

# NOTAS DE POBLACION

Revista Latinoamericana de Demografía



LC/DEM/G.104  
Agosto de 1991

Las opiniones y datos que figuran en este volumen son responsabilidad de los autores, sin que el Centro Latinoamericano de Demografía (CELADE) sea necesariamente partícipe de ellos.

CENTRO LATINOAMERICANO DE DEMOGRAFIA

NOTAS DE POBLACION

AÑO XVIII, Nº 50, SANTIAGO DE CHILE, AGOSTO DE 1990

**CENTRO LATINOAMERICANO DE DEMOGRAFIA**

**Director: Reynaldo F. Bajraj**

La revista *Notas de Población* es una publicación del Centro Latinoamericano de Demografía (CELADE), cuyo propósito principal es la difusión de investigaciones y estudios de población sobre América Latina, aun cuando recibe con particular interés artículos de especialistas de fuera de la región y, en algunos casos, contribuciones que se refieren a otras regiones del mundo. Se publica tres veces al año (abril, agosto y diciembre), con una orientación interdisciplinaria, por lo que acoge tanto artículos sobre demografía propiamente tal, como otros que aborden las relaciones entre los fenómenos demográficos y los fenómenos económicos, sociales y biológicos.

**Redacción y Administración**

**Casilla 91, Santiago, Chile**

**Secretaria**

**M. Angélica Córdova**

**Precio del ejemplar: US\$8**

**Suscripción anual: US\$20**



## SUMARIO

*Página*

Estimaciones de mortalidad materna a partir del método de sobrevivencia de hermanas: experiencias en América Latina. ....	9
Nuevos enfoques para medir la movilidad espacial interna de la población. ....	55
Cambios en la fecundidad marital en México: resultados de dos modelos. ....	75

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 <sup>a</sup>	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.

<sup>a</sup>Excluye 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 reproductivo<sup>1</sup> (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

<sup>1</sup>Denominado 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) <sup>b</sup>	3.1 (76) <sup>b</sup>	66 (76) <sup>b</sup>
Cautín	414	0.0181 (1 en 53)	1975	70 (78) <sup>c</sup>	4.4 (76) <sup>c</sup>	58 (76) <sup>b</sup>
Gambia	1 005	0.0584 (1 en 17)	1976	142 (82-83) <sup>a</sup>	6.0 (87) <sup>a</sup>	40 (82-83) <sup>a</sup>
Avaroa	1 379	0.0989 (1 en 10)	1978	169 (76) <sup>c</sup>	7.5 (76) <sup>d</sup>	43 (76) <sup>b</sup>

<sup>a</sup>Graham, Brass y Snow (1989). <sup>b</sup>Información proveniente del mismo estudio del que se obtuvo la información sobre mortalidad materna, y estimado para aproximadamente 10 años antes. <sup>c</sup>Oyarce, Romaggi y Vidal (1989). <sup>d</sup>Datos del Censo Nacional de Bolivia de 1976. <sup>e</sup>Corresponde 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.<sup>2</sup> 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).<sup>3</sup> 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.

<sup>2</sup>Véase 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

<sup>3</sup>Las 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 1986<sup>4</sup> 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

<sup>4</sup>Este 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.<sup>5</sup> 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).

<sup>5</sup>Participa 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 <sup>a</sup>	4	0.107	0.075 0.2857
20-24			263	405 <sup>a</sup>	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
<b>Total</b>			<b>2 163</b>	<b>3 334</b>	<b>91</b>		<b>1 892 0.048</b>

Fuente: Graham y Brass (1988).

<sup>a</sup>Se 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  $B(i)$ :

$$Q(w) = \frac{\sum r(i)}{\sum B(i)} \quad (2)$$

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
<b>Total</b>	<b>8 916</b>	<b>8 714</b>	<b>25 168</b>	<b>19 386</b>	<b>5 782</b>	<b>253</b>

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 <sup>a</sup>	Total hermanas expuestas <sup>b</sup>	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 <sup>c</sup>	20	0.107	397	0.0504
20-24	1 173	3 576	-	0.306	2 962 <sup>c</sup>	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
<b>Total</b>	<b>8 714</b>	<b>25 168</b>	<b>12 933</b>		<b>21 421</b>	<b>253</b>		<b>12 125</b>	<b>0.0209<sup>d</sup></b>

<sup>a</sup>Obtenida a través de una distribución teórica de hermanos sobrevivientes por grupo de edades de los informantes.

<sup>b</sup>Calculado mediante la siguiente fórmula:  $N(i) = NT(i) * l(15) - NV(i) * col.(5)$  with  $l(15) = 0.86$ .

<sup>c</sup>Derivado multiplicando el número de informantes en este grupo de edades por el promedio de hermanas expuestas correspondientes a informantes entre 25 y 49 años.

<sup>d</sup>Calculado 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 <sup>a</sup>	2	0.107	319	0.0063
20-24	1 597	2 936 <sup>a</sup>	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
<b>Total</b>	<b>7 537</b>	<b>13 858</b>	<b>58</b>		<b>5 681</b>	<b>0.0102</b>

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

<sup>a</sup>Se 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 TGF<sup>6</sup> de 3.56. Estas estimaciones se refieren a un período de tiempo de alrededor de 11.5 años anteriores a la encuesta.

<sup>6</sup>Lo 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 <sup>a</sup>	Total hermanas expuestas <sup>b</sup>	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 <sup>c</sup>	20	0.107	138	0.1448
20-24	641	1 438	-	0.353	897 <sup>c</sup>	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
<b>Total</b>	<b>5 784</b>	<b>12 240</b>	<b>6 574</b>		<b>7 757</b>	<b>386</b>		<b>4 344</b>	<b>0.0888<sup>d</sup></b>

<sup>a</sup>Obtenida a través de una distribución teórica de hermanos sobrevivientes por grupo de edad de los informantes.

<sup>b</sup>Calculado mediante la siguiente fórmula:  $N(i) = NT(i) * I(15) - NV(i) * col(5)$  con  $I(15) = 0.677$ .

<sup>c</sup>Derivado multiplicando el número de informantes en este grupo de edades por el promedio de hermanas expuestas correspondientes a informantes entre 25 y 49 años.

<sup>d</sup>Calculado 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) <sup>a</sup>	1 005	11.7
Lima**	3.56	-	0.0081 (1 en 123) <sup>a</sup>	228	11.1
Cautín	4.40	0.86	0.0181 (1 en 53) <sup>b</sup>	414	12.8
Avaroa	7.50	0.68	0.0989 (1 en 10) <sup>c</sup>	1 379	10.0

Considerando los grupos de edades:

<sup>a</sup> 5 - 50

<sup>b</sup> 25 - 50

<sup>c</sup> 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,  $\pi(i) = \int \sigma(z) \cdot q(u+z) dz$  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:

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

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)



## NUEVOS ENFOQUES PARA MEDIR LA MOVILIDAD ESPACIAL INTERNA DE LA POBLACION

Daniel Courgeau  
INED, Francia

### RESUMEN

El enfoque analítico tradicional de la movilidad espacial de la población se basa en un concepto restrictivo de migración que sólo depende del cambio de residencia de los individuos, lo que involucra dejar de lado movimientos de importancia que suelen tener un carácter alternativo. Muchos estudios describen la migración separadamente de otros acontecimientos demográficos; en otros casos se le interpreta como una variable independiente, suponiendo que ejerce influencia sobre el comportamiento de los individuos; finalmente, se le ha tratado como una variable dependiente de diversos factores. Se propone superar estas limitaciones mediante un enfoque más amplio de la movilidad espacial, entendiéndola como un componente de las complejas interrelaciones que forman parte de la vida de las personas. Tal perspectiva involucra adoptar nuevos métodos de recolección de información y de análisis de la misma, reemplazando los modelos transversales por otros de tipo longitudinal y considerando a la migración como un aspecto de la movilidad espacial. Las encuestas retrospectivas y prospectivas brindan referencias empíricas valiosas en el sentido propuesto, aunque no están exentas de inconvenientes. Además, se han desarrollado procedimientos analíticos de tipo no-paramétrico, paramétrico y semi-paramétrico que permiten comprender las interacciones entre las biografías familiares, profesionales y migratorias, pero sus potencialidades se ven restringidas por las deficiencias que afectan a las fuentes de datos. Este nuevo enfoque de la movilidad espacial de la población puede enriquecerse a medida que progrese el paulatino acercamiento que se observa entre las ciencias humanas.

(MOVILIDAD GEOGRAFICA)  
(MIGRACION INTERNA)

(MEDICION DE LA MIGRACION)  
(METODOLOGIA)

## NEW APPROACHES FOR THE MEASUREMENT OF POPULATION INTERNAL SPATIAL MOBILITY

### SUMMARY

The traditional analytic focus of the study of the spatial mobility of populations is based on the restricted concept of the change of residence of individuals and as such has ignored other forms of population movements. Many studies have treated migration separately from other demographic variables; others have made it an independent one; while some have used it as a dependent variable. It is proposed to overcome these limitations with a more comprehensive approach to the study of the spatial mobility of populations in which it is treated as an aspect of the whole complex of human relationships. This approach requires new data collection and analysis methods in which cross-sectional models are replaced by longitudinal ones; and in which migration is considered as an aspect of spatial mobility. Retrospective and prospective surveys provide useful empirical evidence but they are not without their limitations. Parametric, nonparametric, and semiparametric statistical techniques have been developed which are useful in understanding the interrelationships among family, work and migration histories. However, their usefulness is hampered by data limitations. This new approach to the study of the spatial mobility of populations has the potential to make it more social scientific.

(GEOGRAPHICAL MOBILITY)  
(INTERNAL MIGRATION)

(MIGRATION MEASUREMENT)  
(METHODOLOGY)

## INTRODUCCION

La medición de los diversos fenómenos demográficos se vinculaba, en el pasado, con la existencia de documentos religiosos (registros parroquiales, estados de las almas, etc.), los que fueron reemplazados, posteriormente, por instrumentos administrativos de tipo semejante (registros civiles, registros de población, etc.). Aun cuando estos documentos fueron concebidos con propósitos distintos a los relacionados con el análisis demográfico, su utilidad en este campo ha sido importante. En el caso de los nacimientos, matrimonios o defunciones, salvo por ciertas excepciones, la falta de ambigüedad en la definición de los acontecimientos ha permitido que el demógrafo utilice estas fuentes tanto para medir las magnitudes correspondientes como para realizar análisis específicos. Con respecto a la movilidad de la población, este tipo de registro confirmó, entre todos los desplazamientos territoriales, una especial importancia a las "migraciones", con cuyos datos resultaba posible clasificar a los individuos según un lugar de residencia bien definido, en el que la autoridad política podía ubicarlos fácilmente, cobrarles los impuestos, controlarlos, etc. (Tilly, 1978). Sin embargo, esta noción de residencia puede no ser la más pertinente cuando el demógrafo pretende analizar la movilidad territorial.

Los censos de población retomaron este concepto de residencia, incluyendo preguntas sobre el lugar de residencia en una fecha anterior determinada, o sobre el último cambio de residencia, etc. (Courgeau 1980, 1988). Aun cuando el investigador tiene la posibilidad de emplear una definición más amplia, por ejemplo cuando hace una encuesta, adopta a menudo, por costumbre, los mismos procedimientos de medición, sin efectuar una reflexión suficientemente profunda sobre los conceptos y las hipótesis que podría verificar mediante métodos originales de análisis. Recientemente, el análisis de un gran número de encuestas realizadas en diversas partes del mundo (Findley, 1982) ha permitido distinguir tres grandes tipos de objetivos con sus respectivas medidas. Los mencionaremos rápidamente, aunque se les presentará en un orden inverso al dado por Findley.

El primero de estos objetivos es esencialmente descriptivo e implica hacer uso de información similar a la que proveen los registros o los censos. Se trata de estimar tasas de migración, poniendo en evidencia las diferencias entre

subgrupos de la población entrevistada. Una encuesta que proporcione este tipo de información requerirá sólo de una vuelta de visitas y su cuestionario deberá incluir algunas preguntas retrospectivas sobre la migración y otras relativas a diversas características de los individuos al momento de la entrevista.

Un segundo objetivo, ya más ambicioso, trata de investigar cómo la migración puede modificar el comportamiento futuro de los individuos. En este caso la migración se considera como una *variable independiente* que actuará sobre el comportamiento de los individuos con la misma fuerza que otras características demográficas, sociales o económicas. Una encuesta que satisfaga tal propósito requiere de dos vueltas de visitas: una primera en la zona de origen, donde se detectan las diversas características de los individuos que residen ahí, y una segunda en las áreas de destino de quienes emigraron de esa zona de origen, para poner en evidencia el efecto de la migración en su comportamiento.

