

## LA NATURALEZA DEL METODO DEL HIJO PREVIO\*

**Alejandro Aguirre**  
(UNICEF, México D.F.)

### RESUMEN

El método del hijo previo (MHP) consiste en preguntar a las mujeres próximas a dar a luz sobre la sobrevivencia de sus hijos previos. La proporción de hijos previos fallecidos da un índice de mortalidad infantil temprana,  $\pi$ .

Desde el punto de vista matemático, si se utilizan ciertos modelos de la fecundidad y la mortalidad o si se simula una recopilación de datos para aplicar el MHP a historias de nacimientos, se demuestra que  $\pi$  es equivalente a la probabilidad de morir entre el nacimiento y una edad  $I^*$ , que es aproximadamente  $4/5$  del intervalo intergenésico medio,  $I$ . El momento cronológico de las estimaciones del MHP es de alrededor de  $2/3 \times I$  antes de la recopilación de la información.

(MEDICION DE LA  
MORTALIDAD)  
(MORTALIDAD INFANTIL)

(INTERVALO  
INTERGENESICO)  
(METODOLOGIAS)

\*Primera parte de la tesis doctoral del autor. Universidad de Londres.

## THE NATURE OF THE PRECEDING BIRTH TECHNIQUE

### SUMMARY

The Preceding Birth Technique (PBT) consists on asking women at a moment close to a delivery about the survival of their previous children. The proportion of preceding children dead produces an index of early childhood mortality,  $\pi$ .

Mathematically, using selected fertility and mortality models as well as simulating a PBT data collection with birth histories, it is demonstrated that  $\pi$  is equivalent to the life-table probability of dying between birth and an age  $I^*$ , which is approximately  $4/5$  of the mean birth interval,  $I$ . The time location of the PBT estimates is about  $2/3 \times I$  before the information is collected.

(MORTALITY MEASUREMENT)  
(INFANT MORTALITY)

(INTERBIRTH INTERVAL)  
(METHODOLOGY)

## INTRODUCCION

Tradicionalmente, los demógrafos han trabajado sobre la base de datos censales, estadísticas vitales y encuestas elaboradas específicamente para servir sus fines. Por otra parte, los sistemas de información de los servicios de salud generan datos que no siempre satisfacen las exigencias de un análisis demográfico riguroso. En la mayoría de los casos los datos de las clínicas u hospitales sobre la fecundidad o mortalidad no pueden utilizarse para derivar, por ejemplo, las tasas de sobrevivencia por edad o tablas de vida completas, porque suele no haber información sobre el número de individuos expuestos al riesgo.

Sin embargo, los planificadores en salud y los encargados de programas específicos de salud necesitan una metodología que pueda utilizarse para aprovechar la información que pueda generarse en el curso de sus actividades. Este tipo de metodología debería dar origen a medidas con un significado "demográfico", o que puedan traducirse en él.

El método del hijo previo es una de aquellas técnicas que se hallan a medio camino entre la metodología demográfica y las necesidades prácticas de una comunidad de planificadores en salud pública interesados en aprovechar plenamente sus propios datos.

Pese a haberse ideado recientemente, el método del hijo previo se ha aplicado ya a escala mundial. Se ha utilizado, entre otros países, en Argentina (Irigoyen y Mychaszula, 1988; Somoza, 1988), Bolivia (Arretx, 1984; UNICEF y CELADE, 1985), Brasil (Ferreira y Ortiz, 1984; Ortiz, 1988), República Dominicana (CONAPOFA y CELADE, 1987; Rodríguez, 1988), Haití (Bicego y otros, 1989), Honduras (UNICEF y CELADE, 1985), Ivory Coast (Fargues, 1986), Jordania (David, 1988; Hill y David, 1989), Líbano (Fargues y Khalt, 1989), Mali (Hill y Macrae, 1985; Hill y otros, 1986; Macké, 1988, Hill y Aguirre, 1990), Paraguay (Hochztajn, 1983), Perú (Hill, Aguirre y Aguila, 1988; Aguirre y Hill, 1988) y las Islas Salomón (Macrae, 1979).

Elaborado en un comienzo por Brass, el método del hijo previo (MHP) es uno de los métodos indirectos de los cuales pueden obtenerse

estimaciones de mortalidad de la tabla de vida. Tal como en otras técnicas indirectas, la información para la aplicación del MHP puede recogerse mediante preguntas muy sencillas y a bajo costo. Para aplicar el MHP sólo basta preguntar si sobrevive o no el hijo previo. La proporción de hijos previos fallecidos da un índice de la mortalidad infantil temprana, que puede interpretarse en términos del análisis demográfico clásico. En el presente documento se analiza el significado de dicho índice así como las características y la naturaleza del MHP.

Una de las primeras preguntas es: ¿qué es lo que estima el MHP? Los capítulos I, II y III se ocupan de este tema. En el I se presenta una formulación matemática de qué es lo que estima el MHP. En el II se analizan los resultados de las simulaciones bajo ciertas condiciones impuestas a los patrones de fecundidad y mortalidad. En el capítulo III examinamos qué es lo que habría dado el MHP si las mujeres que contestaron a las historias de nacimientos de la Encuesta Mundial de Fecundidad hubieran sido entrevistadas al momento de cada alumbramiento. A fin de poseer un significado integral, un índice demográfico debe tener un período de referencia, de modo que la segunda pregunta que surge es: ¿cuál es el momento cronológico de las estimaciones del MHP? Este es el tema del capítulo IV.

## **I. ¿QUE ES LO QUE ESTIMA EL METODO DEL HIJO PREVIO?: FORMULACION MATEMATICA**

El método del hijo previo (MHP) consiste en preguntar a las mujeres próximas a dar a luz acerca de la sobrevivencia de sus hijos previos. La proporción de hijos previos fallecidos da un índice de la mortalidad infantil temprana  $\pi$ , que suele ser (pero no necesariamente) cercano a  $q(2)$  (ó  ${}_2q_0$ ), que es la probabilidad de morir entre el nacimiento y el segundo cumpleaños. No es necesario preguntar las fechas de nacimiento y de muerte del hijo previo, y ni siquiera la edad de la mujer como en la técnica clásica de Brass, en que el número de hijos nacidos e hijos sobrevivientes (o muertos) tiene que clasificarse conforme a la edad de la mujer o la duración del matrimonio.

¿Por qué  $\pi$  es aproximadamente  $q(2)$ ? Esto no resulta muy obvio porque las madres pueden ser de cualquier edad y los intervalos intergenésicos adolecen de grandes variaciones. Macrae (1979)

observó, en su aplicación pionera a la información recogida conforme al sistema de notificación de los nacimientos en las Islas Salomón, un intervalo intergenésico típico de 30 meses. Brass y Macrae (1985) han señalado que la duración de los intervalos intergenésicos en muchas poblaciones que no usan métodos anticonceptivos es de unos 2 1/2 años. Las poblaciones en que la prevalencia del uso de anticonceptivos es modesta o intermedia, especialmente aquellas en que la prevalencia se ha elevado últimamente, muestran también intervalos intergenésicos cercanos a este valor promedio. A menudo, el uso de la anticoncepción va acompañado de cambios de otros componentes de la fecundidad. Cambios tales como el acortamiento del período de amamantamiento pueden afectar la fecundidad en el sentido opuesto y disminuir o incluso contrarrestar el efecto de la anticoncepción en el resultado final de la fecundidad. En especial, hay una asociación entre el aumento de la prevalencia y el paso a métodos más efectivos, por una parte, y el acortamiento, supresión y/o complementación de la lactancia, por otra, que tienen efectos claramente compensadores.

Brass y Macrae han explicado el hecho que  $\pi$  sea una estimación de la mortalidad entre el nacimiento y una edad menor que el intervalo intergenésico  $I^*$ :

“Como ninguno de los nacimientos precedentes ha ocurrido en los últimos nueve meses y pocos en el transcurso de un año, los riesgos de elevada mortalidad de los comienzos de la vida han sido experimentados por todos. En consecuencia, los intervalos variables se dan dentro de un rango en que las tasas de variación en la proporción de fallecidos son pequeñas comparadas con el nivel de mortalidad. Por ende, las diferentes distribuciones de los intervalos intergenésicos tendrán efectos modestos sobre la sobrevivencia de los hijos. La proporción de nacidos previos que han fallecido,  $\pi$ , será un índice consistente de mortalidad infantil en las poblaciones. En una primera aproximación bruta, este número podría asociarse a  $q(I)$ , es decir la probabilidad de morir a una edad igual al intervalo intergenésico medio,  $I$ . Sin embargo, las tasas de mortalidad disminuyen con lentitud creciente con la edad entre el segundo y el quinto año de vida, que es el período crítico. Esto tiene el efecto de hacer las proporciones de fallecidos igual a  $q(I^*)$ , en que  $I^*$  es algo menor que  $I$ . Como las distribuciones del intervalo intergenésico y los tipos de mortalidad son bastante similares en poblaciones diferentes, es posible deducir que si  $I^* = \gamma I$  en que  $\gamma$  es una fracción constante, tendremos una relación exacta de  $q$  con las proporciones de fallecidos”. (Brass y Macrae 1985a, p. 79).

He aquí una prueba más formal de que  $I^* < I$ ,  
 siendo  $\pi = q(I^*)$ . (1.1)

$\pi$  es la integral del producto de dos funciones:  
 $b(x)$ : la distribución del intervalo intergenésico  
 $q(x)$ : la probabilidad de morir a la edad  $x$

$$\Pi = \int_0^{\infty} b(x)q(x) \delta x \quad (1.2)$$

Debido a la convexidad de la función  $l_x$  al comienzo de la tabla de vida,  $I^*$  debe ser menor que  $I$ .

Si  $l_x$  fuera lineal:

$$l_x = 1 - \frac{x}{\omega}$$

en que  $\omega$  es el límite superior de la duración de la vida. Entonces

$$\begin{aligned} \Pi &= \int_0^{\infty} b(x)q(x) \delta x = \int_0^{\omega} b(x) \frac{x}{\omega} \delta x \\ &= \frac{1}{\omega} \int_0^{\omega} x \cdot b(x) \delta x = \frac{I}{\omega} = q(I) \end{aligned}$$

No resulta correcto suponer la linealidad de la función  $l_x$  durante los primeros 5 años de vida. Si se admite que  $l_x$  es cualquier función, su complemento  $q(x)$  puede expandirse para los valores en torno a  $I$  mediante la serie de Taylor:

$$q(x) = \sum_{j=0}^{\infty} \frac{1}{j!} (x-I)^j q^{(j)}(I) \quad (1.3)$$

$$= q(I) + (x-I)q'(I) + 1/2 (x-I)^2 q''(I) + \dots$$

tomando sólo los tres primeros elementos de la serie y sustituyendo en (1.2):

$$\begin{aligned}
 \Pi & \approx \int_0^{\infty} b(x) \cdot q(I) \delta x + \int_0^{\infty} b(x) \cdot (x-I)q'(I) \delta x \\
 & \quad + \int_0^{\infty} b(x) \cdot 1/2 (x-I)^2q''(I) \delta x \\
 & = q(I) \int_0^{\infty} b(x) \delta x + q'(I) \left[ \int_0^{\infty} x b(x) \delta x - I \int_0^{\infty} b(x) \delta x \right] \\
 & \quad + 1/2 q''(I) \int_0^{\infty} (x-I)^2 b(x) \delta x \\
 & = q(I) + 1/2 V \cdot q''(I) \tag{1.4}
 \end{aligned}$$

en que  $V$  es la varianza de la distribución del intervalo intergenésico  $b(x)$ .

Este resultado establece la relación entre  $I^*$  e  $I$  dependiendo de la convexidad de  $q(x)$  en torno a  $I$ . Hay tres posibilidades:

1. Si  $q(x)$  es convexa en torno a  $I$ , entonces  $q''(I) > 0$  y como siempre  $V > 0$

$$\Pi > q(I) \Rightarrow I^* > I$$

2. Si  $q''(I) = 0$ , no hay convexidad e  $I^* = I$ . En este grupo se incluye el caso en que  $l_x$  es una línea recta.

3. Por último, si  $q(x)$  es cóncava:

$$q''(I) < 0 \Rightarrow \Pi < q(I) \Rightarrow I^* < I.$$

Esto parece ocurrir siempre en la realidad, puesto que  $l_x$  es convexa (y en consecuencia su complemento  $q(x)$  cóncava) antes de los 5 años de edad en cualquier población humana. ¿Cuánto menor es  $I^*$  comparada con el intervalo intergenésico medio  $I$ ?

Tomemos sólo dos elementos de la expansión de  $q(x)$  en torno a  $I$  (de (1.3)), en que  $x = I^*$ :

$$q(I^*) \approx q(I) + (I^* - I) \cdot q'(I)$$

de (1.1) y (1.4):

$$q(I) + (I^* - I) \cdot q'(I) \approx q(I) + 1/2 V \cdot q''(I)$$

⇒

$$I^* \approx I + 1/2 V \frac{q''(I)}{q'(I)} \quad (1.5)$$

Puesto que  $q(x)$  es una función monotónicamente ascendente,  $q'(x) > 0 \forall x$ , y con  $V > 0$  y  $q''(I) < 0$ , todo esto es consistente con la proposición de que  $I^* < I$ .

Para calcular la magnitud probable de  $I^*$  en relación con  $I$ , se utiliza una expresión analítica para la función  $l_x$  en la niñez:

$$l_x = (1 + \lambda x)^{-k}$$

que describe adecuadamente la mortalidad a comienzos de la vida (Brass, 1986). Se calcularon los parámetros  $\lambda$  y  $k$  para once tipos de mortalidad (a nivel de esperanza de vida al nacer en torno a 40 años) utilizando los valores de  $l_1$  y  $l_3$ . Los parámetros figuran en el cuadro 1.

Las dos primeras derivadas de  $q(x)$  son, respectivamente:

$$q'(x) = \lambda \cdot k (1 + \lambda x)^{-(k+1)}$$

y

$$q''(x) = -\lambda^2 \cdot k(k+1) (1 + \lambda x)^{-(k+2)}$$

Sustituyendo  $q'(x)$  y  $q''(x)$  en (1.5):

$$I^* \approx I - 1/2 \frac{(k+1)\lambda V}{1 + \lambda I}$$



Cuadro 1

PARAMETROS  $\lambda$  Y  $k$  SEGUN TABLA MODELO DE VIDA

Tipos de mortalidad		$\lambda$	$k$
Brass:	Estándar general	7 824	0.0747
	Estándar africano	3 131	0.0900
Coale-Demeny:	Norte	5 883	0.0786
	Sur	3 373	0.1171
	Este	28 778	0.0647
	Oeste	11 209	0.0693
Naciones Unidas:	Latinoamericano	4 700	0.0862
	Chileno	65 753	0.0439
	Asiático meridional	4 324	0.1056
	Del Lejano oriente	13 723	0.0432
	General	7 997	0.0656

Como  $k$  es pequeño comparado con 1 y  $\lambda I$  es grande comparado con 1 (véase el cuadro 1), se puede obtener una aproximación gruesa por medio de:

$$I^* \approx I - 1/2 \frac{V}{I} \quad (2)$$

El efecto de dividir  $V$  por  $I$  en vez de multiplicar por

$$\frac{(k+1) \lambda}{1 + \lambda I}$$

es escaso.<sup>1</sup> En el cuadro 2 se presentan los cálculos que muestran la magnitud del efecto para las once tablas modelo de vida.

