

**EVALUACION DEL TRABAJO DE CAMPO DEL METODO
DE LA SOBREVIVENCIA DE HERMANAS
PARA MEDIR LA MORTALIDAD MATERNA**

Wendy Graham*

William Brass*

Centre for Population Studies

London School of Hygiene and Tropical Medicine

RESUMEN

En muchos países en vías de desarrollo se ha declarado como un problema de salud prioritario la reducción de la mortalidad materna. Traducir esta declaración en acción implica obtener datos con escasos recursos. Los datos juegan un rol esencial en la planificación, manejo y evaluación de las acciones. En muchos países en desarrollo la información confiable y oportuna es escasa y es poco alentador el mejoramiento que pueda introducirse, a corto plazo, a las fuentes convencionales de información. Se requieren métodos alternativos y complementarios que se puedan adoptar a las necesidades y las condiciones de los países en desarrollo.

Los métodos indirectos para estimar indicadores demográficos han contribuido en forma significativa al conocimiento de la mortalidad de la niñez y adulta en estos países.

Este documento presenta un nuevo método indirecto, el de sobrevivencia de hermanas, destinado a medir la mortalidad materna. Se presentan los resultados de los ensayos realizados en Gambia y el Perú.

(MORTALIDAD)

(MEDICION DE LA MORTALIDAD)

(METODOLOGIA)

FIELD PERFORMANCE OF THE SISTERHOOD METHOD FOR MEASURING MATERNAL MORTALITY

SUMMARY

Reducing maternal mortality has now been declared a health priority in many developing countries. Translating rhetoric into action requires inputs of scarce resources. Information plays an essential role in the planning, management and evaluation of action. In many developing countries, reliable and timely information is also a scarce resource and the short term prospects for significant improvement of the conventional sources of data on maternal mortality are not encouraging. Alternative and complementary methods for generating information are required which recognize the needs and constraints of developing countries. Indirect techniques for demographic estimation have made a considerable contribution to our knowledge of child and adult mortality in these circumstances. This paper describes a new indirect technique, the sisterhood method, for estimating maternal mortality and the results of the first two field trials in Gambia and Peru.

(MORTALITY)
(MORTALITY MEASUREMENT)

(METHODOLOGY)

AGRADECIMIENTOS

Los autores desean dejar constancia de su reconocimiento por el apoyo financiero y la colaboración prestada a las dos experiencias presentadas en este documento:

- Para el estudio en Gambia se contó con el apoyo financiero de la British Overseas Development Administration. La experiencia no habría podido llevarse a cabo sin la cooperación de los Laboratorios del Consejo de Investigación Médico Británico (MRC), de Gambia; agradecimientos, en particular, al Dr. Robert Snow que jugó un papel central en las labores de campo, al equipo del MRC de Farafenni, y al Dr. Brian Greenwood, y al Director del MRC de Gambia.
- El financiamiento del ensayo realizado en Lima, estuvo a cargo del Programa del Control de Enfermedades diarreicas de la Organización Mundial de la Salud, Ginebra. Los principales investigadores fueron los señores Alex Aguirre y Allan Hill, nuestros colegas en el Centro de Estudios de Población. Les agradecemos la gentileza que tuvieron para permitir utilizar sus informaciones sobre la mortalidad materna y ayudarnos en el análisis e interpretación de los resultados. Agradecemos además a los colaboradores, en este estudio, del Ministerio de Salud de Lima y a los entrevistadores.

INTRODUCCION

Las tasas de mortalidad materna han llamado la atención recientemente por presentar la mayor disparidad entre los países desarrollados y los en desarrollo, entre todas las estadísticas de salud pública (Mahler, 1987). La última corriente de pensamiento tiende a explicar esta diferencia a "falta de información", aunque algunos podrían considerar esto como una expresión menos controvertida que la de discriminación de las necesidades de las mujeres. Sin embargo pocos podrían dudar de la importancia de esta información para planificar, manejar y evaluar los programas que se llevan a cabo en la actualidad para reducir las muertes relacionadas con la maternidad y aumentar así el nivel de salud materna en los países en desarrollo.

Intuitivamente, puede esperarse que la mortalidad materna alcance los niveles más altos donde los servicios médicos y sanitarios sean los más inadecuados. Esto no se puede afirmar categóricamente, ya que estas circunstancias son también concomitantes con la existencia de infraestructuras estadísticas pobres, lo que no es un hecho que sorprenda (WHO, 1987). Las fuentes convencionales de las informaciones sobre causas de muerte disponibles en los países desarrollados —estadísticas vitales y estadísticas de servicios de salud— tienen en los países en desarrollo serias omisiones o inexactitudes. A fin de atender el llamado a proporcionar estimaciones posibles de mortalidad materna, para todos los Estados miembros de la Organización Mundial de la Salud hacia 1995 (WHO, 1986a), es necesario desarrollar técnicas alternativas y complementarias de recolección de información. Este documento describe una de esas técnicas.

El método de la sobrevivencia de hermanas estima en forma indirecta la mortalidad materna a partir de las proporciones de hermanas que fallecen por causas asociadas al embarazo, que declaran informantes adultos durante un censo o encuestas. Como toda estimación indirecta, el método no sólo proporciona un marco de referencia para mejorar la identificación en terreno de las muertes maternas, sino además, este método permite convertir estas proporciones en medidas demográficas convencionales. Este documento concentra su atención en la aplicación práctica del método.

En la primera sección, se consideran aquellas características de la mortalidad materna, que afectan su medición, en base a encuestas de la población. A continuación se describe y se justifica el método de la sobrevivencia de hermanas. La parte principal del documento la constituye la experiencia de la recolección de información en los casos de Gambia y el Perú. La última sección resume la potencialidad del método en comparación con otros destinados también a medir la mortalidad materna.

MEDICION DE LA MORTALIDAD MATERNA

En los últimos 20 a 30 años en los países en desarrollo se ha acumulado una experiencia considerable en relación a la recolección de información para medir la mortalidad. Sin duda, este progreso ha tenido una mayor significación en lo que se refiere a la mortalidad total. En cuanto a la recolección de información confiable que permita estimar la mortalidad por causas, los avances han sido más limitados. Se puede esperar que ciertas causas de muerte se declaren con mayor frecuencia y cabalidad por parte de los familiares de los fallecidos que las relativas a otras causas. Así por ejemplo, en el caso de los accidentes, como causa de muertes adultas, probablemente es más confiable la información que se obtiene en una encuesta de comunidad que, digamos, la correspondiente al caso de muertes por "mesotelioma de la pleura". Este ejemplo, de hecho, ilustra varios puntos importantes, que por razones intuitivas aparentemente obvias, tienen significativas implicaciones para la clasificación de la causa de muerte que se haya declarado, pero que a menudo se ignoran. La declaración completa y cabal de las causas de muerte depende, en gran medida, de las circunstancias de la muerte (por ejemplo: muerte súbita, violencia, lugar, intervalo de tiempo transcurrido); depende además de factores asociados con el respondiente (por ejemplo, sensibilidad, relación de parentesco con el fallecido, memoria, motivación), también, claro está, del diagnóstico (por ejemplo, diagnóstico médico versus diagnóstico de terceras personas o de personas legas, subrayando la causa final versus las causas contribuyentes), y finalmente, de la incidencia de la causa (por ejemplo, el sexo y la edad, los factores geográficos, los patrones temporales). Desde luego estos factores a su vez, actúan en forma interrelacionada. En tanto que es muy difícil hacer una generalización para todos los países en desarrollo, es claro que esta "interrelación" varía además según sea la causa de muerte. Tomar en cuenta estos factores es un primer paso esencial para diseñar un procedimiento de recolección de datos.

La Mortalidad Materna tiene características que son importantes para su medición. En su definición más simple una muerte materna es la que ocurre en el período de embarazo, parto y/o puerperio. Sin embargo, para incluir toda la mortalidad asociada con el embarazo es necesario formular definiciones que tomen en cuenta la distribución de las muertes que ocurren al término del embarazo, sea un nacido vivo o un aborto. De hecho, pueden ocurrir muertes relacionadas con el embarazo después que la mujer dejó de estar embarazada. Esto queda implícito en la siguiente definición de la Clasificación Internacional de Enfermedades, ampliamente conocida (CIE-9).

Defunción materna se define como la defunción de una mujer mientras está embarazada o dentro de los 42 días siguientes a la terminación del embarazo, independiente de la duración y sitio del embarazo, debida a cualquier causa relacionada con o agravada por el embarazo mismo o su atención pero no por causas accidentales o incidentales.

Esta definición se refiere más bien a una muerte asociada a un período (time of death) que a una causa específica de muerte, análoga a la definición de la mortalidad infantil (WHO, 1987). Las implicaciones de esta definición han sido analizadas en otros documentos (Fortney, 1987; Walker *et al.* 1986); en éste, es pertinente referirse a tres puntos.

