce a una subestimación y sobreestimación de la mortalidad materna, respectivamente. Aun cuando se espera que los errores se hayan compensado de forma tal de no comprometer los resultados, el efecto final es difícil de predecir y la evaluación de los datos puede verse perjudicada.

Cuadro 7

ORURO, 1988: ESTIMACION DE LA MORTALIDAD MATERNA USANDO EL
METODO DE LA SOBREVIVENCIA DE HERMANAS

Grupos de edades	Número de informantes	Total hermanas tenidas	Total hermanas vivas	Proporción de hermanas menores de 15 años ^a	Total hermanas expuestas ^b	Muertes maternas	Factores de ajuste	Unidades-hermanas expuestas al riesgo	Probabilidad de morir por causas maternas
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)=(6)*(8)	(10)=(7)/(9)
(i)		NT(i)	NV(i)		N(i)	r(i)	A(i)	B(i)	q(w)
15-19	922	2 069	-	0.518	1 290 ^c	20	0.107	138	0.1448
20-24	641	1 438	-	0.353	897 ^c	26	0.206	185	0.1407
25-29	615	1 503	1 220	0.193	782	28	0.343	268	0.1044
30-34	674	1 594	1 264	0.063	999	46	0.503	503	0.0915
35-39	639	1 425	1 082	0.023	940	64	0.664	624	0.1026
40-44	511	1 058	818	0.003	714	40	0.802	572	0.0699
45-49	427	851	664	0.000	576	32	0.900	518	0.0617
50-54	328	620	477	0.000	420	31	0.958	402	0.0771
55-59	317	527	358	0.000	357	33	0.986	352	0.0938
60 +	710	1 155	691	0.000	782	66	1.000	782	0.0844
Total	5 784	12 240	6 574		7 757	386		4 344	0.0888^d

^aObtenida a través de una distribución teórica de hermanos sobrevivientes por grupo de edad de los informantes.

^bCalculado mediante la siguiente fórmula: $N(i) = NT(i) * I(15) - NV(i) * col.(5)$ con $I(15) = 0.677$.

^cDerivado multiplicando el número de informantes en este grupo de edades por el promedio de hermanas expuestas correspondientes a informantes entre 25 y 49 años.

^dCalculado como la suma de $r(i)$ y dividido por la suma de $B(i)$.

El nivel de la mortalidad (probabilidad de sobrevivir hasta los 15 años) fue determinado a partir de los datos del Censo de 1976, sobre hijos nacidos vivos e hijos sobrevivientes, refiriéndose, de esta manera, a la mortalidad de las cohortes que se están considerando. Las estimaciones del censo corresponden al nivel 10 del modelo Sur de las Tablas de Coale y Demeny (1983).

Para obtener la proporción de hermanas vivas al momento de la encuesta, se utilizó una distribución teórica (Hill,1983) pero, a diferencia de la utilizada para Chile, ésta contempló una TGF mayor. La aplicación al caso de Oruro se presenta en el Cuadro 7.

Se observan allí que los valores de $q(w)$ son bastante estables entre las edades 25 a 39. En contraste, y tal como en casos anteriores, los valores para los dos primeros grupos de edades son sospechosamente altos ya que en las otras edades los valores son menores y parecidos entre sí.

La estrategia para obtener una estimación global $-Q(w)-$ que es la de considerar los valores más estables, se aplicó al intervalo comprendido entre los 25 y 39 años dejando de lado el resto de la información. Así, se obtiene un valor de $Q(w)$ de 0.0989. Para la población encuestada en Oruro esto significa que de cada 10 mujeres que entran al período reproductivo, 1 de ellas morirá por una causa materna. Como puede observarse, es un valor extremadamente alto.

Transformando esta probabilidad en una medida convencional como es la razón de mortalidad materna (RMM), se obtienen 1 379 muertes maternas por 100 000 nacidos vivos. Para este cálculo se utilizó una TGF de 7.5 que sería la fecundidad correspondiente al momento en que se ubican las estimaciones $Q(w)$. La ubicación temporal del valor de $Q(w)$ fue calculado a partir de la Tabla B del Anexo, situando a las estimaciones aproximadamente 10 años antes de la fecha del censo, o sea en torno de 1978.