El tercer objetivo considera a la migración como una *variable dependiente*. Se trata de identificar las características que conducen al individuo a migrar, tales como sus ingresos, sus posibilidades de trabajo, etc. Esto implica la necesidad de detectar las características iniciales de los individuos en el lugar de origen y de volver a encuestarlos más tarde, clasificándolos según hayan o no emigrado desde esa zona de origen.

Se llega así a un punto en el que se podría hablar de pasos causales, aun cuando se reconozca que en las ciencias sociales no se haya podido demostrar completamente la causalidad (Findley, 1982, p. 38). A nuestro juicio, estos tres objetivos dejan fuera un aspecto muy importante de la movilidad espacial: el hecho de que no se trata de un acontecimiento aislado, susceptible de considerarse como una variable dependiente o independiente, sino que de un proceso que sólo puede comprenderse a través de su interacción con otros elementos demográficos, económicos, políticos, etc., que forman parte de la vida de un ser humano. Trataremos, primeramente, de mostrar la necesidad de abordar, de modo simultáneo, la evolución de estos procesos. A continuación nos enfrentaremos con diversos métodos de medición, así como con nuevos enfoques analíticos de estos datos complejos. Concluiremos, por último, con otras nuevas posibilidades que ofrece esta perspectiva.



## I. LA MOVILIDAD ESPACIAL EN INTERACCION CON LOS OTROS PROCESOS SOCIALES

El modelo más elaborado al que se aludió en la Introducción considera que se puede llegar a relacionar de manera casi causal el comportamiento migratorio de un individuo con características sociales y económicas determinadas. Este enfoque, que niega la libertad humana, ignora la multiplicidad de decisiones que puede tomar un individuo en una situación determinada.

En primer término, la migración es considerada por la demografía sólo como aquella ínfima parte de un iceberg que emerge del agua, por lo que muchas de sus modalidades quedan sumergidas y no se toman en cuenta. En rigor, estas diversas formas de movilidad pueden substituirse mutuamente. Por ejemplo, un individuo cuyo trabajo está ubicado muy lejos de su domicilio, puede preferir mantener su residencia y trasladarse hacia aquél en bus, diariamente o semanalmente, dependiendo de la distancia. De modo similar, las diversas formas de movilidad temporal que se producen en la mayoría de los países en desarrollo (Domenach y Picouet, 1987), y que, según algunos también existieron en Europa durante el siglo XIX (Courgeau, 1982), sirven, a menudo, de sustituto a las migraciones definitivas. Ignorar esta movilidad conduce a desconocer la multiplicidad de decisiones que puede tomar un individuo en una situación determinada. Así, al hacer abstracción de la movilidad temporal, un modelo de tipo causal estará incapacitado para explicar la migración.

En segundo lugar, todos los modelos presentados son esencialmente de tipo transversal, porque tratan de explicar el comportamiento de los migrantes en el transcurso de un período determinado, a partir de las características individuales en el momento inicial, o tratan de detectar si el hecho de migrar durante ese período implica cambios en los atributos de las personas. Se sabe que la migración no es un fenómeno único en la vida de un individuo y que, según la edad, la etapa de su vida familiar o profesional, el mismo afrontará riesgos diferentes de migrar o trasladarse. Sólo un enfoque longitudinal, que aborde simultáneamente estas migraciones y los diferentes acontecimientos de la vida familiar, profesional, etc., permitiría poner en evidencia estas interrelaciones.

Desde hace más de treinta años se han venido realizando investigaciones destinadas al estudio de estos diversos hechos; como ejemplos pueden mencionarse las encuestas sobre el poblamiento de París en 1961 (Pourcher, 1964), y sobre las migraciones a Monterrey, México, en 1965 (Balán, Browning

y Jelin, 1973). Pero es necesario dejar constancia que sólo una pequeña fracción de los datos recogidos ha sido objeto de análisis (Goldstein y Goldstein, 1981). Así, Pourcher calcula una descendencia final para los nativos y no nativos de París, sin hacer intervenir la duración de la estadía en París ni la fecha de llegada a la región parisina, aunque disponía de esta información en el cuestionario. Sólo recientemente se han puesto en práctica modelos de análisis que toman en cuenta la riqueza potencial de las historias de vida. En cambio, las tablas que resultan de las clasificaciones cruzadas, o el cálculo de los índices demográficos clásicos, son, de hecho, totalmente insuficientes para analizar datos tan valiosos. Pero, antes de examinar los métodos de medición y de análisis, es necesario tratar de precisar los objetivos que se persiguen en la recopilación de datos de este tipo.

El procedimiento clásico de recolección de información ha conducido a los demógrafos a analizar separadamente los diversos hechos, eliminando el efecto de los elementos considerados perturbadores, para observar cada acontecimiento en su "estado puro" (Henry, 1972). La hipótesis de independencia que es necesario establecer para este tipo de análisis no se justifica plenamente, salvo cuando el fenómeno perturbador es la mortalidad. Por ejemplo, cuando se estudia la nupcialidad de una población y, evidentemente, se carece de información acerca de lo que podría haber sido el comportamiento nupcial de los individuos que murieron solteros, se establece como hipótesis que ellos se habrían casado de acuerdo a la modalidad adoptada por los sobrevivientes. Pero si el fenómeno perturbador es la migración hacia otra zona del territorio, se presenta la posibilidad de realizar una encuesta en el área de destino, a fin de establecer si la nupcialidad de estos emigrantes se asemeja a la de los no migrantes. De este modo sería factible probar la hipótesis de independencia y verificar su vigencia. Es necesario, por lo tanto, evaluar los cambios en la nupcialidad inducida por una migración, así como determinar si el matrimonio de un individuo modifica, o no, sus probabilidades de emigrar.

Resulta claro, entonces, que el nuevo objetivo que se procura alcanzar, o el cambio de óptica que se propone, consiste en estudiar cómo el paso por diversas etapas a lo largo de la vida familiar, profesional, etc., afecta la percepción del tiempo y del espacio que tiene cada persona. Por ejemplo, se trata de establecer si un individuo casado, que trabajó inicialmente en la agricultura y luego se convirtió en obrero en la capital de su comuna de nacimiento, ha tenido la misma probabilidad de emigrar hacia ese lugar que otro individuo, de su misma edad, pero que permanece soltero y continúa siendo agricultor. El punto de vista pasa a ser longitudinal e involucra analizar las interacciones entre los diversos tipos de acontecimientos considerados, sin otorgar a la migración la calidad de variable dependiente. Queda entendido que es posible relacionar estos acontecimientos con características más generales de los individuos (orígenes paternos, nombres de hermanos y hermanas), de sus familias (composición, ingreso de cada miembro, etc.) o de la comunidad donde ellos viven (villorrio agrícola, suburbio urbano, etc.). Especificado este objetivo, se hace posible entrar en detalle en los nuevos métodos de medición que permiten alcanzarlo.

## II. NUEVOS METODOS DE MEDICION

A diferencia del antropólogo o del psicólogo, el demógrafo no ha analizado, al menos hasta ahora, las interrelaciones mencionadas en toda su complejidad. No dispone de relatos explicativos de la vida que le permitan reconstituir no sólo los itinerarios familiares, profesionales y residenciales, sino igualmente el entorno de la familia, los cambios de salud, las modificaciones en el consumo, o la vida asociativa y militante de las personas encuestadas. Se conforma con examinar los diversos acontecimientos precisos y claros de medir y detectar: matrimonios, nacimientos, movilidad, cambios de profesión, etc. A pesar de lo señalado, el demógrafo dispone de dos tipos de encuestas: retrospectivas y prospectivas.

Las encuestas retrospectivas tienen la ventaja de que sólo necesitan de una vuelta de visitas, pero tienen el inconveniente de que la duración de cada entrevista puede tomar mucho tiempo. En Francia, por ejemplo, la encuesta triple biográfica (familiar, profesional y migratoria) hecha a individuos con edades entre 45 y 69 años, duraba, en promedio, una hora y diez minutos; pero algunas entrevistas llegaron a tardar más de dos horas. Además, los cuestionarios requeridos deben elaborarse con gran rigor, de manera que permitan una memorización correcta de acontecimientos que se relacionan entre sí. Como compensación de esta dificultad, sería de esperar que un cuestionario en el que se vinculan varios aspectos de la vida de un individuo sea respondido correctamente: la existencia de hitos bien conocidos, como la fecha de matrimonio, o la de nacimiento de los hijos, permitiría, a través de la asociación temporal, recordar las fechas de otros eventos menos fáciles de retener en la memoria, como los cambios de residencia o de empleo. Sin embargo, se requiere aún de mayores ensayos para asegurar la calidad de los datos recogidos de esta forma; en especial, se precisa cautelar que los errores de memoria no introduzcan sesgos importantes en los modelos interpretativos.

Un primer intento de verificación, a partir de una muestra pequeña (50 parejas encuestadas), tuvo lugar en Bélgica (Duchêne, 1985), donde se dispone de un registro de población. Este ensayo se realizó poniendo a dos grupos de entrevistados en las condiciones más desfavorables: cada conjunto se encuestó separadamente y sin que pudieran recurrir a documentos (libreta de familia, cesación de alquiler, etc.). Se trataba de personas de edades avanzadas (al menos

uno de los conjuntos había nacido entre 1911 y 1920), que debían recordar hechos acaecidos largo tiempo atrás.

Cuadro 1  
**PROPORCION DE CONCORDANCIAS RESPECTO AL AÑO O DIFERENCIAS  
 INFERIORES O IGUALES A UN AÑO ENTRE LAS FECHAS DE DIVERSOS  
 ACONTECIMIENTOS DEMOGRAFICOS DECLARADOS POR LOS DOS  
 CONJUNTOS Y EL REGISTRO DE POBLACION**

	Matrimonio	Nacimiento de los hijos	Emancipación de los hijos	Migración del hogar				
<b>Fechas dadas por los dos conjuntos</b>								
Mismo año	80.0	86.2	52.6	48.1				
Más o menos un año de diferencia	94.0	93.6	80.8	80.6				
Número de observaciones	50	109	78	129				
	Hom- bres	Muje- res	Hom- bres	Muje- res	Hom- bres	Muje- res	Hom- bres	Muje- res
<b>Fecha declarada en la encuesta menos fecha del registro</b>								
Sin diferencia	86.0	94.0	88.6	97.2	50.7	66.7	46.8	58.3
Más o menos un año de diferencia	94.0	100.0	95.2	100.0	82.7	87.7	72.6	86.7
Número de observaciones	50	50	105	106	75	81	62	60

La comparación de los datos proporcionados por ambos conjuntos se presenta en el Cuadro 1. Se observa una diferencia porcentual neta importante entre las fechas de matrimonio y de nacimiento de los hijos, por una parte (80 y 86 por ciento de concordancia con respecto al año) y las fechas de emancipación de los hijos o de la migración del hogar, por otra (53 y 48 por ciento de concordancia respecto del año de ocurrencia). Estos últimos porcentajes aumentan considerablemente (a 81 por ciento en los dos casos) cuando se considera un intervalo de más o menos un año entre las dos fechas. Se advierte, además, que los desvíos medios para los acontecimientos fechados en forma separada son positivos en el caso del matrimonio y del nacimiento de los hijos (hechos ubicados más cercanos de la encuesta para los hombres) y negativos respecto de la emancipación de los hijos y de su salida del hogar (hechos ubicados más lejos de la encuesta para los hombres).

En el Cuadro 1 se comparan, también, las fechas dadas por los hombres y las mujeres con los antecedentes que proporciona el registro de población. Nuevamente, la diferencia entre la fecha del matrimonio, o del nacimiento de los hijos, alcanza una menor magnitud en ambos sexos (entre 86 y 97 por ciento de concordancia para el año), en tanto que la discrepancia es mayor cuando se hace referencia a la fecha de la emancipación de los hijos o de la migración de la pareja (entre un 47 y un 67 por ciento de concordancia para el año). Estos resultados mejoran, nuevamente, si se toma un intervalo de más o menos un año (entre 73 y 88 por ciento). Se constata en todos los casos una mejor memoria para las fechas entre las mujeres, sea que se trate de hechos familiares o de migraciones.