En primer término el grupo expuesto a una muerte materna puede limitarse en base a dos elementos: todas las mujeres en el período reproductivo, y las mujeres embarazadas. Esta distinción está reflejada en dos medidas convencionales de la mortalidad materna: la tasa y la razón de la mortalidad materna. Ninguna de estas dos medidas refleja los dos componentes de la probabilidad que tiene una mujer de morir por causas maternas: la probabilidad de quedar embarazada y la probabilidad de morir como resultado del embarazo (Graham y Airey, 1987).

La razón (cociente) de mortalidad materna es esencialmente una medida del riesgo obstétrico y, en el contexto de una fecundidad alta, puede subrepresentar seriamente el problema. El rango de variación del riesgo de morir por una causa materna, durante el período reproductivo está aproximadamente entre 1/19, valor registrado en Africa del Este y Oeste, y 1/9850, en Europa del Norte (Herz y Measham, 1987). La tasa de mortalidad materna (muertes maternas ocurridas a mujeres en edades reproductivas), provee de una mejor indicación en términos de tiempo de exposición al riesgo, pero como se trata de una medida cruda ella no revela, obviamente, los efectos independientes de la edad, la paridez o su interacción. Aún más, debido a la dificultad de cubrir todos los embarazos y las muertes fetales en la mayoría de las poblaciones, el cociente de mortalidad materna se expresa a menudo en relación a los nacidos vivos. ¿Hasta qué punto esto produce estimaciones sesgadas? Depende, obviamente, hasta qué punto se compensan las subestimaciones del numerador, las muertes maternas. En los países con baja incidencia de abortos inducidos, se ha sugerido que el número de nacidos vivos subestima el número de embarazos en torno a un 10 por ciento (WHO, 1987). El problema de la subdeclaración de muertes maternas introduce una segunda implicación importante para la recolección de la información para determinar la mortalidad materna de acuerdo a la definición de la CIE.

En segundo término, aunque en teoría, la identificación de las muertes maternas, basada en un intervalo de tiempo, permite la inclusión de la mortalidad cualquiera sea el tiempo de gestación, se acepta ampliamente que un embarazo, durante su primer trimestre, se advierte con poca frecuencia durante este intervalo de tiempo y así, las muertes asociadas a esos embarazos son casi siempre subregistradas. Sin embargo, a partir de estudios en profundidad, donde el desarrollo de la gestación se siguió cuidadosa y regularmente, se tuvo evidencias que revelaron que en promedio más de las tres cuartas partes de las muertes maternas se producen entre el último trimestre y la primera semana que transcurre después del parto (Alauddin, 1986; Chen *et al.*, 1974; Greenwood, A. *et al.*, 1987). Cuando una muerte es declarada por familiares cercanos, el punto clave radica en que probablemente la muerte haya ocurrido en las últimas etapas del embarazo, o durante el parto o inmediatamente después de haber dado a luz al niño nacido vivo. Es probable, además, que sólo una pequeña fracción de las muertes maternas se produzcan entre mujeres cuyos parientes no sabían de sus respectivos embarazos o partos. Aun en casos de aborto inducido, existe una relación positiva entre el período de duración del embarazo (semanas o meses de embarazo) y las complicaciones que culminan en la muerte. Así, aun en estas situaciones, el estado del embarazo puede ser ocultado por los familiares.

Además de las omisiones de los embarazos de pocas semanas habría que agregar, algunas limitaciones relativas a los 42 días, que utiliza la definición de la

CIE (Maine, 1987, Walker *et al.*, 1986). La justificación para utilizar 42 días se basa esencialmente en consideraciones obstétricas; los 42 días se refieren al período del puerperio durante el cual el útero recupera su normalidad después del parto. Hay pocas evidencias acerca de muertes que ocurran después de 42 días que pudieran contribuir sustancialmente a un subregistro de la mortalidad materna. Sin embargo, hay ciertas ventajas prácticas de usar un período de referencia de post-parto, de alrededor de seis semanas. En algunas sociedades, tradicionalmente se utiliza el término de "cuarentena", es decir de 40 días, para definir el período que media entre el parto y la recuperación de la mujer. Al cabo de la cuarentena los familiares suelen realizar fiestas de celebración. Análogamente, en algunas poblaciones, particularmente musulmanas, los 40 días se consideran como un período razonable de abstinencia de relaciones sexuales, y nuevamente es probable que la muerte de una mujer en este período la recuerden sus propios familiares.

El tercer factor de la definición de la mortalidad materna de la CIE que es relevante para la recolección de información se refiere a la exclusión de causas accidentales o incidentales dentro de un determinado período (i.e durante el embarazo y los 42 días de post-parto). Entre las causas asociadas al embarazo hay 2 grupos principales:

- muertes obstétricas directas relacionadas específicamente al embarazo y desarrollo, y
- muertes obstétricas indirectas derivadas de condiciones pre-existentes que se agravan con el embarazo.

El peso relativo de cada uno de los tres componentes: directos, indirectos e incidentales, depende fundamentalmente del nivel de la mortalidad materna (WHO, 1987). En los países en desarrollo, se estima que más del 75 por ciento de las muertes maternas se deben a causas obstétricas directas, en particular a hemorragias, sepsias, toxemias, ruptura de útero y, en algunos casos, a complicaciones derivadas de un aborto inducido (Herz y Measham, 1987). Para propósitos prácticos, la proporción relativamente pequeña de muertes accidentales o incidentales que ocurren durante el embarazo o puerperio son poco significativas frente a las ventajas de la definición, basada en el criterio de intervalo de tiempo, que evita la necesidad de formular preguntas sobre la causa específica. Desde luego hay situaciones donde las preguntas formuladas a la población sobre las muertes maternas son factibles y justificadas, no así en los países en desarrollo. Aún más, si se considera que entre un 88 y un 98 por ciento de las muertes maternas, por causas directas o indirectas, podrían haberse evitado con cuidados apropiados que pueden darse con los recursos existentes dentro del sistema de salud (WHO, 1986b.), la subdeclaración podría atribuirse a sentimientos de culpa de los informantes que podrían exacerbarse cuando piensan más bien en la causa de la muerte y no en la duración del embarazo.

Por cierto, otro factor adicional al de la definición misma, que influye en la medición de la mortalidad materna se refiere al nivel y patrón de incidencia. Si la medición se basa en muertes que ocurren en un determinado período de tiempo, la mortalidad materna comparada con las muertes infantiles, resultan ser un hecho, más bien de baja incidencia. En Africa Occidental, por ejemplo, donde se han registrado los niveles más altos de mortalidad materna, es de 7 por 1 000

nacidos vivos, valor muy bajo si se lo compara con la tasa de mortalidad infantil que alcanza niveles superiores a 100 por 1 000 nacidos vivos. Como se mencionó antes, esta comparación no es legítima ya que un individuo está expuesto al riesgo de mortalidad infantil solamente durante su primer año de vida. En tanto que una mujer está expuesta al riesgo de una muerte materna en cada período de sus embarazos y, si existe una fecundidad alta, pueden haber más de 10 de estos períodos durante su vida reproductiva. Sin embargo, ésta es una comparación relevante que justifica la medición de la mortalidad materna. No es difícil prever que para obtener medidas estables de la mortalidad materna se requiere incluir un gran número de hogares en una muestra. En Addis Ababa, por ejemplo, una encuesta en una comunidad realizada en 1982-83 se eligieron 32 000 hogares en los que se registraron 45 muertes maternas durante los 24 meses anteriores a la encuesta (Kwast *et al.*, 1986). Además de las serias implicaciones en el trabajo de campo de una muestra tan grande, el escaso número de hechos identificados puede presentar importantes fluctuaciones anuales y resultan claramente insuficientes para identificar diferenciales. Estos factores, por su parte, limitan el valor de la información para programas destinados a promover la salud materna.

Un procedimiento que se basa en el registro de muertes maternas que ocurren en hogares, durante un período reciente, está afectado por problemas adicionales. Hay evidencias que sugieren que la disolución de un hogar a menudo ocurre a continuación del fallecimiento de alguno de sus miembros principales. Pocas personas pondrían en duda el rol central que juega una madre dentro de la familia. Sin embargo, sólo recientemente la muerte materna se considera como una tragedia familiar (Mahler, 1987; Graham y Airey, 1987). Se estima que por cada mujer que muere, en promedio, quedan dos niños huérfanos (Winikoff y Sullivan, 1987). No obstante que el destino de estos niños sobrevivientes no se encuentra documentado, es muy probable que ese hogar se desintegre (Mahler, 1987).

Se ha encontrado un procedimiento para la recolección de información, que se basa en la declaración por parte de familiares cercanos, de acontecimientos acumulados, y que es una alternativa válida de los métodos directos, constituye un método de estimaciones indirectas. En el caso de la mortalidad materna, tal procedimiento no sólo ayuda a resolver los problemas derivados de la disolución familiar y de los tamaños de las muestras que afectan las estimaciones basadas en muertes ocurridas los últimos 12-24 meses que se registran en los hogares durante una encuesta, sino además provee una oportunidad para construir medidas del riesgo de muerte materna. El método de la sobrevivencia de hermanas se desarrolló para corroborar las ventajas de una estimación indirecta, reconociendo, desde luego, las características mencionadas antes de la mortalidad materna, que afectan su medición.