V. CONCLUSIONES Y RECOMENDACIONES

1. Información básica requerida para el método de la sobrevivencia de hermanas

Para aplicar el método de la sobrevivencia de hermanas es necesario, como mínimo, disponer de los siguientes datos:

- Número de hermanas tenidas –nacidas de la misma madre y excluida la informante– que alguna vez estuvieron expuestas al riesgo de un embarazo y consecuentemente de morir por una causa materna por grupos quinquenales de edades del informante. Esta información puede conseguirse preguntando por las hermanas que llegaron con vida hasta los 15 años, que tuvieron su menarquia, las mujeres que estuvieron alguna vez casadas o unidas, etc. dependiendo de la población que se va a investigar.
- Número de hermanas muertas por una causa materna por grupos quinquenales de edades del informante.

En general, se necesita un mínimo de tres preguntas para obtener estos datos y su formulación puede variar, según se ha visto en las aplicaciones anteriores. Lo importante es definir bien estas preguntas para obtener de la mejor manera posible los datos básicos, tomando en cuenta principalmente los rasgos propios de la sociedad que se está investigando.

Para América Latina, tal vez la mejor opción para definir el grupo expuesto al riesgo de una muerte materna, sea preguntar por el número de hermanas que llegan con vida a los 15 años y no las alguna vez casadas o unidas debido a la gran incidencia de embarazos fuera del matrimonio.

Si, como en el caso de Temuco y Oruro, se necesita obtener el número de hermanas que llegaron con vida hasta los 15 años, a partir de la información sobre el total de hermanas tenidas nacidas vivas y total de hermanas vivas al momento de la entrevista, deben hacerse algunos ajustes. Se estima la mortalidad de las hermanas hasta antes de la edad 15, para definir luego por diferencia el número de hermanas expuestas al riesgo, tal como se ha descrito en este documento. Se puede mostrar que pequeñas variaciones en el valor de $l(15)$ no afectan las estimaciones finales. Así, por ejemplo, en el caso de Cautín, si se

hubiera utilizado un $l(15)$ de 0.814, valor que corresponde al nivel 14, y no al nivel 16 de las Tablas de Vida de Coale y Demeny, la diferencia final –aun en este caso extremo– en la mortalidad materna diferiría en solamente 5.6 por ciento. En términos de la razón de mortalidad materna, ésta variaría de 414 a 437 por 100 000 nacidos vivos.

2. Estimación de $Q(w)$, la probabilidad de que una mujer muera por una causa materna durante el período reproductivo

Para obtener $Q(w)$, la estimación global de la probabilidad de morir por una causa materna durante el período reproductivo, se debe considerar cuidadosamente cuál es el grupo de edades del informante más apropiado para ser incluido en el cálculo. Con respecto a la serie $q(w)$, se ha observado en las aplicaciones anteriores que los dos primeros grupos de edades de los informantes (15-19 y 20-24) conducen a resultados diferentes, especialmente en relación al grupo 25-49, lo cual, a la vista de las aplicaciones parece ser una tendencia sistemática, por lo que parece más apropiado excluirlas de la estimación.

Otro aspecto importante a considerar es el tamaño de la muestra y las consecuentes variaciones muestrales dentro de las subcategorías. Este argumento también es válido para las informaciones provenientes de entrevistados con edades más avanzadas (mayores de 50 años, por ejemplo). En este grupo de edades, además, se está más propenso a cometer errores de memoria, ya que la mayoría de las muertes habrán ocurrido hace varios años, de modo que, cuando sea necesario obtener una estimación global es preferible excluirlas también. Si se las incluyera, la ubicación en el tiempo del valor de $Q(w)$ se daría mucho más atrás, lo que implica una desventaja de la estimación obtenida. Esto es una justificación adicional para concentrar la atención en las informaciones de los menores de 50 años.

