

**ESTIMACION DE LA MORTALIDAD DE LA NIÑEZ MEDIANTE
LA TECNICA DEL HIJO PREVIO CON DATOS PROVENIENTES
DE CENTROS DE SALUD O DE ENCUESTAS DE HOGARES:
ASPECTOS METODOLOGICOS**

**Alejandro Aguirre
Allan G. Hill**
Centre for Population Studies
London School of Hygiene and
Tropical Medicine

RESUMEN

En este documento se presenta una versión de la Técnica del Hijo Previo para medir la mortalidad infantil y de la niñez. Consiste en preguntar por la condición de sobrevivencia del hijo previo y del penúltimo —esto es del anterior al previo.

Se analizan las informaciones obtenidas en dos experiencias: Bamako, capital de Mali, y en Lima, Perú. En este último ensayo se experimentó, además, otra modalidad que consistió en preguntar a cada mujer que proporcionara una breve historia de nacimientos de sus tres últimos hijos nacidos vivos.

Los resultados de ambos estudios confirman la robustez del método así como su potencialidad. La información obtenida contribuyó a aclarar varios problemas importantes para elaborar futuras encuestas destinadas a medir los niveles recientes de la mortalidad de la niñez en poblaciones que no cuentan con registros completos de nacimientos y defunciones.

(MORTALIDAD INFANTIL)
(MEDICION DE LA MORTALIDAD)

(METODOLOGIA)

**METHODOLOGICAL ISSUES IN ESTIMATING CHILDHOOD
MORTALITY WITH THE PRECEDING BIRTH TECHNIQUE
USING DATA FROM HEALTH CENTERS
AND HOUSEHOLD SURVEYS**

SUMMARY

This paper presents a new approach of the Previous Birth Technique aimed at measuring infant and child mortality. It deals with the collection of survivorship of the two last births; the previous one and the second-last birth.

Two trials are analyzed, one carried out in Bamako, the capital city of Mali, and the other in Lima (Peru). In the latter an additional subject was tested: to ask each woman about her maternity history related to her three last births.

The results of both studies confirm the robustness of the method as well as its potentiality. The collected data contributed to clarify a variety of important problems which will allow to better design future demographic or health surveys aimed at measuring recent infant and child mortality levels in populations where births and deaths registers are deficient.

(INFANT MORTALITY)
(MORTALITY MEASUREMENT)

(METHODOLOGY)

INTRODUCCION

La técnica basada en el hijo previo, concebida por Brass y Macrae (1985), se ha adoptado rápidamente como método sencillo para estimar las tendencias recientes de la mortalidad de la niñez. Tanto las preguntas formuladas a las madres como el análisis de los resultados son directos, cuando se visita a las madres en el momento del parto subsiguiente o poco tiempo después. Se han estudiado actualmente varios aspectos técnicos del método que, según algunos, introduciría sesgos imprevistos en los resultados, y se ha descubierto que carecen de importancia relativa (Aguirre y Hill, 1987). Entre ellos se incluyen: los efectos de la muerte de un hijo en la duración del intervalo intergenésico siguiente, los intervalos intergenésicos que difieren de 30 meses, la omisión de información sobre la sobrevivencia de los últimos nacimientos o sobre los hijos únicos que no tienen hermanos(as). La conclusión derivada de las diversas aplicaciones (Brass y Macrae, 1984; Hill y Macrae, 1985; Hill, Traoré, Cluzeau y Thiam, 1986; Arretx, 1984) es que el método aborda, al parecer, muy satisfactoriamente muchos de los sesgos habituales introducidos al recopilar información acerca de la sobrevivencia de los hijos a partir de una muestra no aleatoria de mujeres. Aunque la información proviene de mujeres que han tenido un nacimiento vivo subsiguiente, la proporción de los hijos previos fallecidos es una medida de la mortalidad en base a nacimientos y no en base a las madres. Es decir, todos los nacimientos previos se incluyen en la proporción, independientemente de la edad, paridez y duración del intervalo intergenésico anterior. Las mujeres que proporcionan información sobre la sobrevivencia de sus hijos previos, aunque se eligen de manera no aleatoria, son en gran medida representativas de todas las mujeres de la población general.

Aunque, al parecer, el método trata eficazmente los sesgos demográficos que normalmente se relacionan con el análisis de los datos no aleatorios, no resuelve el problema que se presenta cuando la información proviene de una fracción no representativa de la población total en edad reproductiva. Conocer la manera como se compara la mortalidad de los hijos nacidos de madres atendidas en clínicas con la mortalidad de todos los hijos constituye el tema de un análisis distinto. Los efectos de selección pueden actuar de diferentes maneras, según se ilustra con el análisis que sigue.

Parcialmente en un esfuerzo por abordar este último problema de la inclusión incompleta de la población en edad reproductiva, se ha adoptado una iniciativa nueva para incorporar la pregunta relativa a la sobrevivencia del

nacimiento previo en las encuestas de hogares. La pregunta sigue siendo la misma, pero el análisis difiere levemente para dejar margen a las nuevas complicaciones del tiempo de exposición adicional y la dependencia en la sobrevivencia de parejas de hijos nacidos uno después del otro.

I. APLICACIONES BASADAS EN LA RECOPIACION DE DATOS AL MOMENTO DEL NACIMIENTO SUBSIGUIENTE

Actualmente hay varios lugares donde se emplea corrientemente el método para obtener un índice de la mortalidad de la niñez (véase Arretx, 1984). Se prevén pocos problemas en ambientes en que la gran mayoría de las mujeres da a luz en hospitales o clínicas y donde existen buenos servicios de salud. Quizá resulte provechoso para otros usuarios potenciales sintetizar las experiencias obtenidas de un ensayo sistemático en cinco maternidades urbanas (una en un hospital) en Bamako, capital de Mali. La prueba hizo aflorar varios problemas prácticos y la información ilustra muy bien los sesgos bastante sutiles que pueden derivarse de los efectos de selección.

a) *El ambiente*

En la ciudad de Bamako se estima que cuatro quintas partes de las mujeres da a luz en clínicas u hospitales. Muchas mujeres llegan a la ciudad desde las zonas alejadas y, naturalmente, los casos difíciles siempre terminan en uno de los hospitales. La inclusión de todas las madres dista, por consiguiente, de ser completa y una parte desconocida de las experiencias en materia de mortalidad de la niñez de la ciudad, descritas en los expedientes de las clínicas y los hospitales, se "importa" de las zonas rurales aledañas. En los pueblos medianos, quizá dos terceras partes de las mujeres da a luz en clínicas y hospitales, aunque en los distritos rurales, la gran mayoría de los nacimientos tiene lugar en el hogar. Se piensa que la proporción más bien elevada de mujeres urbanas que da a luz en clínicas es una tradición que continúa desde la época colonial, en que, en un esfuerzo por disminuir la mortalidad de la niñez, se pidió a las madres que fueran a dar a luz en las maternidades. La proporción es mucho menor en el Africa de habla inglesa, si bien en algunos países, como en Turquía, se hace un seguimiento de los alumbramientos en el hogar mediante una visita domiciliaria realizada por un trabajador de salud. En tales circunstancias, cuando se visita a las madres pocos días después del parto, o donde la mayoría de las madres recibe una visita prenatal, la pregunta relacionada con la sobrevivencia del hijo previo puede dar excelentes resultados.

b) *Aspectos prácticos*

En toda clínica existe generalmente algún sistema para registrar información básica sobre la madre y el parto actual. Con frecuencia se recopila el número total de hijos nacidos vivos y el de sobrevivientes; en este caso, puede emplearse la técnica "de multiplicadores adaptados" (adapted multiplier) de Brass y Macrae (1985) o la versión mejorada de M'Backé (1986) para obtener estimaciones retrospectivas de la mortalidad de la niñez. En Bamako, estos datos constaban en

los registros existentes, pero las preguntas no se formulaban de manera muy clara debido a la confusión, quizá muy general, existente entre las expresiones para designar un embarazo o alumbramiento ("geste"), un nacido vivo, un nacido muerto y el aborto espontáneo. En la "paridez", en el lenguaje médico, se incluye con frecuencia los nacidos muertos y posiblemente también los abortos espontáneos, mientras en la aplicación de la técnica basada en el nacimiento (o hijo) previo lo que interesa es la sobrevivencia de los hijos nacidos vivos, aun si ocurre un aborto espontáneo entre el último hijo nacido vivo y el parto "actual". Estos puntos deben explicarse minuciosamente a las parteras que tenían por costumbre sumar todos los hijos nacidos vivos y los nacidos muertos bajo el título del "parité". Ello explica por qué en el formulario revisado (véase el anexo A) se hace celosamente la diferencia entre estas distintas categorías. Otro punto práctico para recordar consiste en que nos interesa la sobrevivencia de *todos* los hijos nacidos vivos, incluidos los que mueren muy poco tiempo después del nacimiento. La tendencia a declarar las defunciones neonatales, muy precoces, como si se tratara de hijos nacidos muertos se halla probablemente muy difundida; el papeleo generalmente es más sencillo y disminuye la posibilidad de que se acuse a la partera de prestar una atención postnatal deficiente. En ambos casos, vale la pena insistir en que las definiciones de las expresiones que se utilizan son de carácter demográfico y no médico, aun cuando la información se recopile en un contexto clínico.

En el ensayo sobre el que se cuenta con más detalles en el trabajo de Hill y otros (1986), se pidió a las parteras que llenaran breves cuestionarios suplementarios, incluidas las nuevas preguntas acerca de la sobrevivencia de los nacimientos último (previo) y penúltimo, además de llenar los detallados registros habituales de maternidad. A menudo se presentan problemas de vocabulario al referirse al "último hijo nacido vivo" o al "penúltimo hijo nacido vivo". En Mali, al igual que en otros países de África de habla francesa, los formularios y la correspondencia oficial están redactados en francés, mientras que las parteras se comunicaban con las madres en bambara o en otro idioma africano. Estos problemas pueden superarse mediante una capacitación minuciosa y la supervisión estrecha desde el inicio. Las parteras estaban acostumbradas a marcar con una cruz las casillas debajo de determinados enunciados en los viejos registros; este método puede resultar útil cuando los niveles de alfabetización son bajos, pero se puede lograr una disposición más económica del formulario utilizando códigos numéricos (véase nuevamente el anexo A). No obstante las quejas iniciales acerca del trabajo extraordinario que ello suponía, todas las parteras llenaron los cuestionarios con precisión y nos pareció que la información relativa a la edad y la fecha (en el ensayo se solicitaban las fechas de los nacimientos último y penúltimo) era notablemente precisa.