El método de la sobrevivencia de hermanas

A partir de los modelos de fecundidad y mortalidad, se ha diseñado un procedimiento sencillo para derivar indicadores de la mortalidad en base a las proporciones de hermanas que llegan a la edad de exposición al riesgo de muerte asociadas con el embarazo, sea que ellas estén vivas o hallan fallecido durante el embarazo,

parto o puerperio. Este procedimiento se ha denominado el "método de la sobrevivencia de hermanas" (Graham *et al.*, 1988a). Puede demostrarse que la proporción de hermanas que fallecen por causas maternas $\pi(u)$, declarada por adultos de edad u en un censo o encuesta, se relaciona con la probabilidad de morir, a la edad u , por causas maternas $q(u)$. La relación está afectada por el patrón de los riesgos de mortalidad materna a lo largo del período reproductivo y por la distribución de las diferencias entre las edades de los hermanos(as) y la de los informantes. Cuando u está en las edades tempranas del período reproductivo (digamos menores de 30 años) las declaraciones corresponden sólo a hermanas que han entrado al período reproductivo, en tanto que si u se ubica sobre los 30 años, todas las hermanas ya habrían entrado al período de exposición al riesgo de mortalidad materna.

El procedimiento transforma la $\pi(u)$ a fin de proveer una estimación de $q(u)$ o de $q(w)$, la probabilidad de morir hacia el final del período reproductivo, o en otras palabras, el riesgo de morir —por muerte materna— durante el total del período reproductivo. Se han calculado factores de ajuste, como medidas de la exposición proporcional al riesgo, que se aplican al número de hermanas que entran al período reproductivo, declarado por los informantes en el grupo de edad i (para grupos quinquenales de edades) a fin de obtener "unidades-hermanas" (sister units) expuestas a los riesgos de muerte para todo el período reproductivo B_i . Teniendo en cuenta que el número de hermanas que entran al período reproductivo, declarado por personas de edades jóvenes podría estar subestimado porque se excluyen aquellas hermanas que aún no ingresan a ese período, se requiere un factor de expansión. Una aproximación al número esperado puede obtenerse mediante la multiplicación del número de informantes de edades jóvenes por el número promedio de hermanas que llegan al período reproductivo de los informantes de edades más avanzadas.

Si el número de hermanas en cada grupo de edad de informantes es suficientemente grande, cada $q(w)$ puede considerarse como una estimación separada. Tomando el número de muertes maternas, r_i , y dividiéndolo por B_i se obtiene una estimación de $q(w)$ basada en las declaraciones de informantes del grupo de edad i . En estas circunstancias, una consideración relevante es la ubicación en el tiempo al que corresponde la estimación $q(w)$. La técnica que se recomienda como punto de partida se deriva lógicamente de las ecuaciones que se usan para calcular los factores de ajuste de la fórmula general de Brass y Bamgboye (1981). Los valores de T_i , el número de años previos a la fecha de la recolección de información a la cual se refieren las estimaciones derivadas del grupo de edad i , varían entre 5.7 años, si los declarantes tienen 15-19 años, y 35.2 años cuando la edad de los informantes es de 65-69 años. Sin embargo, en muchas situaciones, el número de muertes maternas, resulta ser muy reducido para derivar estimaciones estables a partir de declaraciones de informantes en grupos individuales de edad y es necesario entonces, sumar las informaciones para que resulte una sola estimación cruda de $q(w)$, Q y de T . Los estudios muestran que para informantes menores de 50 años, no hay mucha variación en la estimación de T , donde T es igual a $\sum B_i T_i / B_i$, y de esta forma, para propósitos prácticos, se puede considerar que la estimación corresponde a unos 12 años antes de la fecha de la recolección de la información. Se puede estimar Q sumando los valores de r_i correspondientes a los grupos de edades, menores y mayores de 50 años para obtener el total de

muerres maternas de esas hermanas. Se obtiene así las correspondientes estimaciones de B_i que originan el valor de B , esto es el total ajustado de hermanas expuestas a riesgo, y calcular luego el cociente r/B . En el anexo se dan mayores detalles del método de la sobrevivencia de hermanas y del procedimiento de ubicación en el tiempo de las estimaciones que se obtienen.

Es necesario, desde luego, dar algunas razones que justifiquen formular las preguntas a los hermanos(as) adultas para obtener la información necesaria. En teoría, la proporción de muertes adultas debida a causas relacionadas con la maternidad, se podría derivar adaptando los dos métodos indirectos principales para estimar la mortalidad adulta femenina, ellos son: el de orfandad y el de viudez. En la práctica, sin embargo, el uso del método de la sobrevivencia de hermanas presenta varias ventajas relativas a la recolección de la información pertinente.

Los mayores inconvenientes, para utilizar el método de orfandad en la estimación de la mortalidad materna, son los mismos que se presentan cuando ese procedimiento se aplica para estimar la mortalidad adulta femenina en general.

Si las preguntas se formulan sólo a informantes adultos, las madres corresponderán preponderantemente a cohortes que ya han alcanzado el final de su vida reproductiva. Por el hecho de que las madres tienen que estar con vida al nacimiento del informante (descartando los relativamente pocos casos en que la madre muere en el momento del nacimiento del informante y éste sobrevive), las muertes maternas declaradas se referirán a aquéllas que surjan de embarazos sucesivos posteriores. Además del problema de memoria que pueda tener un niño en relación a la muerte de su madre por causas relacionadas con su embarazo, es bien sabido que las muertes maternas son, a menudo, seriamente subdeclaradas por adultos jóvenes debido al efecto de adopción (Hill y Trussell, 1977). Análogamente, las muertes que ocurren entre mujeres que no tienen hijos sobrevivientes al momento de la encuesta, serán omitidas y las evidencias disponibles, sugieren que esas muertes podrían corresponder a muertes maternas. (Chen, *et al.*, 1974) particularmente cuando las preguntas se formulan a hijos adultos. Por otra parte, habrá múltiples informantes cuando sobreviven todos, o una mayoría de los hijos. El supuesto de independencia entre el número de descendencia sobreviviente y la probabilidad de sobrevivencia de la muerte, implícito en el método de orfandad, debe cuestionarse, en particular si se tiene en cuenta el patrón establecido del riesgo obstétrico creciente con el aumento de la paridez (esto es la probabilidad de morir por una causa materna, cuando se está embarazada).

Una adaptación del método de viudez para medir la mortalidad materna implicará preguntar el esposo acerca de la sobrevivencia o circunstancias de la muerte de su primera esposa. Nuevamente, algunos sesgos potenciales del método de viudez estarían también presentes y acaso algunos se exagerarían por tratarse de muertes maternas. Es así que se omitarán las muertes que ocurren entre mujeres no-casadas, y este grupo puede estar sobre-representado en las muertes que ocurren entre mujeres jóvenes sin hijos y en las muertes que se producen como consecuencia de abortos inducidos (Kwast *et al.*, 1986). Análogamente, en sociedades poligámicas, el método de viudez produce resultados sesgados por la omisión de viudas jóvenes, subsecuentes a la primera. En

situaciones en que la diferencia del promedio de edades entre los esposos y las viudas es importante, no habrá información sobre muertes maternas que se produzcan entre mujeres cuyos esposos también hayan muerto al momento de recolección de la información. Aunque puede esperarse que los esposos den la mejor información sobre la duración del embarazo de su mujer al momento de su muerte, (esto es, si la muerte se produjo durante el embarazo, durante el parto o durante el período de seis semanas después del parto), esto debe tomarse con cautela debido a su sensibilidad y sentimientos de culpa.

Algunos estudios de casos de historias de muertes maternas, repetidamente apuntan a señalar que los posibles atrasos en la búsqueda de atención médica, frente a problemas del parto se traducen en sentimientos de culpa por parte de los familiares más cercanos de la mujer fallecida. Sin embargo, el elemento más convincente en contra del uso del método de viudez y en favor del método de la sobrevivencia de hermanas se refiere al tamaño de muestra que se requiere.

El método de la sobrevivencia de hermanas maximiza el número de mujeres-año expuestas a riesgo al preguntar a cada informante adulto acerca de sus hermanas que alcanzaron la edad del inicio del período reproductivo. En la mayoría de las sociedades donde probablemente se utilice el método, se recogerá información sobre un gran número de casos, con un número de visitas a hogares, considerablemente menor que en el método de viudez. Sin embargo, al igual que con la orfandad, un elemento relevante es el relativo a la multiplicidad de informantes.