Las discrepancias máximas son +5.0 por ciento y +3.8 por ciento para el modelo oriental Coale-Demeny y el modelo chileno de las Naciones Unidas, respectivamente, y -3.3 por ciento para el estándar africano de Brass.

<sup>1</sup>Incluso con valores extremos de  $\lambda$  y  $k$ , con  $I = 2.5$ ,  
 $\frac{(k+1)\lambda V}{1 + \lambda I}$  difiere menos de 10 por ciento de  $\frac{V}{I}$ .

Cuadro 2

**DISCREPANCIAS RELATIVAS DE LOS MULTIPLICADORES  
EN LA ECUACION 2**

Modelo	$(k+1)\lambda I$
	$1 + \lambda I$
Brass:	
Estándar general	1.023
Estándar africano	0.967
Coale-Demeny:	
Norte	1.010
Sur	0.999
Este	1.050
Oeste	1.032
Naciones Unidas:	
Latinoamericano	1.001
Chileno	1.038
Asiático meridional	1.012
Del Lejano oriente	1.013
General	1.015

Esto sugiere que  $I^*$  depende poco del tipo exacto de mortalidad. Los cálculos de  $V$ , o sea, la varianza de las distribuciones del intervalo intergenésico provenientes de las historias de nacimientos de la EMF de nueve países seleccionados (véase el capítulo III), oscilan entre 1.5 y 2.6 años, es decir, cifras cercanas a los valores del intervalo intergenésico medio  $I$ . Para los fines exploratorios actuales puede plantearse además otro supuesto. Si  $V = I = 2.5$  años, entonces  $I^* = 2.5 - 1/2 = 2$  años. Por lo tanto, como una aproximación global puede estimarse que  $I^* = 0.8I$ .

**II. ¿QUE ES LO QUE ESTIMA EL METODO  
DEL HIJO PREVIO? MODELOS  
DEMOGRAFICOS**

En el primer capítulo se demostró formalmente que el índice de mortalidad infantil temprana (IMIT) que da el método del hijo previo es equivalente a  $q(I^*)$ , en que  $I^*$  es de alrededor de  $0.8I$ , y también que  $I^*$  puede ser cercana a dos años. En vez de emplear funciones analíticas

y un enfoque más formal, en esta sección estimaremos qué es lo que daría el MHP en una población hipotética bajo un conjunto de diferentes distribuciones del intervalo intergenésico y con diversos tipos de mortalidad infantil.

Recurriremos a las mismas distribuciones del intervalo intergenésico utilizadas por Brass y Macrae (1985). Estas se derivaron de la EMF realizada en Colombia, el registro de nacimientos ocurridos en Italia en 1978 y en los Estados Unidos en 1977, y los modelos matemáticos ideados por Brass y Farahani para adaptar las estadísticas de nacimientos de Inglaterra y Gales (véase el cuadro 3). Las tablas modelo de vida comprenden el estándar general y el estándar africano de Brass utilizado en el sistema logito de tabla de vida (Brass, 1971), las cuatro regiones de las tablas de vida de Princeton (Coale y Demeny, 1966), así como los cinco tipos diferentes provenientes del nuevo sistema de las Naciones Unidas (Naciones Unidas, 1982). En las simulaciones que siguen se utilizó el sistema logito con  $\alpha = 0$  y  $\beta = 1.0$  tanto con los estándares general como africano. Para obtener niveles similares de mortalidad, las otras tablas modelo de vida fueron aquellas con esperanza de vida al nacer en torno a 40 años.

Dentro de las distribuciones del intervalo intergenésico empleadas por Brass y Macrae, algunas provienen de poblaciones con baja fecundidad y, por tanto, con intervalos intergenésicos más prolongados. El MHP no se aplicará a poblaciones de esta índole puesto que, en general, los intervalos intergenésicos prolongados y la baja fecundidad están vinculados a una buena estadística vital. Los modelos C y D pertenecen claramente a este grupo, con intervalos intergenésicos medios de 3.83 y 3.79 años, respectivamente. El modelo F con una media de 3.42 años tampoco resulta característico de una población del mundo en desarrollo. En el otro extremo, el modelo construido a partir de datos colombianos (A) posee un intervalo intergenésico medio más breve que en la mayoría de los países del Tercer Mundo: 2.24 años, aunque medias de esa magnitud pueden encontrarse en algunos países en desarrollo (véase el capítulo siguiente), especialmente en el mundo árabe. Por tanto, este modelo, y en mayor medida los modelos B y E, parecen ser más representativos de las situaciones que surgirán en las aplicaciones reales del MHP. Sin embargo, para nuestros fines exploratorios es conveniente abarcar una amplia gama de condiciones de fecundidad, incluso más allá de aquellas previstas en la práctica.

Cuadro 3

**DISTRIBUCIONES MODELO DE LOS INTERVALOS  
ENTRE NACIDOS VIVOS**

*(Por mil)*

Intervalo en años	A	B	C	D	E	F
<1	60	15	16	16	80	60
1-	503	391	242	236	380	320
2-	243	300	225	235	260	210
3-	126	134	160	163	120	130
4-	30	72	115	109	60	90
5-	16	35	75	75	40	65
6-	12	25	57	52	20	35
7-	8	15	38	37	11	22
8-	2	6	23	28	8	17
9-		4	17	22	6	12
10-		2	10	15	5	10
11-		1	8	9	3	8
12-			6	3	2	7
13-			4		2	6
14-			2		1	4
15-			1		1	2
16-			1		1	1
17-						1
I Medio	2.24	2.73	3.83	3.79	2.72	3.40

A. Construido a partir del análisis de las tablas de vida de los intervalos intergenésicos que figuran en la Encuesta Mundial de Fecundidad de Colombia.

B y C. A partir de la duración hasta el último nacimiento declarado en los registros de nacimientos de Italia en 1978, con interpolación para las duraciones mayores; C - todos los nacimientos, B - número elevado de nacimientos.

D. A partir de la duración hasta el último nacimiento declarado en los registros de nacimientos de Estados Unidos en 1977, con interpolación para duraciones superiores a seis años.

E y F. Modelos matemáticos ideados por Brass y Farahani para adaptar las estadísticas de nacimientos según orden y duración de los matrimonios de Inglaterra y Gales.

En cuanto a las tablas modelo de vida, el conjunto Coale-Demeny comprende principalmente la experiencia de los países desarrollados. Se podría sostener que no representan la mortalidad de los países en desarrollo. En cambio, las tablas modelo de vida de las Naciones Unidas toman en cuenta la experiencia de estas poblaciones. Los estándares africano y general del sistema logito complementan una colección de tipos que abarcan la mayoría de las posibilidades.

En esta sección, el índice de mortalidad infantil temprana  $\pi$  se compara con la probabilidad de morir a los dos años ( ${}_2q_0$ ) y la probabilidad de morir entre el nacimiento y 0.8 veces el intervalo intergenésico medio  $q(0.8I)$ . Se establecen 66 comparaciones en total mediante la combinación de seis distribuciones del intervalo intergenésico con las once tablas modelo de vida. El cuadro 4 muestra para cada tabla modelo de vida y para cada distribución del intervalo intergenésico, el intervalo intergenésico medio  $I$ ,  $4/5$  de él ( $0.8I$ ), el IMIT ( $\pi$ ), la probabilidad de morir a la edad  $0.8I$ , y las diferencias absoluta y relativa en relación con  $\pi$ . Además, en las últimas dos columnas presenta:  $I^*$ , la edad en que  $\pi = q(I^*)$ , y la proporción  $V = I^*/I$ .

El primer resultado que puede observarse en el cuadro es que para los 11 tipos de mortalidad, mientras más prolongado es el intervalo intergenésico medio, mayor es el  $\pi$ . Si el período de exposición de cada hijo es el intervalo entre su nacimiento y el nacimiento del próximo hermano, es lógico que el IMIT estimado sea mayor con intervalos intergenésicos más prolongados. Así, el  $\pi$  es (de mayor a menor) aquel derivado de las distribuciones del intervalo intergenésico C, D, F, B, E y A. El intervalo intergenésico medio es superior a 30 meses y  $\pi$  es mayor que  $q(2)$  para todos los modelos, excepto el modelo A. En cambio, con la distribución del intervalo intergenésico A viene asociado  $I < 2.5$  años y  $\pi < q(2)$ . Este resultado indica que independientemente del tipo de mortalidad, el IMIT depende en gran medida de la distribución del intervalo intergenésico. Por lo tanto, la coincidencia entre  $\pi$  y  $q(2)$  está determinada por cuánto se aproxima  $I$  a los 2.5 años. Por ejemplo, con los modelos C y D  $\pi$  es a veces más de 20 por 1 000 mayor que  $q(2)$ . Por ende, mientras  $I$  no difiera demasiado de los 2.5 años,  $\pi$  no distará mucho de  $q(2)$ . En síntesis,  $\pi$  está más vinculado en  $q(0.8I)$  o, en términos más generales, con  $q(V I)$  que con  $q(2)$ .

Cuadro 4  
ESTIMACIONES DE I, 0.8I Y  $\pi$

Fecun- didad modelo	I	0.8I	$\pi$	q(.8I)	$\pi$ -q(.8I)	$\frac{\pi-q(.8I)}{\pi}$	$I^*$	$\tau$
<b>Brass: modelo estándar general</b>								
A	2.241	1.793	0.1886	0.1832	0.0054	0.029	1.971	0.879
B	2.733	2.187	0.1973	0.1945	0.0028	0.014	2.296	0.840
C	3.831	3.065	0.2092	0.2136	-0.0044	-0.021	2.835	0.740
D	3.792	3.034	0.2092	0.2130	-0.0038	-0.018	2.834	0.747
E	2.733	2.186	0.1943	0.1945	-0.0002	-0.001	2.180	0.798
F	3.422	2.738	0.2017	0.2072	-0.0055	-0.027	2.484	0.726
q(2)=0.1930								
<b>Brass: modelo estándar africano</b>								
A	2.241	1.793	0.1629	0.1563	0.0066	0.040	1.985	0.886
B	2.733	2.187	0.1732	0.1692	0.0040	0.023	2.326	0.851
C	3.831	3.065	0.1884	0.1913	-0.0029	-0.015	2.934	0.766
D	3.792	3.034	0.1884	0.1906	-0.0022	-0.012	2.933	0.774
E	2.733	2.186	0.1701	0.1691	0.0009	0.005	2.218	0.811
F	3.422	2.738	0.1795	0.1839	-0.0044	-0.024	2.561	0.748
q(2)=0.1665								
<b>Coale-Demeny: modelo norte</b>								
A	2.241	1.793	0.1804	0.1750	0.0054	0.030	1.964	0.876
B	2.733	2.187	0.1910	0.1868	0.0042	0.022	2.346	0.858
C	3.831	3.065	0.2077	0.2068	0.0009	0.004	3.113	0.812
D	3.792	3.034	0.2076	0.2062	0.0014	0.007	3.106	0.819
E	2.733	2.186	0.1883	0.1868	0.0015	0.008	2.241	0.820
F	3.422	2.738	0.1985	0.2001	-0.0016	-0.008	2.665	0.779
q(2)=0.1810								
<b>Coale-Demeny: modelo sur</b>								
A	2.241	1.793	0.2119	0.2043	0.0076	0.036	1.970	0.879
B	2.733	2.187	0.2237	0.2203	0.0034	0.015	2.281	0.834
C	3.831	3.065	0.2392	0.2474	-0.0082	-0.034	2.766	0.722
D	3.792	3.034	0.2392	0.2466	-0.0074	-0.031	2.767	0.730
E	2.733	2.186	0.2194	0.2203	-0.0008	-0.004	2.164	0.792
F	3.422	2.738	0.2290	0.2383	-0.0093	-0.041	2.439	0.713
q(2)=0.2182								

Cuadro 4 (continuación 1)

Fecun- didad modelo	I	0.8I	$\pi$	q(.8I)	$\pi-q(.8I)$	$\frac{\pi-q(.8I)}{\pi}$	I*	$\tau$
<b>Coale-Demeny: modelo este</b>								
A	2.241	1.793	0.2308	0.2260	0.0048	0.021	1.976	0.882
B	2.733	2.187	0.2384	0.2357	0.0027	0.011	2.313	0.846
C	3.831	3.065	0.2491	0.2520	-0.0029	-0.012	2.886	0.753
D	3.792	3.034	0.2491	0.2515	-0.0024	-0.010	2.884	0.761
E	2.733	2.186	0.2359	0.2357	0.0002	0.001	2.195	0.803
F	3.422	2.738	0.2425	0.2466	-0.0041	-0.017	2.517	0.735
q(2)=0.2350								
<b>Coale-Demeny: modelo oeste</b>								
A	2.241	1.793	0.1957	0.1905	0.0053	0.027	1.978	0.883
B	2.733	2.187	0.2041	0.2011	0.0031	0.015	2.317	0.848
C	3.831	3.065	0.2161	0.2189	-0.0029	-0.013	2.902	0.758
D	3.792	3.034	0.2160	0.2184	-0.0024	-0.011	2.899	0.764
E	2.733	2.186	0.2014	0.2011	0.0004	0.002	2.201	0.805
F	3.422	2.738	0.2088	0.2130	-0.0042	-0.020	2.530	0.739
q(2)=0.1998								
<b>Naciones Unidas: modelo latinoamericano</b>								
A	2.241	1.793	0.1817	0.1759	0.0058	0.032	1.963	0.876
B	2.733	2.187	0.1919	0.1886	0.0033	0.017	2.303	0.842
C	3.831	3.065	0.2065	0.2161	-0.0036	-0.017	2.897	0.756
D	3.792	3.034	0.2064	0.2094	-0.0030	-0.014	2.895	0.763
E	2.733	2.186	0.1886	0.1885	0.0001	0.001	2.190	0.801
F	3.422	2.738	0.1977	0.2029	-0.0052	-0.026	2.522	0.737
q(2)=0.1845								
<b>Naciones Unidas: modelo chileno</b>								
A	2.241	1.793	0.1924	0.1894	0.0030	0.016	1.952	0.871
B	2.733	2.187	0.1980	0.1963	0.0017	0.008	2.293	0.839
C	3.831	3.065	0.2061	0.2081	-0.0020	-0.010	2.890	0.754
D	3.792	3.034	0.2060	0.2078	-0.0017	-0.008	2.886	0.761
E	2.733	2.186	0.1962	0.1963	-0.0001	-0.001	2.179	0.797
F	3.422	2.738	0.2012	0.2042	-0.0030	-0.015	2.514	0.735
q(2)=0.1944								

Cuadro 4 (conclusión)

Fecun- didad modelo	I	0.8I	$\pi$	q(.8I)	$\pi-q(.8I)$	$\frac{\pi-q(.8I)}{\pi}$	I*	$\tau$
<b>Naciones Unidas: modelo del Asia meridional</b>								
A	2.241	1.793	0.2114	0.2047	0.0067	0.032	1.961	0.875
B	2.733	2.187	0.2229	0.2195	0.0034	0.015	2.289	0.837
C	3.831	3.065	0.2387	0.2446	-0.0059	-0.025	2.832	0.739
D	3.792	3.034	0.2387	0.2438	-0.0051	-0.021	2.832	0.747
E	2.733	2.186	0.2190	0.2195	-0.0005	-0.002	2.172	0.795
F	3.422	2.738	0.2288	0.2362	-0.0075	-0.033	2.476	0.724
	q(2)=0.2157							
<b>Naciones Unidas: modelo del Lejano oriente</b>								
A	2.241	1.793	0.1339	0.1308	0.0032	0.024	1.958	0.874
B	2.733	2.187	0.1400	0.1379	0.0020	0.014	2.313	0.846
C	3.831	3.065	0.1490	0.1501	-0.0011	-0.007	2.975	0.776
D	3.792	3.034	0.1489	0.1497	-0.0008	-0.005	2.968	0.783
E	2.733	2.186	0.1382	0.1379	0.0003	0.002	2.205	0.807
F	3.422	2.738	0.1438	0.1460	-0.0022	0.015	2.576	0.753
	q(2)=0.1353							
<b>Naciones Unidas: modelo general</b>								
A	2.241	1.793	0.1686	0.1640	0.0045	0.027	1.958	0.874
B	2.733	2.187	0.1770	0.1742	0.0027	0.015	2.306	0.844
C	3.831	3.065	0.1893	0.1915	-0.0022	-0.012	2.933	0.766
D	3.792	3.034	0.1892	0.1910	-0.0018	-0.009	2.930	0.773
E	2.733	2.186	0.1744	0.1742	0.0002	0.001	2.195	0.803
F	3.422	2.738	0.1820	0.1857	-0.0037	-0.020	2.546	0.744
	q(2)=0.1707							

E es la distribución del intervalo intergenésico que, combinada con los once tipos de mortalidad, produce los  $\pi$  que son los más cercanos a q(2). En efecto, esto ocurre cuando se la combina con los estándares general y africano, los modelos sur, este y oeste de las tablas Coale-Demeny, así como con los modelos chileno y del Asia meridional de las Naciones Unidas. La distribución A combinada con el resto de los tipos de mortalidad produce los  $\pi$  más cercanos a q(2).