3. Sensibilidad de las estimaciones al nivel de la fecundidad definido para el cálculo de la Razón de Mortalidad Materna

Al mismo tiempo que el método de sobrevivencia de hermanas produce estimaciones robustas de la probabilidad de morir por una causa materna a lo largo del período reproductivo – $Q(w)$, o $q(w)$ para los diferentes grupos de edades del informante– su transformación a la correspondiente razón de mortalidad materna (que necesita información de fecundidad referida al mismo momento en que refiere la mortalidad materna) es más sensible al valor de la TGF utilizada que una variación en la mortalidad, por lo que ésta debe ser definida muy criteriosamente, especialmente si la fecundidad ha estado disminuyendo. Si, por ejemplo, en el caso de Cautín se hubiese utilizado una TGF de 5 (en vez de 4.4), la RMM sería 365 por cien mil nacidos vivos. Una TGF de 4 daría una RMM de 456 por 100 000 nacidos vivos. En otras palabras, una diferencia de un hijo en la TGF haría variar el valor de la RMM en casi 100 muertes maternas por 100 000 nacidos vivos.

4. Resultados

Los resultados de las cuatro aplicaciones del método de sobrevivencia de hermanas descritas en este documento se presentan en el siguiente cuadro resumen.

Cuadro 8
RESUMEN DE LOS RESULTADOS DE LAS DIFERENTES APLICACIONES
DEL METODO DE LA SOBREVIVENCIA DE HERMANAS
PARA LA ESTIMACION DE MORTALIDAD MATERNA

Región	TGF	1(15)	Q(w)	RMM (por 100 000 nacidos vivos)	T* (en años)
Gambia	5.96	-	0.0584 (1 en 17) ^a	1 005	11.7
Lima**	3.56	-	0.0081 (1 en 123) ^a	228	11.1
Cautín	4.40	0.86	0.0181 (1 en 53) ^b	414	12.8
Avaroa	7.50	0.68	0.0989 (1 en 10) ^c	1 379	10.0

Considerando los grupos de edades:

^a 5 - 50

^b 25 - 50

^c 25 - 40

*Número de años a que se refiere la estimación en relación a la fecha de la entrevista.

**Estimada para todas las mujeres y no sólo las alguna vez casadas, como en el Cuadro 6.

Los resultados enfatizan la magnitud que el subregistro y/o errores en la clasificación de la causa de muerte pueden tener en las estadísticas oficiales. Como se puede apreciar, en las distintas realidades en que se aplicó el método, se obtuvieron niveles muy diferentes: una razón de mortalidad materna que va desde 262 para Lima, Perú, hasta 1 379 en Avaroa, Bolivia. Sin embargo, todas estas estimaciones tienen en común el hecho de que, sin excepción, son mucho más altas que aquellas que se derivan de las estadísticas vitales, tal como se documentó al inicio de este trabajo.

5. Necesidad de posteriores investigaciones en América Latina

En este documento se ha descrito y aplicado un método nuevo para estimar mortalidad materna en sociedades que carecen de buenas estadísticas y donde faltan fuentes alternativas de información o éstas son inadecuadas. El método de la sobrevivencia de hermanas ha mostrado resultados razonables y robustos. Sin embargo, por ser novedoso es altamente prioritario incentivar actividades que atiendan a las siguientes consideraciones:

- a) Más aplicaciones en el terreno para comprobar su robustez en diferentes realidades de las que se ha venido aplicando hasta el momento;

- b) Inclusión de preguntas que permitan captar las muertes de hermanas debidas al aborto, ya que ésta parece ser una de las causas más importantes de mortalidad materna en América Latina.
- c) Más investigación sobre los supuestos subyacentes al método y la manera de obtener la información básica en el terreno;
- d) Necesidad de utilizar este método como herramienta valiosa para complementar los datos provenientes de fuentes convencionales.
- e) Necesidad de divulgación de este método resaltando la rapidez en conseguir resultados y su facilidad de aplicación.

Las aplicaciones descritas en este documento dan sólidos elementos de juicio para estimular más estudios similares. No cabe duda que a medida que se acumulen nuevas experiencias se podrá atender a los puntos antes mencionados refinando y flexibilizando el procedimiento básico.

Finalmente, y a manera de resumen: el método de sobrevivencia de hermanas para estimar mortalidad materna es una de las más recientes técnicas dentro del ámbito de metodologías indirectas para medir la mortalidad, encontrándose aún en fase de experimentación y desarrollo. Más refinamientos y adaptaciones a la propuesta original deben ser realizadas a fin de acumular experiencia y mejorar la robustez del mismo. Estos incluirán estudios del procedimiento analítico tendientes a mejorar los factores de ajuste; técnicas del trabajo de campo para mejor recolección de los datos; inclusión de preguntas adicionales, como lugar y fecha de la muerte materna; y métodos para evaluar las estimaciones de mortalidad materna obtenidas.