En tanto que la probabilidad de que cualquier mujer sea incluida en la muestra aumenta, obviamente, con el número de hermanos(as) sobrevivientes desde cero para los hijos únicos, es poco probable que haya una asociación significativa entre el número de hermanos(as) que sobreviven hasta las edades adultas y la probabilidad de la muerte materna, y por lo tanto, se obtendría una estimación con un sesgo mínimo de esta fuente de información. Por cierto, la dimensión real del efecto de la multiplicidad de informantes, está determinada por el tipo de estructura familiar y el diseño de muestra utilizado en la recolección de información. De modo que, si en las últimas unidades de muestreo existe un número importante de conglomerados donde viven hermanos(as) adultos (sean hogares o comunidades) y la fracción de muestreo es alta, el número de informantes independientes y, por lo tanto, el error de muestra no será significativamente diferente del que se obtiene entrevistando a los esposos y se les pregunta acerca de la sobrevivencia de sus primeras esposas.

A la inversa, cuando las familias nucleares son las predominantes y donde se utiliza una fracción de muestreo pequeña, la multiplicidad de informantes, acerca de hermanas adultas, será mínima. Aún más, en el método de la sobrevivencia de hermanas, la exposición al riesgo podría sesgarse hacia los informantes en edades que, con mayor frecuencia, viven como familias nucleares, separados de otros hermanos(as) adultos. Finalmente, parecería que la multiplicidad de informantes sobre hermanas no conduciría a sesgos significativos, ya que el análisis se basa en una relación proporcional; puede demostrarse empíricamente que el número de hermanas que entra en el período reproductivo y que se cuentan más de una vez se contrarresta proporcionalmente por la repetición en la declaración de hermanas fallecidas por causas maternas. El problema real es el de independencia y consecuentemente la varianza muestral de las estimaciones.

La elección de la declaración por parte de los hermanos(as) acerca de las muertes maternas, puede justificarse además por otros dos elementos, uno relacionado con el proceso de estimación y el otro, con el probable conocimiento del hecho. La sencillez de la relación entre la edades de las hermanas y la de los informantes facilita el uso apropiado de modelos de distribución. De hecho el método utiliza un modelo fijo con truncamiento a edades menores, lo que permite utilizar la información incompleta de informantes jóvenes, que se mencionó antes.

En relación al conocimiento que tienen los informantes acerca de las circunstancias de la muerte de una hermana adulta es un hecho que se analizó antes al tratar las características de la mortalidad materna. La muerte súbita de un adulto, excepto si se trata de una embarazada, no se percibe como consecuencia de una enfermedad y si ocurre en un momento próximo al parto de un nacido vivo, podría convertirse en un hecho memorable en la mayoría de las sociedades, aun cuando se hubiesen olvidado de la edad y fecha de la muerte. Los lazos entre hermanos son con frecuencia estrechos, y aunque no se hayan mantenido con regularidad después de haber dejado el hogar paterno, aun así es casi segura la asistencia al funeral de alguno de ellos y, en algunos casos, la adopción de los huérfanos dejados por la persona muerta es un hecho muy posible. Finalmente las hermanas se ayudan mutuamente en los últimos meses o semanas de embarazo o durante el período que sigue inmediatamente al parto. Consecuentemente es muy probable que conozcan cuándo se produjo la muerte de esa hermana.

LA EXPERIENCIA EN LAS LABORES DE CAMPO CON EL MÉTODO DE LA SOBREVIVENCIA DE HERMANAS

El propósito de esta sección en el documento, es describir las lecciones prácticas aprendidas en recientes aplicaciones del método de la sobrevivencia de hermanas. El primer ensayo se realizó en Gambia en septiembre de 1987; una descripción detallada se encuentra en otro documento (Graham *et al.*, 1988b). El estudio se llevó a cabo conjuntamente con el Consejo Británico de Investigación Médica (British Medical Research Council) en seis aldeas rurales cubiertas por un sistema de seguimiento continuo de población, que ha mantenido en el área Farafenni, el MRC (Medical Research Council) desde 1982 (Greenwood, B., *et al.*, 1987). El método de la sobrevivencia de hermanas se ajusta idealmente a las encuestas de propósitos múltiples. Esto fue lo que se intentó en el segundo estudio que se presentará aquí, y que se llevó a cabo en el Perú en octubre de 1987 (este estudio es objeto de otro documento presentado en este Seminario¹, por A. Aguirre y A. Hill).

¹El Seminario sobre Recolección y Elaboración de Datos Demográficos en América Latina. Santiago, 23-27 de mayo, 1988. El estudio corresponde al documento que se publica en este mismo número de Notas de Población: "Estimación de la mortalidad de la niñez mediante la técnica del hijo previo con datos provenientes de Centros de Salud o de encuestas de hogares: aspectos metodológicos", de Alejandro Aguirre y Allan G. Hill.

El propósito principal de esta encuesta fue examinar una adaptación del procedimiento del hijo previo, incluyendo preguntas sobre la causa de las muertes de los niños, y se realizó en 30 "pueblos jóvenes" ubicados en la periferia de Lima. En lo que sigue se hará énfasis en el ensayo realizado en Gambia, ya que aquí, explícitamente se evaluó el método de la sobrevivencia de hermanas y los autores estuvieron muy involucrados en la recolección de la información. Conviene dividir el análisis en cinco sub-secciones: la muestra, las preguntas, los encargados del trabajo de campo, los resultados y la evaluación.

1. La Muestra

La población objeto en el ensayo de Gambia estuvo constituida por todas las personas mayores de 15 años en las seis aldeas seleccionadas. Esta población representa cerca de una cuarta parte del total de adultos del área cubierta por la encuesta continua mencionada antes. A partir del registro continuo de población que mantiene el MRC se pudo tener una lista con los nombres de los adultos en la muestra, y esta lista (salida del computador) se agrupó por hogares y transcritas (por computación) en hojas que se utilizaron como cuestionario.

Se instruyó a los entrevistadores para que averiguaran directamente el nombre de cada individuo, mediante tres llamadas de viva voz, antes de recurrir a otra persona. Cuando era otro el informante este hecho se registraba en el cuestionario junto con la relación de parentesco que lo unía al individuo ausente. Ya que es poco probable que una muerte materna ocurriera en el mismo hogar de residencia actual del informante, lo que constituye un hecho doloroso que puede atenuarse con el tiempo, es de particular importancia que las respuestas de terceras personas sean un mínimo.

En la parte de Gambia en que se hizo el ensayo, muchas familias son polígamas, pero para los fines de la recolección de información las sub-unidades que debían identificarse como hogares, fueron aquellas donde las personas se alojaban y tomaban sus alimentos conjuntamente. Por el hecho de haber incluido a todos los adultos de las seis villas hubo casos de multiplicidad de hermanas registradas a pesar de que en esta área existe emigración de hombres y matrimonios patrilocales. Fue ventajoso preguntar por la relación de hermanos dentro de los hogares, porque permitió la comparación de los datos sobre hermanas adultas proporcionada por todos los hermanos (hermanos y hermanas). Se incluyeron tanto los informantes masculinos como los femeninos. Aunque podría esperarse que la información dada por las mujeres acerca de sus hermanas fuese mejor que la dada por los hombres, en particular lo referente al tema del embarazo y parto, esto no es tan categórico y varía entre las diferentes sociedades. En Gambia los hombres estaban bien informados e involucrados en la vida de sus hermanas y las preguntas no resultaron socialmente delicadas, aunque esto puede suceder en algunas poblaciones musulmanas. Claramente, si se entrevista tanto a los hombres como a las mujeres, sería más eficiente y sencillo en términos del trabajo de campo y, donde el tamaño de la muestra permite, los datos podrían analizarse en forma separada como para evaluar su coherencia interna.

En el estudio de Lima, se utilizó una muestra por conglomerados. Las unidades muestrales primarias fueron los "pueblos jóvenes", treinta de los cuales se seleccionaron con una probabilidad proporcional a su tamaño. Las unidades muestrales secundarias fueron las manzanas residenciales, la primera de las cuales se eligió al azar dentro de los "pueblos jóvenes" y luego, cada 150 hogares con al menos una mujer con edades entre 15 y 49 años, se continuó el muestreo trasladándose a sucesivas manzanas de acuerdo a un rumbo predeterminado. Esta aplicación del método de la sobrevivencia de hermanas, por lo tanto, sólo incluye informantes femeninas.

2. Las Preguntas

La forma precisa de formular las preguntas que se utilizan en el método de la sobrevivencia de hermanas, para estimar la mortalidad materna, variará de acuerdo a los contextos en donde se realice la recolección de información, y a medida que se acumulen experiencias con este procedimiento, se podrán dar directivas claras. Básicamente, se requieren cuatro preguntas junto con el agrupamiento quinquenal de edades de los informantes, y que son muy apropiadas para ser incluidas en las encuestas de hogares o en un censo, tal como las preguntas sobre la condición de orfandad.