Cada distribución del intervalo intergenésico tiene su propia media, de modo que hay 6 valores de  $0.8I$  y, en consecuencia, 6 valores diferentes de  $q(0.8I)$  para comparar con  $\pi$ . Como los valores de  $0.8I$  no son números enteros, fue necesario interpolar los valores de  $q(0.8I)$ . Para la interpolación se utilizó nuevamente la expresión:

$$l_x = (1 + \lambda x)^{-k}$$

Admitida esta variación conforme a la distribución del intervalo intergenésico, puede observarse que la diferencia absoluta entre  $\pi$  y  $q(0.8I)$  es siempre menor que 10 por 1 000, comparada con algunas de las diferencias de más de 20 por 1 000 entre  $\pi$  y  $q(2)$ , especialmente con las distribuciones C y D.

Es posible advertir ciertas diferencias comunes entre  $\pi$  y  $q(0.8I)$ ; estas regularidades son válidas en general para los 11 tipos de mortalidad utilizados. Para las distribuciones A y B,  $\pi$  es siempre mayor que  $q(0.8I)$ . Lo contrario ocurre con la distribución F, es decir,  $\pi < q(0.8I)$ ; y con las distribuciones C y D, en 10 de los 11 tipos de mortalidad (la excepción se da en la región norte de las tablas Coale-Demeny).

Con el modelo E,  $\pi$  se aproxima más a  $q(0.8I)$ . A veces  $\pi$  es mayor y a veces menor que  $q(0.8I)$ , pero las diferencias absolutas son inferiores al 1 por 1 000, con la excepción, nuevamente, del modelo norte, aunque con una diferencia despreciable de 1 1/2 por 1 000. Cabe recordar de paso que al comparar  $\pi$  y  $q(2)$ , E fue la distribución que dio el mayor número de casos de discrepancias mínimas entre los 11 tipos de mortalidad.

Las diferencias relativas entre  $\pi$  y  $q(0.8I)$  son escasas. El máximo es de 4 por ciento. Nuevamente, con el modelo E las discrepancias mínimas se hallan en la combinación con 10 de los 11 tipos de mortalidad. Con este modelo las diferencias relativas son siempre inferiores a 1 por ciento.

Hasta ahora, el valor de  $\pi$  y su relación con  $q(2)$  y  $q(0.8I)$  depende en mayor medida de la distribución del intervalo intergenésico que del tipo de mortalidad. Independientemente de los tipos de fecundidad y mortalidad, en general, el ajuste con  $q(0.8I)$  es mejor que con  $q(2)$ . El método del hijo previo da una probabilidad de morir  $q(I^*)$ , en que se espera que  $I^*$  sea menor que el intervalo intergenésico medio  $I$ . Otra manera de ver qué es lo que estima el MHP es hallar un valor de  $I^*$  tal que  $\pi = q(I^*)$ . Para este fin, se volvió a considerar la relación  $l_x = (1 + \lambda x)^{-k}$ . Por lo tanto  $I^*$  se calculó como sigue:

$$I^* = \frac{(1-\pi)^{-1/k} - 1}{\lambda}$$

Los resultados confirman que lo que estima el MHP es algo que depende más de la distribución del intervalo intergenésico que del tipo de mortalidad. Cuando la primera distribución se combina con los 11 tipos de mortalidad, lo que se estima es  $q(I^*)$ , en que  $I^*$  es inferior a dos años.  $I^*$  es mayor de dos años con todas las demás distribuciones del intervalo intergenésico. Perfectamente consistente con la comparación de  $\pi$  y  $q(2)$ , cabe observar que mientras más prolongado es el intervalo intergenésico medio, mayor es  $I^*$ . Así, para cada uno de los 11 tipos de mortalidad las  $I^*$  producidas son (de la mayor a la menor) aquellas dadas por las distribuciones de la fecundidad C, D, F, B, E, y A.

Al comparar las  $I^*$  derivadas de cada distribución de intervalo, se aprecia que aunque haya algunas diferencias entre los valores de los  $\pi$  emanados de los 11 tipos de mortalidad, éstos son equivalentes a una  $q(I^*)$  de la tabla de mortalidad considerada y las  $I^*$  no difieren gran cosa dentro de la misma distribución. Así, por ejemplo, con la distribución del intervalo intergenésico A hay una diferencia máxima entre los  $\pi$  obtenidos con el modelo del Lejano Oriente (133.9 por 1 000) y el de la región este de las tablas de vida de Princeton (230.8 por 1 000): una diferencia de casi 100 por 1 000. Sin embargo, la primera estima la probabilidad de morir entre el nacimiento y 1.96 años, en tanto que  $I^*$  es de 1.98. La diferencia entre las  $I^*$  es sólo de 1/5 de mes, pese a la gran divergencia de los  $\pi$ . Cabe observar que la diferencia máxima entre las  $I^*$  no ocurre en este ejemplo sino entre el estándar africano (1.98) y el modelo chileno (1.95): una diferencia de 0.03 años, es decir, 0.4 meses.

Para el resto de las distribuciones del intervalo intergenésico, las discrepancias máximas de las  $I^*$  ocurren entre las regiones norte y sur de las tablas de vida de Coale-Demeny. Mientras más largos los intervalos intergenésicos, mayores son las diferencias. No obstante, las mayores discrepancias son de sólo cuatro meses con las distribuciones C y D. Se reitera que éstas son distribuciones atípicas de las poblaciones en que puede utilizarse el MHP.

Conforme a esta simulación, en dos casos extremos  $I^*$  es mayor a 3 años. Estos se dan con las distribuciones del intervalo intergenésico C y D en el régimen de mortalidad norte. En el otro extremo está la combinación de la distribución A y el modelo chileno que da una  $\pi$  equivalente a  $q(1.95)$ .

Entre las distribuciones del intervalo intergenésico que dan  $I^* > 2$ , la distribución E es una de las que da las  $I^*$  más cercanas. Sin embargo, las  $I^*$  derivadas conforme a la distribución A son las más próximas a los dos años. No obstante, son más los casos con E que con A en que  $\pi$  es más cercano a  $q(2)$ . Por ejemplo, conforme al tipo de mortalidad de las Naciones Unidas para Asia sudoriental, las  $I^*$  son 1.96 y 2.17 para las distribuciones A y E, respectivamente. Lo paradójico es que  $q(2) = 0.216$  está más cercana a  $\pi = 0.219$  (E) que a  $\pi = 0.211$  (A). Esta situación aparentemente contradictoria obedece a la convexidad peculiar de la función  $l_x$  que se aplanan en cuanto comienza la vida. Esta circunstancia alivia la inquietud que podría surgir de estar estimando algo parecido a  $q(3)$  en vez de  $q(2)$ , como a veces ocurre realmente. En todo caso, la diferencia entre  $q(2)$  y  $q(I^*)$  no es muy importante. Esta es una de las razones que avalan la solidez del MHP.

Por último, la proporción  $V = I^*/I$  gira en torno a 0.8 y muestra bastante regularidad según la distribución del intervalo intergenésico. La proporción es más de 0.8 para las distribuciones A y B y menos de 0.8 para la distribución F, combinadas con los 11 tipos de mortalidad. Salvo para el modelo norte, V es también inferior a 0.8 para las distribuciones del intervalo intergenésico C y D. La distribución E es la que da las proporciones más cercanas a 0.8. Cabe observar, asimismo, que mientras más prolongado sea el intervalo intergenésico medio, menor será la  $\gamma$ , aunque ello depende específicamente de la distribución del intervalo intergenésico. Esto explica que la distribución F sea la excepción a la regla.

Las conclusiones que pueden extraerse del análisis precedente son:

1.  $\pi$  está más vinculado a  $q(V I)$  que a  $q(2)$ .
2. La proximidad de  $\pi$  a  $q(2)$  está determinada por la proximidad del intervalo intergenésico medio a los dos años y medio.
3. Lo que estima el MHP depende básicamente de la distribución del intervalo intergenésico.
4. Incluso si  $I^*$  está relativamente distante de los dos años, no se espera que  $\pi$  se aleje demasiado de  $q(2)$ . Esta conclusión se afianza cuando  $I^* > 2$ .
5. En suma, la proposición  $V = 0.8$  es válida como aproximación general.

Aunque las seis distribuciones del intervalo intergenésico que aquí se emplean no abarcan todas las combinaciones posibles de las distribuciones del intervalo intergenésico y las tablas de vida, el análisis describe cómo se comporta el índice de mortalidad infantil temprana bajo diversos tipos de mortalidad y fecundidad. Con la distribución del intervalo intergenésico E, calzan mejor los postulados  $\pi = q(2)$  o  $\pi = q(0.8I)$ . Pero no todas las distribuciones son parecidas a E. No obstante, puede apreciarse la solidez del MHP si pensamos que sus estimaciones pueden considerarse de dos formas: cuantitativa y cualitativa.

Cuantitativamente,  $\pi$  depende más del nivel y el tipo de mortalidad. Por ejemplo, si el patrón de mortalidad de una población es similar al modelo este de las tablas de vida de Princeton (con esperanza de vida al nacer = 40 años),  $\pi$  se sitúa entre 231 y 249 por mil. Con el modelo para el Lejano Oriente (también con esperanza de vida al nacer = 40 años), el IMIT se sitúa entre 134 y 149 por mil. Estos son los casos extremos. Nótese que la diferencia en el IMIT es de alrededor de 100 por 1 000 entre los dos tipos de mortalidad. Sin embargo, dentro del mismo patrón de mortalidad, la discrepancia que surge al seleccionar una u otra distribución del intervalo intergenésico es como máximo de 18 por 1 000. Cualitativamente, estamos evaluando el valor de  $I^*$ , es decir, cuán próximo está  $\pi$  de  $q(2)$  o de  $q(0.8I)$ .

Gran parte de este artículo se ha destinado al análisis cualitativo de  $\pi$ . Una de las conclusiones desde el punto de vista cualitativo es que  $\pi$  depende esencialmente de la distribución del intervalo intergenésico.

Estas dos propiedades sugieren que con el MHP se estima, por una parte, un IMIT que refleja el nivel de mortalidad, independientemente de la distribución del intervalo intergenésico. Por otro lado,  $I^*$  no va a presentar grandes variaciones dentro de una determinada distribución del intervalo intergenésico, independientemente del tipo de mortalidad. En otras palabras, al aplicar el MHP se obtienen niveles de mortalidad dados por un índice  $\pi$  equivalente a  $q(I^*)$ , en que no se espera que  $I^*$  varíe a menos que ocurran cambios extraordinarios en la distribución del intervalo intergenésico. Además, se ha demostrado que  $I^*$  se sitúa en torno de 0.8I, y en la eventualidad de que  $I^*$  se halle relativamente alejada de los dos años, no se prevé que el propio índice se halle muy distante de  $q(2)$ .

Todo esto indica que si el MHP se aplica para monitorear las tendencias de la mortalidad, se estará estimando la mortalidad infantil temprana con bastante exactitud. El índice será bastante consistente (no se prevé que  $I^*$  varíe), y el IMIT no distará mucho de  $q(2)$ .

### III. ¿QUE ES LO QUE ESTIMA EL METODO DEL HIJO PREVIO? EVIDENCIA EMPIRICA

En los capítulos precedentes se ha examinado qué es lo que estima el MHP en condiciones de "laboratorio". En esta sección presentamos índices de mortalidad infantil temprana calculados a partir de poblaciones reales. Se utilizan las historias de nacimientos de algunas de las encuestas de la EMF para simular lo que las mujeres habrían contestado si se les hubiera planteado la pregunta sobre la sobrevivencia de cada hijo (salvo el último) al momento de nacer cada hijo subsiguiente.

La información sobre la mortalidad de los nacidos vivos en las historias de nacimientos de la EMF se recopiló de diversas maneras. Para los hijos que habían fallecido, se pidió a la encuestada que diera la edad al morir o la fecha del deceso. En los países en que se preguntaba la edad, el entrevistador tenía que obtener la edad en años completos y meses completos, pero hubo algunas excepciones en que sólo se preguntó la edad al morir en años completos (Rutstein, 1984). Como se verá más adelante, este enfoque no puede evitar la preferencia por las edades en años exactos o, en menor medida, por las edades en meses que son múltiplos de seis. Incluso cuando se preguntó el año y el mes calendario del fallecimiento, se advertía la preferencia por declarar la edad al morir en años completos o semestres (por ejemplo en Bangladesh).

Para el análisis que nos ocupa, fue necesario contar con las edades al morir en años y meses a fin de saber con exactitud si al momento del parto, el hijo previo estaba vivo o no. En algunos países, las edades al morir se codificaron en grupos pese a haberse recopilado en años y meses. Estos países no pudieron incluirse en el análisis. Se exceptuaron México y Perú, pues en estos dos países se utilizó una aproximación (véase *infra*) para visualizar también los diferenciales según el lugar del parto (Aguirre, 1990).