Parece que hay ciertas ventajas al obtener información demográfica en un contexto clínico en comparación con las entrevistas domiciliarias. Salieron a relucir detalles secundarios, como la necesidad de pensar de antemano en el tratamiento de los gemelos o trillizos, pero en general las madres respondieron fácilmente todas las preguntas formuladas, incluidas quienes sólo habían permanecido unas pocas horas en la clínica. Se pueden formular a la madre todas las preguntas, salvo aquellas relacionadas con el parto actual, al momento del primer ingreso en la clínica.

Aunque se puede obtener fácilmente el número de hijos previos, tanto vivos como muertos, agregando simplemente las columnas apropiadas a los registros, parece muy probable que será necesario efectuar otros análisis utilizando otras variables como la edad de la madre, la paridez y el peso al nacer del recién nacido. La transcripción de todas estas variables para cientos de miles de partos parece una opción poco interesante. Otra posibilidad consiste en utilizar formularios con papel carbón y enviar las copias periódicamente para elaborar los datos. Una de las opciones más novedosas y atrayentes consiste en utilizar computadores portátiles para la captación de los datos. En este caso, el encuestador ambulante puede ingresar los resultados, éstos pueden verificarse mediante el programa en la máquina y luego transferirse a un computador o microcomputador central mayor para el rápido análisis y retroalimentar así a las clínicas con los resultados.

c) *Análisis y resultados*

El cálculo básico del índice de la mortalidad de la niñez temprana, aproximadamente $q(2)$, a partir del total de hijos previos, vivos y fallecidos, es muy sencillo.

Igualmente directo es el cálculo de una estimación de $q(5)$ a partir del número de los penúltimos hijos nacidos vivos y muertos (véase el cuadro 1). Lo que interesa es la comparación de los índices entre sí y con otras fuentes y la desagregación adicional de los resultados.

La proporción de hijos previos fallecidos entre todos los 4 775 nacimientos registrados durante el período del ensayo (enero a abril de 1985) fue de 0.142, cifra que se traduce en una tasa de mortalidad infantil de aproximadamente 100 por mil, utilizando la tabla estándar de mortalidad para Africa. En general, la cifra corresponde con bastante aproximación a los resultados alcanzados mediante información obtenida de preguntas retrospectivas formuladas a las

Cuadro 1

ESTIMACION DE LA MORTALIDAD DE LA NIÑEZ A PARTIR DE LA PROPORCION DE HIJOS FALLECIDOS DE LOS ULTIMOS Y PENULTIMOS NACIMIENTOS

	Ultimos nacimientos	Penúltimos nacimientos
Nacimiento	4 775	3 737
Defunciones	679	620
Proporción de fallecidos	0.142	0.166
Probabilidades de morir ^a		
$1q_0$	0.101	0.091
$2q_0$	(0.142) ^b	0.128
$5q_0$	0.184	(0.166) ^b

^a Las probabilidades de morir se interpolaron en la tabla estándar de mortalidad para Africa de Brass ($\beta = 1$).

^b Los números entre paréntesis son las cifras observadas.

madres en una gran encuesta efectuada casi al mismo tiempo por el Instituto del Sahel (Institut du Sahel) con una muestra representativa de los hogares de Bamako.

En la encuesta de seguimiento de vueltas de visitas múltiples del Instituto del Sahel de una muestra de nacimientos que tuvieron lugar en hospitales y clínicas de Bamako, la tasa no ajustada de mortalidad infantil se estimó en 63 por mil, pero se reconoce ampliamente que esta cifra es demasiado baja debido a una grave pérdida de seguimiento entre el nacimiento y la primera visita domiciliaria (Dicko 1986). En el estudio clínico, la proporción de los penúltimos hijos que murieron indicaba una tasa de mortalidad infantil de cerca de 90 por mil, menor que la cifra obtenida de la proporción de los últimos hijos nacidos que murieron. Aunque no puede descartarse cierto grado de subdeclaración de los hijos que fallecieron en determinado momento antes del nacimiento actual, la explicación más probable es que observamos los efectos de selección en los resultados.

Puede verse una indicación de estos efectos cuando comparamos las estimaciones de mortalidad de la niñez derivadas de la sobrevivencia de los dos últimos hijos previos con las que se obtuvieron mediante el procedimiento de Brass y Macrae aplicado a la proporción de fallecidos entre *todos* los hijos nacidos vivos previos. En los cuadros 2 y 3 figuran los cálculos, y las estimaciones de la mortalidad resultante se representan en el gráfico 1. La discordancia entre las dos series es sorprendente e indica más bien un aumento improbable de la mortalidad infantil en el período anterior a la encuesta. La diferencia de nivel entre las dos series nos parece que puede atribuirse a los efectos de selección, que se relacionan, al parecer, con la edad de las madres.

Podemos ver como actúan estos efectos en base a los dos cuadros de las proporciones de los hijos previos fallecidos según la edad y la paridez de las madres. En el cuadro 4 vemos una disminución constante y muy improbable de la proporción de hijos muertos según la edad; la tendencia es menos clara según la paridez, pero la proporción de hijos muertos entre los de paridez superior a cinco no muestra la tendencia prevista (véase el cuadro 5). Un nuevo examen de las características de las madres que dan a luz en clínicas por nivel de escolaridad y distribución por edad en comparación con la de la población general de las madres, según se desprende de la encuesta de hogares de Bamako (véase *supra*), reveló que había proporcionalmente más mujeres jóvenes y menos mujeres de mayor edad que daban a luz en clínicas. Muchas de las características socioeconómicas y demográficas (educación, ingreso, paridez, etc.) se relacionan con la edad, de manera que en promedio, las mujeres de mayor edad que se atendían en las clínicas provenían de las clases sociales relativamente más elevadas. Parece lógico que los hijos de estas mujeres tengan una mortalidad inferior a la media que los hijos de mujeres de clase más bajas de la misma edad. Esta mayor preferencia de las mujeres de clases altas por dar a luz en hospitales y clínicas explica las tendencias un tanto improbables de la mortalidad infantil que se señalan en el gráfico 1 y en los cuadros 4 y 5. La discordancia entre los resultados de los dos métodos puede atribuirse probablemente también a los efectos de selección, puesto que en la última columna del cuadro 2 podemos observar que la proporción ajustada de hijos fallecidos por edades no aumenta tan abruptamente, en particular más allá de 30 años.

Cuadro 2

**AJUSTE DEL NUMERO DE HIJOS NACIDOS VIVOS OBTENIDO EN
EL MOMENTO DEL PARTO PARA ESTIMAR PROPORCIONES
REVISADAS DE HIJOS FALLECIDOS SEGUN
LA EDAD DE LA MADRE**

Edad de la madre	Número de mujeres (F)	Total de nacidos vivos (NV)	NV + 1/2 F	NV + 0.2 F	Paridez	Total de hijos fallecidos	Porcentajes de fallecidos
15-19	1 353	444	1 120	715	0.828	103	14.4
20-24	1 560	2 390	3 170	2 702	2.032	504	18.6
25-29	1 636	5 244	6 062	5 571	3.705	1 110	19.9
30-34	965	4 898	5 380	5 091	5.575	1 118	22.0
35-39	536	3 805	4 073	3 912	7.599	834	21.3
40-44	111	954	1 010	976	9.099	199	20.4

Cuadro 3

**PROBABILIDADES DE MORIR ESTIMADAS A PARTIR DE LA
PROPORCION REVISADA DE HIJOS FALLECIDOS
SEGUN LA EDAD DE LA MADRE**

i	Edad de la madre	$i q_0$	Años transcurridos previos a la encuesta t	$i q_0$	Valores interpolados	
					$2q_0$	$5q_0$
1	15-19	0.137	1.3	(0.137)	0.189	0.241
2	20-24	0.194	2.5	0.141	(0.195)	0.247
3	25-29	0.203	4.1	0.129	0.178	0.228
5	30-34	0.227	6.0	0.128	0.178	(0.227)
10	35-39	0.225	8.1	0.106	0.148	0.191

^a La paridez para las mujeres casadas en el cuadro 3 se multiplicó por la proporción de mujeres casadas en el distrito de Bamako, según el censo de 1976, para calcular la paridez de todas las mujeres. Por ejemplo:

$$P_1 = 0.828 \times 0.304 = 0.252$$

$$P_2 = 2.032 \times 0.650 = 1.322$$

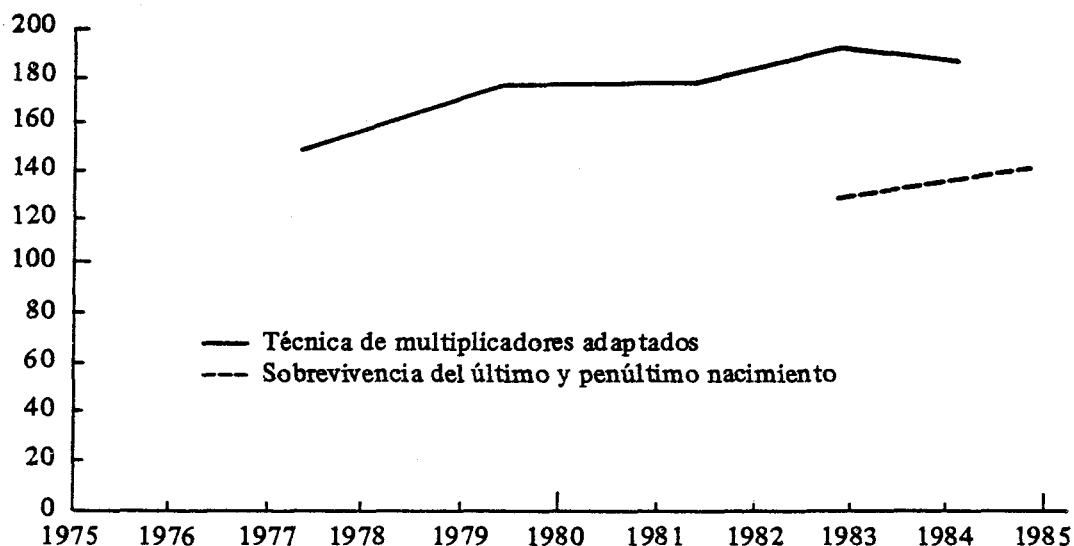
$$PP_3 = 3.705 \times 0.835 = 3.094$$

$$P_1/P_2 = 0.190 \text{ y } P_2/P_3 = 0.427$$

^b Las probabilidades de morir se calcularon utilizando la tabla de mortalidad estándar para Africa de Brass. Las cifras entre paréntesis son los resultados originarios.