En el método de la sobrevivencia de hermanas, la primera pregunta tiene como objetivo definir la población potencialmente expuesta al riesgo de muerte materna; la segunda y tercera proveen el número de hermanas vivas y muertas, respectivamente, y permiten una evaluación de la información proveniente de la primera pregunta; la cuarta, identifica el número de muertes por causas maternas. En el ensayo realizado en Gambia, estas preguntas se formularon de la manera siguiente (en idioma local, por cierto):

1. ¿Cuántas hermanas (nacidas de la misma madre) ha tenido usted que se hayan casado alguna vez (incluyendo aquéllas que se hubieran muerto)?
2. ¿Cuántas de esas hermanas alguna vez casadas están con vida en la actualidad?
3. ¿Cuántas de esas hermanas alguna vez casadas han fallecido?
4. ¿Cuántas de esas hermanas fallecidas, murieron cuando estaban embarazadas, o durante el parto, o durante las seis semanas después del parto?

Como se señaló antes, el riesgo de una muerte materna sólo existe para las mujeres expuestas al riesgo de embarazarse. Las entradas a esta última categoría de exposición al riesgo puede definirse psicológica y socialmente. En base a consideraciones psicológicas, la menarquía puede considerarse como la edad inicial al riesgo de embarazarse y consecuentemente al riesgo de una muerte materna. En muchas poblaciones esta edad es de 15 años. Sin embargo, en la práctica, el inicio de exposición al riesgo puede estar limitado por factores sociales y culturales donde, por ejemplo, se acepta que un embarazo ocurra sólo dentro del matrimonio. En tales circunstancias, la exposición al riesgo de embarazarse, es sinónimo de matrimonio. Este era el caso de Gambia, y muy probablemente sea también válido para la mayoría de las sociedades musulmanas

donde podría ser inaceptable preguntar por una muerte por causa materna (embarazo, parto y/o puerperio) ocurrida a alguna mujer soltera. No obstante, en lugares donde las mujeres están expuestas al riesgo de embarazo pre-matrimonial o donde la definición de matrimonio es más bien ambigua, es preferible preguntar acerca de las hermanas que llegan a la edad de la menarquía (o la edad de 15 años), un acontecimiento que es bastante celebrado en algunas sociedades.

La importancia de la definición correcta de la categoría de mujeres expuestas al riesgo en relación con la fecundidad, en las encuestas, se demuestra en el estudio de Lima. Aquí las preguntas que se formularon a las mujeres entre 15 y 49 años fueron las siguientes:

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

Debido a la prevalencia de embarazos pre-matrimoniales y de uniones consensuales en esta población, la segunda pregunta limitó efectivamente los resultados de las estimaciones de mortalidad materna a las mujeres alguna vez casadas o unidas, y se excluyó, desde luego, las muertes maternas de mujeres solteras. Como se mostrará brevemente, los datos muestran una proporción sorprendentemente alta de mujeres solteras y no convivientes, aun entre las de grupos de edades más avanzadas.

La necesidad de limitar las respuestas a las hermanas de una misma madre, como se ilustró en el caso Gambia, surge de la ambigüedad del concepto sobre "hermana", que en algunas poblaciones, puede emplearse diferentemente por diversos individuos para designar una variedad de relaciones de parentesco. En Gambia, por ejemplo, debido a los matrimonios polígamos, los individuos pueden tener la misma madre, pero diferentes padres; "hermana" se usa como relación genérica cariñosa.

Finalmente la forma de plantear las preguntas sobre muertes maternas puede hacerse en tres etapas. Esto hace menos engorroso el tema a investigar, por ejemplo, embarazo, parto y seis semanas después del parto. Como se dijo antes, en algunas situaciones el significado de los 40 días de post-parto, sea relativo a reposo o abstinencia sexual, puede usarse para marcar el fin del período después del parto. En Gambia, las seis semanas —que tienen un nombre local determinado— se reconocen bien como unidad de tiempo, como lo es el mes en otras sociedades que se utilizó.

3. Los Encuestadores

Las cuatro preguntas que requiere el método de la sobrevivencia de hermanas, son comparativamente sencillas y directas; cada una requiere como respuesta un número. Puede anticiparse que hay mayores dificultades en precisar el grupo de

edad del informante, problema que ha sido investigado por años. En Gambia la fecha de nacimiento de cada adulto a ser entrevistado, estaba ya disponible en el cuestionario a partir del registro MRC, pero los entrevistadores debían confirmar su validez durante la entrevista. Se adiestraron ocho entrevistadores para el ensayo. Cinco de ellos eran del grupo de trabajadores del MRC y estaban familiarizados con las seis villas que cubrió el estudio así como con el proceso de entrevistas; los tres entrevistadores restantes, no tenían experiencia previa, pero tenían alguna educación post-primaria. El adiestramiento consistió en alrededor de una hora de clases seguido por un trabajo práctico en el terreno bajo una estrecha supervisión. Los entrevistadores trabajaron en equipo durante la encuesta, trasladándose juntos a cada aldea y completando el mayor número de entrevistas posibles antes de ir al lugar siguiente. Uno de los supervisores (W.G.) acompañó al grupo en todas las ocasiones, examinando las entrevistas con cada entrevistador y verificando manualmente los cuestionarios al final de cada día.

4. Los Resultados

La recolección de las informaciones en Gambia se completó en cinco días, con un promedio de seis entrevistadores. Durante este período las entrevistas cubrieron 2 163 individuos de más de 15 años, de los cuales el 47 por ciento correspondió a hombres y el 53 por ciento a mujeres. La falta de respuesta llegó a algo más del 1 por ciento. Más de las tres cuartas partes de las entrevistas se llevaron a cabo directamente con los individuos previamente identificados en el cuestionario y el resto se hizo con informantes próximos (proxy), la mayoría de los cuales eran parientes, pero no hermanos(as) del individuo en consideración. Aun cuando el cálculo de las proporciones de hermanas adultas fallecidas por causas maternas y la aplicación de los factores de ajuste pueden hacerse manualmente o usando una calculadora manual, para los propósitos de este primer trabajo de campo, las informaciones se incorporaron a un microcomputador y se prepararon las tabulaciones con SPSS-PC.

El cuadro 1 presenta los resultados para ambos sexos, esto es, para informantes masculinos y femeninos y se ilustran las etapas para calcular el riesgo de muerte materna durante el período reproductivo $q(w)$, por grupos de edad de los informantes. Como ya se mencionó, cuando el número de hermanas expuestas a riesgo, en cada grupo de edad de los informantes, es suficientemente grande, cada $q(w)$ puede considerarse como una estimación separada y, nuevamente, si el número de casos lo permite, los resultados también pueden presentarse separadamente por sexo de los informantes. Cuando los errores de muestreo son importantes en cada edad y sexo, como en este caso, los datos deben agruparse para dar mayor validez a la estimación global. Las informaciones provenientes de informantes de edades más avanzadas están 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, digamos, de los mayores de 50 años. Utilizando la información de Gambia, proveniente de informantes menores de 50 años se obtiene una estimación de Q , el riesgo de morir por muerte materna, de 0.0584, en otras palabras de 1 en 17. Para fines

comparativos, este valor puede expresarse en una medida más convencional como la razón de mortalidad materna (muertes maternas por 100 000 nacidos vivos) mediante la aproximación:

$$\text{Razón de mortalidad materna} = 1 - (\text{probabilidad de sobrevivencia})^{1/\text{TGF}}$$

donde TGF es la tasa global de fecundidad. La estimación para Gambia es de 1 005 muertes maternas por 100 000 nacidos vivos. Utilizando la fórmula dada para ubicarla en el tiempo, esta estimación podría corresponder a un período de aproximadamente 11.7 años previos a la fecha de la recolección de la información. El cuadro 1 muestra además, la proporción de hermanas muertas por causas maternas. Son casi un tercio de las hermanas fallecidas por causas maternas, declaradas por informantes menores de 50 años. Como cabía anticipar, esta proporción decrece notablemente para informaciones declaradas por personas mayores de 50 años, ya que existen otras causas de muerte, no relacionadas con embarazos, que aumentan su importancia a medida que aumenta la edad.

Cuadro 1

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

Grupo de edades x,x+4	i	Número de informantes	Hermanas alguna vez casadas N _i	Muertes maternas r _i	Factor de ajuste π (u) q(w)	Unidades hermanas expuestas al riesgo B _i	Probabilidad de morir por causa materna en el período reproductivo	Porción de hermanas muertas por causas maternas entre el total de hermanas muertas de 15 años y más
15-19	1	320	493 ^a	4	0.107	53	0.075	0.2857
20-24	2	263	405 ^a	6	0.206	86	0.072	0.2609
25-29	3	275	427	11	0.343	146	0.075	0.3667
30-34	4	265	414	11	0.503	208	0.053	0.3333
35-39	5	214	334	12	0.664	222	0.054	0.3000
40-44	6	157	238	11	0.802	191	0.058	0.2619
45-49	7	158	233	10	0.900	210	0.048 ^b	0.2326
50-54	8	140	202	2	0.958	194	0.010	0.0444
55-59	9	133	215	9	0.986	212	0.042	0.1667
60 y más	10	238	373	15	1.000	373	0.040	0.0867
Total		2 163	3 334	91		1 892	0.048	

^aSe obtiene multiplicando el número de informantes por el número promedio de hermanas alguna vez casadas por informante declarado para el grupo 25+ por ejemplo, 1.54 (número declarado: 15-19 = 325, 20-24 = 355).