Para los fines de este análisis se seleccionó una muestra de países conforme a los criterios siguientes:

1. La muestra debía incluir poblaciones con diversos niveles de mortalidad. Los datos de algunos de los países elegidos se utilizaron también en un análisis de probabilidades de muerte de hermanos (Aguirre, 1990; Hill y Aguirre, 1990). En ese análisis la diversidad de los niveles de mortalidad cobró particular importancia. Se utilizó la clasificación de Rutstein basada en una mortalidad de cinco años: I, extremadamente elevada (200 por 1 000 o más); II, muy elevada (160 a 200 por 1 000); III, elevada (120 a 160 por 1 000); IV, moderada a

elevada (80 a 120 por 1 000); y V, moderada (40 a 80 por 1 000). Se incluyó en el análisis al menos un país de cada grupo.

2. La información sobre la edad al morir tuvo que codificarse tanto en años como meses completos. Los resultados de Nepal, por ejemplo, se eliminaron porque los que murieron pasados los cinco años sólo se codificaron por su edad en años. Los resultados de Camerún fueron poco fiables porque aunque se codificaron el año y el mes, esto sólo se hizo realmente para el 60 por ciento de la muestra, y las muertes restantes sólo se codificaron por la edad al morir en años.

3. Para obtener cierta representatividad geográfica se incluyeron países de Africa, las Américas y Asia. Se procuró contar con países de diferentes regiones dentro de cada continente. Es así como están representados Africa occidental, oriental y meridional; el Lejano Oriente, el subcontinente Indio, los países árabes y el Caribe. Dado que en todos los países latinoamericanos que participaron en la EMF, las edades al morir se agruparon para su codificación, se formularon algunos supuestos para aproximar las proporciones de hijos previos fallecidos en México y Perú.<sup>2</sup> Los datos de estos países se utilizaron también para evaluar el efecto de la cobertura incompleta en las clínicas obstétricas (Aguirre, 1990).

La lista de países seleccionados de mayor a menor  $q(5)$  (entre paréntesis) para los cinco años anteriores a las encuestas es la siguiente: Bangladesh (222), Lesotho (174), Perú (149), Kenya (142), Ghana (127), México (96), Siria (86), Guyana (77) y República de Corea (56).

<sup>2</sup> La codificación de la edad al morir se agrupó como sigue: 0, 1-2, 3-5, 6-11, 12-23, 24-59, 60-119 y 120+ meses. A fin de poder utilizar los datos se supuso que en cada grupo de edades todas las muertes ocurrieron en un mes determinado, siendo éste la mediana de la distribución de muertes en ese grupo para otro país con un nivel similar de mortalidad en que la codificación se hizo mes a mes. A fin de contar con una recodificación uniforme para México y Perú, las medianas utilizadas fueron las correspondientes a la Encuesta de Fecundidad de Ghana. Ghana presentó un nivel de mortalidad ligeramente superior al de México e inferior al de Perú. La recodificación fue la siguiente:

<i>De</i>	<i>A</i>
0	0
1-2	1
3-5	4
6-11	8
12-23	12
24-59	30
60-119	72
120+	171

## Procedimiento

Las medidas que van a compararse en este análisis son la proporción de hijos previos fallecidos al nacimiento de cualquier hijo de orden dos o más *versus* las probabilidades de muerte de la tabla de vida estimadas directamente para todos los hijos salvo el último. Interesa también conocer las distribuciones del intervalo intergenésico, especialmente su media.

Se utilizaron los archivos recodificados de la EMF. Para organizar adecuadamente la información, se decidió utilizar el sistema de manejo de base de datos SIR (*Scientific Information Retrieval*) (Robinson y otros, 1980). Con este paquete se pudo ordenar los archivos que en cada registro contenían información sobre un hijo en la historia de nacimiento y también acerca del anterior (si así procedía). Al contar con ambas informaciones se pudo determinar para cada hijo índice si su hermana o hermano precedente había muerto y, en caso afirmativo, si la muerte había ocurrido antes o después del nacimiento del hijo índice. Las tablas de vida se calcularon directamente con el procedimiento SURVIVAL del SPSS-X (Statistical Package for Social Sciences, versión 10) (SPSS Inc., 1983). Puesto que con el método del hijo previo lo que interesa es la sobrevivencia del hijo nacido en el parto anterior, se eliminaron del análisis algunos de los hijos nacidos en partos múltiples. Sólo se consideró el primer hijo de los partos múltiples. Las estimaciones de tablas de vida muestran algunas diferencias respecto de las obtenidas cuando se incluyen todos los hijos, puesto que la mortalidad de los partos múltiples es mayor que la de los partos únicos. Rutstein (1984) encontró que la mortalidad infantil de los partos múltiples era de tres a cinco veces superior a la de los partos únicos.

## Resultados

El cuadro 5 y el gráfico 1 muestran las proporciones de hijos previos fallecidos  $\pi$  para los hijos índices del orden 2 y más y las probabilidades de morir a los dos años calculadas directamente en cada historia de nacimiento para todos los hijos, salvo el último. Estos parámetros de mortalidad son comparables porque se refieren exactamente a los mismos hijos. Las probabilidades de morir a los dos años de edad no coinciden con otras obtenidas de la EMF, porque el cuadro 5 se refiere exclusivamente a hijos que no son el último, y que son los únicos o los primeros en partos múltiples. Hay una similitud aceptable entre las

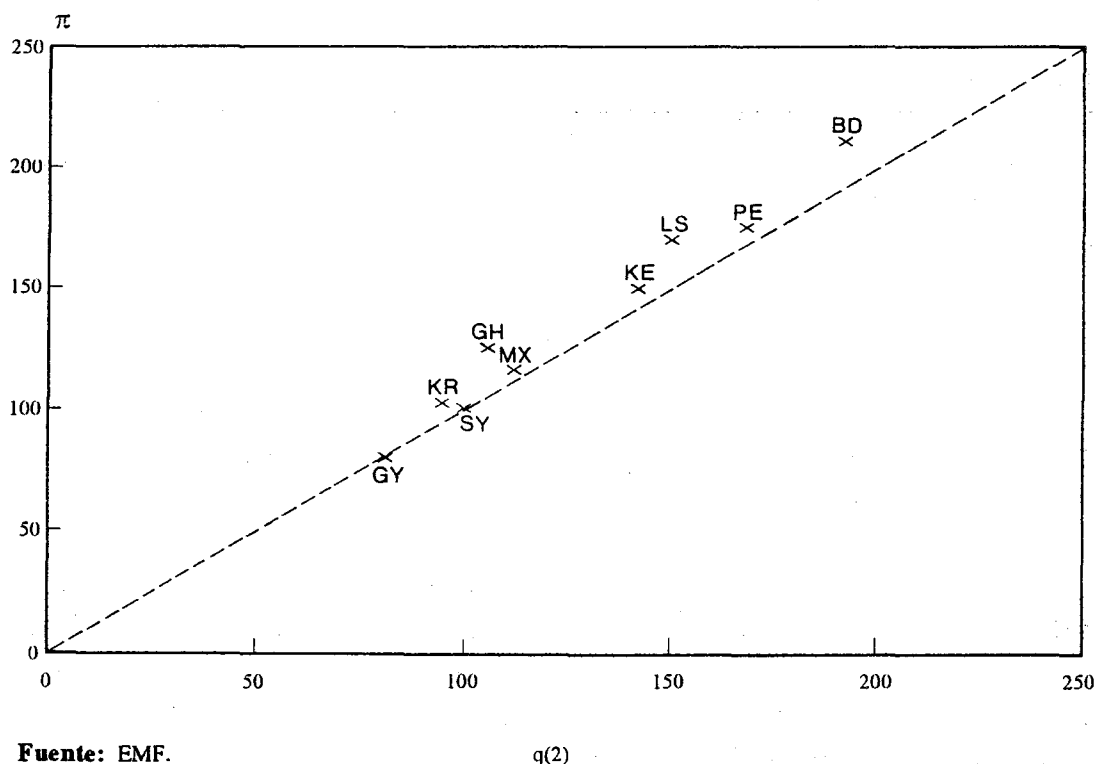
Cuadro 5

**INDICES DE MORTALIDAD INFANTIL TEMPRANA Y  
PROBABILIDADES DE MORIR A LOS DOS AÑOS DE  
TODOS LOS HIJOS, SALVO EL ULTIMO, EN LAS  
HISTORIAS DE NACIMIENTO, PARA PAISES  
SELECCIONADOS DE LA EMF**

País	$\pi$	$q(2)$	$\frac{\pi - q(2)}{\pi} \times 100$
Bangladesh	0.2080	0.1918	7.79
Lesotho	0.1702	0.1574	7.52
Perú	0.1731	0.1666	3.76
Kenya	0.1487	0.1397	6.05
Ghana	0.1227	0.1054	14.10
México	0.1140	0.1105	3.07
Siria	0.1004	0.0983	2.10
Guyana	0.0768	0.0794	-3.39
República de Corea	0.1018	0.0929	8.74

Gráfico 1

**$\pi$  Y  $q(2)$  PARA PAISES SELECCIONADOS**



Fuente: EMF.

 $q(2)$



estimaciones del MHP y las probabilidades de morir antes del segundo cumpleaños, pese a la diversidad de niveles de mortalidad y de patrones de intervalo intergenésico de las poblaciones analizadas. Las estimaciones del MHP son ligeramente mayores que  $q(2)$ , con la excepción de Guyana donde el índice de mortalidad infantil temprana es de 76.8 por 1 000 y  $q(2)$  es de 79.4 por 1 000. En los 9 países la desviación de  $\pi$  respecto de  $q(2)$  es inferior a 20 por 1 000. En general, con una mortalidad más elevada las diferencias son más importantes. Por ejemplo, en Bangladesh  $\pi = 0.2080$  y  $q(2) = 0.1918$ ; es decir, hay una diferencia de 16.2 por 1 000, mientras que para Siria la diferencia es sólo de 2.1 por 1 000. En todo caso, las diferencias relativas no son considerables. Los porcentajes de desviación de  $q(2)$  de  $\pi$  (última columna del cuadro 5) son de menos del 10 por ciento, con una sola excepción: en Ghana  $\pi$  es 14 por ciento mayor que  $q(2)$ .

La duración del intervalo intergenésico (cuadro 6) tiene una influencia definida sobre la diferencia entre  $\pi$  y  $q(2)$ , y su monto. El único país en que  $q(2) > \pi$  es Guyana, precisamente el país con el intervalo intergenésico medio más corto (26.3 meses) de la muestra de nueve países. La máxima desviación relativa en la dirección opuesta se da en Ghana, con el segundo intervalo intergenésico medio más largo (35.0 meses). Los intervalos intergenésicos medios de los nueve países oscilan entre 26.3 meses (Guyana) y 35.5 meses (Lesotho). La media simple de los intervalos intergenésicos medios para los nueve países es de 30.4 meses. En consecuencia, los valores de 0.8I de las poblaciones que figuran en el cuadro 6 giran en torno a 24 meses, más precisamente entre 21.0 y 28.4 meses.

Las tablas de vida se calcularon directamente sobre una base mes a mes utilizando los datos de las historias de nacimientos de siete países<sup>3</sup> (véase el Apéndice). Esto permite determinar  $q(0.8I)$  para esas poblaciones. En general,  $q(0.8I)$  está más próximo a  $\pi$  que  $q(2)$  (cuadro 6).  $q(0.8I)$  suele adoptar un valor intermedio entre  $\pi$  y  $q(2)$ . En Lesotho, Ghana y la República de Corea, los tres países con los intervalos medios más prolongados, todos con más de 30 meses, ocurre que:

$$\pi > q(0.8I) > q(2)$$

<sup>3</sup> Para México y Perú no pudo aplicarse este procedimiento debido al agrupamiento de las edades al morir de los hijos.

Cuadro 6

**INTERVALO INTERGENESICO MEDIO, 0.8I, INDICE DE MORTALIDAD  
INFANTIL TEMPRANA, PROBABILIDAD DE MORIR A LA EDAD  
0.8I, PROBABILIDAD DE MORIR A LA EDAD EXACTA  
2, I\* Y V DE LAS HISTORIAS DE NACIMIENTOS  
PARA PAISES SELECCIONADOS DE LA EMF**

País	I	0.8I	$\pi$	q(0.8I)	q(2)	I*	V
Bangladesh	31.3	25.0	0.2080	0.2093	0.1918	25	0.80
Lesotho	35.5	28.4	0.1702	0.1684	0.1574	37	1.04
Kenya	29.1	23.3	0.1487	0.1397	0.1397	25	0.86
Ghana	35.0	28.0	0.1227	0.1217	0.1054	31	0.89
Siria	26.4	21.1	0.1004	0.0981	0.0983	25	0.95
Guyana	26.3	21.0	0.0768	0.0787	0.0794	18	0.68
República de Corea	33.3	26.6	0.1018	0.0969	0.0929	32	0.96

En Kenya, con un intervalo intergenésico medio de 29.1 meses, q(0.8I) coincide con q(2); es decir:

$$\pi > q(0.8I) = q(2)$$

En Guyana, con el intervalo medio más corto, la relación es inversa, a saber:

$$\pi < q(0.8I) < q(2)$$

Los únicos dos países en que q(0.8I) no adopta un valor intermedio son Bangladesh en que q(0.8I) sobrepasa a  $\pi$  en 1.3 por 1 000 y Siria en que q(0.8I) es sólo 0.2 por 1 000 inferior a q(2), diferencias despreciables que podrían haber ocurrido por azar. Si ello es así,  $\pi$  estaría estimando q(0.8I) y no q(2).

En la sección precedente se analizó el "comportamiento" de  $\pi$  combinando seis distribuciones del intervalo intergenésico con 11 tipos de mortalidad. Se mencionó que las distribuciones C, D y F, con medias de más de 40 meses eran decididamente atípicas de las poblaciones del mundo en desarrollo. Las distribuciones B y E parecen calzar mejor en esos países.

La relación

$$\pi > q(0.8I) > q(2)$$

es válida cuando la distribución B se combina con todos los tipos de mortalidad, y cuando E se utiliza en conjunto con siete de ellos. Esto parece confirmar la mayor proximidad de  $\pi$  con q(0.8I).