Es importante advertir cómo estos errores influirían en las conclusiones que pudieran derivarse de este tipo de encuesta. Encaramos aquí un análisis paramétrico (para mayores detalles véase el punto III) mediante el cual se trata de relacionar la duración de las estadías de los individuos en una vivienda con diversas características que los encuestados tenían al comienzo de esas estadías (Courgeau 1985 a):

- duración transcurrida entre el matrimonio y el comienzo del período;
- número de hijos al comienzo del período;
- tipo de tenencia de la vivienda: propia o proporcionada (alquilada) por el empleador (los arrendatarios se consideran como grupo testigo);
- emancipación de al menos un hijo al comienzo del período.

Se supone que el efecto de la duración de la estadía disminuye en forma exponencial con la probabilidad de migrar, lo que, en relación con el instante  $t$ , se expresa como:

$$h(t;z) = \exp(\alpha z + \beta t) \quad (1)$$

donde  $z$  es el vector de las variables anteriormente descritas;  $\alpha$  y  $\beta$  son los parámetros a estimar para obtener el efecto de las características y de la duración de la estadía.

El modelo 1, presentado en el Cuadro 2, proporciona los valores de estos parámetros según si se hace intervenir o no el sexo del encuestado. Se trabaja, en este caso, a partir de las diferencias de respuestas dadas por los hombres y por las mujeres; esto implica suponer un efecto global de una variable binaria (igual a cero para los hombres y a uno para las mujeres) que no afectará de manera separada a cada una de las otras características. Se observa que esta variable no tiene un efecto significativamente diferente de cero y que el efecto significativo de las demás características prácticamente no se modifica cuando interviene el sexo de la persona encuestada.

El modelo 2, también presentado en el Cuadro 2, estima los parámetros considerando separadamente las respuestas de los hombres y de las mujeres. Para comparar estos resultados se calculan los valores de la siguiente expresión:

$$\left( \frac{\alpha_h - \alpha_f}{\dots} \right)$$

écart type de  $a_h$

que debería corresponder a un Chi cuadrado con un grado de libertad si estos resultados no fueran significativamente diferentes. Este modelo no revela más que una diferencia significativa, la que corresponde a la emancipación de al menos un hijo. La verificación a partir de los cuestionarios muestra que los hombres declaran ignorar la fecha de emancipación de sus hijos con mucho mayor frecuencia que las mujeres. Esta variable debe considerarse, por lo tanto, con prudencia. En contraste, todas las demás variables presentan resultados similares para los hombres y las mujeres. La calidad del ajuste es, sin embargo, mucho mejor para las mujeres.

En conclusión, aunque la calidad de las informaciones recopiladas en encuestas retrospectivas realizadas en un país desarrollado está lejos de ser perfecta, los resultados de un análisis longitudinal no se alteran en nada por esta falta de cabalidad. Aparentemente los errores afectan la ubicación exacta de los hechos, pero no modifican el orden lógico de los diferentes acontecimientos, el que se recuerda correctamente. No obstante que la memoria parecería ser fiable a los efectos de las exigencias impuestas por el análisis, se requiere todavía de una verificación más rigurosa mediante el uso de una muestra mayor. Una prueba de carácter similar se está llevando a cabo, también en Bélgica, esta vez con una encuesta a 500 parejas. Será más completa en el sentido que, luego de entrevistar a los dos conjuntos separadamente, se hará una confrontación con todos los documentos disponibles en la familia. Este es el procedimiento que se siguió en la encuesta francesa.

Estudios de este tipo no pueden realizarse en países en desarrollo que, en general, carecen de registros de población. En tales países parece recomendable hacer uso de encuestas prospectivas, pero éstas son difíciles de llevar a cabo porque requieren el seguimiento de los individuos que emigraron de las zonas donde se hizo la muestra inicial. Con este propósito, se hace necesario solicitar a los encuestados las direcciones de parientes o amigos próximos, los que podrían eventualmente proporcionar la nueva dirección del migrante. Tales encuestas, además, deben realizarse durante un período prolongado para que puedan proporcionar resultados de suficiente interés; sin embargo, para evitar fallas de memoria, es conveniente que las distintas vueltas de visitas no se efectúen muy separadamente en el tiempo, siendo aconsejable una vuelta de visita anual. Por último, si después de logrado un seguimiento razonable, se hiciese una encuesta retrospectiva, se estaría en condiciones de juzgar la validez de este tipo de encuesta en países en desarrollo.

Las encuestas prospectivas que se han realizado en los países en desarrollo permiten seguir la evolución, a corto plazo, de formas de movilidad temporales y trabajar, no a partir de un individuo aislado de su contexto familiar y comunitario, sino con el conjunto de los miembros de la familia o de la comunidad. Es aquí donde hay un campo nuevo que se puede explorar sólo con

encuestas específicas. Es preciso ahora, por lo tanto, abordar los métodos de análisis que requieren estas encuestas.

Cuadro 2  
**COEFICIENTES  $\alpha$  Y  $\beta$  ESTIMADOS CON EL MODELO 1, RELACIONANDO LA PROBABILIDAD DE MIGRAR DE LOS INDIVIDUOS CON LA DURACION DE LA ESTADIA Y CON DIFERENTES CARACTERISTICAS**

	Modelo 1		Modelo 2			
	Sin la variable sexo	Con la variable sexo	Mujeres	Hombres	Desviación estándar hombres	$\chi^2$
Constante	-2.515**	-2.677**	-2.692**	-2.421*	0.4875	0.309
Duración del matrimonio						
Nula	0.942**	0.954**	1.176**	0.778	0.5048	0.662
1-4 años	1.274**	1.286**	1.560**	0.990*	0.4971	1.317
5-9 años	1.043**	1.049**	1.251**	0.857	0.5053	0.609
10-14 años	0.871**	0.876**	0.757	0.817	0.5528	0.012
15-19 años	0.337	0.348	0.472	0.110	0.6077	0.353
Duración de estadía	-0.068**	-0.068**	-0.066**	-0.066**	0.0127	0.001
Número de hijos	-0.041	-0.042	-0.039	0.033	0.1113	0.415
Partida de los hijos	0.467	0.477	1.162*	-0.438	0.6958	5.290*
Alquilado por empleador	-0.206	-0.205	-0.279	-0.207	0.2614	0.074
Propietario	-2.127**	-2.130**	-2.140**	-2.215**	0.4150	0.033
Sexo		0.100				
X2	338.16	338.87	185.65	158.80		
(G.L.)	(10)	(11)	(10)	(10)		

Fuente: D. Courgeau, 1985.

\* Resultados significativos al nivel de 4.5 por ciento.

\*\* Resultados significativos al nivel de 1 por ciento.





### III. NUEVOS METODOS DE ANALISIS

En la medida que las encuestas prospectivas consideren los diferentes fenómenos demográficos, económicos y sociales como dependientes unos de otros, es necesario buscar nuevos métodos de análisis de estas interacciones.

La primera categoría de métodos, llamada no-paramétrica, generaliza interacciones más complejas que las que considera el análisis de un solo fenómeno, como los procedimientos demográficos clásicos de tipo longitudinal, mediante cuocientes. Para mostrar cómo puede hacerse esto, considérese un ejemplo sencillo: el estudio del matrimonio en relación a la migración hacia las metrópolis (Courgeau, 1987). Parece interesante verificar si el matrimonio afecta la partida hacia las metrópolis y, en sentido inverso, si la partida hacia las metrópolis afecta la nupcialidad de los individuos. Para analizar esta dependencia recíproca se pueden definir cuatro estados por los que puede pasar un individuo:

- 1) fuera de la metrópoli y soltero;
- 2) en la metrópoli y soltero;
- 3) fuera de la metrópoli y casado;
- 4) en la metrópoli y casado.

Los pasos entre estos diversos estados pueden resumirse mediante dos variables aleatorias: la edad al matrimonio ( $T_1$ ); y la edad al momento de la partida hacia la metrópoli ( $T_2$ ). Sólo resta calcular los cuocientes del paso entre los estados precedentes. Así, el cociente de emigración de los solteros puede escribirse:

$$h_{12}(t) = \lim_{\Delta t \rightarrow 0} \frac{1}{\Delta t} \Pr(T_2 < t + \Delta t \mid T_1 \geq t, T_2 \geq t) \quad (2)$$

con un cociente similar de nupcialidad de los individuos que permanecían fuera de la metrópoli y el cociente de emigración de los casados se tiene:

$$h_{34}(t/u) = \lim_{\Delta t \rightarrow 0} \frac{1}{\Delta t} \Pr(T_2 < t + \Delta t \mid T_1 = u, T_2 \geq t) \leq t \quad (3)$$

simétricamente puede escribirse el cociente de nupcialidad de los individuos que ya hayan migrado hacia la metrópoli.

Se demuestra que es posible estimar estos diferentes cuocientes, así como sus varianzas y covarianzas, con enfoques aproximativos (Courgeau y Lelièvre, 1986) o con métodos más precisos (Aalen, *et al.*, 1980). En particular, se puede probar si el hecho de estar casado modifica la probabilidad de migración hacia la metrópoli o, en sentido contrario, si una emigración hacia la metrópoli modifica la probabilidad de casarse. También puede ponerse en evidencia una independencia total entre estos dos fenómenos (ninguno influye sobre el otro), una dependencia específica (uno de los dos influye en el otro, mientras que este último no tiene influencia alguna sobre el primero), o una dependencia en los dos sentidos.

Naturalmente puede hacerse más complejo este modelo haciendo intervenir, por ejemplo, las interacciones entre migraciones reiteradas desde el matrimonio y los nacimientos sucesivos de los hijos (Courgeau, 1985 b), o cualquiera otra interferencia entre fenómenos demográficos, económicos y sociales.

Una segunda categoría de métodos, llamada paramétrica, generaliza los procedimientos de regresión múltiple utilizados en particular en economía, haciendo intervenir una dependencia funcional de la probabilidad de migrar en relación a la duración de la estadía, así como con respecto a diferentes características del individuo. Este es el caso del modelo que se presentó antes (fórmula 1), donde la dependencia de la duración de la estadía es del tipo Gompertz y la dependencia de las variables explicativas tiene un carácter multiplicativo. Se sabe ya, por otra parte, que un modelo de Gompertz se adapta bien a los datos de migración (Ginsberg, 1979). La utilización de un modelo de este tipo permite hacer intervenir un gran número de variables explicativas y resulta muy útil para comprender las interacciones entre migración, vida familiar, vida profesional, vida política, etc. (Courgeau, 1985 b).

La tercera categoría de métodos es una síntesis de las dos precedentes. Manteniendo la estimación del cociente instantáneo independiente de toda modelización teórica, permite estimar el efecto de diversas características sobre este cuociente. Esta es la razón por la cual se designa este modelo como semi-paramétrico. Así, por ejemplo, tomando el caso anterior del matrimonio ligado a la partida hacia la metrópoli, los dos cuocientes (2) y (3), pueden escribirse como:

$$h_{12}(t ; Z) = h_{12}(t) \exp(Z\beta_1) \quad (4)$$

$$h_{34}(t ; Z ; Z') = h_{34}(t) \exp(Z\beta_1 + Z'\beta_2) \quad (5)$$

donde las características  $Z$  intervienen antes del matrimonio del individuo sobre la probabilidad de migrar y las características  $Z'$ , después de su matrimonio.

Algunas de estas últimas características podrán ser las mismas que las del vector  $Z$ , en tanto que otras podrán intervenir sólo después del matrimonio (características de su pareja, cambios de las características individuales en el momento del matrimonio, etc.). Los parámetros  $\beta_1$  y  $\beta_2$  pueden obtenerse mediante un método de verosimilitud parcial (Cox, 1972), en tanto que los cocientes instantáneos  $h_{12}(t)$  y  $h_{34}(t)$  se estiman a continuación por el método de máxima verosimilitud (Kalbfleish y Prentice, 1981), así como también las varianzas y covarianzas de estos estimadores.

Estos métodos permiten poner en evidencia el efecto de diversas características en los cocientes de migración de los diferentes individuos, bajo la hipótesis que estos cocientes son siempre proporcionales entre ellos. Si esta hipótesis de proporcionalidad se tornara demasiado irreal, se pueden usar otros modelos para dejarla de lado (Kalbfleish y Prentice, 1981). Como no es posible detallar aquí estos diversos modelos, basta con indicar que se dispone de una gran variedad de procedimientos que permiten tratar una enorme cantidad de posibilidades.