^bRiesgo de muerte materna basado en declaración de informantes menores de 50 = 65/1113 = 0.0584.

Cuadro 2

PERU: ESTIMACION DE LA MORTALIDAD MATERNA MEDIANTE EL METODO DE LA SOBREVIVENCIA DE HERMANAS

Grupo de edades	i	Número de informantes	Número de hermanas que alcanzan los 15 años de edad N_i	Porcentaje de hermanas de 15 años alguna vez casadas o convivientes	Muertes maternas r_i	Factor de ajuste $\pi(u)$ $q(w)$	Unidades de hermanas expuestas a riesgo muerte materna: B	Probabilidad de morir por causa materna durante el período reproductivo $q(w)$	Proporción de hermanas muertas por causas maternas
15-19	1	1 619	3 902 ^a	41.98 ^b	2	0.107	418	0.005	0.1667
20-24	2	1 597	3 849 ^a	51.75 ^b	8	0.206	793	0.010	0.3200
25-29	3	1 292	3 101	63.46	7	0.343	1 064	0.007	0.2258
30-34	4	1 051	2 645	72.10	12	0.503	1 330	0.009	0.2449
35-39	5	822	2 006	83.95	18	0.664	1 332	0.014	0.3158
40-44	6	650	1 615	89.66	7	0.802	1 295	0.005	0.1489
45-49	7	506	1 045	89.76	4	0.900	941	0.004	0.784
Total		7 537	18 163		58		7 173	0.008^c	

^aSe obtiene multiplicando el número de informantes por el número promedio de hermanas que han alcanzado los 15 años por informante, declarado por el grupo de edad 25+ por ejemplo, 2.41. (Números declarados: 15-19 = 2.494, 20-24 = 3.291).

^bPorcentaje basado en el número declarado (no ajustado) de hermanas que alcanzan 15 años.

^cAjustado para obtener el tiempo de exposición al riesgo de muerte materna, excluyendo mujeres jamás casadas o convivientes, por $Q = 0.0081 * 1/.8976 = 0.0090$.

El cuadro 2 presenta los resultados del experimento realizado en Lima. Como se analizó antes, las estimaciones muestran los efectos de haber limitado las preguntas a las hermanas alguna vez casadas o unidas, en circunstancias en que hay una alta proporción de mujeres que no caen en esta categoría, pero que también, probablemente, están expuestas al riesgo de embarazo y consecuentemente expuestas, también, a morir por una causa materna. De acuerdo a las informaciones, sobre la distribución de la fecundidad por edad, hay indicios de que la proporción de mujeres de 15 años y más, que nunca se casaron o se unieron, debió de todos modos, haber contribuido a ese patrón de fecundidad. La dificultad para interpretar estos resultados estriba en la decisión que debe tomarse acerca de si deben o no atribuirse las muertes declaradas a todas las hermanas que alcanzaron la edad de 15 años o sólo a las alguna vez casadas o unidas, como podrían haberlo interpretado los informantes. El efecto de utilizar uno de estos dos posibles denominadores en el cálculo, se traduce obviamente en una sub o sobreestimación, respectivamente, del nivel de mortalidad materna. En la mayoría de los casos, se prefieren las estimaciones más conservadoras, de forma que en el cuadro 2 se utiliza como denominador el número de hermanas que alcanza la edad de 15 años, obteniéndose así "unidades-hermanas" expuestas

al riesgo. Sin embargo, una estimación, ligeramente mejor combinada de $q(w)$, puede obtenerse ponderando el resultado por la proporción de mujeres que han completado su estado de casada o unida; de esta forma, no se establece ninguna afirmación acerca de la incidencia de la mortalidad materna de las mujeres que nunca se casaron o convivieron. Se puede ver en el cuadro 2 que esta proporción es de 0.8976. En consecuencia, la estimación del Q es 0.0090 ó 1 en 111 del riesgo de morir por causas maternas, excluyendo las mujeres que nunca se casaron o convivieron. Utilizando la aproximación dada anteriormente, la razón estimada de mortalidad materna para Lima es en torno a 253 por 100 000 nacidos vivos; esta razón corresponde a una fecha aproximada a los 11.1 años antes de la encuesta.

5. Evaluación

La evaluación de la calidad de la información básica y de las estimaciones de mortalidad materna en el caso de Gambia fueron objeto de un informe detallado (Graham *et al.*, 1988b). Aquí se resumirán los puntos principales. La calidad de la información puede comprobarse comparando las declaraciones de los hermanos(as) entrevistados durante la encuesta, y comparando las muertes registradas en esta experiencia con las del sistema de registro de población MRC. Si el número de casos lo permite, se puede hacer una comparación adicional entre las declaraciones hechas por los informantes hombres versus las de las informantes mujeres; esto no se pudo hacer en el caso de Gambia. Sin embargo, de las 173 comparaciones posibles entre las informaciones dadas por los hermanos(as), hubo sólo siete casos de incoherencias, cada uno implicaba una desigualdad de uno en el número de hermanas vivas alguna vez casadas. Aunque como se mencionó antes, la eliminación de la multiplicidad de informantes puede lograrse esencialmente mediante un diseño apropiado de muestra, donde los hermanos(as) adultos se encuentran en el mismo hogar, las comparaciones entre sus correspondientes declaraciones pueden hacerse eficientemente, con el fin de comprobar la coherencia interna de las informaciones.

Las comparaciones con las muertes registradas en el sistema MRC permiten también verificar la validez de los datos del caso de Gambia. En tanto que las informaciones de Gambia, proporcionadas por informantes menores de 50 años, se refieren a hechos vitales que ocurrieron durante un período de alrededor de veinte años, el sistema MRC está vigente sólo desde 1982/83. Hubo cinco muertes maternas en las seis aldeas en estudio, declaradas por la población durante el ensayo del método de la sobrevivencia de hermanas. De hecho, cuatro de estas cinco muertes fueron identificadas; la muerte faltante surgió de una mala declaración por parte de los hermanos(as). Aun cuando en esta comparación el número es demasiado pequeño para ofrecer confianza estadística, se tiene, sin embargo, una idea de los errores mínimos que pueden cometerse durante el trabajo de campo realizado cuidadosamente.

Las estimaciones obtenidas con el método de la sobrevivencia de hermanas pueden compararse con las provenientes de otras fuentes. Las cifras dadas por la Organización Mundial de la Salud para 1983 indican una razón de mortalidad materna de 700 por 100 000 nacidos vivos para Africa Occidental, (WHO,

1986a), y Herz y Measham (1987) han usado este valor para calcular el tiempo de exposición al riesgo de 1 en 19. La cifra equivalente para Gambia fue de 1005, ó 1 en 17. Recientemente, Boerma (1987) ha sugerido un procedimiento de aproximación, que se basa en los modelos de tablas de mortalidad, que da una razón de 725 por 100 000 nacidos vivos para Gambia, utilizando las cifras de las proyecciones para 1980-85 de las Naciones Unidas. La única fuente, para estimaciones subnacionales de Gambia correspondientes a un período de tiempo comparable al del ensayo del método de la sobrevivencia de hermanas, es el estudio longitudinal del MRC en el distrito occidental Kiang (Billewicz y Mc Gregor, 1981). La información del registro continuo de población que se mantuvo para dos villas, Keneba y Manduar, durante un período de 25 años (1951-1975), da razones de mortalidad materna de 1 050 y 950 por 100 000 nacidos vivos, respectivamente.

En cuanto a las informaciones del método de la sobrevivencia de hermanas en el caso de Lima, hay menos oportunidades para evaluar su coherencia interna; sin embargo, el documento presentado por Aguirre y Hill en este Seminario² da alguna idea de la calidad de la información como un todo. Las estimaciones de la mortalidad materna, no obstante, pueden compararse con las provenientes de otras fuentes. Las cifras nacionales proporcionadas por la OMS varían entre 215 muertes maternas por 100 000 nacidos vivos en 1970 a 103 en 1978 (WHO, 1986a). En tanto un informe aún no publicado sugiere un valor de 314 para 1984 (Jiménez La Rosa, 1984). Teniendo en cuenta que los dos primeros valores se basan, aparentemente, en datos del registro civil, puede considerárseles como subestimaciones, en cambio la última estimación podría estar más próxima a la realidad. Esto sugeriría que el resultado obtenido en Lima con el método de la sobrevivencia de hermanas, con un valor de 253, es también una subestimación, lo que podría anticiparse teniendo en cuenta la incertidumbre del valor correcto del denominador, como se examinó anteriormente.

Para Sud América Tropical como un todo (definida posiblemente como la región que queda entre los trópicos) la estimación cruda de la razón de mortalidad materna es de 310 por 100 000 nacidos vivos, y el tiempo de exposición al riesgo es de 1 en 66 (Herz y Measham, 1987) en contraste con 1 en 111 del estudio de Lima. Hasta donde esta comparación puede juzgarse, parecería que las muertes maternas declaradas por las mujeres entrevistadas en Lima, pueden muy bien referirse justamente a aquellas hermanas alguna vez casadas o unidas. Usando este denominador en el cálculo se obtiene una estimación de Q de 0.0102, o de 1 en 98 de tiempo de exposición al riesgo de una muerte materna, y una razón de mortalidad materna de 286 por 100 000 nacidos vivos que puede referirse a un período de tiempo de alrededor de 11.5 años anteriores a la encuesta. Estas cifras están más acordes con el nivel esperado de mortalidad materna en el Perú.