AGRADECIMIENTOS

Los autores agradecen a los colaboradores –a nivel institucional e individual– y a las agencias que permitieron financiar las cuatro aplicaciones del método de sobrevivencia de hermanas, relatadas en este documento.

Por el estudio de Cautín, Chile: a las instituciones que participaron en el Censo Experimental de las Reducciones Indígenas: la Universidad de la Frontera de Temuco, (UFRO); La Pontificia Universidad Católica de Chile (PUC), sede Temuco; la Fundación Instituto Indígena (FII); el Instituto Nacional de Estadística (INE) de Chile; el Programa de Apoyo y Extensión en Salud Materno-Infantil (PAESMI); y el Centro Latinoamericano de Demografía (CELADE).

Por el estudio en Gambia: al British Overseas Development Administration, cuyo apoyo financiero facilitó el trabajo de campo. Su culminación no habría sido posible sin la cooperación del Laboratorio, en Gambia, del Consejo Médico Británico. Agradecemos particularmente al Dr. Robert Snow, quien tuvo un papel central durante el trabajo de campo; al personal del Consejo Médico Regional (CMR) del Puesto de Farafenni; y al Dr. Brian Greenwood, Director del CMR en Gambia.

Por la encuesta de Lima: al Programa de Control de Enfermedades Diarreicas de la Organización Mundial de la Salud por el apoyo financiero; a los investigadores principales, Dr. Alex Aguirre y Dr. Alan Hill, a nuestros colegas del Centro de Estudios de Población de la LSHTM. Nuestro reconocimiento por permitirnos disponer de los datos de mortalidad materna y por su asistencia en el análisis e interpretación de los mismos. Agradecemos también la colaboración del Ministerio de Salud del Perú y a los entrevistadores que participaron en el trabajo de campo.

A las instituciones participantes en el estudio de Avaroa, Bolivia: el Consejo Nacional de Población (CONAPO), Bolivia; Servicio de Información y Acción en Población (SIAP); UNICEF y CELADE.

El trabajo en conjunto sobre el método de la sobrevivencia de hermanas con CELADE y LSHTM, descrito en este documento, contó con el apoyo financiero de la Organización Panamericana de la Salud; Cida-Canadá; British Overseas Development Administration y la Fundación Ford de Nueva York.

Finalmente, agradecemos al Dr. Juan Chackiel, Jefe del Area de Demografía del CELADE y al Profesor William Brass, profesor emérito de la LSHTM por el apoyo e incentivo dados a nuestro interés en mortalidad materna.