Gráfico 1

**ESTIMACIONES DE LA MORTALIDAD DE LA NIÑEZ OBTENIDAS
MEDIANTE LA COMPARACION DE DOS METODOS**



Cuadro 4

**ESTIMACION DE LA MORTALIDAD DE LA NIÑEZ A PARTIR
DE LA PROPORCION DE HIJOS FALLECIDOS ENTRE LOS
ULTIMOS Y PENULTIMOS NACIMIENTOS SEGUN
LA EDAD DE LA MADRE**

Edad de la madre	Nacimientos	Defunciones	Proporción de fallecidos (290)
<i>A. Ultimos nacimientos</i>			
15-19	362	79	0.218
20-24	1 248	198	0.159
25-29	1 549	213	0.138
30-34	949	118	0.124
35-39	529	55	0.104
40-44	111	11	0.099
45 y más	15	2	0.133
<i>B. Penúltimos nacimientos</i>			
15-19	59	18	0.305
20-24	697	163	0.234
25-29	1 394	238	0.171
30-34	929	125	0.135
35-39	525	57	0.109
40-44	110	16	0.145
45 y más	15	2	0.133

Cuadro 5

**ESTIMACION DE LA MORTALIDAD DE LA NIÑEZ A PARTIR
DE LA PROPORCION DE HIJOS FALLECIDOS ENTRE LOS
ULTIMOS Y PENULTIMOS NACIMIENTOS SEGUN
LA PARIDEZ DE LA MADRE**

Paridez	N	Proporción de fallecidos entre los últimos nacimientos (₂ q ₀)	N	Proporción de fallecidos entre los penúltimos nacimientos (₂ q ₀)
1	1 012	0.185		
2	825	0.156	807	0.252
3	751	0.117	746	0.178
4	620	0.135	620	0.116
5	493	0.134	492	0.146
6	389	0.123	388	0.129
7	263	0.118	263	0.133
8 y más	422	0.109	420	0.129
Total	4 775	0.142	3 736	0.166

A título de conclusión, vale la pena tomar nota de varios puntos generales. En primer lugar, es probable que varíe de un lugar a otro la modalidad de selección en situaciones en que no todas las madres dan a luz en clínicas. En Bamako, parece que las mujeres jóvenes con mejor nivel de educación que asisten a las clínicas están sobre-representadas, modalidad que puede ser muy generalizada. Sin embargo, se podrían concebir modalidades muy distintas, si la base de selección fuera diferente, por ejemplo, que sólo las mujeres con problemas obstétricos anteriores o que presentarán dificultades con el parto actual llegarán a las clínicas. En segundo lugar, si la modalidad de selección consiste en la sobre-representación de las madres de las clases altas, luego las estimaciones de la mortalidad de la niñez resultantes deben considerarse como estimaciones mínimas. Nos parece improbable que la mortalidad infantil en Bamako sea menor de 100 por mil. En tercer lugar, aunque el acento en el presente análisis se ha puesto en la elaboración de medidas de la mortalidad de la niñez correspondientes a funciones de unas tablas de mortalidad, la utilización principal, de la técnica del hijo previo, es para apreciar las variaciones del *nivel* de la mortalidad de la niñez temprana. Con un sistema periódico de recopilación de datos, el valor principal de los resultados radicaría en proporcionar una medida mensual (cuando las cifras lo permitan) de la mortalidad de la niñez temprana. Con tal sistema, muchos de los problemas de selección analizados anteriormente tendrían una importancia mucho menor. Finalmente, vale la pena subrayar los beneficios que se obtendrían de la recopilación de datos en forma habitual como parte del sistema de información de salud. Anteriormente hicimos referencia a la precisión y cabalidad de las respuestas proporcionadas por las madres en el estudio experimental. Además, se pueden obtener fácilmente variables adicionales, como la valiosa información sobre el peso al nacer (véase el cuadro 6).

Cuadro 6

**ESTIMACION DE LA MORTALIDAD DE LA NIÑEZ A PARTIR DE LA
PROPORCION DE FALLECIDOS DE LOS ULTIMOS Y PENULTIMOS
NACIMIENTOS SEGUN EL PESO REAL AL NACER
DEL NIÑO ACTUAL EN BAMAKO (MALI), 1985**

Peso real al nacer (gramos)	Ultimos nacimientos		Penúltimos nacimientos	
	N	Proporción de fallecidos (.290)	N	Proporción de fallecidos (.290)
1 500-1 999	76	0.197	54	0.241
2 000-2 499	409	0.161	299	0.171
2 500-2 999	1 389	0.153	1 079	0.181
3 000-3 499	1 827	0.136	1 407	0.158
3 500-3 999	607	0.104	513	0.135
4 000 y más	98	0.092	86	0.140
Total	4 406	0.139	3 438	0.165

Los cuadros de doble entradas del peso al nacer del recién nacido y de la sobrevivencia de los dos hijos previos dicen mucho acerca de la concentración de los riesgos de mortalidad infantil excesiva en ciertas familias. Quizá se pueda recuperar la información acerca del peso al nacer del hijo previo en determinadas circunstancias, por ejemplo, cuando la madre dio a luz anteriormente en una clínica y puede proporcionar la fecha aproximada del nacimiento. También se puede registrar el peso al nacer en tarjetas en poder de las pacientes. Es evidente que hay muchas maneras posibles de utilizar la aplicación básica descrita anteriormente en otras situaciones. Existe un aspecto importante que no debe pasarse por alto y es el bajo costo de todo el ejercicio. Toda la recopilación de datos fue realizada por las parteras que ya se desempeñaban en las clínicas.

**II. AJUSTE DE LA PROPORCION DE HIJOS PREVIOS
FALLECIDOS CUANDO SE ENTREVISTA A
LAS MADRES EN UN MOMENTO
DISTINTO AL DEL PARTO**

a) *Algunas aplicaciones posibles*

Una de las dificultades inevitables de estimar la mortalidad de la niñez temprana a partir de la información proporcionada por las mujeres que dan a luz en clínicas, es que la estimación se refiere solamente a la parte de la población que da a luz en clínicas u hospitales. Naturalmente, si todas las mujeres dieran a luz en maternidades, la estimación de la mortalidad de la niñez se referiría a toda la población, pero ésta es una situación poco probable para Africa, al menos por algún tiempo en el futuro. Para mejorar la cobertura de las informaciones, una de

las opciones consiste en que las preguntas relativas a la sobrevivencia del hijo previo, formen parte del registro habitual que los trabajadores de la salud deberán llevar en un plan eficaz de atención primaria de salud (o como quiera que se llame a la categoría más baja en la jerarquía de los trabajadores de salud). En el momento en que se registra un nuevo nacimiento en la aldea o centro de salud "clave", se puede preguntar a la madre acerca de la sobrevivencia del hijo previo (si es del caso). Inclusive para el trabajador de la salud analfabeto de la aldea, podría elaborarse un formulario de información sencillo en que se haga una marca o una cruz. Otra de las posibilidades consiste en formular la pregunta a las mujeres embarazadas que puedan visitarse en determinado momento antes del nacimiento. Si se puede visitar en clínicas prenatales a mayor cantidad de mujeres que en las maternidades (es decir, la mayoría da a luz en los hogares), luego la estimación de la mortalidad resultante será más representativa de la población general. Habrá que tener cierta cautela para evitar la doble inclusión de las mismas mujeres en los dos sistemas de registro. Los datos sobre la proporción de hijos previos fallecidos obtenida de las mujeres embarazadas no podrá diferenciarse de aquella obtenida al momento del parto, puesto que la reducción de uno o dos meses en la duración del período de exposición del hijo previo al riesgo de morir carece de importancia. El riesgo de mortalidad alrededor del segundo aniversario varía sólo levemente en el lapso de unos cuantos meses, según se ilustra claramente en el cuadro 7.

Una idea mucho más interesante consiste en recopilar la información de la sobrevivencia del último hijo nacido durante un programa de inmunización, un estudio de la población protegida por la inmunización u otra acción semejante de salud destinada a llegar a *todos* los niños pequeños de una región. En estas circunstancias desaparece el problema del sesgo de selección relacionado con la utilización de datos de quienes se atienden en clínicas, pero se presenta una nueva fuente de sesgo. Si el programa de inmunización, por ejemplo, se orienta hacia los niños pequeños, sólo se tomará contacto con madres que tengan hijos

Cuadro 7

VALORES DE LA RELACION $q(2)/q(3)$ PARA DIFERENTES NIVELES DE MORTALIDAD EN LA TABLA MODELO ESTANDAR GENERAL

Alfa ^a	q(2)	q(3)	q(2)/q(3)
-1.0	0.0314	0.0352	0.8904
-0.8	0.0461	0.0516	0.8920
-0.6	0.0672	0.0751	0.8944
-0.4	0.0970	0.1081	0.8978
-0.2	0.1382	0.1531	0.9025
0.0	0.1930	0.2124	0.9087
0.2	0.2630	0.2869	0.9166
0.4	0.3474	0.3751	0.9261

^a Alfa es el parámetro utilizado para especificar el nivel de mortalidad en el sistema relacional de Brass de tablas modelo de mortalidad. El valor central de 0.0 significa una tasa de mortalidad infantil de 150 por mil.

Cuadro 8

COMBINACIONES POSIBLES PARA LA CONDICION DE SOBREVIVENCIA DE DOS HIJOS SUCESIVOS

Hijo menor	Hijo mayor		Total
	Vivo	Fallecido	
Vivo	A	B	A + B
Fallecido	C	D	C + D
Total	A + C	B + D	A + B + C + D

pequeños sobrevivientes. Existe una asociación entre la sobrevivencia del último y penúltimo hijo nacido en toda población, porque el riesgo de un exceso de mortalidad tiende a concentrarse en algunos subsectores de la población: familias pobres, sin instrucción, de clases bajas y que habitan viviendas inadecuadas. La información de las clínicas de Mali, mencionada anteriormente en el cuadro 6, constituye una buena ilustración al respecto.