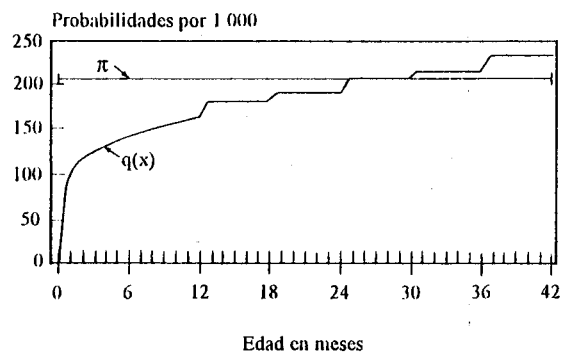
El hecho que en la mayoría de los casos  $q(0.8I)$  adopte un valor intermedio no debe ser motivo de gran preocupación, pues la proximidad entre  $\pi$  y  $q(2)$  sigue siendo satisfactoria. El gráfico 2 muestra las estimaciones directas de la función  $q(x)$  para los siete países en que las edades al morir se codificaron mes a mes. La línea recta horizontal muestra la proporción de hijos previos fallecidos al momento del nacimiento de cada hijo de orden dos o más ( $\pi$ ). La forma de  $q(x)$  es la de una función creciente que, tras una elevación inicial, varía muy lentamente. Esta característica bien documentada y peculiar de  $q(x)$  no es ninguna novedad. Lo que sí vale la pena destacar es que  $\pi$  puede considerarse como el valor medio de la función  $q(x)$  para un intervalo en que  $q(x)$  es ya bastante plana; o sea, desde los 18 ó 24 meses hasta los 42 meses, o incluso más allá. El aplanamiento entraña una reducción de la variabilidad de  $q(x)$  en ese intervalo. De modo que aunque cualitativamente  $\pi$  podría diferir de  $q(2)$ , cuantitativamente va a ser bastante cercano, como ya se demostró también en el capítulo II con los modelos demográficos. De hecho, como se observará más adelante, para la muestra de países analizados  $\pi$  es equivalente a los valores verdaderos que oscilan entre  $q(1.5)$  y  $q(3)$ . No obstante, en el gráfico 2 puede observarse que  $\pi$  mide la mortalidad después de haber dejado atrás los elevadísimos riesgos iniciales de la misma. El índice de mortalidad infantil temprana mide el nivel de mortalidad después del impulso inicial creado por las poderosas fuerzas de la mortalidad peculiar del comienzo de la vida.

Otra forma de cerciorarse de que  $\pi$  describa adecuadamente el nivel de mortalidad es contrastando los tres valores analizados:  $\pi$ ,  $q(0.8I)$  y  $q(2)$ . Los tres están incluidos en un rango relativamente reducido (gráfico 3) y, con la excepción de Siria y la República de Corea que poseen un nivel similar de mortalidad infantil temprana,<sup>4</sup> no hay una superposición de los intervalos que contienen los tres parámetros, de país a país. Esto refuerza la idea que el nivel de mortalidad puede reflejarse

<sup>4</sup> Pese a las diferencias de mortalidad bajo los cinco años, estos dos países poseen casi la misma mortalidad infantil temprana. Esto puede deberse a tipos diferentes de mortalidad y también al hecho que los  $q(5)$  que Rutstein utilizó en su clasificación se refieren a los cinco años anteriores a las encuestas, mientras que mis estimaciones de la mortalidad infantil temprana se remontan más atrás. Esto indica una disminución más acentuada de la mortalidad en la República de Corea, como lo observó Rutstein (Rutstein, 1984, cuadro 5).

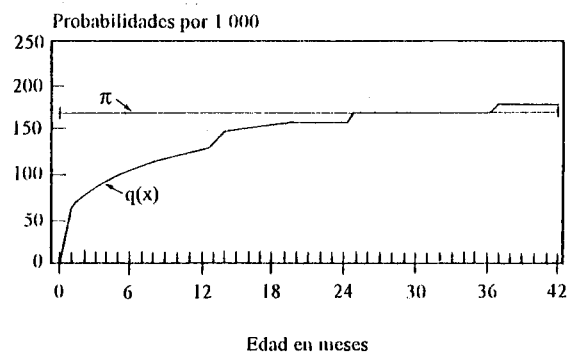
## GRAFICO 2

Gráfico 2(a)  $\pi$  y  $q(x)$   
Bangladesh



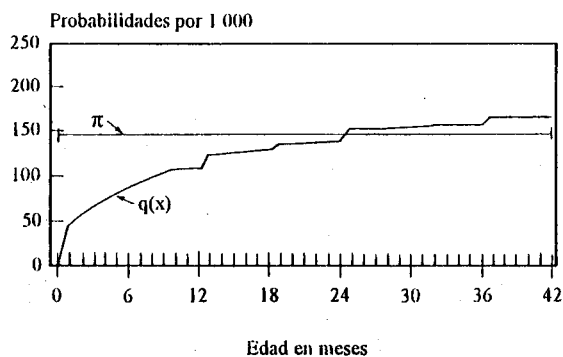
Fuente: EMF

Gráfico 2(b)  $\pi$  y  $q(x)$   
Lesotho



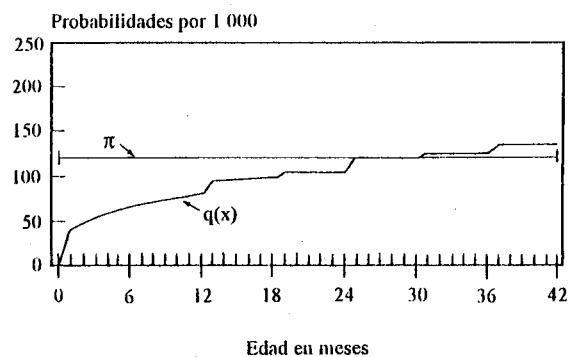
Fuente: EMF

Gráfico 2(c)  $\pi$  y  $q(x)$   
Kenya



Fuente: EMF

Gráfico 2(d)  $\pi$  y  $q(x)$   
Ghana



Fuente: EMF

Gráfico 2(e)  $\pi$  y  $q(x)$   
Siria

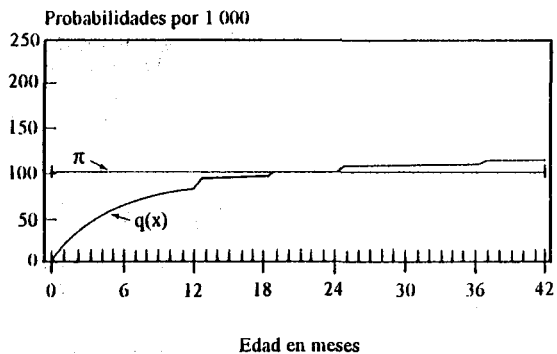
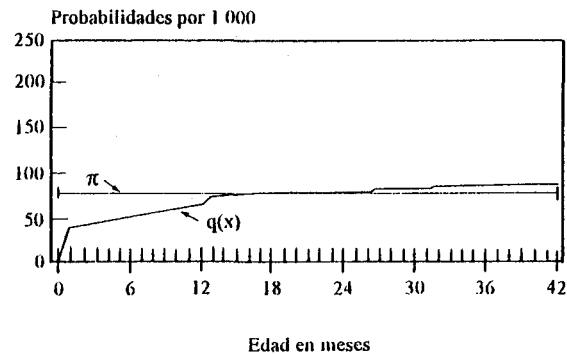
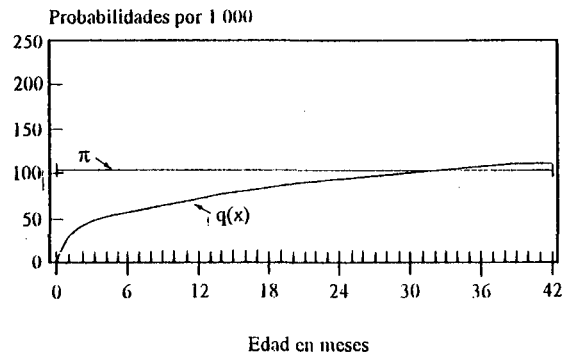


Gráfico 2(f)  $\pi$  y  $q(x)$   
Guyana



Fuente: EMF

Gráfico 2(g)  $\pi$  y  $q(x)$   
República de Corea



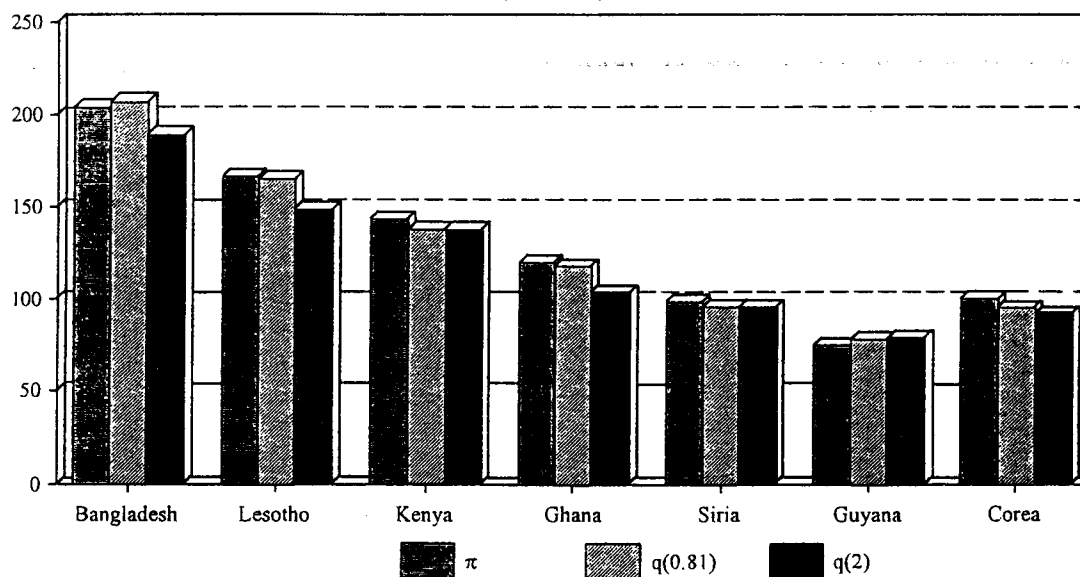
adecuadamente utilizando cualquiera de las tres medidas. Todas las poblaciones con niveles y tipos diversos de mortalidad tienen una mortalidad elevada al comienzo de la vida y alcanzan posteriormente una etapa de mortalidad moderada. El primer repunte de la fuerza de la mortalidad puede medirse con  $q(2)$ ,  $q(0.8I)$  o el índice de mortalidad infantil temprana. Los tres se hallan dentro de un rango relativamente estrecho.

Otra explicación de las diferencias entre las estimaciones del MHP y los  $q(2)$  es la preferencia por la declaración de ciertas edades al morir. El gráfico 2 muestra las funciones  $q(x)$  junto con los  $\pi$ . Al calcular los  $\pi$  que se habían obtenido al entrevistar a las mujeres que participaron en la EMF al momento de cada nacimiento, se presupone que las respuestas son exactas. Lamentablemente, la información no es muy precisa. No obstante, los efectos de esa preferencia en lo que respecta a  $\pi$  no son graves. Los posibles efectos de las preferencias por las fechas de nacimiento de los hijos involucrados y la fecha de muerte del primero de los dos hijos tienden a anularse.

Gráfico 3

$\pi$ ,  $q(0.8I)$  y  $q(2)$  DE LOS HIJOS EN LAS HISTORIAS DE NACIMIENTOS

(Por mil)



Fuente: EMF, países seleccionados.

Esto lo demostró claramente Aguirre (1990) en un análisis en que se calcularon las proporciones de hijos previos fallecidos según la edad de su hermano menor, a fin de evaluar la dependencia estocástica de la probabilidad de muerte de hermanos sucesivos. En cambio, cuando se mide la mortalidad de cada niño a partir de las historias de nacimiento, los efectos de la preferencia se vuelven muy evidentes. La EMF no constituye una excepción. Hay una preferencia por las edades al morir de múltiplos de 6 meses y, sobre todo, de múltiplos de 12 meses. Rutstein (1984) cree que gran parte de la preferencia por estos meses (12 y 24) obedece a que las mujeres declararon correctamente que el hijo había cumplido uno o dos años, pero no indicaron el número de meses posteriores al primero o segundo cumpleaños (p. 11). Esto significa, por ejemplo, que un hijo que murió a los 29 meses se declaró como muerto a la edad 2 (años), o a los 24 meses (completos). Por ende, para la construcción de la tabla de vida por meses ese niño parece haber sobrevivido hasta el término del vigésimo cuarto mes y muerto con posterioridad, es decir, durante su vigésimo quinto mes. Esto explica los saltos de las curvas  $q(x)$  de 12 a 13, 24 a 25, 36 a 37 meses, etc. y los saltos menores de 6 a 7, 18 a 19, 30 a 31 meses, etc.

La preferencia de dígitos puede apreciarse claramente en las edades al morir en Bangladesh, Lesotho, Kenya, Ghana y, en menor medida, en Siria, en los años completos y los semestres (gráfico 2). En Guyana, la preferencia se concentra en los 12 meses y en la República de Corea no hay preferencia por meses determinados.

Debido a la preferencia de dígitos, es más probable que la función  $q(x)$  alcance el valor de  $\pi$  a las edades en meses que son múltiplos de 6 más 1 o, en otras palabras, hay más posibilidades que  $I^*$  adopte valores como 19, 25, 31, 37, ... etc. En efecto, en Bangladesh, Kenya y Siria,  $I^*$  es de 25 meses; en Ghana 31 y en Lesotho 37 meses (cuadro 6 y gráfico 2). La República de Corea y Guyana son los únicos países en que  $I^*$  no es un múltiplo de 6 más 1. En la República de Corea este índice tiene un valor de 32 meses y puede deberse al hecho que en este país no se dio la preferencia de dígitos. En Guyana  $I^*$  es de 18 meses: ello puede haber ocurrido sólo por azar.

Guyana es el único país en que  $I^*$  es menor de 24 meses (que es lo mismo que decir que  $\pi < q(2)$ ). Tal como se explicó con anterioridad, esto es atribuible a los intervalos intergenésicos breves observados en la población guyanesa. En Bangladesh, Kenya y Siria,  $I^*$  es de 25 meses, sólo un mes más que la  $I^*$  hipotética de 2 años. En Bangladesh, ocurre también que  $I^*$  coincide con  $0.8I$  ( $\pi$  y  $q(0.8I)$  son casi iguales). En Ghana

y la República de Corea, con intervalos intergenésicos más largos, la edad en que la función  $q(x)$  alcanza el valor de  $\pi$  sobrepasa los 30 meses. Por último, en Lesotho con un intervalo intergenésico medio largo,  $I^*$  supera los 3 años por sólo un mes debido a la preferencia de dígitos. La media aritmética de las  $I^*$  obtenidas de las siete encuestas es de 27.6 meses. Es decir, un poco más que los dos años “esperados”.

La fracción  $\tau = I^*/I$  es inferior a 0.8 en un solo país: Guyana. Alcanza exactamente ese valor en Bangladesh y en los otros cinco países es superior a la fracción propuesta por Brass y Macrae. Lesotho, con el intervalo intergenésico medio más largo, es el único país en que  $\tau > 1$ . En general, mientras mayor es  $I^*$ , mayor es  $\tau$ , a diferencia de los resultados de los modelos demográficos (capítulo II). La media simple de las  $\tau$  para esta muestra de países en particular es de 0.88.

En el capítulo II vimos que, en general, el valor de  $\pi$  es (con la excepción de la distribución del intervalo intergenésico A) mayor que  $q(2)$ , pero siempre cercano a él. Además, se observó que  $q(0.8I)$  era generalmente muy cercana a  $\pi$ . Hay algunas excepciones a estas reglas en los resultados empíricos que se presentan en este capítulo, pero las desviaciones obedecen a ligeras inexactitudes en algunas de las hipótesis o a problemas de calidad de la información (errores en materia de edad y fechas). Lo que queda bien establecido es la proximidad de los tres parámetros, [ $\pi$ ,  $q(0.8I)$  y  $q(2)$ ] según se ilustra en los gráficos 1, 2 y 3. Asimismo, tal como se señaló al término de la última sección, incluso si en algunos casos  $I^*$  parece hallarse lejos de los dos años o de la cifra equivalente a 0.8 veces el intervalo intergenésico medio,  $\pi$  permanecerá razonablemente próximo a ellos. Esta es una de las características que hacen que el método del hijo previo sea un estimador confiable de la mortalidad infantil temprana.