## CONCLUSIONES

En el transcurso de los últimos años se han desarrollado nuevos procedimientos de medición, de tratamiento y de análisis de la movilidad espacial de la población. Estos métodos tratan de ir más allá del enfoque clásico de la migración, según el cual ésta es considerada como una variable dependiente, a ser explicada por otras características del migrante, o como una variable independiente, que actúa sobre el comportamiento de los individuos. Este nuevo enfoque concibe a la movilidad, que no se reduce sólo a la migración, como un elemento en interacción permanente con todos los otros aspectos de la vida familiar, profesional, etc., de los individuos.

Se ha considerado aquí esta conceptualización poniendo énfasis en el individuo, aunque se ha visto que se debe generalizar a niveles más complejos, como la familia o la comunidad. Pero aun a nivel individual, los problemas de comprensión y de análisis de un sistema de interacción de este tipo son de un orden de complejidad notoriamente mayor que los asociados a la comprensión y análisis de la migración como fenómeno único.

Así, cuando se realiza una encuesta retrospectiva se presentan problemas de memoria. Es necesario verificar hasta qué punto los encadenamientos entre los diversos procesos, declarados por los encuestados, corresponden a los encadenamientos realmente vividos por ellos. Los primeros resultados que se presentan aquí son alentadores, pero es necesario realizar ensayos en poblaciones más numerosas. Se puede evitar, o al menos reducir, este tipo de problemas de memoria haciendo encuestas prospectivas. En este caso se enfrentarán nuevos problemas. En primer lugar, para seguir a través del tiempo a una población inicialmente registrada, es necesario localizar a los emigrantes durante el período que dura la encuesta; es útil en este caso disponer de las direcciones de parientes y de amigos próximos que puedan dar información sobre el destino de los encuestados en la primera vuelta. En segundo lugar, para poder analizar correctamente estas biografías, es necesario disponer de un prolongado período de observación de los individuos, con lo que el costo y la duración de la encuesta aumentan considerablemente. Frente a estos inconvenientes parece indispensable asegurar la calidad de las informaciones recopiladas en tales encuestas y tratar de evitar ciertas formas de errores.

Simultáneamente, se requiere de nuevos métodos de análisis para comprender las interacciones entre los diversos aspectos de la biografía familiar, profesional, migratoria, etc. Se dice "simultáneamente" porque las preguntas a

formular y la comprensión de la encuesta son función de estos métodos de análisis. Estos no se habían podido desarrollar sino hasta recientemente, debido tanto a su complejidad como a la pesada carga que implican unos cálculos que requieren de microcomputadores poderosos. Pero, estos métodos se han desarrollado muy rápidamente y se dispone ahora de un gran número de enfoques tanto no-paramétricos como paramétricos o semi-paramétricos. Sin embargo hay un vacío en relación al tamaño de muestreo de encuestas que deben servir para el análisis simultáneo de varias series de acontecimientos. Los modelos paramétricos, que presentan el inconveniente de imponer condiciones restrictivas sobre la distribución de los cocientes, permiten que intervenga un mayor número de características; pero si este número fuese muy elevado, para obtener conclusiones válidas sería necesario aumentar el tamaño de la muestra.

Estos métodos, que en un comienzo se utilizaron en países desarrollados, han comenzado a aplicarse en los que se encuentran en desarrollo y los resultados alcanzados son muy promisorios (Juárez, 1988). Por otra parte, en un número creciente de países en desarrollo se están realizando numerosas encuestas de tipo biográfico.

El análisis de estas encuestas enfrenta, a su vez, algunas complicaciones que se mencionarán ahora. Además de los problemas de memorización correcta de los diferentes acontecimientos, se torna aguda la dificultad impuesta por las características no consideradas durante el proceso de la entrevista. Se ha ensayado una solución a este problema mediante la introducción de una heterogeneidad no observada (Heckman, 1984), la cual permitiría tener en cuenta diferencias de comportamiento entre individuos cuyas otras características son las mismas. Sin embargo, según sea la distribución que se suponga de esta heterogeneidad, los signos y el valor de los parámetros estimados pueden cambiar en forma muy importante (Hobcraft y Murphy, 1986). Frente a estos resultados parece preferible apoyarse en los análisis hechos por otras ciencias humanas (antropología, psicología, etc.), de suerte que puedan introducirse las características pertinentes en los modelos.

Se observa, además, una creciente aproximación entre las diferentes ciencias humanas y la demografía. En lo que concierne al objeto de observación, las historias de vida son las mismas, en tanto que los métodos de medición y de análisis son diferentes. Se está haciendo una reflexión común sobre la complementariedad de los diferentes enfoques y sobre lo que el análisis demográfico pudiera obtener de los de tipo antropológico, psicológico, sociológico, etc. (Courgeau y Lelièvre, 1987). Este acercamiento permite esperar la posibilidad de utilizar los resultados de una ciencia humana en otra. En particular, el hecho que algunas de estas ciencias consideran no sólo el nivel individual, sino otros más complejos (familiares, comunales, nacionales, etc.), debería contribuir a una integración pertinente de estos niveles en los estudios demográficos.

La medición y el análisis que se proponen aquí son muy complejos, tanto como lo son las interacciones entre la movilidad espacial y otros aspectos de la vida de las sociedades humanas. Se ha demostrado que no es válido considerarlos separadamente; sólo un análisis conjunto, como el mostrado aquí, permitiría progresar en el estudio de la movilidad.

## BIBLIOGRAFIA

- Aalen, O., Borgan, O., Keiding, N., Thorman, J., (1980). "Interaction between live history events. Non-parametric analysis for prospective and retrospective data in the presence of censoring", en *Scandinavian Journal of Statistics*. 7.
- Balan J., Browning, H., Jelin, E., (1973). *Men in a developing society: geographic and social mobility in Monterrey, Mexico*. Universidad de Texas, Austin.
- Courgeau, D., (1980). *Analyse quantitative des migrations humaines*. Masson, París.
- Courgeau, D., (1983). *Trois siècles de mobilité spatiale en France*. Rapports et documents en sciences sociales N° 51. UNESCO, París (versión inglesa publicada por la UNESCO).
- Courgeau, D., (1985a). "Effet de déclarations erronées sur une analyse de données migratoires", en *Migration interne. Collecte des données et méthodes d'analyse*. Jezierski ed., Louvain-la-Neuve.
- Corgeau, D. (1985b). "Interaction between spatial mobility, family and career life cycle: a french survey", en *European Sociological Review*, 1,2.
- Corgeau, D., (1987). "Constitution de la famille et urbanisation", en *Population* 42,1.
- Corgeau, D., (1988). *Méthodes de mesure de la mobilité spatiale: migrations internes, mobilité temporaire et navettes*. Ediciones del INED, París.
- Courgeau, D., Lelièvre, E., (1986). "Nuptialité et agriculture", en *Population* 41,2.
- Courgeau, D., Lelièvre, E., (1987). *Approches longitudinales*. Informe del grupo de trabajo interdisciplinario. Colloque "Bilan Sociologique". Estrasburgo.
- Cox, D., (1972). Regression models and life-tables, en *Journal of the Royal Statistical Society*, B. 34.
- Domenach, H., Picouet, M., (1987). "Le caractère de réversibilité dans l'étude de la migration", en *Population*, 42,3.
- Duchène, J., (1985). "Un test de fiabilité des enquêtes rétrospectives "biographie familiale, professionnelle et migratoire", en *Migrations internes, Collecte des données et méthodes d'analyse*. Jezierski ed. Louvain-la-Neuve.
- Findley, S., (1982). *Migration survey. Methodologies: a review of design issues*. Documento N° 20, IUSSP, Lieja.
- Ginsberg, R., (1979). "Time and duration effects in residence histories and other longitudinal data II: Studies of duration effects in Norway, 1965-1971", en *Regional Science and Urban Economics*, 9,4.
- Goldstein, S., Goldstein, A. (1981). *Surveys of migration in developing countries: a methodological review*. Documento de la East-West Population Institute N° 71, Honolulu.
- Heckman, J., Singer, B., (1984). "A method for minimizing the impact of distributional assumptions in econometric models for duration data", en *Econometrica*, 52,2.
- Henry, L., (1972). *Démographie: analyse et modèles*. Larousse. París.
- Hobcraft, J., Murphy, M., (1986). "Demographic event history analysis: a selective review", en *Population Index*. 52,1.
- Juárez, F., (1988). *Interaction between the family life cycle and migration to metropolitan areas in Mexico*. Documento presentado al "Seminar on Event History Analysis", París.
- Kalbfleish, J., Prentice, R., (1980). *The statistical analysis of failure time data*. John Wiley and Sons, Nueva York.

Pourcher, G., (1964). *Le peuplement de Paris*. Travaux et Documents. Cahier N° 43, INED, Paris.  
Tilly, C., (1978). "Migration in modern european history", en *Human migration*. W. Mc. Neill and R. Adams eds., Indiana University Press, Bloomington.



## **CAMBIOS EN LA FECUNDIDAD MARITAL EN MEXICO: RESULTADOS DE DOS MODELOS**

**Lorenzo Moreno**  
**Office of Population Research**  
**Princeton University**

### **RESUMEN**

En este documento se presentan los resultados de la aplicación de dos modelos de fecundidad marital, -Coale-Trussell y Rodríguez-Cleland-, para analizar los cambios en esta variable en México entre la mitad de la década de los setenta y la de los ochenta. Para ilustrar este ejercicio se utilizan los datos de las encuestas WFS y DHS. La interpretación de los parámetros de los modelos permite concluir que, al inicio de los años setenta, la práctica de limitación del número de nacimientos ya era bastante generalizada en algunos sectores de la sociedad mexicana. Adicionalmente, el modelo de Rodríguez-Cleland permite descomponer el cambio de la fecundidad marital observado entre las encuestas WFS y DHS en base a los efectos atribuibles a cambios en la edad a la unión, cambios en el espaciamiento de los nacimientos y en la limitación de la fecundidad. Se concluye que es inadecuado interpretar la transición de la fecundidad en México como el paso de un estado "natural" a uno "controlado", dado que las prácticas volitivas para espaciar los nacimientos parecen haber existido antes de que siquiera se hubiera considerado la implementación de programas de planificación familiar en México.

(MEDICION DE LA FECUNDIDAD)  
(MODELOS)

(BAJA DE LA FECUNDIDAD)

## CHANGES IN MARITAL FERTILITY IN MEXICO: MODEL RESULTS

### SUMMARY

This document presents the results of the application of two models of marital fertility –Coale-Trussell and Rodríguez-Cleland– to the analysis of the changes in this variable in Mexico between the mid 1970s and the mid 1980s. In order to illustrate this exercise, data from the surveys of the WFS and DHS programmes are utilized. An interpretation of the model parameters leads to the conclusion that, by the beginning of the 1970s, the practice of limiting the number of births was already quite widespread in certain sectors of Mexican society. In addition, the Rodríguez-Cleland model permits a decomposition of the change in marital fertility observed in the WFS and DHS on the basis of the effects attributable to changes in age at union, in birth spacing and in fertility limitation. The conclusion is drawn that it is insufficient to interpret the Mexican fertility transition as the passage from a “natural” state to a “controlled” one, given that volitional practices for birth spacing seems to have existed before the implementation of family planning programmes was even considered in Mexico.

(FERTILITY MEASUREMENT)  
(MODELS)

(FERTILITY DECLINE)

## INTRODUCCION

El propósito de este documento es ilustrar e interpretar los cambios recientes ocurridos en la fecundidad marital en México bajo la óptica de dos modelos demográficos cuyo común denominador es el concepto de *fecundidad natural*, presentado por Henry (1961, 1972) hace casi tres décadas. El primer modelo, propuesto por Coale (1971) e implementado conjuntamente con Trussell (Coale y Trussell, 1974, 1978), ha sido popularizado por su simplicidad matemática y por su conveniencia para analizar la fecundidad marital específica por edad. El segundo modelo, planteado por Page (1977), ha recibido menor atención que el de Coale-Trussell debido a su aparente complejidad; por ejemplo, propone analizar la descomposición de las tasas de fecundidad marital según edad y duración de la unión. Sin embargo, el reciente trabajo de Rodríguez y Cleland (1988) ha demostrado el potencial analítico de este modelo y ha señalado métodos estadísticos para su estimación.