Sin embargo, puede estimarse el grado de esta asociación entre la sobrevivencia de parejas de hijos sucesivos y, como lo mostraremos más adelante, varía sistemáticamente con el nivel general de mortalidad de la niñez de la población y la edad del último hijo nacido al momento de la entrevista. Por ejemplo, se pueden elaborar factores de ajuste a fin de corregir los datos relativos a la sobrevivencia del hijo previo, obtenidos sólo de madres que tienen un hijo sobreviviente nacido a continuación, para hacerlos concordar con la misma información obtenida en el momento del parto. En estos ajustes debe también tenerse en cuenta el tiempo adicional durante el cual el hijo previo ha estado expuesto al riesgo de morir, puesto que este hijo habrá estado expuesto durante un período representado por I , el intervalo intergenésico medio más " y ", la edad del último hijo sobreviviente. En realidad, el efecto de estos " y " meses adicionales de exposición, sobre la proporción de los hijos previos fallecidos no es muy marcada por la razón antes indicada; el riesgo de morir, por ejemplo, entre los dos y los dos años y medio o inclusive tres años no varía tan rápidamente como durante los 6 ó 12 primeros meses de vida.

b) *Cálculo del grado de asociación entre la sobrevivencia de dos hijos nacidos sucesivamente*

El problema de calcular el grado de asociación entre la sobrevivencia de dos hijos sucesivos puede reducirse a una fórmula muy sencilla mediante el establecimiento de las diversas combinaciones de resultados posibles en una tabla de doble entrada (véase el cuadro 8). Supongamos por el momento que todos los hijos nacidos previos (los mayores) nacieron hace " x " meses y que todos los últimos hijos nacidos (los menores) nacieron hace " y " meses. Se supone que los hijos mayores tienen todos la misma edad x y que todos los hijos menores la misma edad y . La probabilidad de que el hijo mayor de un par haya fallecido es:

$$\text{Pr (hijo mayor fallecido)} = \frac{B + D}{A + B + C + D} = q(x)$$

Sin embargo, C y D son incógnitas, puesto que cuando el hijo menor ha muerto no se entrevista a la madre, pero puede obtenerse una estimación de $q(x)$, $\hat{q}(x)$, de la siguiente manera:

$$\hat{q}(x) = \frac{B}{A + B}$$

es decir la probabilidad condicional de que el hijo mayor haya fallecido cuando el hijo menor está vivo. La otra probabilidad condicional, de la que no se dispone de información, es la siguiente:

$$q^c(x) = \frac{D}{C + D}$$

o sea, la probabilidad de que el hijo mayor haya muerto cuando el hijo menor también ha fallecido. La verdadera probabilidad $q(x)$ es una medida ponderada de las dos probabilidades condicionales. La misma lógica se aplica a las probabilidades condicionales para el hijo menor:

$$\hat{q}(y) = \frac{C}{A + C} + \text{Pr (hijo menor fallecido/hijo mayor vivo)}$$

$$q^c(y) = \frac{D}{B + D} = \text{Pr (hijo menor fallecido/hijo mayor fallecido)}$$

Cuando tenemos dos series de probabilidades condicionales como éstas y suponemos que las probabilidades son independientes, podemos calcular:

$$\text{Pr (hijo mayor fallecido e hijo menor vivo)} = q(x) [1 - q(y)]$$

$$\text{luego } \hat{q}(x) = \frac{q(x) [1 - q(y)]}{1 - q(y)} = q(x)$$

Pero la situación más plausible no es la de independencia de los dos resultados, sino una dependencia positiva entre pares de hijos sucesivos (véase el cuadro 8), es decir, las combinaciones vivo-vivo y muerto-muerto son las más probables, aunque no podemos excluir la posibilidad de la dependencia negativa que pueda surgir, por ejemplo, si una madre cuyo hijo previo falleció, fuera sometida a una atención tan esmerada que las probabilidades de que su hijo siguiente sobreviviera aumentaran muy por encima de la media. Designemos como f el factor de dependencia, de modo que:

$$q^c(y) = \text{Pr (hijo menor fallecido/hijo mayor fallecido)} = f \cdot q(y)$$

A medida que aumenta la dependencia, también aumenta f . La pregunta que se plantea entonces consiste en saber qué tan acertado resulta estimar $q(x)$ como $\hat{q}(x)$ con diferentes valores de f . La respuesta a esta pregunta puede hallarse en

los cuadros 9 y 10, donde se muestra el porcentaje de subestimación del indicador de mortalidad de la niñez para los diversos valores de f (las filas) y los niveles de mortalidad seleccionados (las columnas). Para simplificar, la edad media del último hijo nacido se ha fijado en un año exactamente. El porcentaje de subestimación (PCU) es:

$$\begin{aligned} \text{PCU } [\hat{q}(x)] &= 100 \frac{q(x) - \hat{q}(x)}{q(x)} = 100 \frac{q(x) - \frac{q(x) [1 - f \cdot q(y)]}{1 - q(y)}}{q(x)} \\ &= 100 [f - 1] \frac{q(y)}{1 - q(y)} \end{aligned}$$

La fórmula para los factores de corrección es la siguiente:

$$F = \frac{q(x)}{\hat{q}(x)} = \frac{q(x)}{\frac{q(x) [1 - f \cdot q(y)]}{1 - q(y)}} = \frac{1 - q(y)}{1 - f \cdot q(y)}$$

En el cuadro 10 se presenta una selección de estos porcentajes de subestimación y los factores de ajuste derivados de estas fórmulas se muestran en el cuadro 11.

Cuadro 9

**EL EFECTO DE LOS DIFERENTES GRADOS DE DEPENDENCIA
ENTRE LA SOBREVIVENCIA DE HIJOS SUCESIVOS SOBRE EL
INDICADOR DE LA MORTALIDAD DE LA NIÑEZ CON
BASE EN LA PROPORCION DE HIJOS PREVIOS
FALLECIDOS OBTENIDA DE MADRES QUE
TIENEN SUBSIGUIENTEMENTE UN HIJO
SOBREVIVIENTE DE UN AÑO DE EDAD**

		Porcentaje de subestimación de la mortalidad de la niñez			
		Alfa	-0.4	-0.2	0.0
f^a	Tasa de mortalidad infantil correspondiente (por mil)	73	106	150	208
1.0		3.96	0	0	0
1.5		3.96	5.91	8.82	13.16
2.0		7.93	11.83	17.65	26.33
2.5		11.89	17.74	26.47	39.49
3.0		15.86	23.66	35.29	52.65

^aEl factor f describe el grado de dependencia entre la condición de sobrevivencia de dos hijos sucesivos nacidos de la misma madre. Cuando $f = 1$, los dos resultados son completamente independientes.

Cuadro 10

**FACTORES DE AJUSTE PARA LA CORRECCION DE LA PROPORCION
DE HIJOS PREVIOS FALLECIDOS CUANDO LOS DATOS SE
OBTIENEN DE MADRES QUE TIENEN SUBSIGUIENTEMENTE
HIJOS SOBREVIVIENTES^a**

	Alfa	-0.4	-0.2	0.0	0.2
f	Tasa de mortalidad infantil correspondiente	73	106	150	208
1.0		1.00	1.00	1.00	1.00
1.5		1.04	1.06	1.10	1.15
2.0		1.09	1.13	1.21	1.36
2.5		1.13	1.22	1.36	1.65
3.0		1.19	1.31	1.54	2.11

^aEn las aplicaciones, la proporción de hijos previos fallecidos se multiplica por los factores de ajuste para obtener los valores revisados del indicador de mortalidad de la niñez. Para más detalles véase el texto.

Cuadro 11

**ESTIMACIONES DE LA MORTALIDAD DE LA NIÑEZ^a CON
BASE EN LOS DATOS SOBRE EL NUMERO TOTAL
DE HIJOS NACIDOS VIVOS Y SOBREVIVIENTES**

Edad de la mujer	Número de mujeres (1)	Paridez media (2)	x (3)	1000 _x q ₀ (4)	Alfa ^b (5)	T ^c (6)	Alfa ^d (7)	1000 ₂ q ₀ (8)
15-19	1 619	0.129	1	54.5	-0.560	1.17	-0.771	48.7
20-24	1 597	0.864	2	58.8	-0.671	2.52	-0.753	50.4
25-29	1 292	1.940	3	59.3	-0.727	4.38		52.9
30-34	1 051	3.143	5	67.9	-0.708	6.56		54.8
35-39	822	4.395	10	84.2	-0.643	8.56		62.0
40-44	650	5.298	15	87.6	-0.658	11.60		60.2
45-49	506	6.271	20	11.2	-0.580	14.84		69.8

^aLas estimaciones de la mortalidad se derivan utilizando las ponderaciones de Brass para convertir la proporción de fallecidos en valores $x^b p_0$.

^bLos valores de alfa se obtienen mediante la sustracción de los logitos de los valores $l(x)$, en la tabla de mortalidad estándar general, de los logitos de los valores de $l(x)$ obtenidos mediante el procedimiento de estimación indirecta.

^cT es la ubicación cronológica de cada estimación en años antes de la encuesta.

^dLos valores ajustados de alfa para las mujeres de 15 a 24 años se obtuvieron mediante la extrapolación de la tendencia de alfa establecida utilizando datos de mujeres de edades más avanzadas (véase el gráfico 2 y el texto para explicaciones).

Como se indica en el cuadro 10, el porcentaje de subestimación del indicador de la mortalidad de la niñez crece cuando aumentan los valores de f , el grado de asociación entre la sobrevivencia de pares sucesivos de hijos, y con el nivel de mortalidad. Con un grado moderado de dependencia, por ejemplo $f=2$, y con un nivel de mortalidad infantil de 150 por mil por ejemplo, el porcentaje de subestimación es de 17.65 por ciento. De manera que vale la pena examinar la elaboración de una serie de factores de ajuste para una variedad de circunstancias en las que encontramos diferentes valores de f y distintos niveles de mortalidad de la niñez. Hay que tener en cuenta dos problemas distintos. El primero es el cálculo de algunos valores empíricos de f para proporcionar cierta orientación a los usuarios al elegir un valor probable de f en su propia población.

En segundo lugar, debemos examinar los efectos que tiene sobre el indicador de mortalidad de la niñez el período de exposición suplementario, del hijo previo, al riesgo de morir, cuando la información relativa a la proporción de estos hijos fallecidos se obtiene de madres que tienen un hijo vivo subsiguiente de 6, 12, 18, etc., meses de edad al momento de la entrevista. Es evidente que el hijo previo ha estado expuesto durante un período I , el intervalo intergenésico medio, más un período adicional " y ", en que " y " es la edad del último hijo sobreviviente.

c) *Valores empíricos del factor de dependencia f*

La fuente más asequible para calcular el grado de asociación entre la sobrevivencia de parejas sucesivas de hijos es la serie de historias de nacimientos recopilados en unos 42 países mediante la Encuesta Mundial de Fecundidad. Puesto que sabemos que el grado de dependencia varía según el nivel de mortalidad, para la presente prueba seleccionamos sólo cinco países que tienen niveles diferentes de mortalidad de la niñez. Los valores de f se calcularon directamente mediante el examen sistemático de la condición de sobrevivencia de parejas de hijos en cada registro de historias de nacimientos. Naturalmente se excluye a las mujeres que sólo han tenido un hijo. Al examinar mes a mes cada historia de nacimientos, podemos calcular el valor de f para diferentes edades del segundo hijo nacido. Los resultados se resumen en el gráfico 2.