²Véase nota en página 14.

CONCLUSIONES

Se acepta ampliamente que la mortalidad materna se subestima tanto en los países desarrollados como en los países en desarrollo, aunque las causas en ambos tipos de países son diferentes. En los países desarrollados, la subestimación en las fuentes de información convencionales —los registros vitales y las estadísticas de los servicios de salud— es tan grande como en el registro de todas las muertes, pero las muertes maternas pueden estar clasificadas erróneamente. En los países en desarrollo, hay un problema absoluto de falta de cobertura, calidad y una gran selectividad de las muertes registradas; dentro de ellas las correspondientes a causas maternas son particularmente incompletas. Es casi indudable que parte de la explicación de la diferencia muy grande entre las probabilidades de muerte materna en los países desarrollados *vis a vis* los países en desarrollo, radica — como lo estableció el Director General de la OMS— en que “hasta hace muy poco la magnitud del problema era en gran medida desconocida” (Mahler, 1987).

Con las fuentes tradicionales de información, y su mejoramiento en un futuro próximo, es poco probable satisfacer las demandas de información que se requieren para ayudar a planificar, manejar y evaluar los programas tendientes a reducir estas diferencias. Los procedimientos alternativos de recolección de información son importantes, teniendo en cuenta desde luego las características de la mortalidad materna que influyen en su medición. Este documento presentó una alternativa.

El método de la sobrevivencia de hermanas representa un procedimiento de estimación indirecta de la mortalidad materna de una población, a partir de informaciones acerca de la sobrevivencia de hermanas, que han alcanzado el período reproductivo.

Las preguntas para recoger la información necesaria, pueden incluirse con facilidad en las encuestas de hogares de propósitos múltiples o en censos u otras encuestas. Las estimaciones de la mortalidad materna, en base a estudios de comunidades, seguirán siendo prioritarias hasta tanto los registros de hechos vitales y las estadísticas de servicios de salud, continúen teniendo serios sesgos selectivos. Puede demostrarse que el método tiene ventajas considerables sobre otros procedimientos directos e indirectos. En el contexto de la recolección de información en los países en desarrollo, posiblemente la característica más significativa la constituye la muestra considerablemente menor que se necesita, en particular cuando se utilizan fracciones de muestreo tales que evitan la multiplicidad de informantes. El tamaño de la muestra determinará obviamente la desagregación que pueda hacerse de las estimaciones de la mortalidad materna, como por ejemplo por área geográfica y sexo de los informantes, o para obtener cifras por edad o tendencias en el tiempo. Sin embargo, en situaciones en que los requerimientos iniciales se refieren justamente a una estimación simple y global, se necesitarán alrededor de 3 000 a 6 000 entrevistas a personas adultas, dependiendo —por cierto— del nivel esperado de la mortalidad materna y del promedio aproximado del número de hermanas por encuestado, que hayan alcanzado el período reproductivo. Si la unidad de muestreo es el hogar, el número promedio de adultos por hogar es una consideración adicional a tener en cuenta al elegir el tamaño de la muestra.

Ensayos recientes de trabajos de campo del método de la sobrevivencia de hermanas en Gambia y el Perú, analizados en este documento, dan sólidos elementos de juicio para estimular nuevas aplicaciones. Indudablemente, a medida que se acumulen experiencias, se podrán introducir cambios y refinamientos al procedimiento básico.

ANEXO: NOTA METODOLOGICA

El método de la sobrevivencia de hermanas se desarrolló a partir de la simplificación clave del procedimiento de la sobrevivencia de hermanos que fue presentado por Hill y Trussell (1977). Se demuestra que la diferencia entre las edades de los hermanos y la de los informantes (z) puede describirse cabalmente mediante una distribución simétrica $\theta(z)$, en torno al valor cero, en el caso en que el período reproductivo de las madres de los informantes haya terminado. La información acerca de la proporción de hermanos muertos $\pi(u)$, declarada por informantes de edad u puede expresarse así: $\int \theta(z) q(u+z) dz$ donde $q(u+z)$ representa $q(x)$, la probabilidad de morir antes de cumplir x años en una tabla de mortalidad. Si $q(x)$ es lineal a lo largo del tramo donde se concentra $\theta(z)$, la integral es igual a $q(u)$, la proporción de hermanos muertos según edad de los informantes. Cuando u cae entre, digamos 15 y 50 años, estas condiciones se aplican aproximadamente y en consecuencia $\pi(u)$ puede considerarse como una estimación satisfactoria de $q(u)$.

Si $\pi(u)$ es la proporción de hermanas adultas fallecidas por causas maternas, esta aproximación no es válida. Aquí $q(x)$ no es, por cierto, lineal y la distribución $\theta(z)$ queda truncada a una edad límite inferior ya que las informaciones sobre muertes maternas dadas por informantes con edades, digamos, inferiores a los 30 años (aproximadamente la edad mediana del período reproductivo), omiten muchas hermanas que aún no han alcanzado el período reproductivo. Un examen de los cálculos muestra que la aproximación $q(u) = \pi(u)$ no es muy satisfactoria excepto para un intervalo estrecho de valores de u , en torno a las edades centrales del período reproductivo. Un análisis de las estadísticas sobre mortalidad materna presentado por Preston (1976) revela que la distribución por edades puede ajustarse extraordinariamente bien con un modelo relacional de Gompertz tomando como standard el de Heather Booth (Booth, 1984).

De modo que:

$$-\ln[-\ln\{q(u)/q(w)\}] = a + b Y^*(u)$$

donde $Y^*(u)$ es la distribución estándar y a y b son constantes. Los valores de b están alrededor de 0.8, lo que indica una dispersión (i.e. $1/b$) de alrededor de 25 por ciento mayor que el estándar, y el valor de a es -0.5 para una ubicación en el tiempo de la distribución de unos 3.5 años más tarde que el estándar. Estos valores están en concordancia con los efectos esperados de la variación de la edad a la maternidad, en el riesgo de embarazo. Se puede concluir que los cálculos a partir de un modelo son:

$$q(u) = q(w) e^{-e^{[0.5 - 0.8 Y^*(u)]}}$$

en combinación con una distribución fija de $\int \theta(z)$ (es decir, la diferencia entre las edades de las hermanas y las de los informantes), daría factores aceptables para estimar $q(w)$ a partir de la proporción de muertes maternas. De modo que, el supuesto es que los mismos parámetros de ubicación y forma, son satisfactorios para todas las poblaciones. Entonces $\pi(u) = \int \theta(z)q(u+z)dz$ puede tabularse como una proporción de $q(w)$ para una serie apropiada de valores de u . Para cualquier valor observado de $\pi(u)$ se puede leer en la tabulación esa relación y se puede estimar el valor de $q(w)$. Habrá pues estimaciones correspondientes de $q(w)$ para cada observación de $\pi(u)$. El cuadro 3 a continuación da los factores para estimar $q(w)$ a partir de $\pi(u)$ para valores específicos de u .

Sería preciso, en general, agrupar las estimaciones por edades simples para dar mayor confiabilidad a una cifra global. A fin de minimizar el error de muestreo, es preferible ajustar con el factor $\pi(u)/q(w)$, el número de hermanas declaradas en cada una de las cohortes de edad de los informantes, en vez de operar con el número de muertes maternas esperadas al cabo del período reproductivo. De esta forma, el factor de ajuste se aplica al número de hermanas que llegan al período reproductivo, que declaran los informantes del grupo de edad i , N_i , a fin de obtener la unidad-hermanas de exposición al riesgo de mortalidad materna a lo largo de todo el período reproductivo, B_i .

Tomando el número de muertes maternas r_i y dividiendo por B_i , se tiene una estimación de $q(w)$ a partir de las declaraciones de informantes del grupo i de edad. Una estimación única de $q(w)$ puede obtenerse sumando todos los valores de r_i , es decir el total de muertes maternas r , y sumando los correspondientes valores de B_i para obtener B , el total ajustado de la unidades-hermanas de exposición a riesgo. Se calcula r/B para obtener Q .