La comparación arriba descrita tiene especial significancia en un país como México, a cuya transición demográfica se le han dedicado un número considerable de análisis (Coale y Hoover, 1958; Alba y Potter, 1984). Siendo la fecundidad la variable demográfica más dinámica durante las últimas dos décadas, la oportunidad para demostrar que la transición de fecundidad "natural" a "controlada" ocurrió en algún momento de la mitad de la década pasada (Zavala de Cosío, 1990), es campo fértil para la aplicación de modelos de fecundidad marital y la interpretación de sus parámetros como evidencia clara de esta transición.

Recientemente, Blake (1985) ha argumentado que la formulación de la transición de la fecundidad como cambio abrupto de un nivel "natural" a uno "controlado" resulta conveniente para aquellos que propugnan interpretar este cambio como inducido, dejando escaso lugar para consideraciones sobre los efectos de prácticas como la abstinencia prolongada, o la cesación de la reproducción acorde a normas relacionadas con la edad de la mujer. En particular, Blake considera poco adecuado el modelo de Coale-Trussell para estimar la presencia o ausencia de control de la fecundidad, y sugiere que una formulación alternativa deberá dar cabida a la medición de cambios en la fecundidad según duración de la unión. Wilson (1988), en su evaluación

empírica de la fecundidad marital de las poblaciones utilizadas para definir el patrón de fecundidad "natural" seleccionado por Coale-Trussell, igualmente recomienda cautela en la interpretación de los parámetros de este modelo.

En este documento, además de evaluar someramente los méritos o desventajas de los modelos citados, se pretende ilustrar su potencial analítico en la interpretación de los cambios en la fecundidad marital observados en México en las últimas dos décadas. Primero, se presenta la formulación de los modelos de Coale-Trussell y Rodríguez-Cleland. En segundo lugar, se mencionan sucintamente los métodos de estimación de estos modelos. Tercero, se presentan los resultados de estos ajustes para los datos de la Encuesta Mexicana de Fecundidad (WFS) (SPP, 1979) y la Encuesta Nacional de Fecundidad y Salud (DHS) (SSA, 1987). Se concluye con una discusión sobre la interpretación de los cambios estimados por los modelos a la luz de las variaciones en algunos de los determinantes próximos de la fecundidad.

## MODELOS DE FECUNDIDAD MARITAL

### Modelo de Coale-Trussell

El concepto de fecundidad natural de Henry fue adoptado por Coale para postular una metodología que analizara la magnitud de las desviaciones del patrón por edad de la fecundidad natural incurridas por las poblaciones que adoptan prácticas de control reproductivo. Coale definió su modelo de acuerdo a la siguiente ecuación:

$$f(a) = n(a) \cdot M \cdot \exp\{m \cdot v(a)\} \quad (1)$$

A cualquier edad  $a$ , la tasa de fecundidad marital observada,  $f(a)$ , resulta de considerar la tasa de fecundidad natural a esa edad,  $n(a)$ , multiplicada por un parámetro para el nivel de la fecundidad,  $M$ , y modificada por un segundo término que indica el grado de control. El grado de control se obtiene al exponenciar el valor del efecto estándar de control a esa edad,  $v(a)$ , multiplicada por un segundo parámetro,  $m$ . El patrón por edad de las tasas específicas de fecundidad por edad,  $n$ , fue adoptado como un promedio de 10 de los 13 patrones presentados por Henry. El patrón de los efectos de control,  $v$ , fue tomado de estudios empíricos en países de baja fecundidad durante los años sesenta.

Manipulación algebraica de la ecuación (1) permite expresar el logaritmo del cociente de la fecundidad marital a una cierta edad respecto a la fecundidad natural a esa misma edad como una función lineal del patrón de control  $v$ ,

$$\log [f(a) / n(a)] = k + m \cdot v(a) \quad (2)$$

donde  $k$  toma el valor  $\log(M)$ , y  $m$  y  $n(a)$  tienen la interpretación antes descrita.

Coale y Trussell definieron su modelo de tal manera que  $m$  tomara el valor cero si no existiere control, por ejemplo, limitación de la fecundidad. Bajo estas condiciones, el término a la derecha en la ecuación (1) toma un valor igual a la unidad. Esto implica que la fecundidad en esta población tiene un nivel igual al valor del parámetro  $M$ . En el caso cuando las tasas de fecundidad declinan más rápidamente que el patrón estándar, presumiblemente indicando la presencia de limitación de la fecundidad, el valor de  $m$  se incrementa. Sin embargo, si la tasa de descenso de la fecundidad por edad es más lenta que en el estándar,  $m$  tomaría valores negativos. La interpretación de  $M$  es menos obvia; originalmente se ha interpretado como un parámetro que mide el nivel de fecundidad natural en la población bajo estudio. El valor de  $M$  estaría determinado por factores como la duración de la lactancia o la frecuencia de relaciones sexuales. Nótese que, de existir prácticas de espaciamiento de los nacimientos, esta interpretación deja de ser aplicable.

El modelo planteado por Coale y Trussell tiene dos parámetros de fácil interpretación:  $M$  indica el nivel de la fecundidad total y  $m$  señala las desviaciones de las tasas del patrón estándar y, por ende, el grado de control de la fecundidad. Como consecuencia, los demógrafos interesados en el estudio del descenso de la fecundidad durante la transición demográfica se han concentrado en el análisis de  $m$ . Si la transición consiste en el paso de un régimen de fecundidad natural a uno controlado, y si  $M$  proporciona el nivel de la fecundidad,  $m$  deberá medir las variaciones en el patrón de cambio por edad.

Como se consignó anteriormente, Wilson (1988) argumenta que esta interpretación muestra las limitaciones del modelo y, primordialmente, las del concepto de fecundidad natural: se supone que el control de la fecundidad es identificado como limitación de la reproducción. Como consecuencia, se excluye como posible mecanismo para regular la descendencia, el espaciamiento de los nacimientos. Si los modelos estadísticos son incapaces de medir este comportamiento, ello no implica que las poblaciones no hagan uso de este tipo de comportamiento para regular su fecundidad. En su artículo, Wilson sugiere interpretar los parámetros del modelo de Coale-Trussell de la siguiente manera:

“ $m$  indica la magnitud de la limitación de la fecundidad, a partir de esfuerzos conscientes por reducir el número de nacimientos, o a partir de los efectos indirectos de factores no-volitivos. De manera similar,  $M$  indica el grado de espaciamiento entre nacimientos, ya sea a partir de intervenciones directas como el uso de anticonceptivos, o a través de prácticas (no volitivas) como la lactancia de los hijos” (p. 6).

### **Modelo de Rodríguez-Cleland**

El problema de modelar tasas de fecundidad marital por edad y duración de la primera unión ha sido discutido por Page (1977) y Trussell (1978, 1979). Basados en las ideas de Trussell, el examen que Rodríguez y Cleland (1988)

hicieron del modelo de Page resultó en la formulación de que, para un período dado, las tasas de fecundidad por edad y duración pueden ser representadas por la ecuación:

$$f(a,d) = \theta n(a) \cdot \exp(\beta d) \quad (3)$$

donde  $f(a,d)$  es la tasa de fecundidad marital a la edad  $a$  y duración de la primera unión  $d$ ,  $\theta$ , es un parámetro que representa el nivel de la fecundidad natural,  $n(a)$  es el patrón por edad de la fecundidad natural y  $\beta$  es un parámetro que representa la magnitud de la desviación —en un período dado— de la fecundidad marital respecto a la fecundidad natural como función de la duración de la unión.

Manipulación algebraica de la expresión en (2) permite formular que el logaritmo del cociente de la fecundidad marital —dadas una edad y duración de la unión— respecto a la fecundidad natural a esa misma edad es una función lineal de la duración desde la primera unión:

$$\log [f(a,d) / n(a)] = \alpha + \beta d \quad (4)$$

donde es igual a  $\log(\theta)$ , y  $n(a)$  y  $\beta$  tienen la interpretación arriba señalada. Esta especificación permite una fácil interpretación de los parámetros del modelo:  $\alpha$  y  $\beta$ . De hecho, Rodríguez y Cleland han interpretado estos parámetros como componentes de espaciamiento y limitación de la reproducción, respectivamente. Estos autores propusieron los índices  $I_\alpha$ , para el nivel de la fecundidad natural, e  $I_\beta$ , para la medición de la desviación del patrón de la fecundidad natural debido a prácticas de limitación de la fecundidad entre mujeres alguna vez unidas.

El índice  $I_\alpha$  se define de la siguiente manera:

$$I_\alpha = 100 (1 - 11.85 e^\alpha / 15.3) \quad (5)$$

Conforme el nivel de la fecundidad disminuye (se vuelve más negativo), el índice  $I$  se incrementa. Este índice no puede exceder 100 aun en poblaciones con muy baja fecundidad marital, pero puede tomar valores negativos en poblaciones cuya fecundidad natural exceda 15.3 hijos por mujer.<sup>1</sup> Este índice representa el grado de *reducción* del nivel observado de fecundidad marital respecto al máximo biológico.

El índice  $I_\beta$  se define de la siguiente manera:

$$I_\beta = 100 (1 - \exp\{10\beta\}) \quad (6)$$

<sup>1</sup>El término  $e^\alpha$  ha sido ponderado por el cociente de la fecundidad marital total del modelo de Coale-Trussell —11.85—, respecto al valor de la fecundidad marital supuesto por Bongaarts (1978) —15.3— como máximo para cualquier población. Esta convención ha sido propuesta por Rodríguez y Cleland para permitir la comparabilidad del índice en poblaciones con alta fecundidad marital.

Conforme el control de la fecundidad se incrementa ( $\beta$  se torna más negativo), el índice  $I\beta$  se incrementa. Este índice tampoco puede exceder 100 aun en poblaciones con niveles muy generalizados de control, pero puede tomar valores negativos si la fecundidad marital desciende muy lentamente con la duración de la unión. Este índice representa el grado de desviación del patrón de fecundidad marital después de 10 años de unión atribuible al control reproductivo.

La interpretación de estos índices como medidas de espaciamiento y control de la fecundidad marital ha sido extendida por Moreno (1990) para relacionar algunos de los determinantes próximos de la fecundidad, por ejemplo, duración de la lactancia o prevalencia de uso de anticonceptivos para limitar los niveles de fecundidad marital.

La formulación del modelo de Rodríguez-Cleland contiene dos interesantes propiedades: (1) la estimación de los parámetros del modelo sólo depende de la distribución de las mujeres por edad y duración de la unión, contrario a lo que ocurre con el modelo de Coale-Trussell, que requiere de los valores del patrón de control por edad,  $v$ ; y (2) permite la estimación de la tasa total de fecundidad marital por medio de una aproximación que depende sólo de la duración de la unión. La expresión:

$$F(\alpha, \beta, \mu) = \int_0^{50-\mu} \bar{n}(y) \exp\{\alpha + \beta y\} dy \approx \left[ \int_0^{50-\mu} n(\bar{a}(y)) \exp\{\alpha + \beta y\} dy \right] \quad (7)$$

$$\approx \int_0^{50-\mu} n(\mu + y) \exp\{\alpha + \beta y\} dy$$

proporciona esa aproximación, donde  $\bar{n}(d)$  representa el promedio de la fecundidad natural a la duración  $d$ ,  $\bar{a}(d)$  expresa la edad promedio de las mujeres a la duración  $d$ , y  $\mu$  representa una aproximación a la edad media a la unión en la muestra de mujeres alguna vez unidas.<sup>2</sup> El que el modelo de Rodríguez-Cleland permita estimar la tasa total de fecundidad marital a partir de la ecuación (7) le confiere cierta ventaja sobre el modelo de Coale-Trussell. De hecho, una medida equivalente no puede derivarse de este último modelo, pues la suma de tasas de fecundidad marital por edad produce medidas absurdas de la fecundidad marital total, ya que esa suma no representa adecuadamente la tasa de reproducción según la duración de la primera unión.

<sup>2</sup>Rodríguez y Cleland definen a  $\mu$  como la edad media a la unión de las mujeres en la muestra que se unieron durante los veinte años anteriores a la encuesta. Nótese que ésta no es la edad media al matrimonio de la población, sino una indicación de la edad de las mujeres en la muestra para cada una de las duraciones a la primera unión.