En dicho gráfico observamos la relación prevista entre los valores de f y el nivel de mortalidad. En resumen, parece que a mayores niveles de mortalidad, el riesgo de que un hijo muera se distribuye con más uniformidad en toda la población. Cuando la mortalidad es menor, la distribución del riesgo de morir es menos aleatoria y más bien se concentra más entre ciertos grupos de madres de alto riesgo, como aquéllas que han sufrido la pérdida de un hijo. La conclusión que interesa destacar para nuestro propósito actual es que los valores de f , cuando el último hijo nacido tiene seis meses o más de edad, son muy próximos a dos para los niveles de mortalidad que se dan en muchos países en desarrollo (es decir, tasas de mortalidad infantil cercanas a 100 por mil). De modo que en nuestra búsqueda de los factores de ajuste para aplicarlos a la proporción de hijos previos y fallecidos, obtenida cuando se visita a una madre con un hijo subsiguiente que sobrevive x meses de edad, podemos suponer un valor inicial de $f=2$, cuando se desconoce el valor de f en la mayoría de las aplicaciones en poblaciones con una mortalidad infantil que fluctúa entre moderada a alta. Se puede suponer un valor mayor cuando la mortalidad es menor, como en el ejemplo de Guyana que figura

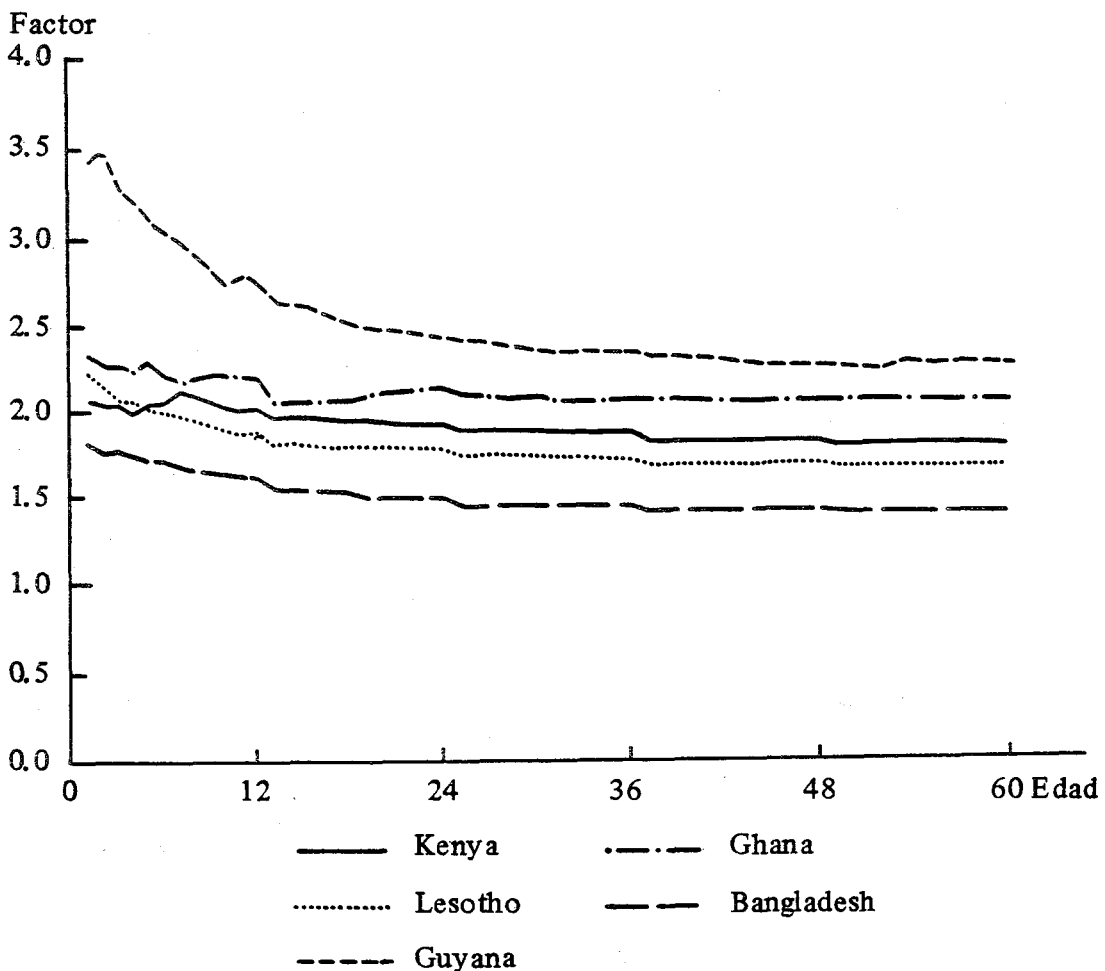
en el gráfico 2. Tal como se muestra en el cuadro 10 y en los cuadros más detallados de Aguirre y Hill (1987), una hipótesis levemente errónea acerca del valor real de f no afecta mayormente los factores de ajuste respecto del valor revisado del indicador de mortalidad de la niñez. Si $f = 2$ y la tasa estimada de mortalidad infantil es aproximadamente de 100 por mil, la proporción declarada de hijos previos fallecidos aumentará por un factor de 1.34 cuando los últimos hijos nacidos tienen un año al momento de la entrevista.

d) *El efecto de los meses de exposición adicionales*

Cuando los datos acerca de la sobrevivencia del hijo previo se obtienen no en el momento del parto sino unos " y " meses después, el hijo previo habrá estado expuesto al riesgo de morir durante el lapso del intervalo intergenésico medio (I), más un período adicional de " y " meses (la edad del último hijo nacido al momento de la entrevista). En igualdad de condiciones, esta exposición adicional

Gráfico 2

FACTORES DE DEPENDENCIA ENTRE LAS PROBABILIDADES DE MUERTE ENTRE HERMANOS SUCESIVOS SEGUN LA EDAD DEL HERMANO MENOR EN PAISES SELECCIONADOS



aumentará la proporción de los hijos previos fallecidos respecto del caso en que los datos se obtienen en el momento en que las madres dan a luz. Este sesgo ascendente en la proporción es independiente de la correspondencia entre la sobrevivencia de parejas de hijos sucesivos, analizada anteriormente. ¿Qué tan importantes son los efectos de este período de exposición adicional respecto de la proporción de los hijos previos fallecidos?

Como ya se indicó, la proporción de hijos previos fallecidos varía relativamente poco con pequeños aumentos de períodos de exposición, después de los dos años. Ello se debe a que la función $q(x)$ de la tabla de mortalidad comienza a achatare alrededor de los dos años; este aspecto es válido para cualquier nivel de mortalidad. Como se ilustra en el cuadro 7, en la mayoría de los casos $q(2)$ es casi el 90 por ciento del valor de $q(3)$. La determinación de si se justifica un nuevo ajuste de la proporción de hijos previos fallecidos, para tener en cuenta pequeños períodos de exposición adicionales, depende de varios factores, uno de los cuales es, naturalmente, la duración de este período adicional. Si la edad media de los hijos nacidos con posterioridad es de un año, entonces, con base en los resultados del cuadro 7, puede aplicarse un ajuste descendente del 10 por ciento. En la mayoría de las aplicaciones, nos parece que hay razón para no utilizar la información obtenida de grupos de madres cuyos últimos hijos sobrevivientes tienen mucho más de 18 meses de edad, sencillamente para minimizar las omisiones y otros problemas de memoria. Un segundo aspecto al examinar el caso de un nuevo ajuste consiste en determinar si los datos originarios son en realidad de calidad lo suficientemente buena para justificar un ajuste tan sutil como el 10 por ciento.

Finalmente, otro aspecto importante consiste en saber si es realmente necesario corregir la información recopilada de esta manera. Si el objetivo es sencillamente la producción de un indicador de la mortalidad de la niñez y la población que proporciona los datos sigue siendo la misma (es decir, las edades de los últimos hijos sobrevivientes son casi las mismas, como sería el caso, por ejemplo, en un programa de vacunación), entonces no es realmente necesario efectuar ningún ajuste ya sea para la asociación entre la sobrevivencia de parejas sucesivas de hijos o para el período de exposición adicional del hijo previo. En este caso, las *variaciones* del indicador son de primordial importancia y resulta innecesario traducirlo en términos de una función de mortalidad de una tabla de mortalidad. Sin embargo, quizá deba compararse la información obtenida de fuentes diferentes. Por ejemplo, tal vez convenga efectuar comparaciones entre la proporción de hijos previos fallecidos, proveniente de datos obtenidos en el momento de un parto, con la proporción obtenida de madres que han tenido un hijo vivo subsiguiente de "y" meses de edad al momento de la entrevista. En este caso, serán necesarios tanto los ajustes para tener en cuenta la dependencia como el período de exposición adicional, aunque, como veremos, estos ajustes actúan en direcciones opuestas y pueden, de hecho, anularse mutuamente en algunas circunstancias. Por ejemplo, tomemos el caso en que la tasa estimada de mortalidad infantil es aproximadamente de 100 por mil, $f = 2$ y la edad de los últimos hijos nacidos vivos es de un año. El factor de corrección del cuadro 10 será de 1.13. Supongamos que la proporción de hijos previos fallecidos al momento de la entrevista es de 0.2. Entonces la proporción ajustada de fallecidos será: $0.2 \times 1.13 \times 0.9 = 0.203$ que representa una variación insignificante del valor originario.

III. LA TECNICA BASADA EN EL HIJO PREVIO APLICADA A LAS ENCUESTAS DE HOGARES: EL ENSAYO EN LIMA (PERU), EN 1987

El ensayo se realizó en áreas marginales situadas en las afueras de Lima. Estos asentamientos son relativamente nuevos y surgieron principalmente en los dos últimos decenios. Por esta razón, se llaman "pueblos jóvenes". La mayor parte del rápido crecimiento demográfico experimentado últimamente por el área metropolitana de Lima se ha ajustado a esta forma de expansión urbana no reconocida y a menudo ilegal. La gente que vive en los "pueblos jóvenes" proviene de otras zonas residenciales más antiguas y desposeídas de Lima son inmigrantes de las tierras altas. El crecimiento de los "pueblos jóvenes" ha sido tan rápido que la mayor parte de las últimas estadísticas vitales con que se cuenta, clasificadas por distrito, están desactualizadas, puesto que emanan de una época en que la configuración de los "pueblos jóvenes" era muy diferente. De modo que estas estadísticas no pueden utilizarse para medir los niveles recientes de mortalidad de la niñez. El propósito principal del estudio consiste en probar dos métodos abreviados para obtener estimaciones recientes de la mortalidad de la niñez temprana en países que tienen registros deficientes de estadísticas vitales. La idea es que unas cuantas preguntas sencillas agregadas a las encuestas habituales de salud en los hogares, por ejemplo, las encuestas relativas al programa ampliado de inmunización (EPI) o al programa de control de enfermedades diarreicas (CDD), en conjunción con algunas formas novedosas de análisis, quizá produzcan mejores estimaciones de la mortalidad de la niñez. Por consiguiente, en el estudio realizado en el Perú se incluyeron varias preguntas nuevas, además del conjunto mínimo, para que pudieran compararse las estimaciones de mortalidad obtenidas según métodos distintos. Básicamente, el objetivo principal era estar en capacidad de determinar qué preguntas podían omitirse con seguridad de las encuestas sencillas de hogares en futuros estudios, para reducir el tamaño y la complejidad del cuestionario y el análisis.