#### IV. EL MOMENTO CRONOLOGICO DE LAS ESTIMACIONES DEL METODO DEL HIJO PREVIO

Uno de los aspectos más atrayentes del MHP es la proximidad entre el período de referencia de las estimaciones y la fecha de la recopilación de datos. Sin embargo, se ha hecho muy poco para determinar con exactitud el momento cronológico medio de las muertes en cuestión. Lo único que se sabe con certeza es que las muertes tienen que haber ocurrido menos de  $I$  años atrás, donde  $I$  es el intervalo intergenésico



medio cerrado, porque no todas esas muertes ocurrieron al nacer. Como en el índice de mortalidad infantil temprana gran número de las muertes que se incluyeron ocurrieron poco después del nacimiento, cabe esperar intuitivamente que el momento cronológico sea más de 1/2 años atrás. En otras palabras, como las muertes no se distribuyen uniformemente durante todo el período de exposición, esperaríamos que la distribución se sesgara hacia la izquierda.

En una cohorte nacida  $u$  años atrás, las muertes no ocurren al mismo tiempo sino que se distribuyen durante un período de duración  $u$ . El promedio del momento de la muerte de cada persona de la cohorte que muere en ese intervalo da un indicador del momento cronológico de esas muertes. Este promedio está dado por la expresión:

$$\Pi u = \frac{\int_0^u (u-y) \mu_y l_y \delta y}{\int_0^u \mu_y l_y \delta y} \quad (4.1)$$

donde  $\mu_y$  es la fuerza de la mortalidad; es decir

$$\mu_y = \frac{-l'_y}{l_y} \quad (4.2)$$

Si se sustituye (4.2) en (4.1):

$$\Pi u = \frac{\int_0^u (u-y) \frac{-l'_y}{l_y} l_y \delta y}{\int_0^u -\frac{l'_y}{l_y} l_y \delta y}$$

$$= \frac{\int_0^u -u l'_y \delta y + \int_0^u y l'_y \delta y}{\int_0^u -l'_y \delta y}$$

$$\begin{aligned}
& u \left[ -l_y \right]_0^u + y \left[ l_y \right]_0^u - \int_0^u l_y \delta y \\
= & \frac{u \left[ -l_y \right]_0^u}{-l_u + l_0} \\
= & \frac{-ul_u + ul_0 + ul_u - 0l_0 - uL_0}{-l_u + l_0} \\
= & \frac{u - uL_0}{1 - l_u} \tag{4.3}
\end{aligned}$$

Otra manera de observar qué significa el momento cronológico de las muertes en una cohorte es considerarlo como el tiempo no vivido por esos individuos de la cohorte que murieron, a saber:

$$\Pi_u = \frac{\int_0^u q(y) \delta y}{q(u)} \tag{4.4}$$

Por cierto que las expresiones (4.3) y (4.4) son equivalentes.

En el método del hijo previo hay varias cohortes involucradas. Por lo tanto, el momento cronológico del índice de mortalidad infantil temprana es un promedio de los momentos cronológicos de las cohortes:

$$\theta = \frac{\int_0^{\infty} b(u) l_u q(u) \Pi_u \delta u}{\int_0^{\infty} b(u) l_u q(u) \delta u} \tag{4.5}$$

En rigor, la fórmula (4.5) debería considerar la variación de la mortalidad de una cohorte a la siguiente. Sin embargo, en la práctica, la mayoría de los nacimientos previos se aglutinan en torno al intervalo

intergenésico medio. De hecho, para las seis distribuciones teóricas del intervalo intergenésico utilizadas por Brass y Macrae (véase el capítulo II), más del 60 por ciento de los nacimientos ocurren durante un período de uno a tres años completos, dentro del cual no se prevén cambios significativos de la fuerza de la mortalidad en ninguna población. Por lo tanto, el supuesto de la mortalidad constante tendrá un efecto despreciable sobre el momento cronológico.

En una simplificación del momento cronológico de las estimaciones empleado en su método clásico CEB/CS, Brass (1985) plantea que  $q(u) = C u^j$ , donde  $C$  y  $j$  son constantes; considera que ésta es una aproximación gruesa pero razonable de los patrones de la mortalidad hasta la adultez temprana (p. 3). Brass obtuvo una  $j$  del orden de  $1/4$  tanto de las tablas modelo de vida como de las empíricas. Si se incorpora esto en (4.4):

$$\begin{aligned} \Pi u &= \frac{\int_0^u C y^{1/4} \delta y}{C u^{1/4}} \\ &= \frac{4/5 C y^{5/4} \Big|_0^u}{C u^{1/4}} = 4/5 u \end{aligned} \quad (4.6)$$

Si se sustituye (4.6) en (4.5):

$$\theta = \frac{\int_0^{\infty} b(u) l_u q(u) 4/5 u \delta u}{\int_0^{\infty} b(u) l_u q(u) \delta u} \quad (4.7)$$

En su aproximación al momento cronológico del método CEB/CS, Brass formula un supuesto adicional: que la variabilidad del producto  $l_u q(u)$  es pequeña comparada con el efecto de la fecundidad. Ahora, podemos hacer una evaluación preliminar de  $\theta$ ; en otras palabras, si se

omiten dichos productos en la fórmula (4.7), lo que queda en el numerador es  $4/5$  del intervalo intergenésico medio,  $I$ . El denominador es simplemente la integral de la función de densidad  $b(u)$  que es igual a la unidad. Esto significaría que el momento cronológico de las estimaciones del MHP es cercano a  $0.8I$  años antes de la entrevista. En otras palabras, es de alrededor de  $I^*$  años antes de la encuesta. Pero, ¿es posible que el momento cronológico de las muertes sea  $I^*$  años antes de la recopilación de datos y que la estimación de la mortalidad sea precisamente  $q(I^*)$ ?

En el método CEB/CS tradicional no existe una norma sobre si tiene que ser mayor que  $I^*$  o viceversa. Por ejemplo, de las madres entre 25 y 29 años de edad, la estimación  $q(3)$  se sitúa en torno a los cinco años previos a la encuesta. El grupo de 35 a 39 años da la  $q(10)$  correspondiente a los 10 años previos a la entrevista. De las mujeres al término de su período reproductivo derivamos  $q(20)$ , con una  $\theta$  de aproximadamente 15 años. La naturaleza del método explica esta "falta de uniformidad" en la relación entre  $\theta$  e  $I^*$ . En el método clásico de Brass, los cálculos incluyen la experiencia de mortalidad de todos los hijos de cada mujer. De hecho, la información para el método CEB/CS es una síntesis de la historia de nacimientos y muertes de los descendientes de las mujeres. Además, las preguntas no se formulan durante el parto sino algún tiempo después, con lo que los momentos cronológicos se retrotraen. En cambio, con el método del hijo previo, sólo se considera la experiencia de un hijo previo y la mujer es interrogada cuando da a luz.

Debido a que el MHP posee estas características, parece que el razonamiento esgrimido al comienzo de este capítulo de que  $\theta$  es necesariamente menor que  $I$ , puede extenderse también a  $I^*$ . Si  $\pi = q(I^*)$ , para que  $\theta$  sea igual a  $I^*$  las muertes tendrían que haber ocurrido al nacer. No obstante, en tal caso  $\pi$  no estaría estimando  $q(I^*)$  sino  $q(0^+)$ .<sup>5</sup> Por cierto que  $\theta$  no puede ser mayor que  $I^*$  en el MHP porque las preguntas se formulan al momento de nacer el hijo siguiente. Ello conduciría al resultado absurdo de que los hijos morirían antes de nacer. Por lo tanto, la única posibilidad que queda es que  $\theta < I^*$ , según lo confirman las evidencias empíricas consignadas más adelante.

<sup>5</sup> Mediante  $q(0^+)$  el autor denota la probabilidad de morir "justo después de nacer".

Esto significa que los supuestos que funcionan bastante bien para el momento cronológico del método CEB/CS, resultan ser una simplificación excesiva en el caso del MHP. La explicación de ello estribaría en que, como asevera Brass,  $q(u) = C u^j$  representa el patrón general de la mortalidad hasta la adultez temprana. Tal vez esa fórmula no calce bien con los inicios mismos de la vida que están dominados por una mortalidad relativamente elevada. Otra posibilidad es que la cancelación del producto  $\int_0^u q(u)$  provoque efectos no despreciables.

De hecho, la razón para sustituir (4.6) en (4.5) no fue encontrar directamente una aproximación, sino ubicar un punto de referencia para fines de comparación. El punto de referencia es el límite superior de  $\theta$ .

Aprovechando el análisis ya efectuado con la EMF para evaluar el valor de  $\pi$  mediante la simulación de una recopilación de datos correspondiente al MHP a partir de las historias de nacimientos, es posible determinar, basándose en los mismos datos, el tiempo transcurrido desde la muerte del hijo precedente hasta el momento del nacimiento del hijo actual, para cada par de hijos sucesivos. Se reitera que para que esta simulación sea plausible hay que codificar la información sobre una base mensual. Esto significa que las 7 encuestas analizadas en la última sección son adecuadas para este fin.

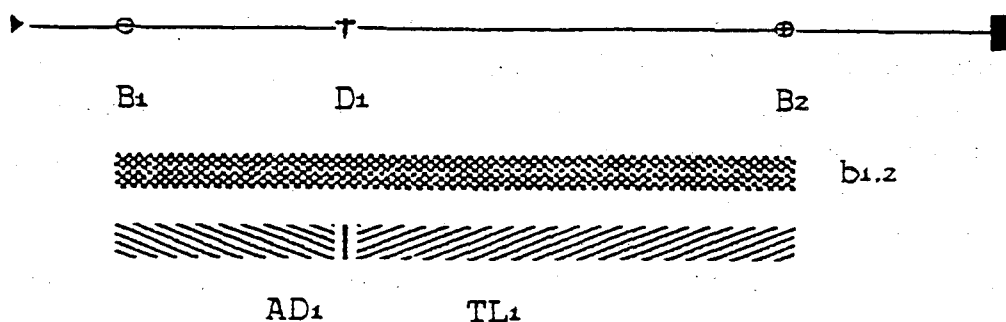
Dados un par de hijos en una historia de nacimientos, nacidos en las fechas  $B_1$  y  $B_2$ , respectivamente, el intervalo intergenésico es sencillamente  $b_{1,2} = B_2 - B_1$ . Si la muerte del primer hijo ocurrió en  $D_1$  la edad al morir de este hijo es  $AD_1 = D_2 - B_1$ . El momento cronológico de las estimaciones del MHP es el número de meses (o años) que separan el nacimiento del segundo hijo de la muerte del primero; siempre que éste no muriera con posterioridad al nacimiento del siguiente. Por lo tanto, el momento cronológico de la muerte del primer hijo al momento de nacer el segundo es:

$$TL_1 = B_2 - D_1; \tag{4.8}$$

Esto puede expresarse también como:

$$TL_1 = b_{1,2} - AD_1 \tag{4.9}$$

En forma gráfica:



Las fórmulas (4.8), y más explícitamente (4.9), indican que para pares de hijos el momento cronológico no puede ser mayor que el intervalo intergenésico. Esta restricción es válida para cualquier grupo de nacimientos.

El cuadro 7 muestra el momento cronológico promedio  $\theta$  de las estimaciones simuladas del MHP para siete países, medido en meses antes del nacimiento del próximo hijo, el intervalo intergenésico medio  $I$ , y el cociente del anterior sobre el último,  $\omega = \theta/I$ .

Cuadro 7

**MOMENTO CRONOLOGICO ( $\theta$ ) DE LAS ESTIMACIONES  
DEL METODO DEL HIJO PREVIO, INTERVALOS  
INTERGENESICOS MEDIOS ( $I$ ), Y  $\varphi = \theta/I$  DE  
LAS HISTORIAS DE NACIMIENTOS DE  
PAISES SELECCIONADOS DE LA EMF**

País	$\theta$	$I$	$\varphi$
Bangladesh	22.4	31.3	0.72
Lesotho	21.8	35.5	0.61
Kenya	19.8	29.1	0.68
Ghana	22.1	35.0	0.63
Siria	17.2	26.4	0.65
Guyana	19.6	26.3	0.74
República de Corea	21.2	33.3	0.64

El resultado más destacado que cabe observar es el rango de los valores de  $\theta$ , que oscila entre un máximo de 22.4 meses (1.87 años) en Bangladesh, y un mínimo de 17.2 meses (1.43 años) en Siria. En otras palabras, para la muestra de 7 poblaciones consideradas, el momento cronológico de las estimaciones se sitúa invariablemente por debajo de dos años antes de que las preguntas se hubieran formulado. La importancia de esto puede apreciarse plenamente si se compara este resultado con los momentos cronológicos del método clásico CEB/CS. Las estimaciones de los primeros tres grupos quinquenales de mujeres se sitúan en torno a 1 1/2, 3 y 5 años antes de la encuesta, respectivamente. Los hijos nacidos de mujeres muy jóvenes están expuestos a una mortalidad más elevada dado que sus madres son solteras, primíparas, carentes de experiencia en materia de embarazo y crianza de los hijos, etc. Este fenómeno afecta sobre todo al grupo de 15 a 19 años y, en menor medida, al grupo de 20 a 24 años de edad. Cuando las tendencias

de la mortalidad se derivan mediante el método CEB/CS, casi siempre se eliminan las estimaciones del primer grupo etario porque decididamente no reflejan el nivel global de mortalidad de la población. Esto sitúa la estimación más reciente (mujeres de 20 a 24 años) en torno a 3 años antes de la encuesta. No obstante, a veces ocurre que las estimaciones del grupo de 20 a 24 años son todavía demasiado elevadas para formar parte de la tendencia. En tales casos, la primera estimación confiable de la mortalidad es para 5 años antes. En cambio, en el MHP participan las madres de todas las edades, de modo que las estimaciones son globales y tienden a ser más exactas<sup>6</sup> y representativas de la mortalidad infantil reciente. Se reitera que las estimaciones "empíricas" están situadas a menos de 2 años antes. De hecho la media aritmética de los momentos cronológicos para los siete países es 20.6 meses, o sea, 1.72 años: justo por encima de la ubicación de las estimaciones del grupo de 15 a 19 años en el método clásico de Brass; un grupo etario que da estimaciones de mortalidad recientes pero poco confiables.