## METODOS Y DATOS

Los datos para ilustrar estos modelos provienen de las Encuestas Mexicanas de Fecundidad (1976) y de Fecundidad y de Salud (1987) en México. Los modelos en las ecuaciones (2) y (4) fueron ajustados a todos los nacimientos y exposición posterior a la primera unión localizados en los cinco años anteriores a la encuesta.<sup>3</sup> La selección de este período de referencia refleja el interés por analizar la fecundidad más reciente y la necesidad de minimizar el error muestral. Para cada mujer, la edad y duración fueron calculadas a partir de las fechas de nacimiento, primera unión y entrevista. Para las mujeres unidas antes de los doce años de edad, la duración de la unión y exposición se contaron a partir de la edad 12, en vez de a partir de la edad a la primera unión. Esta corrección es necesaria para mantener coherencia con el hecho de que las mujeres menores de doce años se suponen con fecundidad natural igual a cero. La tabulación por edad y duración de la unión fue ajustada con el modelo de Rodríguez-Cleland, mientras que los totales del marginal por edad (para nacimientos y exposición) fueron ajustados con el modelo de Coale-Trussell.

Siguiendo el procedimiento sugerido por Broström (1985) para estimar los parámetros del modelo de Coale-Trussell, el siguiente modelo fue ajustado en GLIM:

$$\log E [ B(a,d) ] = \log T(a,d) = \log n(a) + k + mv(a) \quad (8)$$

donde  $E [ B(a,d) ]$  denota el número esperado de nacimientos y  $T(a,d)$  el tiempo de exposición observado a la edad  $a$  y duración de la unión  $d$ . Es fácil ver que el modelo de Rodríguez-Cleland toma la expresión:

$$\log E [ B(a,d) ] = \log T(a,d) + \log n(a) + \alpha + \beta d \quad (9)$$

Ambos modelos corresponden a un caso especial de modelos lineales generalizados donde: (1) la estructura de error es Poisson, (2) hay parámetros conocidos, correspondientes al logaritmo de la exposición y al logaritmo del patrón de fecundidad natural, y (3) la función conectiva entre la variable dependiente y la regresión lineal del patrón de control con constante  $k$  y pendiente  $m$  es la función logarítmica.

GLIM estima los parámetros por el método de máxima verosimilitud, por lo que se cuenta con estimaciones de los errores estándar de éstos. Igualmente, se dispone de pruebas de bondad de ajuste de máxima verosimilitud,  $\chi^2$ .

<sup>3</sup>Se excluyen los nacimientos y matrimonios en el mes de la entrevista.

<sup>4</sup>En el caso del modelo de Rodríguez-Cleland, la regresión es sobre la duración de la unión con constante  $\alpha$  y pendiente  $\beta$ .



## RESULTADOS

### Los valores de los parámetros

En el Cuadro 1 se presentan los resultados sobre la bondad del ajuste de los modelos antes descritos. El modelo de Coale-Trussell<sup>5</sup> se ajusta razonablemente bien a los datos de WFS, pero no a los de DHS. El valor de  $X^2$  indica falta de ajuste significativo al uno por ciento de confianza, lo cual se confirma con el estadístico que se presenta en la última columna. Esta medida de carencia de ajuste —definida simplemente como  $X^2$  dividida por el número de años-persona de exposición— señala que el modelo de Coale-Trussell no replica satisfactoriamente los datos derivados de la encuesta DHS.

En el Gráfico 1 podemos encontrar el origen del problema. Las tasas observadas de fecundidad marital para el período 1971-76 son menos erráticas que las tasas derivadas para el período 1982-87, aun para las edades por abajo de los 20 años. Sin embargo, para efectos de estimación, las fluctuaciones en las tasas para las edades entre los 24 y 35 años de edad en la encuesta DHS son las responsables de la falta de ajuste. El alto valor de  $X^2$  debe ser atribuido a estas fluctuaciones en las tasas por edad, que ningún modelo puede (o debe) replicar.

El segundo panel del Cuadro 1 muestra los resultados para el modelo de Rodríguez-Cleland, en donde encontramos resultados similares a los del ajuste a las tasas maritales por edad con el modelo de Coale-Trussell. Nótese que en el caso del modelo de Rodríguez-Cleland el número de grados de libertad es mayor, dado que el ajuste se ha hecho al arreglo de nacimientos y exposición por edad y duración desde la primera unión.

Los Gráficos 2 y 3 muestran las tasas observadas y estimadas de fecundidad marital por edad y por años desde la primera unión para las encuestas WFS y DHS, respectivamente. Una inspección del ajuste del modelo a las tasas según duración de la unión revela dos interesantes situaciones: (1) la fecundidad marital es muy alta en los primeros dos años de unión, con un rápido descenso hasta la primera década de matrimonio, y un descenso menos pronunciado para duraciones por arriba de la década. De hecho, el modelo tiene problemas en capturar este patrón, subestimando la fecundidad marital en los primeros dos o tres años de exposición, aunque esta deficiencia es compensada posteriormente en el segundo quinquenio de exposición. Este patrón de fecundidad refleja sin lugar a duda el efecto de concepciones prematrimoniales, así como una tendencia al uso temprano de anticonceptivos; (2) si bien el descenso de las tasas de fecundidad marital por edad y duración de la unión pareciera ser más

<sup>5</sup> Siguiendo la convención adoptada por Coale-Trussell (1974), el modelo se ajusta a las tasas correspondientes a las edades 20 a 49 años. Las tasas de fecundidad marital y para adolescentes se consideran altamente erráticas y poco confiables. Naturalmente, los parámetros del modelo se vuelven altamente dependientes del comportamiento de las mujeres entre 20 y 24 años de edad.

pronunciado para el caso de la encuesta DHS que para el de la WFS, indicando mayor grado de control, el patrón no es tan pronunciado como el que se observa en países como Sri Lanka o Colombia (Rodríguez y Cleland, 1988; p. 248). Pareciera como si las curvas se hubieren contraído, pero ambos patrones –por duración de la unión y por edad– hubieran permanecido inalterados.

¿Qué sugieren los modelos respecto a la evolución de las prácticas para limitar la fecundidad? En el Cuadro 2 se presentan los valores estimados de los parámetros de ambos modelos. Para el modelo de Coale-Trussell, el valor de  $M$  ha disminuido en aproximadamente 20 por ciento, mientras que  $m$  se ha incrementado en casi 87 por ciento, al pasar de un valor de 0.422 para la encuesta WFS a casi 0.790 para la encuesta DHS. Por su parte, el modelo de Rodríguez-Cleland sugiere un cambio más moderado en el índice de control,  $I_{\beta}$ , y un incremento de casi 37 por ciento para el índice de espaciamiento (o de nivel de la fecundidad),  $I_{\alpha}$ .

Los resultados del modelo de Coale-Trussell reflejan los problemas señalados por varios demógrafos. Por ejemplo, el parámetro  $m$  sugiere que, alrededor del primer quinquenio de los años setenta, las mujeres en México ya practicaban extensamente el control de la fecundidad marital. Sin embargo, el mismo Coale, a pocos meses de la publicación de los datos de la encuesta mexicana WFS, dudaba de que el descenso de la fecundidad se hubiere ya iniciado (Coale, 1978). No es de sorprender la ambigüedad en las conclusiones respecto al valor de este parámetro, cuando las estimaciones de  $m$  para dos de las poblaciones que se utilizaron en el estándar de fecundidad natural arrojan valores de menos de la mitad del estimado para México.<sup>7</sup>

La interpretación del parámetro  $M$ , que pareciera medir el nivel de la fecundidad, también es complicada. Para la mitad de los años setenta, el valor de este parámetro (0.904) sugería que las mujeres en México alcanzaban niveles de fecundidad no muy diferentes al del patrón natural. Diez años después, ese nivel se redujo en 20 por ciento. ¿Cómo explicar este descenso, cuando supuestamente  $M$  no responde a prácticas volitivas para la regulación de la fecundidad y la duración de la lactancia se incrementó en menos de un mes (véase el Cuadro 4)?

Por su parte, el modelo de Rodríguez-Cleland sugiere que el índice se incrementó en casi 37 por ciento entre las dos encuestas. Es decir, a mediados de los setenta el nivel de la fecundidad marital en México era aproximadamente 23 por ciento menor que el máximo.<sup>8</sup> El valor de este índice se incrementó a casi 32 por ciento para la mitad de los ochenta. La comparación de los índices  $\beta$  para los períodos confirma un importante incremento en la regulación de la fecundidad según duración de la unión. Así, la encuesta WFS señalaba que,

<sup>7</sup>Las estimaciones son: 0.2261 y 0.2363 para las poblaciones conocidas como *Sottevilleles Rouen (1760-1790)* y la *Burguesía de Ginebra (1600-1649)*, respectivamente. Véase Wilson (1988; p.20).

<sup>8</sup>Nótese que este índice mide la reducción porcentual en el nivel de la fecundidad natural, por ejemplo 15.3, debido a efectos diferentes al control de la fecundidad según duración de la unión.

después de 10 años de unión, las mujeres en México tenían una fecundidad marital 23 por ciento menor que la del estándar. Para mediados de los ochenta, la fecundidad marital en México era casi 42 por ciento menor a la del estándar, un incremento de casi 78 por ciento.

Si bien los resultados derivados de ambos modelos sugieren importantes cambios en el nivel y patrón de la fecundidad marital en México entre WFS y DHS, no es fácil acordar sobre el grado de "control" prevaicente al inicio de la transición de la fecundidad en México.

Antes de proceder a interpretar los cambios en los parámetros de los modelos a la luz de las variaciones en los determinantes próximos, es interesante conocer las tasas totales de fecundidad marital prevalentes en México a la mitad de las pasadas dos décadas.

### Los niveles de fecundidad marital

En el Cuadro 3 se presentan las tasas totales de fecundidad marital observadas, ajustadas por el modelo de Rodríguez-Cleland, y aproximadas por la ecuación (7) para ambos períodos. Las tasas se han acumulado hasta la duración 25 años desde la primera unión, eliminando las tasas de casos altamente selectos, por ejemplo mujeres que se unieron a edades muy tempranas.

El cambio en la fecundidad marital en México ha sido impresionante: entre 1971-76 y 1982-87 el número de hijos que las mujeres alguna vez unidas tendrían al final de 25 años de unión se redujo en casi 31 por ciento, ó 2.2 hijos por mujer. Comparado con la experiencia de otros países de Latinoamérica durante el mismo período, esta reducción es sólo equiparable a la ocurrida en la República Dominicana (Moreno, 1990; Cuadro 2). Sin embargo, no se debe olvidar que las tasas referidas corresponden a un período, y no a una cohorte, por lo que la magnitud del descenso está seguramente sobrestimado (Ryder, 1951).

El modelo de Rodríguez-Cleland produce ajustes excelentes a las tasas totales de fecundidad marital. Las tasas ajustadas se estiman con un error de menos de 1 por ciento, y las aproximadas reproducen los valores observados dentro de un rango de variación de menos del 2 por ciento en ambas encuestas.

### Los componentes del cambio en la fecundidad marital

Los resultados anteriores indican que el grado de control de la fecundidad marital en México ha crecido a tasas cercanas al 5.8 por ciento anual, o 78 por ciento entre WFS y DHS.<sup>9</sup> No es difícil asociar este cambio con un incremento de similar magnitud en la proporción de mujeres que usaban anticonceptivos al momento de cada encuesta. En el Cuadro 4 se presentan las tasas de prevalencia para las mujeres en unión al momento de la entrevista para las dos encuestas, las

<sup>9</sup>En el caso del modelo de Coale-Trussell, el incremento de  $m$  ocurrió a una tasa del 6.3 por ciento anual.

mismas que se incrementaron en casi 74 por ciento para el período de referencia. Sin embargo, el incremento de uso de anticonceptivos para limitar la reproducción —precisamente lo que los modelos etiquetan como “control”— virtualmente se duplicó en la década de referencia, mientras que el porcentaje de mujeres que utilizan algún método anticonceptivo para espaciar los nacimientos creció en sólo 24 por ciento durante este período. Queda poca duda de que el uso de anticonceptivos para limitar nacimientos es una práctica que afecta directamente al patrón de control de la fecundidad;<sup>10</sup> sin embargo, el efecto del uso para espaciar no es fácilmente interpretable.

Si el uso para espaciar se supone independiente de la paridad, se esperaría que  $M$  e  $I_{\alpha}$  reflejaran los efectos de esta práctica. Sin embargo, la prevalencia de uso para espaciamiento disminuye con la paridad (Westoff y Moreno, 1989), por lo que parte del efecto de este uso también afectará los parámetros que miden el grado de control de la fecundidad. En otras palabras, los parámetros antes señalados parecerían medir el efecto del uso de anticonceptivos que no varía con la *paridad*.