Las estimaciones de mortalidad en este caso se basan en dos fuentes distintas de información en el cuestionario. En primer lugar, se preguntó a todas las mujeres participantes acerca del total de hijos nacidos vivos y el número de sus hijos que vivían al momento de la entrevista. La proporción de fallecidos entre los hijos nacidos vivos se convirtió en una medida de sobrevivencia de los hijos en una tabla de mortalidad y la ubicación en el tiempo aproximada para cada una de las estimaciones calculadas. El elemento fundamental siempre es la calidad de la información básica. Entre los inconvenientes del método para los trabajadores de salud se incluyen:

- La no confiabilidad de las estimaciones más recientes de mortalidad basadas en las declaraciones de mujeres de 15 a 19 años y de 20 a 24 años. Generalmente, los niveles de mortalidad estimados respecto de estas mujeres son demasiado elevados, debido a los efectos de selección ya que la mortalidad del primer nacido es mayor que la media y las cifras son reducidas.
- La dificultad de producir estimaciones de mortalidad para períodos precisos, debido a que no se recopilan las fechas de nacimiento de cada hijo. Los modelos se utilizan para redistribuir los nacimientos durante el período anterior a la encuesta.

— El gran tamaño de la muestra, necesario para calcular las estimaciones de mortalidad de la niñez del tipo Brass.

En segundo lugar, en el presente estudio, además de las preguntas sobre el número total de hijos nacidos vivos y sobrevivientes, se pidió a cada mujer que proporcionara una breve historia de nacimientos para sus tres últimos hijos nacidos vivos. Las fechas de nacimiento y las fechas de defunción (cuando procedía) de cada hijo se recopilaron en meses y años. Esta es una variación del método de "historia truncada de nacimientos" que se ha utilizado en varias encuestas grandes de hogares, incluidas algunas realizadas últimamente en las encuestas demográficas y de salud Westinghouse (por ejemplo en Ondo State, Nigeria) y en encuestas experimentales realizadas en el Perú y la República Dominicana (para detalles, Goldman, Westoff y Moreno Navarro). En este tipo de encuestas, se trató de recopilar toda la información de nacimientos dentro del período de referencia de cinco años anterior a la entrevista. La experiencia demuestra que hay problemas importantes con este método para medir la fecundidad, debido a errores en las fechas de los nacimientos (Potter, 1977). Para los estudios de mortalidad, estos efectos pueden ser menos importantes, pero en todo caso, la atención centrada en los tres últimos nacimientos, independientemente de cuándo tuvieron lugar, impide que los entrevistadores disminuyan su trabajo al desplazar los nacimientos a una fecha fuera de determinado período de referencia.

Estos datos de historia truncada de nacimientos se han analizado de dos maneras. Primeramente se han elaborado tablas de vida mensuales para todos los nacimientos que tuvieron lugar en determinados períodos antes de la encuesta. Esto produce estimaciones de la mortalidad para una serie de cohortes de nacimientos en el período anterior a la encuesta. Esta forma de análisis es vulnerable a omisiones muy pequeñas de hijos fallecidos, particularmente aquellos que murieron poco tiempo después de nacer. Además, puede haber ciertos sesgos de selección si existe un fuerte vínculo entre la mortalidad infantil y la paridez.

También puede realizarse una segunda forma de análisis muy diferente respecto de la misma información, que es relativamente nueva y constituye el punto central del presente ensayo. Utilizando una variación de la técnica basada en el hijo previo, calculamos directamente la proporción de los penúltimos hijos fallecidos al momento de efectuarse la entrevista. Cuando se entrevista a las mujeres en el momento de un nacimiento, esta proporción es muy cercana a ${}_2q_0$, es decir la probabilidad de muerte entre el nacimiento y el segundo cumpleaños. Cuando se entrevista a las mujeres poco tiempo después del último nacimiento, independientemente de la condición de sobrevivencia de este hijo, como sucedió en el Perú, la proporción de hijos previos fallecidos proporciona una estimación de sobrevivencia desde el nacimiento hasta una edad mayor. Esta edad es aproximadamente $4/5$ partes de la duración del intervalo intergenésico medio, por ejemplo, $4/5 \times 30$ meses, más la duración del período entre el nacimiento más reciente y la fecha de la entrevista. Si los cálculos se restringen a las mujeres cuyos últimos hijos nacieron en períodos fijos antes de la encuesta, como en los dos últimos años, se pueden calcular y ubicar en el tiempo las probabilidades de muerte.

Existen muchos problemas técnicos relacionados con los efectos de la selección que se presentan al entrevistar a mujeres que han tenido un hijo últimamente. Estos problemas se examinan actualmente con más detalles y serán el tema de un informe aparte.

Una de las características básicas del ensayo fue que se pudieron comparar las estimaciones de mortalidad de la niñez derivadas de dos fuentes distintas de información calculadas mediante otros métodos. Los índices de mortalidad describen la probabilidad de sobrevivencia desde el nacimiento hasta diversas edades. Se necesita una medida uniforme para efectuar la comparación. La más conveniente, para nuestros propósitos, es el parámetro alfa, tomado del sistema relacional de Brass de tablas modelos de mortalidad (Brass, 1971). Utilizamos siempre como estándar la tabla de mortalidad general.

RESULTADOS DE LA MORTALIDAD

a) *Estimaciones indirectas de Brass*

Del número total de hijos nacidos vivos y sobrevivientes, calculamos las probabilidades de muerte a la edad (x) en la tabla de vida, para alrededor de los 15 años, anteriores a la encuesta. Para comparar los resultados de las mujeres de edades diferentes y facilitar la comparación con las estimaciones de otras fuentes, todos los valores ${}_xq_0$ se han convertido en valores ${}_2q_0$ mediante la interpolación en los logitos de la tabla típica de mortalidad general de Brass. En el cuadro 11 figuran los resultados, junto con los valores alfa que es el parámetro del nivel de mortalidad del sistema logito, y la ubicación en el tiempo de cada estimación de mortalidad. La tendencia general de los resultados puede verse con más claridad en el gráfico 3. Los datos provenientes de mujeres de 25 a 49 años al momento de la entrevista indican que se ha producido una disminución constante de la mortalidad de la niñez durante todo el período de 15 años anterior a la encuesta, inclusive entre los residentes actuales de los "pueblos jóvenes" en la muestra. Esta disminución ha sido bastante general en el Perú, como lo demostró Moser en su análisis de los censos nacionales y los datos de las encuestas (Moser, 1985: 16-22). Los datos de mujeres de 15 a 19 años y de 20 a 24 años que participan en la encuesta son engañosos si se toman en su valor nominal. En este caso, como en los cinco censos y en la encuesta de 1977, los niveles de mortalidad de los hijos de estas mujeres más jóvenes no pueden considerarse como típicos del nivel de mortalidad de los hijos de todas las madres. Se sabe que los efectos de selección relacionados con la edad y la paridez influyen poderosamente en los resultados de estos dos grupos de mujeres de edades más jóvenes. Puesto que la tendencia de los valores alfa para el período de 4 a 15 años anterior a la encuesta es tan coherente, se ha ajustado una línea recta por mínimos cuadrados a los cinco puntos para las mujeres de 25 a 49 años ($r^2 = 0.95$) y los dos valores más recientes de alfa se estimaron mediante la extrapolación de esta recta. Los resultados figuran en la columna 7 del cuadro 11. Ahí, las probabilidades de morir antes de los dos años en la columna 8 (${}_2q_0$) forman una serie muy coherente con los valores extrapolados más recientes alrededor de 49-50 por mil para el período de 1 a 3 años anterior a la encuesta. En la tabla Estándar General

de mortalidad, estos valores corresponden a una tasa de mortalidad infantil de entre 36 y 38 por mil. En general, el método de Brass, después del ajuste de los datos para los dos grupos de edades más jóvenes, da una buena idea de la tendencia general de la mortalidad de la niñez en el período anterior a la encuesta. El método no puede aislar las fluctuaciones de un año a otro de la mortalidad ni registrar las variaciones de su estructura por edades. Pero nos advierte acerca de los avances importantes realizados en materia de sobrevivencia infantil que han tenido lugar en el Perú, incluidos los barrios más empobrecidos de Lima, lo que complica la tarea de estimar la mortalidad de la niñez temprana para el período justamente anterior a la encuesta. Además, el bajo nivel de mortalidad infantil y de la niñez es notable, habida cuenta de que se suponía que en esos distritos vivían los pobres de las zonas urbanas. Con una mortalidad tan baja, se presenta el problema de encontrar defunciones de niños en cantidad suficiente para ciertas formas de análisis, en particular para los subgrupos de la encuesta.

b) *Estimaciones de la tabla de mortalidad*

El siguiente paso es la comparación de estas estimaciones indirectas con las estimaciones de la tabla de vida para los mismos períodos cronológicos, utilizando la información suplementaria sobre las fechas de nacimiento y de defunción que figuran en las historias parciales de nacimientos. Como se muestra en la sección B del cuadro 12, la estimación de la tabla de mortalidad de ${}_2q_0$ para todos los hijos nacidos en los cinco años anteriores a la encuesta es de 48 por mil, casi idéntica a la estimación ajustada de Brass de 50 por mil para el mismo período. La tasa de mortalidad infantil obtenida de la tabla de vida es de 40 por mil, 9 puntos inferior a la estimación equivalente ajustada de Brass. Sin embargo, la estimación de Brass de la mortalidad infantil se basa en una extrapolación de la tendencia en un período de 4 a 15 años anterior a la encuesta y es, por consiguiente, menos confiable para las fechas ajenas a este período.

No se puede atribuir mayor significación a la diferencia entre la estimación de la mortalidad infantil de la tabla de mortalidad y la estimación ajustada de Brass, aunque la comparación de los valores de ${}_2q_0$ tiene un fundamento muy sólido. Las dos estimaciones de mortalidad antes de los dos años de edad, una basada en la técnica de Brass y la otra tomada de la tabla de vida, para todos los niños nacidos menos de cinco años antes de la encuesta, son realmente las mismas, una vez efectuados los ajustes para tener en cuenta las variaciones del muestreo.