BIBLIOGRAFIA

- Billewicz, W.Z. y McGregor, I.A., (1981). "The demography of two West Africa (Gambian) villages, 1951-1975", en *Journal of Biosocial Science*, 13: 219-240.
- Boerma, J.T. (1987). "Levels of maternal mortality in developing countries", en *Studies in Family Planning*. 18 (4), 213-221.
- Booth, H., (1984). "Transforming Gompertz's functions for fertility analysis: the development of a standar for the relational Gompertz function", en *Population Studies*, 38 (3):495-506.
- Brass, W.,(1974). *Métodos para estimar la fecundidad y la mortalidad en poblaciones con datos limitados*. CELADE, Serie E, No.14, Santiago, Chile.
- Brass, W. y Bamgboye, E.A., (1981). *The time location of reports of survivorship: Estimates for maternal and paternal orphanhood and the ever widowed*. (CPS Research Paper 81 - 1). LSHTM.
- Coale, A.J. y Demeny, P., (1983). *Regional model life tables and stable populations*. Segunda ed. Nueva York; Academic Press.
- Fortney J.A., Saleh, S., Gadalha S. y Rogers, S.M., (1984). *Causes of death to women of reproductive age in Egypt*. Working Papers in Development, Michigan State University, East Lansing - Michigan.
- Graham, W., (1988). "Maternal mortality: pieces of a pattern". Documento preparado para *Disease and Mortality in Sub-Saharan Africa*, Frachen, R. G. ED. Oxford University Press.
- Graham, W. y Airey P., (1987). "Measuring maternal mortality: sense and sensivity", en *Health Policy and Planning*, 2 (4): 323-333.
- Graham, W. y Brass W., (1988). *Field performance of the sisterhood method for measuring maternal mortality*. Documento presentado al Seminario "Recolección y Procesamiento de Datos Demográficos en América Latina". IUSSP, Mayo 23-27, Santiago, Chile.
- Graham, W., Brass W. y Snow R.W., (1988). "Estimating maternal mortality: the sisterhood method", en *Studies in Family Planning*, 20 (3):125-135.
- Hertz, B. y Measham A.R., (1987). *The safe motherhood initiative: proposals for action*. The World Bank, Washington.
- Hill, K., (1983). "Nota sobre la utilizacion de informacion sobre la residencia de hermanos sobrevivientes para estimar la emigración", en *Notas de Población*, año XI, No. 31.
- Hill, K. y Trussell, J., (1977). "Further developments in indirect mortality estimation", en *Population Studies*, 31 (2):313-334.
- NACIONES UNIDAS, (1983). *Manual X. Técnicas indirectas de estimación demográfica*, Naciones Unidas, Nueva York.
- OPS, (1978). *Clasificación Internacional de Enfermedades*. Revisión 1975, Volumen I, OPS-OMS, Washington.
- OPS, (1988). *Mortalidad materna en América Latina*, OPS, Washington.
- OPS-OMS (s.f.). *Elementos básicos para el estudio y para la prevención de la mortalidad materna*. OPS-OMS, Washington.
- OPS-OMS (1986). *Documento de referencia sobre estudio y prevención de la mortalidad materna*, Washington.

- Oyarce, A.M., Romaggi M.I. y Vidal, A., (1989). *Cómo viven los mapuches: Análisis del Censo de 1982*. PAESMI-CELADE.
- Preston, S.H., (1976). *Mortality patterns in national populations with special reference to recorded causes of death*. Nueva York, Academic Press.
- Puffer, R.R. y Griffith, W.G.,(1967). *Patterns of urban mortality*. PAHO – Scientific Publication No. 151. Washington DC: Pan American Health Organization.
- Royston, E. y Armstrong S., (1989). *Preventing maternal deaths*. (Ed) - World Health Organization, Ginebra, Suiza.
- Royston, E. y Lopez, A.D., (1987): On the assessment of maternal mortality, en *World Health Statistics Quarterly*. 40:210-224. Ginebra, Suiza.
- Starrs, A., (1987). *La prevención de la tragedia de las muertes maternas*. Informe sobre la Conferencia Internacional sobre la Maternidad sin Riesgo. OMS-BM-FNUAP, Nairobi, Kenya.
- UNIVERSIDAD DE LA FRONTERA (UFRO), et al., (1989). *Tabulaciones básicas*. INE, Santiago, Chile.
- Walker, G.J.A., Ashley, D.E.C., McCaw, A.M. y Bernard, G.W, (1986). "Maternal mortality in Jamaica", en *The Lancet*. 1, 456-458.
- WORLD HEALTH ORGANIZATION, (1986). "Maternal mortality: helping women off the road to death". Report based on the Interregional Meeting on the Prevention of Maternal Mortality, Nov. 1985 – *WHO -Chronicle*, 40: 175-183.

ANEXO

1. Cálculo de los factores de ajuste

El cálculo de los factores de ajuste, $A(i)$, que representa $\pi(i)/q(w)$, fue hecho combinando un modelo de mortalidad materna por edad con una distribución teórica de las diferencias entre las edades de hermanos (as) e informantes. La simplificación surge de la constatación de que la distribución por edad de la mortalidad materna, para los diferentes niveles presentados por Preston (1976), se ajusta extraordinariamente bien mediante el modelo relacional de Gompertz y usando una distribución estándar tal como la de Heather Booth (Booth, 1984). Así, se tiene,

$$-\ln [-\ln\{q(u)/q(w)\}] = a + b \cdot Y'(u) \quad (1)$$

siendo $a = -0.5$ y $b = 0.8$. Estos parámetros modifican la estándar con respecto a su localización por edad y la dispersión de la curva, de manera tal que reflejan los efectos esperados de la mortalidad con relación a la edad de la madre y su riesgo de morir de una causa materna.