Por otro lado, si bien la duración de la lactancia se incrementó en casi 10 por ciento entre WFS y DHS, este cambio es insuficiente para explicar las variaciones observadas en los parámetros de “espaciamiento” de ambos modelos. Por esto mismo, factores como el aborto inducido o períodos de separación de las parejas, pudieren contribuir a explicar las variaciones en  $M$  e  $I_{\alpha}$ . Dado que esta información es difícil de obtener, o la existente es de poca confiabilidad, normalmente estos factores se omiten en la discusión. Desafortunadamente, en este punto no hay un acuerdo explícito sobre cómo interpretar los cambios en los parámetros que miden el nivel de la fecundidad marital observada respecto a la fecundidad natural.

Pese a estas limitaciones, el modelo de Rodríguez-Cleland permite responder a la pregunta ¿cuál es la contribución de las variaciones en la edad a la unión, el parámetro de espaciamiento ( $I_{\alpha}$ ) y el parámetro de control ( $I_{\beta}$ ) a los cambios de la fecundidad marital entre WFS y DHS? Los resultados de esta descomposición se presentan en el Cuadro 5.<sup>11</sup>

Como era de esperarse, casi dos tercios del cambio en la fecundidad marital entre los setenta y los ochenta puede atribuirse a prácticas para limitar la fecundidad. Este factor sería responsable de una reducción de casi 1.4 hijos por mujer del total que tendría al final de 25 años desde la primera unión. Evidentemente, hay que suponer que las tasas maritales por duración de la unión no cambiarían para que esta estimación tenga alguna validez. El factor etiquetado como “espaciamiento” es responsable de casi la tercera parte del cambio observado, mientras que las mínimas variaciones en la edad a la unión (un incremento de alrededor del 2 por ciento; véase el Cuadro 4) tienen poco efecto en el cambio estimado de la fecundidad marital (véase el Cuadro 3).

<sup>10</sup>Rodríguez y Cleland han correlacionado los valores para el índice  $\beta$  y la prevalencia de uso de anticonceptivos para limitar en la mayoría de los países participantes en el programa WFS, encontrando valores cercanos a 0.86.

<sup>11</sup>Moreno (1990) discute el método para estimar la contribución de varios factores al cambio total y porcentual de las tasas de fecundidad.

## DISCUSION

Los resultados anteriores no dejan lugar a duda de que la fecundidad marital en México se ha reducido considerablemente entre la mitad de la década de los setenta y la mitad de los ochenta debido a un importante incremento en prácticas orientadas a limitar la descendencia final de las mujeres alguna vez unidas. En este sentido, los parámetros  $m$  e  $I_{\alpha}$  parecen capturar razonablemente estos cambios. Los otros dos parámetros ( $M$  e  $I_{\beta}$ ) parecieren medir los efectos de prácticas –volitivas o no– tendientes a espaciar los nacimientos. Sin embargo, aceptar que estas prácticas son volitivas, invalida la justificación de que la transición de la fecundidad ocurre como el paso de un estado “natural” a uno “controlado”.

Los resultados para México sugieren que, tanto el modelo de Coale-Trussell como el de Rodríguez-Cleland, detectan el inicio del descenso de la fecundidad en México a principios de la década de los setenta. Aunque la interpretación de  $m$  es menos clara que la de  $I_{\beta}$ , se puede concluir que la práctica de limitación del número de nacimientos ya era bastante generalizada en algunos sectores de la sociedad mexicana, principalmente entre las mujeres residentes en áreas urbanas (Zavala de Cosío, 1990). Sería interesante ajustar estos modelos a los datos de la encuesta WFS según residencia urbana o rural, y comparar los resultados para las áreas rurales con los que se obtendrían para la Encuesta Rural de 1968 (IISUNAM, 1968). Esta comparación permitiría determinar la magnitud de los parámetros de los modelos antes que se hubiera siquiera considerado la implementación de programas de planificación familiar en México. Sin embargo, pese a la sofisticación de las técnicas utilizadas, poco se puede agregar sobre las motivaciones que las mujeres en México han tenido para reducir su fecundidad en la magnitud en que lo han hecho durante las últimas dos décadas. Este análisis requiere información que, desafortunadamente, las encuestas retrospectivas de fecundidad son incapaces de medir.

Los modelos aquí discutidos son herramientas útiles para medir los avances en el descenso de la fecundidad marital en términos de los conceptos de “espaciamento” de los nacimientos y “limitación” del tamaño familiar. Esta interpretación conlleva la invalidación del concepto de fecundidad natural, al menos en lo que corresponde al comportamiento individual de las mujeres. En términos agregados, el patrón de fecundidad natural propuesto por Henry, y utilizado por Coale-Trussell y Rodríguez-Cleland sigue siendo de utilidad. Por ejemplo, Wilson sugiere interpretarlo como un patrón de “esterilidad natural (o secundaria) modificado en mayor o menor medida por diversos factores sociales” (p. 14). Bajo esta óptica, es impresionante la generalidad del patrón estándar dada la fragmentaria información recolectada para su formulación.

Al señalar las limitaciones del concepto de fecundidad natural se intenta, más que negar su utilidad, advertir a los analistas sobre la necesidad de interpretar cautelosamente los resultados de los modelos aquí descritos.

Cuadro 1

**CRITERIOS DE BONDAD DE AJUSTE PARA LOS MODELOS  
DE COALE-TRUSSELL Y RODRIGUEZ-CLELAND PARA  
LAS ENCUESTAS WFS Y DHS. MEXICO**

Modelo	Años-persona	$\chi^2$	Bondad de ajuste	
			Grados de libertad	Carencia de ajuste
<b>Coale-Trussell<sup>a</sup></b>				
WFS, 1976	25 119	29.2	28	0.0012
DHS, 1987*	25 823	63.4	28	0.0022
<b>Rodríguez-Cleland<sup>b</sup></b>				
WFS, 1976	27 757	657.9	705	0.0237
DHS, 1987*	27 929	1 061.7	709	0.0380

\*Falta de ajuste significativa al uno por ciento de confianza.

\*\*Falta de ajuste significativa al cinco por ciento de confianza.

<sup>a</sup>Estimación basada en ecuación (2). <sup>b</sup>Estimación basada en ecuación (4). <sup>c</sup>Carencia de ajuste =  $X^2$  Años-persona.

Cuadro 2

**VALORES ESTIMADOS DE LOS PARAMETROS DE LOS  
MODELOS DE COALE-TRUSSELL Y RODRIGUEZ-CLELAND  
PARA LAS ENCUESTAS WFS Y DHS. MEXICO**

Modelo	WFS	DHS	Cambio porcentual
<b>Coale-Trussell<sup>a</sup></b>			
M	0.9038 (0.0189)	0.7254	-19.7
m	0.4224 (0.0314)	0.7890 (0.0406)	86.8
<b>Rodríguez-Cleland<sup>b</sup></b>			
I $\alpha$	23.61 (1.46)	32.41 (1.36)	37.3
I $\beta$	23.26 (1.52)	41.43 (1.37)	78.1

I $\alpha$  = 100(1 - 11.85 e<sup>-0.153</sup>).

I $\beta$  = 100(1 - exp(-108)).

( ) Cifras en paréntesis corresponden a los errores estándares.

<sup>a</sup>Estimación basada en ecuación (2). <sup>b</sup>Estimación basada en ecuación (4).

Cuadro 3

**BONDAD DE AJUSTE DE LAS TASAS GLOBALES AJUSTADAS Y  
APROXIMADAS DE FECUNDIDAD MARITAL (ACUMULADAS HASTA LA  
DURACION 25 AÑOS) PARA LAS ENCUESTAS WFS Y DHS SEGUN EL  
MODELO DE RODRIGUEZ-CLELAND. MEXICO**

	Tasa total de fecundidad marital			Error de ajuste (%)	Error de aproximación (%)
	Observada	Ajustada	Aproximada		
WFS	6.90	6.91	7.03	0.2	1.9
DHS	4.75	4.72	4.82	-0.6	1.5
Cambio absoluto	-2.15	-2.19	-2.21	-	-
Cambio porcentual	-31.2	-31.7	-31.4	-	-

La TGF marital ajustada es calculada a partir de las tasas ajustadas específicas por duración derivadas de la ecuación (4).

La TGF marital aproximada es calculada utilizando los valores estimados de  $\alpha$  y  $\beta$  [cf.ec. (4)] y la edad media "efectiva" a la unión (Cuadro 4) en la ecuación (7).

Cuadro 4

**VALORES ESTIMADOS DE ALGUNOS PARAMETROS QUE MIDEN LOS  
DETERMINANTES PROXIMOS DE LA FECUNDIDAD PARA LAS  
ENCUESTAS WFS Y DHS. MEXICO**

	Edad media a la unión		Prevalencia anticonceptiva <sup>c</sup> (%)			Duración media de la lactancia <sup>d</sup> (meses)
	Observada <sup>a</sup>	Efectiva $\mu^b$	Total	Espaciar	Limitar	
WFS	21.7	19.2	30.3	10.9	19.4	9.6
DHS	22.1	19.7	52.7	13.5	39.2	10.5
Cambio porcentual	1.8	2.6	73.9	23.9	102.1	9.4

<sup>a</sup>Edad media singular a la unión. <sup>b</sup>La edad media "efectiva" a la unión es la edad promedio a la que se unieron las mujeres durante los 20 años anteriores a la encuesta. <sup>c</sup>Entre mujeres unidas al momento de la encuesta. <sup>d</sup>Utilizando el método de incidencia/prevalencia para todos los nacimientos en los dos años anteriores a la encuesta.

Cuadro 5

**CONTRIBUCION TOTAL Y PORCENTUAL AL CAMBIO ESTIMADO  
DE LA TASA GLOBAL DE FECUNDIDAD MARITAL ENTRE WFS Y DHS  
ATRIBUIBLE A CAMBIOS EN LA EDAD A LA UNION, ESPACIAMIENTO Y  
LIMITACION DERIVADOS DEL MODELO DE RODRIGUEZ-CLELAND.  
MEXICO**

Cambio en TGFM <sup>a</sup>	Edad a la unión (M)	Efecto	
		Espaciamento (E)	Limitación (L)
-2.21	-0.10 (4.4)	-0.70 (31.8)	-1.41 (63.8)

( ) Cifras en paréntesis se refieren a cambios porcentuales.

<sup>a</sup>Basado en la estimación aproximada de la TGF marital [cf. Cuadro 3].



## BIBLIOGRAFIA

- Alba, F. y Potter, J., (1986). "Population and development in Mexico since 1940: An interpretation", en *Population and Development Review* 12(1):47-75.
- Blake, J., (1985). "The fertility transition: continuity or discontinuity with the past?", en International Population Conference, Florence 1985. Lieja: IUSSP, Volumen 4: 393-405.
- Bongaarts, J., (1978). "A framework for analyzing the proximate determinants of fertility", en *Population and Development Review* 4(1): 105-129.
- Broström, G., (1985). "Practical aspects on the estimation of the parameters in Coale's model for marital fertility", en *Demography* 22(4): 625-631.
- Coale, A.J. y Hoover E.M., (1958). *Population Growth and Economic Development in Low-Income Countries*. Princeton: Princeton University Press.
- Coale, A.J. (1971). "Age patterns of marriage", en *Population Studies* 25: 193-214.
- Coale, A.J. y Trussell T.J., (1974). "Model fertility schedules: variations in the age structure of childbearing in human populations", en *Population Index* 40(2): 1985-258.
- Coale, A.J., (1978). "Population growth and economic development: the case of Mexico", en *Foreign Affairs* 56(2): 415-429.
- Coale, A.J. y Trussell T.J., (1978). "Finding the two parameters that specify a model schedule of marital fertility rates", en *Population Index* 44: 217-245.
- Henry, L., (1961). "Some data on natural fertility", en *Eugenics Quarterly*, 8:
- Henry, L. (1972). *On the measurement of human fertility*. Nueva York, Londres y Amsterdam: Elsevier.
- IISUNAM, (1968). *Encuestas comparativas de fecundidad en América Latina*, Metodología, Vol. II, Instituto de Investigaciones Sociales de la Universidad Nacional Autónoma de México y Centro de Estudios Económicos y Demográficos. El Colegio de México. México, D.F.
- Moreno, L., (1990). *An improved model of the impact of the proximate determinants on fertility change: evidence from Latin America*. Manuscrito no publicado. Office of Population Research, Princeton University, Princeton, NJ.
- Page, H., (1977). "Patterns underlying fertility schedules: a decomposition by both age and marriage duration", en *Population Studies* 30(3): 85-106.
- Rodríguez, G. y Cleland J., (1998). "Modelling marital fertility by age and duration: an empirical appraisal of the page model", en *Population Studies* 42(2): 241-257.
- Ryder, N., (1951). "Problems of trend determination during a transition in fertility", en *Milbank Memorial Fund Quarterly* XXXIV(1): 5-21.
- SPP, (1979). *Encuesta Mexicana de Fecundidad, 1976-77. Primer Informe Nacional*, Vol. I. Coordinación del Sistema Nacional de Información, y Universidad Nacional Autónoma de México. México D.F.
- SSA, (1987). *Encuesta Nacional de Fecundidad y Salud, 1987. Reporte Final*. Dirección General de Planificación Familiar, e Institute for Resource Development, Inc./Macro Systems: Columbia, MD.
- Trussell, J., (1978) "Natural fertility: its measurement and use in model fertility schedules", en *Patterns and Determinants of Natural Fertility: Proceedings of a Conference*, pp.31-64. Ordina Editors: Lieja.