Se pueden calcular tablas de vida más detalladas a partir de la información sobre los tres últimos hijos nacidos. En el cuadro 13 figuran los valores de ${}_2q_0$ para períodos de 2 y 5 años. Existe cierta irregularidad en la serie de dos años, relacionadas en gran medida con errores de declaración. Al parecer, se han producido algunas omisiones de hijos fallecidos en el período más reciente, posiblemente debido a la renuncia, antes observada, de algunas mujeres a comenzar su historia de nacimientos con la declaración acerca de un hijo muerto. Además, el aumento aparente de la mortalidad para el período anterior a 1980 es sumamente sospechoso y se vincula probablemente a alguna omisión de hijos fallecidos. Los efectos de selección también son importantes porque las mujeres

Cuadro 12

SINTESIS DE LAS ESTIMACIONES DE LA MORTALIDAD DE LA NIÑEZ SEGUN LOS DIFERENTES METODOS^a

Fuente	x	1000 _x q ₀	Alfa	T
A. Estimaciones indirectas de Brass de mujeres de 15 a 19 años y de 20 a 24 años:				
— Sin ajuste	1	54.5	-0.560	1.2
	2	58.6	-0.671	2.5
— Ajustadas	1	48.7	-0.771	1.2
	2	50.4	-0.753	2.5
B. Tabla de mortalidad para todos los nacimientos en los cinco años anteriores a la encuesta				
	1	40.1	-0.721	2.5
	2	47.8	-0.781	2.5
C. Técnica basada en el hijo previo aplicada a las declaraciones de mujeres que tuvieron un nacimiento vivo en los 24 meses anteriores a la encuesta:				
— Hijo previo	3.6	57.8	-0.761	2.1
(N = 1 056)	2	49.6	-0.761	2.1
— Penúltimo nacimiento	6.6	75.0	-0.673	3.6
(N = 680)	2	58.6	-0.673	3.6

^aSe ha utilizado como Estándar la tabla de mortalidad general de Brass.

que declaran acerca de su antepenúltimo hijo nacido vivo son necesariamente mayores y tendrán, en término medio, una paridez más elevada que todas las mujeres que dan a luz en determinado período, independientemente de la edad y el orden de nacimiento. Este es uno de los inconvenientes de recopilar sólo historias parciales de nacimientos y analizarlas de esta manera. Al seleccionar los nacimientos de un determinado orden para analizarlos, lo que realmente se selecciona son las mujeres y no los nacimientos, porque cada mujer puede contribuir sólo con un nacimiento al análisis. Naturalmente, para el estudio de la mortalidad de la niñez, nuestra preocupación se centra en las tasas basadas en los nacimientos y no en las mujeres.

c) *La técnica del hijo previo*

Aparte de su sencillez; particularmente en el formulario utilizado cuando se entrevista a las madres en una etapa próxima al parto, la técnica basada en el hijo previo es un método interesante para estimar la mortalidad de la niñez temprana, porque tiene en cuenta la mayoría de los efectos complejos de selección cuando las estimaciones de la mortalidad de la niñez emanan de las madres. Con la técnica del hijo previo, aunque los datos provienen únicamente de mujeres que han tenido un nacimiento reciente, las mujeres de todas las edades y parideces

Cuadro 13

**ESTIMACIONES DE LA PROBABILIDAD DE MORIR ENTRE EL
NACIMIENTO Y LOS DOS AÑOS, DE LOS HIJOS
NACIDOS EN PERIODOS DETERMINADOS^a**

Períodos	1000 ₂ q ₀ (número de nacimientos)	Períodos	1000 ₂ q ₀ (número de nacimientos)
1986-1987	38.6 (1 503)		
1984-1985	44.2 (1 629)	1983-1987	47.8 (3 910)
1982-1983	55.8 (1 593)		
1980-1981	39.2 (1 479)	1978-1982	40.6 (3 518)
1978-1979	35.9 (1 224)		
1976-1977	36.9 (1 057)		
1974-1975	39.0 (872)	1973-1977	37.9 (2 267)
1972-1973	37.9 (686)		
1970-1971	24.4 (491)		

^aCálculos basados directamente a partir de las fechas de nacimiento y defunción de los tres últimos hijos nacidos vivos.

pueden contribuir al indicador. Además, no se selecciona a las mujeres en relación con la duración del intervalo intergenésico porque no se especifica ningún período de referencia para la fecha del nacimiento previo. Aparte de los sesgos bien conocidos que resultan de incluir sólo a las mujeres visitadas en el momento del parto, se piensa que carece de importancia el principal efecto sistemático de selección, es decir el relacionado con la omisión de la condición de sobrevivencia del último hijo de la familia (Aguirre y Hill, 1987).

Naturalmente, en el ensayo del Perú no se entrevistó a las mujeres en el momento del parto, sino en diversas oportunidades después de su último nacimiento vivo. Puesto que se conoce directamente el lapso transcurrido desde el último nacimiento, con base en la historia truncada de nacimientos, podemos calcular la proporción de hijos previos fallecidos de mujeres que han tenido un nacimiento posterior reciente. Por ejemplo, entre las mujeres que declararon que habían tenido un nacimiento vivo en el período de 24 meses anterior a la encuesta, el 57.8 por mil de sus hijos previos habían muerto al momento de la entrevista. En este caso, podemos calcular directamente la duración media del último intervalo intergenésico cerrado (el intervalo entre los hijos previos y los últimos nacidos = 41.4 meses). También sabemos que las fechas de nacimientos

de los últimos hijos nacidos en el período de 24 meses anterior a la encuesta se centran 10.4 meses antes de la entrevista. Por consiguiente, la proporción de los hijos previos fallecidos entre las mujeres que han tenido un nacimiento vivo subsiguiente en los últimos 24 meses (0.058) no es la probabilidad de morir a la edad de dos años, sino de morir a una edad mayor. Esta edad es aproximadamente $0.8 \times 41.4 + 10.4$ meses = 43.5 meses ó 3.6 años. Mediante la interpolación en los logitos de la tabla de mortalidad Estándar General de Brass, podemos encontrar el valor de ${}_2q_0$ correspondiente a un valor de ${}_3{}_6q_0$ de 0.058. El resultado es 0.0496, equivalente a un valor de alfa de -0.761. Esta estimación se refiere a las condiciones de mortalidad vigente 3.1 años antes de la encuesta, según se calculó a partir de la información sobre la fecha de defunción.

La misma lógica puede aplicarse a la proporción de los penúltimos hijos fallecidos al momento de la entrevista, aunque en este caso los efectos de selección adquieren mayor importancia, ya que la proporción se basa sólo en los datos de mujeres que han tenido al menos tres nacimientos vivos. La proporción de estos penúltimos hijos fallecidos es 0.075. La duración media del penúltimo intervalo intergenésico cerrado es de 34 meses. Por consiguiente, la proporción de 0.075 es aproximadamente ${}_xq_0$, donde $x = 5.42$ años mediante el cálculo directo. La interpolación en la tabla de mortalidad Estándar General da un valor de alfa de -0.673 y el valor equivalente de ${}_2q_0$ se estima en 0.0542. Esto se refiere a un período centrado aproximadamente 3.1 años anterior a la encuesta, debido a la concentración de las defunciones de niños de edades tempranas. Estos resultados se resumen en la sección C del cuadro 12.

En el cuadro 12 figuran todas las estimaciones de mortalidad obtenidas según estos métodos diferentes. Puesto que cada estimación se sitúa en determinado período y la mortalidad de la niñez ha venido disminuyendo constantemente en los quince años anteriores a la encuesta, es más fácil hacer comparaciones directas cuando los valores de alfa se representan en un gráfico. En el gráfico 3 vemos que los valores de alfa que describen el nivel de mortalidad en los primeros años de la niñez son muy próximos para los tres métodos: las estimaciones indirectas de Brass, la tabla de vida para los nacimientos en los últimos cinco años y los resultados de la técnica del hijo previo. Desafortunadamente, se desconoce el nivel verdadero de mortalidad de esta población, de modo que no pueden hacerse comparaciones absolutas, pero la similitud de los resultados de las estimaciones ajustadas de Brass con los resultados de la tabla de vida y la técnica basada en el hijo previo es muy alentadora. La estimación de mortalidad levemente mayor que se obtiene de la proporción de los penúltimos hijos fallecidos puede deberse simplemente a la pequeñez de las cifras (680 nacimientos), pero también puede atribuirse a los efectos de selección mencionados anteriormente.

ANALISIS DE LOS RESULTADOS

En general, las entrevistas tomaron sólo un poco más de tiempo que la encuesta básica de cobertura del programa ampliado de inmunización. Por consiguiente, la idea de agregar estas preguntas sobre la mortalidad a otras encuestas de salud parece perfectamente razonable.

La edad, el orden de los nacimientos y la duración del intervalo intergenésico, son sólo tres de los principales factores demográficos que influyen poderosamente en la sobrevivencia de los niños. Existen otros factores socioeconómicos igualmente poderosos, como la educación materna y el ingreso de los hogares. En el caso particular de los factores demográficos, hay que tener prudencia para evitar que por inadvertencia se seleccione una muestra sesgada de madres para la entrevista, debido sencillamente a la manera como se identifica a las encuestadas participantes. Por ejemplo, el cálculo de las tablas de vida para los hijos nacidos recientemente según el orden (último, penúltimo, etc.) es un mal método para medir los niveles recientes de mortalidad de la niñez, ya que impide que las madres contribuyan a los cálculos con más de un nacimiento. Lo que se necesita es una muestra basada en los nacimientos, a la que puedan contribuir las madres de todas las edades, parideces, intervalos intergenésicos, etc. en la proporción aproximada que se encuentra en la población general.

Poco hay que agregar en esta oportunidad acerca de la técnica bien establecida de Brass para medir la mortalidad de la niñez. La técnica basada en el hijo previo es nueva, particularmente en la forma que se utilizó en el ensayo del Perú. Cuando se restringe a las madres que han tenido un hijo subsiguiente nacido últimamente, la proporción de los hijos previos fallecidos al momento de la entrevista puede utilizarse para producir estimaciones recientes de ${}_2q_0$, que corresponde muy de cerca a las medidas de la tabla de vida para todos los nacimientos en los cinco años anteriores y a las estimaciones ajustadas de Brass (véase el gráfico 3). Lo que perturba los resultados es que para obtener una cifra cercana a los mil hijos previos de madres que han tenido al menos un hijo en los dos años anteriores a la encuesta, fue preciso entrevistar a 7 500 mujeres en edades reproductivas. El problema surge de la necesidad de restringir el período de referencia para que tenga lugar el nacimiento subsiguiente. Una de las soluciones sería seleccionar a mujeres para la entrevista mediante una pregunta preliminar sobre la fecha de su último hijo nacido vivo, pero la dificultad en este caso sería la omisión de los últimos hijos nacidos que hubieran muerto al momento de la entrevista. Si tales omisiones parecen ser graves, el análisis podría basarse totalmente en los datos de hijos previos fallecidos, obtenidos de mujeres con un hijo subsiguiente que sobrevive. En este caso, habría que aplicar el ajuste para tomar en cuenta la dependencia de las sobrevivencias de las parejas de hijos, los previos y los más recientes. Los datos del Perú no constituyen un buen ensayo de este método, debido al pequeño número de hijos previos fallecidos. En realidad, la proporción de hijos previos fallecidos de mujeres cuyo hijo más reciente (nacido en los 24 meses anteriores a la encuesta) vivía al momento de la entrevista es casi la misma que para todas las mujeres. Las cifras son las siguientes:

- Nacido vivo más reciente, porcentaje de hijos previos fallecidos
= $60/1022 = 0.59$.
- Todos los nacidos recientes, porcentajes de hijos previos fallecidos
= $61/1056 = 0.58$.