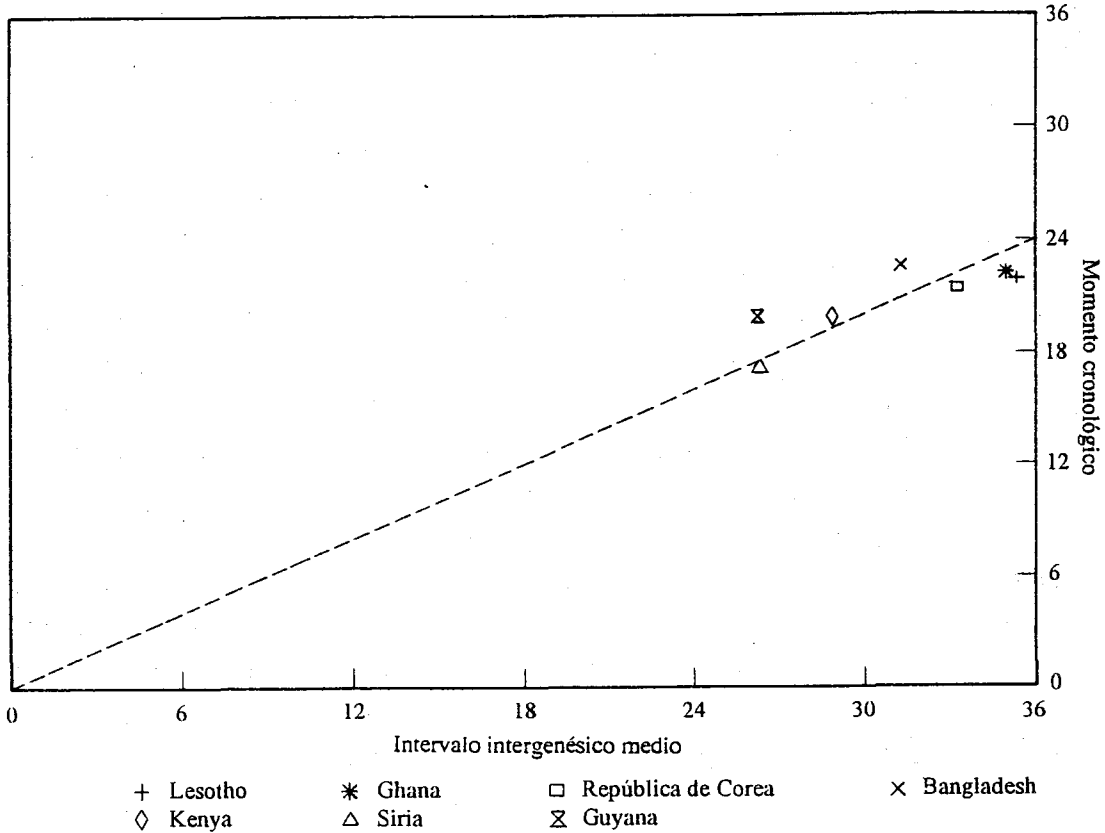
Las poblaciones con intervalos intergenésicos medios prolongados tienden a tener sus momentos cronológicos más atrás en el tiempo. Así, Lesotho, Ghana, la República de Corea y Bangladesh tienen  $I$  es mayor de 30 meses y  $\theta$  es mayor de 20 meses; mientras que en Kenya, Siria y Guyana  $I$  es menor de 30 y  $\theta$  es menor de 20 (cuadro 7 y gráfico 4). En consecuencia, la variabilidad de  $\varphi = \theta/I$  no es muy amplia; en efecto, la proporción  $\varphi$  fluctúa entre 0.61 y 0.74 en los siete países estudiados. Cabe observar que, dentro de la pequeña variación de  $\varphi$ , ésta tiende a reducirse a medida que el intervalo intergenésico medio tiende a prolongarse. La media de las proporciones para los siete países es  $\bar{\varphi} = 0.67$ . A manera de generalización, podemos considerar que el momento cronológico de las estimaciones del MHP está situado en torno a  $2/3$  del intervalo intergenésico medio antes de la fecha de preguntar por la sobrevivencia del hijo previo.

Con aproximaciones generales de  $\tau \sim 4/5$  y  $\varphi \sim 2/3$ , se espera obviamente que el momento cronológico  $\theta$  sea algo inferior a  $I^*$ .

<sup>6</sup> Siempre que no haya ningún sesgo serio; especialmente el causado por una cobertura insuficiente (véase Aguirre, 1990, capítulo 8).

Gráfico 4

**MOMENTOS CRONOLÓGICOS DE LAS MUERTES E INTERVALOS INTERGENESICOS MEDIOS**



Fuente: EMF, países seleccionados.

El cuadro 8 compara  $\theta$  e  $I^*$  obtenidos de la simulación con las historias de nacimientos de la EMF. Conviene tener presente que los valores de  $I^*$ , tal que  $\pi = q(I^*)$  derivados de las historias de nacimientos, están sujetos al efecto de la preferencia de dígitos según lo señalado en el capítulo III. Por tanto, la variabilidad de la proporción  $\varphi^* = \theta/I^*$  es mayor que la de  $\varphi$ . Aunque los valores extremos de  $\varphi^*$  y  $\varphi$  corresponden a los mismos países (máximo en Guyana y mínimo en Lesotho), el rango de variación es mucho mayor para  $\varphi^*$ : de 0.59 en Lesotho (con una  $I^*$  de 37 meses) a 1.09 en Guyana ( $I^* = 18$  meses). La variabilidad de  $\varphi^*$  obedece sobre todo a la variabilidad caprichosa de  $I^*$ , producto de la preferencia por los múltiplos de 6 meses más 1. No obstante, el resultado previsto de  $\theta < I^*$  se observa en todos los países, salvo una excepción.

¿Por qué en Guyana  $\theta$  (19.6) es mayor que  $I^*$  (18)? Hay varias posibilidades. De la fórmula 4.9 se desprende que el momento



Cuadro 8

**MOMENTO CRONOLOGICO DE LAS ESTIMACIONES DEL  
METODO DEL HIJO PREVIO ( $\theta$ ),  $I^*$  Y  $\varphi^* = \theta / I^*$  DE LAS  
HISTORIAS DE NACIMIENTOS DE PAISES  
SELECCIONADOS DE LA EMF**

País	$\theta$	$I^*$	$\varphi^*$
Bangladesh	22.4	25	0.90
Lesotho	21.8	37	0.59
Kenya	19.8	25	0.79
Ghana	22.1	31	0.71
Siria	17.2	25	0.69
Guyana	19.6	18	1.09
República de Corea	21.2	32	0.66

cronológico medio es menor que el intervalo intergenésico medio, a menos que los hijos mueran al nacer. Esto no significa necesariamente que  $I^*$  sea también mayor que  $\theta$ . La preferencia de dígitos podría haber afectado el resultado, pero como se señaló en la última sección, éste no fue un problema serio en Guyana. La explicación radica en que la fórmula 4.9 sólo puede generalizarse para pares de hijos en que el primero murió antes de nacer el segundo.<sup>7</sup> Los intervalos intergenésicos medios en que el primer hijo murió antes de nacer el segundo,  $I^+$ , se comportan con mayor regularidad que  $I^*$ . Fluctúan entre 23.3 meses en Siria a 31.1 meses en Ghana (cuadro 9). Para los siete países,  $I^+$  oscila entre 1.6 (Guyana) y 6.9 meses (Lesotho) menor que  $I$ . Es evidente que la proporción  $\varphi^+ = \theta / I^+$  es ligeramente mayor que  $\varphi$ ; pero lo que interesa observar es que la variabilidad de  $\varphi^+$  es mínima, pese a la diversidad de niveles de mortalidad de las siete poblaciones: varía entre 0.71 en la República de Corea y Ghana a 0.79 en Guyana. La media  $\varphi^+$  es 0.75 de modo que, como aproximación general,  $\varphi$  puede concebirse como equivalente a 3/4 del intervalo intergenésico real  $I^+$  para esos pares de hijos.

<sup>7</sup> En esta situación  $TL_1$ ,  $b_{1,2}$  y  $AD_1$  son no negativos. Aunque en rigor la ecuación también es válida cuando el primer hijo muere después del nacimiento del segundo ( $AD_1 > b_{1,2}$  y  $TL_1$  se vuelve negativo); cuando se utiliza el archivo de una historia de nacimiento, los casos en que el primer hijo no ha muerto (la mayoría) carecen de información porque no hay un  $AD_1$ . Además, para nuestros fines, los momentos cronológicos negativos son irrelevantes.

Cuadro 9

**MOMENTO CRONOLOGICO DE LAS ESTIMACIONES DEL METODO  
DEL HIJO PREVIO ( $\theta$ ), INTERVALOS INTERGENESICOS MEDIOS  
CUANDO EL PRIMER HIJO MURIO ANTES DE NACER EL  
SEGUNDO ( $I^+$ ),  $\varphi^+ = \theta/I^+$ , Y EDAD PROMEDIO AL MORIR  
(D) DE LAS HISTORIAS DE NACIMIENTOS DE  
PAISES SELECCIONADOS DE LA EMF**

País	$\theta$	$I^+$	$\varphi^+$	D
Bangladesh	22.4	28.6	0.78	5.9
Lesotho	21.8	28.6	0.76	6.5
Kenya	19.8	27.1	0.73	7.0
Ghana	22.1	31.1	0.71	8.7
Siria	17.2	23.3	0.74	5.8
Guyana	19.6	24.7	0.79	4.7
República de Corea	21.2	30.0	0.71	8.4

La razón de comparar  $\theta$  primero con  $I$ , y sólo al final con  $I^+$ , es que la primera es una medida general más conocida para la población. En una aplicación real del MHP es posible que en aras de la simplicidad no se pregunte por el intervalo intergenésico (o por la información necesaria para calcularlo), y tal vez se conozca  $I$  de otra fuente y por ello el momento cronológico puede obtenerse como  $2/3$  de  $I$ .

Por otra parte,  $I^+$  es rara vez conocido y su inclusión en este ejercicio fue principalmente para fines analíticos.

No sería prudente tratar de derivar  $I^+$  de los datos obtenidos en la aplicación del MHP. Aparte de que se menoscaba la simplicidad al tener que preguntar por los intervalos intergenésicos, habría una complicación excesiva al restringirlos exclusivamente a los casos en que el primer hijo murió antes de nacer el segundo. Dos tercios del intervalo intergenésico medio general  $I$  es una aproximación razonable del momento cronológico  $\theta$ .

Se reitera que la ecuación (4.9) sólo es válida para los casos en que el primer hijo murió antes de nacer el segundo; por tanto, es posible formular una generalización referida a ese grupo, si se promedia:

$$\theta = I^+ - D \quad (4.10)$$

Obviamente, está circunscrito a los casos en que la muerte del primer hijo precede al nacimiento del segundo; igual cosa ocurre con  $I^+$ .

D es la edad promedio al morir (se reitera que la muerte ocurre antes del parto siguiente). Debido a la concentración de las muertes al comienzo de la vida, los valores de D (cuadro 9) son relativamente bajos; en ningún caso llegan a los nueve meses. La media aritmética de las D para los siete países analizados es de 6.7 meses.

Aunque es necesario perfeccionar el análisis, ya es posible sacar algunas conclusiones en relación con el momento cronológico del índice de mortalidad infantil temprana obtenido con el MHP:

1. El momento cronológico en años antes de la entrevista es obviamente menor que el intervalo intergenésico. Sólo podría ser igual al intervalo intergenésico si todas las muertes ocurrieron al momento de nacer.
2. El momento cronológico es alrededor de  $3/4$  del intervalo intergenésico real entre los dos hijos *cuando el primer hijo muere antes de nacer el segundo* ( $\theta \approx 3/4 I^+$ ).
3. El momento cronológico es aproximadamente  $2/3$  del intervalo intergenésico medio para toda la población ( $\theta \approx 2/3 I$ ). Esta última es la forma en que se sugiere aproximar  $\theta$ , puesto que I se obtiene con mayor facilidad que  $I^+$ ; incluso de fuentes alternativas.
4.  $\theta$  es menor que  $I^*$  cuando  $\pi = q(I^*)$ . Probablemente es alrededor de  $4/5$  de  $I^*$ . No obstante, los resultados de la simulación presentaron grandes variaciones, fruto de la preferencia por las edades al morir en las historias de nacimientos de la EMF.
5. Conforme a la simulación para siete países, el momento cronológico de las estimaciones del MHP oscila entre 17.2 y 22.4 meses antes de la entrevista. En aplicaciones reales, llegará probablemente a los dos años. El momento cronológico promedio fue 1.7 años antes del nacimiento más reciente.

## CONCLUSIONES

A continuación se resumen las conclusiones más relevantes:

1. El método del hijo previo da un índice de mortalidad infantil temprana ( $\pi$ ) equivalente a la probabilidad de morir entre el nacimiento y una edad  $I^*$  [ $q(I^*)$ ]. Se ha demostrado matemáticamente que debido a la convexidad de la función  $l_x$  al comienzo de la vida, esa edad  $I^*$  es menor que el intervalo intergenésico medio I. Mediante el uso de

supuestos simplificadores se halló que  $I^* \approx 0.8 \times I$ . Dado que los intervalos intergenésicos medios pueden ser de alrededor de 30 meses,  $I^*$  puede ser de alrededor de 2 años.

2. Una simulación con distribuciones teóricas del intervalo intergenésico en conjunto con diferentes tablas modelo de vida llevan a la conclusión de que lo que estima el MHP depende esencialmente de la distribución del intervalo intergenésico. Sin embargo, incluso si  $I^*$  está relativamente distante de los 2 años, no se prevé que  $\pi$  diste mucho de  ${}_2q_0$ , porque cuantitativamente,  $\pi$  está determinado por el tipo y el nivel de mortalidad.

3. Una simulación de recopilación de datos del MHP, basada en las historias de nacimientos de la EMF, confirma que la fracción  $\tau = I^*/I$  no está lejos de 0.8. La proximidad de los tres parámetros  ${}_2q_0$ ,  $q(0.8I)$  y  $\pi$  en los siete países estudiados avala la solidez del MHP como sistema para medir la mortalidad infantil temprana.

4. El momento cronológico de las estimaciones del MHP,  $\theta$ , es alrededor de  $2/3$  del intervalo intergenésico medio  $I$ . Una simulación con las historias de nacimientos de la EMF de siete países sitúa la magnitud de  $\theta$  entre 17 y 22 meses antes del parto actual.