Como el número total de hermanas que estarán entrando (recientemente) al período reproductivo no aparecerán en las declaraciones de los informantes de edades jóvenes, es necesario tener esto en cuenta antes de aplicar el ajuste $\pi(u)/q(w)$. Una forma sencilla es multiplicar el número de informantes de esos

Cuadro 3

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

Edad	$\pi(u)/q(w)$	Edad	$\pi/q(w)$
12.5	0.048	42.5	0.802
15.0	0.073	45.0	0.856
17.5	0.107	47.5	0.900
20.0	0.151	50.0	0.934
22.5	0.206	52.5	0.958
25.0	0.270	55.0	0.975
27.5	0.343	57.5	0.986
30.0	0.421	60.0	0.992
32.5	0.503	62.5	0.996
35.0	0.585	65.0	0.998
37.5	0.664	67.5	0.999
40.0	0.737	70.0	1.000

Cuadro 4

**ESTIMACION DEL MOMENTO A QUE CORRESPONDEN LAS
ESTIMACIONES OBTENIDAS POR EL METODO DE LA
SOBREVIVENCIA DE HERMANAS**

Edad de informantes (u)	T (años)	Edad de informantes (u)	T (años)
17.5	5.7	47.5	17.5
22.5	6.8	52.5	21.2
27.5	8.1	57.5	25.6
32.5	9.7	62.5	30.3
37.5	11.7	67.5	35.2
42.5	14.3	72.5	40.2

grupos de edades jóvenes por el número medio de hermanas por informante que alcanza el período reproductivo, de acuerdo a la declaración de informantes de edades mayores. Esto se demostró con la información de Gambia en el cuadro 1. Aquí, el término "alguna vez casada" se utiliza para definir el riesgo de morir por causas relacionadas con el embarazo. Esta sencilla corrección da efectivamente, para informantes con edades inferiores a 25-29 años, el número de hermanas que llegarán a casarse.

Si el número de hermanas en cada grupo de edad de los informantes, es suficientemente grande, cada $q(w)$ puede considerarse como una estimación separada. Las variaciones por edad de los informantes pueden interpretarse, entonces, en términos de errores en las declaraciones, limitaciones de los supuestos y tendencias en el tiempo. En relación a esta última causa de variación, una consideración relevante se refiere al momento al cual corresponde cada estimación de $q(w)$. Esto no presenta dificultades de importancia ya que puede obtenerse una ecuación de la fórmula general presentada por Brass y Bamgboye (1981). Una simplificación de mayor importancia surge del hecho de que la relación de supervivencia a la edad (u), $l(u)$ de una tabla de mortalidad, difiere tan poco de 1 cuando sólo la mortalidad materna se toma en cuenta, que fácilmente puede ignorarse en el cálculo. Utilizando la misma simbología anterior, la ubicación en el tiempo T puede calcularse para un informante de edad u , mediante:

$$T = \frac{\int_0^{\infty} \theta(z) dz \int_0^{u+z} q(x) dx}{\int_0^{\infty} \theta(z) q(u+z) dz}$$

Con los mismos modelos de $\theta(z)$ y $q(x)$ utilizados anteriormente, T puede calcularse mediante el cuadro 4.

Cabe anticipar valores altos de T ya que el método de la sobrevivencia de hermanas se basa en informaciones retrospectivas relativas a hechos más bien de escasa frecuencia, una muerte materna, que ocurren en períodos largos de tiempo para poder así acumularlos y obtener cifras que conduzcan a estimaciones estables. Sin embargo, los valores de T pueden parecer sorprendentemente altos, cuando se basan en las informaciones proporcionadas por informantes jóvenes. La razón de esto radica en el hecho de que las muertes declaradas por los informantes jóvenes corresponden a hermanas de edades mucho mayores, y son estas edades las que intervienen en la ecuación de T.

Cuando, debido a la pequeñez de los números, sólo se puede calcular una sola estimación de $q(w)$, el valor de T puede obtenerse así: $T = B_i T_i / B_i$ donde T_i representan los momentos a que corresponden las estimaciones de cada grupo de edad. Aplicando esta fórmula a los datos de B_i de Gambia, o utilizando la distribución por edades de una población estable, se advierten variaciones de poca importancia en los valores de T para las estimaciones derivadas de datos proporcionados por informantes menores de 50 años. Para propósitos prácticos, la estimación combinada de $q(w)$ para estos grupos puede atribuirse a un momento ubicado unos 12 años antes de la encuesta. El valor T equivalente a todos los grupos de edades es más variable, con un promedio en torno a los 20 años; esto da una justificación adicional para concentrar la atención en las informaciones de los menores de 50 años. Las informaciones proporcionadas por entrevistados de más edad darán lugar a estimaciones que corresponden a un pasado más lejano y por lo tanto sujetas a errores de memoria.

BIBLIOGRAFIA

- Aguirre, A., Hill, A.G. 1988. Childhood mortality estimates using the processing birth technique: some applications and extensions in Lima, Perú. Documento presentado al IUSSP Seminar on the Collection and Processing of Demographic Data in Latin America. Mayo 23-27, 1988. Santiago, Chile.
- Alauddin, M. 1986. Maternal in rural Bangladesh: The Tangail district. *Studies in family planning*, 18 (2), pp. 13-21.
- Billewicz, W.Z. y Mc Gregor, I.A. 1981. The demographic of two West Africa (Gambian) villages, 1951-75. *Journal of biosocial science*, 13, pp. 219-240.
- Boerma, J.T. 1987. Maternal mortality in sub-Saharan Africa: levels, causes and interventions. Documento presentado al Seminar on Mortality and Society in Sub-Saharan Africa. IUSSP. Octubre 19-23, 1987. Yaounde, Cameroon.
- Booth, H. 1984. Transforming Gompertz' functions for fertility analysis: the development of a standard for the Relational Gompertz Function. *Population studies*, 38 (3), pp. 495-506.
- Brass, W., Bamgboye, E.A. 1981. *The time-location of reports of survivorship: estimates for maternal and paternal orphanhood and the ever-widowed*. Center for Population Studies: Research paper 81-1. London School of Hygiene and Tropical Medicine.
- Chen, L.C., Gesche, M.C., Ahmed, S., Chowdhury, A.I. y Mosley, W.H. 1974. Maternal mortality in rural Bangladesh. *Studies in family planning*, 5, pp. 334-41.
- Fortney, J.A. 1987. The importance of family planning in reducing maternal mortality. *Studies in family planning*, 18(2), pp. 109-114.
- Graham, W. y Airey, P. 1987. Measuring maternal mortality: sense and sensitivity. *Health policy and planning*, 2 (4), pp. 323-333.
- Graham, W., Brass, W. y Snow, R.W. 1988a. Estimating maternal mortality in developing countries. *The Lancet (letter)*, 1, pp. 416-417.

- Graham, W., Brass, W. and Snow, R.W. 1988b. *Indirect estimation of maternal mortality: The sisterhood method*. Centre for Population Studies: Research paper 88-1. London School of Hygiene and Tropical Medicine.
- Greenwood, A.M., Greenwood, B.M., Bradley, A.K., Williams, K., Shenton, F.C., Tulloch, S., Byss, P., y Oldfield, F.S.J. 1987. A prospective survey of the outcome of pregnancy in a rural area of The Gambia. *Bulletin of the World Health Organization*, 65(5), pp. 635-643.
- Greenwood, B.M., Greenwood, A.M., Bradley, A.K., Tulloch, S., Hayes, R. y Oldfield, F.D.S. 1987. Deaths in infancy and early childhood in a well-vaccinated, rural, West African population. *Journal of biosocial science*, 7, pp. 91-99.
- Henz, B. y Measham, A.R. 1987. "Safe motherhood initiative": proposals for action. Documento preparado para la Safe Motherhood Conference, Nairobi, febrero 10-13, 1987.
- Hill, K. y Trussell, J. 1977. Further developments in indirect mortality estimation. *Population studies*, 31(2), pp. 313-334.
- Jimenez La Rosa, R.E. 1984. Participación de la mujer peruana en la salud y el desarrollo. Lima: Ministerio de Salud. (Documento inédito).
- Kwast, B.E., Rochat, R.W., Kidane-Mariam, W. 1986. Maternal mortality in Addis Ababa, Ethiopia. *Studies in Family Planning*, 17, pp. 288-301.
- Mahler, H. 1987. The safe motherhood initiative: a call to action. *The Lancet*, 1, pp 268-270.
- Maine, D. 1987. *Studying maternal mortality rates and risk factors in developing countries: guide*. Informe del borrador revisado y preparado para la Division of Family Health, WHO. Julio 1987. Geneva: WHO.
- Preston, S.H. 1976. *Mortality patterns in national populations: with special reference to recorded causes of death*. New York: Academic Press.
- Walker, G.J.A., Ashley, D.E.C., Mc Caw, A.M., y Bernard, G.W. 1986. Maternal mortality in Jamaica. *The Lancet*, 1, pp. 456-458.
- Winikoff, B., Sullivan, M. 1987. Assessing the role of family planning in reducing maternal mortality. *Studies in family planning*, 18, pp.128-143.
- World Health Organization. 1986a) *Maternal mortality rates: a tabulation of available information*. Second edition. Division of Family Health. Geneva: WHO.
- World Health Organization. 1986b) *Maternal mortality: helping women of the road to death*. *WHO Chronicle*, 40, pp. 175-183.
- World Health Organization. 1987. *Measuring maternal mortality*. Documento preparado para Motherhood Conference, Nairobi, febrero 10-13, 1987.