- Trussell, J., Menken, J. y Coale, A., (1979). "A general model for analyzing the effect of nuptiality on fertility", en L.T. Ruzicka (ed.), *Nuptiality and Fertility*, pp. 7-27. Ordina Editions: Lieja.
- Wilson, C., Oeppen, J. y Pardoe, M., (1988). "What is natural fertility? The modelling of a concept", en *Population Index* 54(1): 4-20.
- Westoff, C. y Moreno L., (1989). "The demand for family planning: estimates for developing countries", en *Proceedings of the Seminar on the Role of Family Planning Programs as a Fertility Determinant*, IUSSP. Túnez, 26-30 de junio.
- Zavala de Cosfo, M.E., (1990). "La transición demográfica en América Latina y en Europa". Documento presentado en el Seminario *La Transición de la Fecundidad en América Latina*, IUSSP. Buenos Aires, 3-6 de abril, 1990.

**CENTRO LATINOAMERICANO DE DEMOGRAFIA**  
**LATIN AMERICAN DEMOGRAPHIC CENTRE**

**PUBLICACIONES PERIODICAS**  
**PERIODICAL PUBLICATIONS**

Edición bilingüe, contiene estimaciones y proyecciones de población, tasas de natalidad, de mortalidad, etc., de la región.

*Bilingual publications, containing population projections and population estimates, birth and mortality rates, etc., of the region.*

**Boletín Demográfico**

**Demographic Bulletin**



Suscripción anual (2 números) / Annual subscription (2 issues): ... US\$ 10  
 Valor por cada ejemplar / Single issues: ... US\$ 6

Presenta estudios y resultados de investigaciones, eventos que se están desarrollando y, además, comentarios de libros y documentos de actualidad.

*It presents studies and research results, events that are being carried out and, furthermore, comments on books and recent documents.*

**Notas de Población**

**Population Notes**



Resúmenes sustantivos en español de la literatura: citas bibliográficas con títulos en español e inglés; índices temáticos, geográficos y de autores.

*Substantive abstracts in Spanish of current literature: bibliographic citations with titles in Spanish and English; convenient subject, geographic and author indices.*

**Resúmenes sobre Población en América Latina**

**Latin American Population Abstracts**



Suscripción anual (2 números) / Annual subscription (2 issues): ... US\$ 20  
 Valor de cada ejemplar / Single issues: ... US\$ 12

CELADE  
 Edificio Naciones Unidas, Avenida Dag Hammarskjöld  
 Casilla 91, Santiago, CHILE  
 Apartado Postal 5249  
 San José, COSTA RICA

**CENTRO LATINOAMERICANO DE DEMOGRAFIA  
LATIN AMERICAN DEMOGRAPHIC CENTRE**

**PAQUETES PARA MICROCOMPUTADOR  
MICROCOMPUTER PACKAGES**



(REcuperación de DATos para Áreas pequeñas por Microcomputador).

REDATAM es un sistema interactivo y amigable que permite obtener rápidamente tabulaciones y otras estadísticas para cualquiera de las áreas geográficas hasta el nivel menor, de todo un país, de una gran ciudad o de una región a partir de todos los datos de un censo de población y vivienda. Se requiere un equipo IBM o compatible con 640K de memoria y un disco duro con suficiente memoria para la base de datos.

La versión 3.1 y la documentación correspondiente, se encuentra disponible tanto en inglés como en español e incluye una base de datos de demostración.

Precio del paquete: US\$20

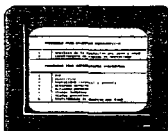
*(REtrieval of DATa for small Areas by Microcomputer).*

*REDATAM is an interactive user-friendly system for rapidly obtaining disgregated tabulations and other statistics for any small areas from the population and housing census microdata of an entire country, large city or region. Requires an IBM or compatible microcomputer with 640K RAM memory and a hard disk with sufficient memory for the database.*

*Version 3.1 and associated documentation is available in English or Spanish and includes a small database for demonstration.*

*Price of the package: US\$20*

**PANDEM**



(Paquete para ANálisis DEMográficos por Microcomputador). Versión 2.00 en español e inglés. Manual del Usuario en uno u otro idioma.

PANDEM permite efectuar cálculos demográficos y estimaciones indirectas de mortalidad y fecundidad con un alto grado de comunicación entre el usuario y el paquete.

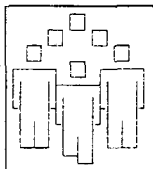
Precio del paquete: US\$10

*(Package for DEMographic ANalysis by Microcomputer). Version 2.00 in English and Spanish, with User's Manual in either language.*

*PANDEM allows the preparation of demographic calculations and indirect estimation of mortality and fertility, with a high degree of communication between the user and the package.*

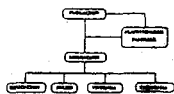
*Price of the package: US\$10*

## PRODEM



(PROyecciones DEMográficas). Versión 1.00 con documentación en español. PRODEM permite elaborar y desagregar proyecciones de población para los diferentes niveles geográficos de un país a través del uso de métodos demográficos y matemáticos. Por su lógica de construcción, puede ser operado por cualquier usuario con conocimientos básicos en demografía y en el uso de microcomputadores. Precio del paquete: US\$10

*(DEMOgraphic PROjections). Version 1.00 with documentation in Spanish. PRODEM permits the elaboration and disaggregation of population projections for the different geographic levels of a country via the use of demographic and mathematical methods. Due to the logic of its construction, it can be operated by any user who has basic knowledge in demography and the use of microcomputers. Price of the package: US\$10*



## LRPM/PC

(Modelo de Planificación a Largo Plazo originalmente desarrollado por la oficina del Censo de los Estados Unidos). Versión 1.0 en español e inglés. Manual del Usuario en español. Manual en inglés incorporado en los diskettes de distribución del programa. LRPM/PC está compuesto de ocho módulos interconectados para el desarrollo de proyecciones de población, migración rural/urbana, subpoblaciones especiales (ej.: población en edad escolar, etc.), macroeconómicas y proyecciones de la demanda de inversión y de consumo gubernamentales en los sectores de educación, salud y vivienda. Precio del paquete: US\$20

*(Long-Range Planning Model for Microcomputers, originally developed by the U.S. Bureau of the Census). Version 1.0 in Spanish and English, with User's Manual published only in Spanish. English documentation incorporated in program distribution diskettes. LRPM/PC has eight interconnected modules: demographic, rural/urban migration, target populations, educational demand, public health demand, housing demand, family planning and macroeconomic projections. Price of the package: US\$20*

CELADE  
Edificio Naciones Unidas, Avenida Dag Hammarskjöld  
Casilla 91, Santiago, CHILE

Apartado Postal 5249  
San José, COSTA RICA

**CENTRO LATINOAMERICANO DE DEMOGRAFIA  
LATIN AMERICAN DEMOGRAPHIC CENTRE**

**LIBROS PUBLICADOS  
BOOKS PUBLISHED**

El Centro Latinoamericano de Demografía publica diversos libros de interés para docentes, investigadores y estudiosos de la demografía y ciencias afines.

*The Latin American Demographic Centre publishes a variety of books of particular interest to teachers, researchers and students of demography and related subjects.*

Alberts, Joop. <i>Migración en áreas metropolitanas de América Latina: Un estudio comparativo.</i> (E/24)	US\$ 5	Elton, Charlotte. <i>Migración femenina en América Latina. Factores determinantes.</i> (E/26)	US\$ 5
Alberts, Joop y Villa, Miguel. <i>Redistribución espacial de la población en América Latina.</i> (E/28)	US\$ 20	Gonnard, René. <i>Historia de las doctrinas de la población.</i> (E/3)	US\$ 4
Arretz, C.; Mallat, R.; Somoza, J. L. <i>Demografía histórica en América Latina. Fuentes y Métodos.</i> (E/1002)	US\$ 10	Goodman, L.; Keyfitz, N. y Pullum, Th. W. <i>La formación de la familia y la frecuencia con que se dan diversas relaciones de parentesco.</i> (E/21)	US\$ 3
Brass, W. <i>Métodos para estimar la fecundidad y la mortalidad en poblaciones con datos limitados.</i> (E/14)	US\$ 8	Hauser, Philip M. y Duncan, Otis Dudley. <i>El estudio de la población.</i> (E/15)	US\$ 20
Burch, Th.; Lira, L.F.; Lopes, V. <i>La familia como unidad de estudio demográfico.</i> (E/1001)	US\$ 8	Herrera, Ligia y Pecht, Waldomiro. <i>Crecimiento urbano de América Latina.</i> (E/22)	US\$ 20
CELADE, Ed. <i>Los estudios demográficos en la planificación del desarrollo.</i> (E/12)	US\$ 10	Keyfitz, Nathan. <i>Introducción a las matemáticas de la población.</i> (E/18)	US\$ 12
CELADE, Ed. <i>Nuevas fronteras de la demografía.</i> (E/30)	US\$ 12	Lopes, V. <i>Métodos y técnicas de encuesta.</i> (E/25)	US\$ 5
CELADE, Ed. <i>Métodos para proyecciones demográficas.</i> (E/1003)	US\$ 12	Lotka, Alfred J. <i>Teoría analítica de las asociaciones biológicas.</i> (E/5)	US\$ 3
CELADE, Ed. <i>Población y planificación: Seminario sobre Métodos y modelos para microcomputadores.</i> (E/32)	US\$ 3	Lotka, Alfred J. <i>Demografía matemática. Selección de artículos.</i> (E/11)	US\$ 10
CELADE, Ed. <i>Información sobre población para el desarrollo en América Latina y el Caribe. Informe del Seminario Conjunto CELADE/PROLAP.</i> (E/33)	US\$ 6	Martine, George. <i>Formación de la familia y marginalidad urbana en Rio de Janeiro.</i> (E/16)	US\$ 5
Elizaga, Juan C. <i>Dinámica y economía de la población.</i> (E/27)	US\$ 15	Ortega, Antonio. <i>Tablas de Mortalidad.</i> (E/1004)	US\$ 12
Elizaga, J.C. y Macisco, J.J. <i>Migraciones internas: teoría, método y factores sociológicos.</i> (E/19)	US\$ 10	Smulevich, B. la. <i>Críticas de las teorías y la política burguesa de la población.</i> (E/10)	US\$ 3.80
Elizaga, J.C. y Mellon, R. <i>Aspectos demográficos de la mano de obra en América Latina.</i> (E/9)	US\$ 4.60	Vallin, Jacques. <i>Seminario sobre causas de muerte. Aplicación al caso de Francia.</i> (E/31)	US\$ 10
		Vieira Pinto, Alvaro. <i>El pensamiento crítico en demografía.</i> (E/8)	US\$ 7

**PUBLICACIONES CONJUNTAS  
JOINT PUBLICATIONS**

CELADE/INDEC-Argentina. *Los censos de población del 80. Taller de análisis y evaluación.* US\$ 12

CELADE/CENEP e INDEC-Argentina. *Los censos del 90. Características económicas de la población.* US\$ 12

CELADE publica, además, una amplia gama de monografías, reseñadas en su catálogo de publicaciones, que puede solicitarse a la dirección indicada.

*In addition, CELADE publishes a wide variety of monographs listed in its catalog which can be requested from the address below.*

CELADE  
Edificio Naciones Unidas, Avenida Dag Hammarskjöld  
Casilla 91, Santiago, CHILE

Apartado Postal 5249  
San José, COSTA RICA