## GLOSARIO

- $\pi$ : proporción de hijos previos fallecidos
- $b(x)$ : distribución del intervalo intergenésico según edad ( $x$ )
- $I$ : intervalo intergenésico medio [media de  $b(x)$ ]
- $V$ : varianza de la distribución del intervalo intergenésico,  $b(x)$
- ${}_xq_0$ ,  $q(x)$ : probabilidad de morir entre el nacimiento y la edad  $x$ . Aquí se utiliza para denotar las probabilidades de morir de los hijos previos o del mayor de un par de hijos
- ${}_yq_0$ ,  $q(y)$ : probabilidad de morir entre el nacimiento y la edad  $y$ . Aquí se utiliza para denotar la probabilidad de morir de los hijos actuales o del menor de un par de hijos
- $\omega$ : límite superior de la duración de la vida
- $I^*$ : edad en que  $\pi = q(I^*)$

- $\alpha$ : parámetro que indica el nivel de mortalidad en el sistema logito de tablas de vida
- $\beta$ : parámetro que indica el tipo de mortalidad en el sistema logito de tablas de vida
- $\tau$ : cociente de  $I^*$  sobre  $I$  [ $\gamma = I^*/I$ ]
- $l_x$ : número (proporción) de sobrevivientes hasta la edad  $x$
- $\lambda, k$ : parámetros de una expresión analítica para  $l_x$  [ $l_x = (1 + \lambda x)^{-k}$ ]
- $e_x$ : esperanza de vida a la edad  $x$
- $\pi_u$ : momento cronológico de las muertes en una cohorte nacida  $u$  años atrás
- $\mu_y$ : fuerza de la mortalidad a la edad  $y$  [ $\mu_y = -l'_y/l_y$ ]
- ${}_uL_0$ : años-persona vividos entre el nacimiento y la edad  $u$
- $\theta$ : momento cronológico de las estimaciones del MHP
- $q(0^+)$ : probabilidad de morir "al nacer"
- $\varphi$ : cociente de  $\theta$  sobre  $I$  [ $\varphi = \theta/I$ ]
- $\varphi^*$ : cociente de  $\theta$  sobre  $I^*$  [ $\varphi^* = \theta/I^*$ ]
- $I^+$ : intervalo intergenésico medio cuando el primer niño muere antes de nacer el segundo
- $\varphi^+$ : cociente de  $\theta$  sobre  $I^+$  [ $\varphi^+ = \theta/I^+$ ]
- $B_1$ : fecha de nacimiento del primer hijo en un par de hijos sucesivos en una historia de nacimiento
- $B_2$ : fecha de nacimiento del segundo hijo en un par de hijos sucesivos en una historia de nacimiento
- $b_{1,2}$ : intervalo entre los nacimientos de dos hijos sucesivos en una historia de nacimiento [ $b_{1,2} = B_2 - B_1$ ]
- $D_1$ : fecha de muerte del primer hijo en un par de hijos sucesivos en una historia de nacimiento
- $AD_1$ : edad al morir del primer hijo en un par de hijos sucesivos en una historia de nacimiento [ $AD_1 = D_1 - B_1$ ]
- $TL_1$ : tiempo transcurrido entre la muerte del primer hijo y el nacimiento del segundo [ $TL_1 = B_2 - D_1 = b_{1,2} - AD_1$ ]
- $D$ : edad promedio al morir.

## APENDICE

### PROBABILIDADES DE MUERTE DE LA TABLA DE VIDA PARA SIETE PAISES SOMETIDOS A LA EMF SOBRE UNA BASE MES A MES

Edad	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
1	0.0950	0.0637	0.0458	0.0385	0.0177	0.0380	0.0318
2	0.1130	0.0769	0.0549	0.0461	0.0339	0.0423	0.0407
3	0.1197	0.0865	0.0623	0.0529	0.0426	0.0445	0.0453
4	0.1323	0.0951	0.0705	0.0579	0.0506	0.0471	0.0499
5	0.1367	0.0998	0.0762	0.0617	0.0569	0.0494	0.0533
6	0.1415	0.1044	0.0813	0.0642	0.0612	0.0515	0.0561
7	0.1495	0.1103	0.0908	0.0691	0.0669	0.0538	0.0583
8	0.1535	0.1139	0.0957	0.0713	0.0703	0.0554	0.0608
9	0.1577	0.1206	0.1024	0.0740	0.0743	0.0581	0.0632
10	0.1610	0.1255	0.1064	0.0771	0.0788	0.0604	0.0657
11	0.1631	0.1275	0.1075	0.0787	0.0799	0.0621	0.0685
12	0.1640	0.1289	0.1084	0.0797	0.0810	0.0648	0.0712
13	0.1819	0.1464	0.1248	0.0926	0.0927	0.0701	0.0745
14	0.1821	0.1476	0.1256	0.0938	0.0930	0.0715	0.0770
15	0.1822	0.1492	0.1280	0.0961	0.0938	0.0730	0.0786
16	0.1825	0.1505	0.1301	0.0972	0.0943	0.0748	0.0804
17	0.1828	0.1515	0.1320	0.0979	0.0949	0.0760	0.0820
18	0.1830	0.1522	0.1325	0.0984	0.0953	0.0771	0.0836
19	0.1915	0.1544	0.1372	0.1039	0.0977	0.0777	0.0855
20	0.1916	0.1551	0.1379	0.1040	0.0980	0.0783	0.0871
21	0.1916	0.1564	0.1392	0.1045	0.0981	0.0787	0.0887
22	0.1917	0.1567	0.1395	0.1047	0.0981	0.0789	0.0896
23	0.1918	0.1571	0.1397	0.1051	0.0982	0.0790	0.0916
24	0.1918	0.1574	0.1397	0.1054	0.0983	0.0794	0.0929
25	0.2093	0.1678	0.1533	0.1201	0.1065	0.0802	0.0944
26	0.2094	0.1681	0.1537	0.1205	0.1067	0.0802	0.0957
27	0.2095	0.1681	0.1541	0.1212	0.1071	0.0805	0.0969
28	0.2097	0.1684	0.1549	0.1217	0.1071	0.0809	0.0983
29	0.2098	0.1685	0.1554	0.1223	0.1073	0.0814	0.0995
30	0.2098	0.1688	0.1558	0.1225	0.1074	0.0820	0.1009
31	0.2152	0.1691	0.1576	0.1252	0.1082	0.0822	0.1017
32	0.2153	0.1693	0.1578	0.1252	0.1082	0.0824	0.1026
33	0.2155	0.1694	0.1581	0.1254	0.1082	0.0826	0.1038
34	0.2155	0.1697	0.1583	0.1256	0.1082	0.0828	0.1047
35	0.2155	0.1698	0.1583	0.1258	0.1082	0.0828	0.1054
36	0.2155	0.1700	0.1584	0.1258	0.1083	0.0832	0.1061

Apendice (conclusión)

Edad	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
37	0.2342	0.1777	0.1664	0.1343	0.1124	0.0838	0.1072
38	0.2342	0.1778	0.1666	0.1347	0.1124	0.0840	0.1085
39	0.2343	0.1778	0.1673	0.1353	0.1125	0.0840	0.1090
40	0.2345	0.1780	0.1673	0.1353	0.1125	0.0841	0.1096
41	0.2346	0.1782	0.1675	0.1359	0.1125	0.0844	0.1103
42	0.2346	0.1782	0.1675	0.1360	0.1125	0.0846	0.1110
43	0.2357	0.1785	0.1683	0.1365	0.1127	0.0848	0.1118
44	0.2357	0.1785	0.1684	0.1365	0.1127	0.0848	0.1125
45	0.2357	0.1786	0.1685	0.1366	0.1127	0.0849	0.1129
46	0.2357	0.1786	0.1686	0.1366	0.1127	0.0850	0.1138
47	0.2357	0.1786	0.1688	0.1366	0.1128	0.0854	0.1141
48	0.2357	0.1786	0.1688	0.1367	0.1128	0.0854	0.1153
49	0.2449	0.1823	0.1731	0.1412	0.1149	0.0854	0.1156
50	0.2450	0.1823	0.1732	0.1414	0.1149	0.0856	0.1162
51	0.2450	0.1824	0.1734	0.1416	0.1149	0.0859	0.1168
52	0.2450	0.1824	0.1736	0.1420	0.1149	0.0859	0.1175
53	0.2451	0.1824	0.1736	0.1420	0.1149	0.0861	0.1181
54	0.2451	0.1824	0.1738	0.1420	0.1149	0.0861	0.1186
55	0.2453	0.1826	0.1739	0.1424	0.1151	0.0862	0.1190
56	0.2453	0.1826	0.1740	0.1424	0.1151	0.0864	0.1191
57	0.2454	0.1826	0.1742	0.1425	0.1151	0.0866	0.1197
58	0.2454	0.1826	0.1742	0.1425	0.1152	0.0867	0.1199
59	0.2454	0.1826	0.1742	0.1425	0.1152	0.0868	0.1201
60	0.2454	0.1826	0.1742	0.1425	0.1152	0.0870	0.1207

(1) Bangladesh; (2) Lesotho; (3) Kenya; (4) Ghana; (5) Siria; (6) Guyana; (7) República de Corea.

## BIBLIOGRAFIA

- Aguirre, A. (1990), "The Preceding Birth Technique for the Estimation of Child Mortality: Theory, Extensions and Applications", tesis de grado, Universidad de Londres.
- Aguirre, A. y A. G. Hill (1988), "Estimación de la mortalidad de la niñez mediante la técnica del hijo previo con datos provenientes de centros de salud o de encuestas de hogares: aspectos metodológicos", *Notas de población*, N° 46-47 (LC/DEM/G.78), Santiago, Chile, CELADE.
- Arretx, C. (1984), "Estudio de la mortalidad infantil o de la niñez", Santiago, Chile, CELADE, inédito.
- Bicego, G. y otros (1989), "Evaluation of a Simplified Method for Estimation of Early Childhood Mortality in Small Populations, *IIP Occasional Paper*, No. 5, Johns Hopkins University School of Hygiene and Public Health.

- Brass, W. (1971), "On the Scale of Mortality", *Biological Aspects of Demography*, W. Brass (comp.), Londres, Taylor and Francis, Ltd.
- Brass, W. (1985), "A Simple Approximation for the Time-location of Estimates of Childhood Mortality from Proportions Dead by Age of Mother", *Advances in Methods for Estimating Fertility and Mortality from Limited and Defective Data*, W. Brass (comp.), Universidad de Londres, Centro de Estudios Demográficos, Londres.
- Brass, W. (1986), "Personal Communication".
- Brass, W. y S. Macrae (1985), "Childhood Mortality Estimated from Reports on Previous Births Given by Mothers at the Time of a Maternity. Preceding Birth Technique", *Advances in Methods for Estimating Fertility and Mortality from Limited and Defective Data*, W. Brass (comp.), Universidad de Londres, Centro de Estudios Demográficos, Londres.
- Coale, A. J. y P. Demeny (1966), *Regional Model Life Tables and Stable Populations*, Princeton, N. J., Princeton University Press.
- CONAPOFA (Consejo Nacional de Población y Familia) y CELADE (Centro Latinoamericano de Demografía) (1987), *Investigación de la mortalidad infantil mediante el método del hijo previo en el Hospital de Maternidad Nuestra Señora de la Altagracia y en la Clínica de Maternidad San Rafael*, Santo Domingo, CONAPOFA.
- David, P. (1988), "Final Report to UNICEF, Jordan Childhood Mortality Survey, 1988", EPI/CDD (Expanded Programme of Immunization/Control of Diarrheic Diseases) Review, inédito.
- Fargues, P. (1986), *Un apport potentiel des formations sanitaires pour mesurer la mortalité dans l'enfance en Afrique: le cas d'Abidjan, 1980*, Seminar on Comparative Studies of Mortality and Morbidity: Old and New Approaches to Measurement and Analysis, Siena, 7 al 12 de julio de 1986.
- Fargues, P. y M. Khalt (1989), "Child Mortality in Beirut: Six Indirect Estimates based on Data Collected at the Time of Birth", serie *Populations Studies*, Londres.
- Ferreira, C. E. y L. Ortiz (1984), "Pesquisa da mortalidade infantil em um segmento populacional da periferia da grande São Paulo", São Paulo, Fundação Sistema Estadual de Análisis de Datos (SEADE).
- Hill, A. G., A. Aguirre y R. del Aguila (1988), "Measuring Diarrhoeal Mortality in Childhood. Report on a Methodological Trial Conducted in Lima, Peru, 1987", informe preparado para el programa de Control de Enfermedades Diarreicas, Ginebra, Organización Mundial de la Salud (OMS), inédito.
- Hill, A. G. y A. Aguirre (1990), "Childhood Mortality Estimates Using the Preceding Birth Technique: Some Applications and Extensions", serie *Populations Studies*, Londres.
- Hill, A. G. y P. David (1989), "Measuring Childhood Mortality in the Third World: Neglected Sources and Novel Approaches", *International Population Conference, 1989*, Unión Internacional para el Estudio Científico de la Población (UIECP), vol. 2, Liège.
- Hill, A. G. y otros (1986), "L'enquête pilote sur la mortalité aux jeunes ages dans cinq maternités de la ville de Bamako, Mali", *Estimation de la mortalité du jeune enfant (0-5 ans) pour guider les actions de santé dans les pays en développement*, París, Editions INSERM.
- Hill, A. G. y S. Macrae (1985), "Measuring Childhood Mortality Levels: A New Approach", UNICEF Social Statistics Bulletin, vol. 8, No. 2, Nairobi.



- Hochsztajn, B. (1983), *Estimación de la mortalidad al comienzo de la vida: el caso del Departamento de Cordillera, Paraguay*, documento preparado para el Taller Regional "La investigación de la mortalidad infantil en América Latina", Bogotá, 21 al 23 de febrero.
- Irigoyen, M. y S. Mychaszula (1988), *Estimación de la mortalidad infantil mediante el método del hijo previo. Aplicación en el hospital rural de Junín de los Andes*, Buenos Aires, Centro de Estudios de Población (CENEP). Documento presentado al Seminario Latinoamericano de Recolección y Procesamiento de Datos Demográficos, Santiago, Chile, 23 al 27 de mayo.
- Macrae, S. (1979), "Birth Notification Data as a Source of Basic Demographic Measures: Illustrated by Specific Application to the Study of Childhood Mortality in the Solomon Islands", tesis de grado, Universidad de Londres, Londres.
- Mbacké, C. (1988), "Quelques difficultés liées à la mesure de la mortalité des enfants pour l'évaluation des programmes de santé en Afrique", *African Population Conference*, Unión Internacional para el Estudio Científico de la Población (UIECP), vol. 2, Dakar.
- Naciones Unidas, División de Población (1982), *Model Life Tables for Developing Countries*, serie Population Studies, No. 77 (ST/ESA/SER.A/077), Nueva York. Publicación de las Naciones Unidas, No. de venta: E.81.XIII.7.
- Ortiz, L. (1988), "Estimativas de mortalidade infantil através do método do filho prévio", *Anais do VI Encontro Nacional de Estudos Populacionais*, vol. 4, Olinda, Brasil.
- Robinson, B. N. y otros (1980), *SIR (Scientific Information Retrieval): User's Manual, Version 2*.
- Rodríguez, B. (1988), *Investigación de la mortalidad infantil mediante el método del hijo previo: experiencia de la República Dominicana*, Santo Domingo, Consejo Nacional de Población y Familia (CONAPOFA), documento presentado al Seminario Latinoamericano de Recolección y Procesamiento de Datos Demográficos, Santiago, Chile, 23 al 27 de mayo.
- Rutstein, S. (1984), "Infant and Child Mortality: Levels, Trends and Demographic Differentials", *WFS Comparative Studies*, No. 43.
- Somoza, J. (1988), *El censo experimental de Junín de Los Andes. Informe técnico sobre la experimentación para estimar la mortalidad infantil reciente*, Buenos Aires, Centro de Estudios de Población (CENEP). Documento presentado al Seminario Latinoamericano de Recolección y Procesamiento de Datos Demográficos, Santiago, Chile, 23 al 27 de mayo.
- SPSS Inc. (1983), *SPSS User's Guide*.
- UNICEF (Fondo de las Naciones Unidas para la Infancia) y CELADE (Centro Latinoamericano de Demografía) (1985), *Nuevo procedimiento para recolectar información sobre la mortalidad de la niñez. Investigación experimental en Bolivia y Honduras (LC/DEM/G.26)*, Santiago de Chile, CELADE.