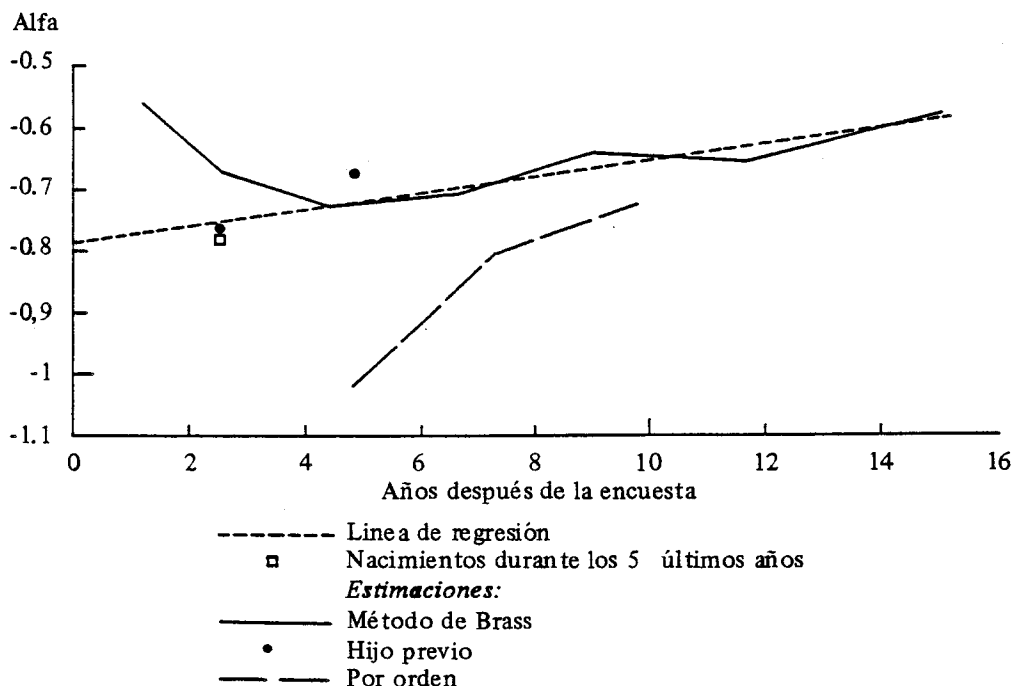
Aun incluyendo todos los nacimientos más recientes en los últimos cinco años para obtener más defunciones, las proporciones también son bastante similares:

- Nacido vivo más reciente, porcentaje de hijos previos fallecidos
= $107/2050 = 0.52$
- Todos los nacidos últimamente, porcentaje de hijos previos fallecidos
= $112/2128 = 0.53$.

La conclusión principal de estos resultados es que las madres cuyo último hijo nacido ha muerto omiten la declaración de esta información en algunas de las entrevistas. Los efectos de esta omisión no son graves en el caso del Perú, donde la mortalidad se estima mediante la técnica del hijo previo, porque en una población de esas características, el número de mujeres cuyos últimos hijos murieron es muy pequeño. La aplicación del ajuste propuesto por Aguirre y Hill proporciona una idea de la escala de los efectos de la omisión. Supongamos que todos los hijos nacidos más recientemente en los 24 meses tienen una edad media de un año al momento de la entrevista. Habida cuenta de que la mortalidad infantil es cercana a 50 por mil, el factor de dependencia entre la sobrevivencia de hermanos(as) nacidos(as) sucesivamente puede estimarse en cerca de 2.5. Si utilizamos las tablas proporcionadas en el anexo C por Aguirre y Hill, encontramos que habrá que aumentar la proporción de hijos previos fallecidos, según declaran las mujeres cuyo hijo más reciente está vivo, en aproximadamente 1 087 para obtener la proporción correcta de fallecidos. Se trata de un pequeño ajuste que aumentaría la estimación de la tasa de mortalidad infantil, por ejemplo, aproximadamente en 3 puntos por mil. Con tasas de mortalidad infantil cercanas a 150 por mil, el ajuste se hace más significativo a medida que el factor de corrección se acerca a 1.21 en este caso.

Gráfico 3

ESTIMACIONES DE NIVELES DE MORTALIDAD MEDIANTE DIFERENTES METODOS. EXPRESADOS EN TERMINOS DE ALFA



IV. RECOMENDACIONES PARA FUTURAS ENCUESTAS

La información obtenida mediante este ensayo ha contribuido a aclarar varios problemas importantes para elaborar futuras encuestas destinadas a medir los niveles recientes de la mortalidad de la niñez en poblaciones que no cuentan con registros completos de nacimientos y defunciones. Aunque la elección de los "pueblos jóvenes" de Lima era buena en lo que respecta a la realización de la encuesta y la calidad de la información relativa a la edad y fechas, el bajo nivel de mortalidad llegó a recopilar menor cantidad de defunciones de lo previsto. El lugar ideal para un segundo ensayo se situaría en algún lugar con alta mortalidad y una fuente confiable e independiente de información acerca de la sobrevivencia de los niños. Lo ideal sería un "laboratorio demográfico" o un lugar que cuente con un sistema establecido de supervisión demográfica.

Si dejamos de lado la posibilidad de realizar nuevos ensayos, ¿qué conclusiones pueden sacarse hasta el momento para elaborar futuras encuestas para medir la mortalidad de la niñez?

a) No se discute el principio de recopilar datos sobre la mortalidad de la niñez en breves entrevistas de hogares. Puede entrevistarse a suficientes mujeres con un equipo de menos de 20 personas en aproximadamente 3 semanas para obtener cifras lo suficientemente grandes para la mayoría de las formas de análisis. El costo y la infraestructura necesarios para tales encuestas no difieren mucho de las necesidades de la encuesta de cobertura nacional media de un programa ampliado de inmunización.

b) En la medida de lo posible, debería entrevistarse a todas las mujeres capaces de tener hijos. Se precisa cierta cautela para no omitir a las mujeres difíciles de ubicar, de manera que habrá que prever alguna repetición de visitas. Sólo pueden aceptarse ciertas formas de informantes indirectos (proxy).

c) El conjunto mínimo de preguntas sobre la mortalidad de la niñez incluye:

- Las preguntas de Brass sobre los hijos nacidos vivos y sobrevivientes.
- Las fechas de nacimiento y de defunción (cuando proceda) de los dos nacimientos vivos más recientes.

d) Estos datos deben analizarse con base en cada nacimiento, es decir, utilizando el método de Brass respecto de la información relativa a los hijos nacidos vivos y sobrevivientes, recordando que la información sobre la paridez para calcular los ajustes debe referirse a todas las mujeres y no sólo a las alguna vez casadas. Se puede calcular tablas de vida para determinados períodos de referencia, pero no deben calcularse por separado para los nacimientos último y penúltimo. La técnica del hijo previo puede utilizarse siempre que la información se refiera a mujeres cuyo último nacimiento fue muy reciente, por ejemplo, dentro de los dos o tres años antes de la encuesta. Los cálculos pueden realizarse por separado respecto de la información suministrada por mujeres cuyo último hijo nacido vivo aún vive al momento de la entrevista. Puede ser necesario efectuar ajustes por los efectos de dependencia si las omisiones de los últimos hijos fallecidos son sustanciales y donde la mortalidad es elevada.

e) Vale la pena tener en cuenta la restricción de la muestra a mujeres más jóvenes si la reducción de los costos del trabajo de terreno es importante. La exclusión de mujeres mayores de 35 años no afectará mayormente los resultados

en la mayoría de los casos. La omisión de madres adolescentes introduciría algunos sesgos graves debido a la mortalidad excesiva que generalmente afecta a sus hijos.

f) Aunque el ensayo del Perú, y otros actualmente en curso o proyectados en Jordania o el Zaire, muestran que la inclusión de algunas preguntas sobre la mortalidad de la niñez puede producir estimaciones un poco más actualizadas que las de los viejos métodos, la fortaleza real de la técnica basada en el hijo previo se manifiesta si se aplica a la información recopilada con regularidad. En tales circunstancias, debería ser más fácil descubrir las tendencias en el tiempo que con la información de encuestas retrospectivas. En este aspecto se centra principalmente el interés de los principales organismos de salud.

BIBLIOGRAFIA

- Aguirre, A. y A.G. Hill (1987), "Childhood mortality using the preceding birth technique: some applications and extensions", *Research papers*, Nº 87-2, Centre for Population Studies, London School of Hygiene and Tropical Medicine.
- Brass, W. (1971), "On the scale of mortality", en *Biological aspects of demography*, W. Brass (ed.), Londres, Taylor and Francis Ltd.
- Brass, W. y S. Macrae (1984), "Childhood mortality estimated from reports on previous births given by mothers at the time of a maternity. I. Preceding Births Technique", *Asian and Pacific Census Forum*, 11(2): 5-8.
- Dicko, S.F., Rapport de l'enquete sur la mortalité a Bamako, en "Les actes du seminaire sur le plan d'analyse des enquetes EMIS", mimeo, Centro Internacional de Investigaciones para el Desarrollo (IDRC) M125f/INSA, Nº 5, Ottawa.
- Hill, A.G. y S. Macrae (1985), "Measuring childhood mortality levels: a new approach", UNICEF, *Social statistics bulletin*, 8(2), Nairobi.
- Goldman, N., C.F. Westoff y L. Moreno Navarro (1988), "Full versus five-year maternity history data for fertility and child mortality measures", Seminario de la IUSSP, CELADE, Santiago de Chile.
- Hill, A.G. y S. Macrae (1985), "Measuring childhood mortality levels: a new approach", UNICEF, *Social statistics bulletin*, 8(2), Nairobi.
- Hill, A.G., S. M. Traoré, F. Cluzeau y A. Thiam (1986), "L'enquete pilote sur la mortalité aux jeunes ages dans cinq maternités de la ville de Bamako", Mali, en *Estimation de la mortalité du jeune enfant (0-5 ans) pour guider les actions de santé dans les pays en développement*. Paris, Seminario INSERM, pp. 107-129.
- Mbacke, C. (1986), "Measuring child mortality from maternity histories collected at the time of childbirth; the case of the EMIS survey", Taller del Centro Internacional de Investigaciones para el Desarrollo (IDRC) sobre "Research directions in the area of infant and child health and mortality", Accra, 22-26 de septiembre.
- Moser K. (1985), "Levels and trends in child and adult mortality in Perú", Encuesta Mundial de Fecundidad, *Scientific reports*, Nº 77.
- Potter, J.E. (1977), "Problems in using birth-history analysis to estimate trends in fertility", *Population studies*, 31(2): 335-364.