La expresión para la probabilidad de morir por una causa materna a la edad u , puede ser expresada consecuentemente como:

$$q(u) = q(w) \cdot \exp[-\exp\{0.5 - 0.8 \cdot Y'(u)\}] \quad (2)$$

Se asume que estos parámetros son satisfactorios para cualquier población. Factores de ajuste para estimar $q(w)$ de los valores observados de $\pi(i)$ pueden ser calculados a partir de un modelo utilizando la expresión (2) para $q(u)$ en combinación con una distribución fija de la diferencia de edades entre las hermanas y los informantes:

$$\pi(i) = \int \sigma(z) \cdot q(u+z) dz, \quad (3)$$

donde:

- $\sigma(z)$ es una distribución fija de las diferencias entre las edades de las hermanas y las de los informantes;
- $q(u) = q(w) \cdot \exp[-\exp\{0.5 - 0.8 \cdot Y'(u)\}]$, o sea, un modelo relacional de Gompertz tomando como estándar, $Y'(u)$, el de Heather Booth (Booth, 1984).

Luego, $\pi(i) = \int \sigma(z).q(u+z)dz$ puede ser tabulado como una proporción de $q(w)$ para una serie apropiada de valores de u . Para cualquier valor observado de $\pi(i)$ se puede leer en la tabulación esa relación y así estimar el valor de $q(w)$. La Tabla A a continuación, da los factores para estimar $q(w)$ a partir de $\pi(i)$ para valores específicos de i . Más detalles sobre la derivación de estos factores puede encontrarse en Graham y Brass (1988).

Tabla A
FACTORES DE AJUSTE PARA ESTIMAR $q(w)$ A PARTIR DE $\pi(I)$

Edad del informante (u)	A (u)	Grupo de edades (i)	A (i)	Edad del informante (u)	A (u)	Grupo de edades (i)	A (i)
12.5	0.048	10-14	0.048	42.5	0.802	40-44	0.802
15	0.073			45	0.856		
17.5	0.107	15-19	0.107	47.5	0.900	45-49	0.900
20	0.151			50	0.934		
22.5	0.206	20-24	0.206	52.5	0.958	50-54	0.958
25	0.270			55	0.975		
27.5	0.343	25-29	0.343	57.5	0.986	55-59	0.986
30	0.421			60	0.992		
32.5	0.503	30-34	0.503	62.5	0.996	60-64	0.996
35	0.585			65	0.998		
37.5	0.664	35-39	0.664	67.5	0.999	65-69	0.999
40	0.737		70	1.000			

Fuente: Brass y Graham (1988)

2. Ubicación en el tiempo de las estimaciones

La ubicación en el tiempo de las estimaciones de cada $q(w)$ o, alternativamente la estimación global, $Q(w)$, puede calcularse para un informante de edad i , mediante la siguiente fórmula:

$$T = \frac{\int \sigma(z) \int q(x) dx dz}{\int \sigma(z).q(u+z) dz}$$

con los mismos modelos mencionados anteriormente. Valores para $\hat{T}(i)$ correspondientes a la edad i del informante fueron tabulados (Brass y Graham, 1988) y se presentan en el tabla B que sigue a continuación:

Tabla B
ESTIMACION DEL MOMENTO A QUE CORRESPONDEN LAS
ESTIMACIONES OBTENIDAS POR EL METODO DEL
SOBREVIVENCIA DE HERMANAS

Edad del informante (u)	Grupo de edades (i)	T (años)	Edad del informante (u)	Grupo de edades (i)	T (años)
17.5	15-19	5.7	47.5	45-49	17.5
22.5	20-24	6.8	52.5	50-54	21.2
27.5	25-29	8.1	57.5	55-59	25.6
32.5	30-34	9.7	62.5	60-64	30.3
37.5	35-39	11.7	67.5	65-69	35.2
42.5	40-45	14.3	72.5	70-74	40.2

Fuente: Graham y Brass (1988)

