ESTIMACION DE LAS COVARIABLES DE LA MORTALIDAD EN LA NIÑEZ A PARTIR DE DECLARACIONES RETROSPECTIVAS DE LAS MADRES(*)

James Trussell
Oficina de Investigaciones de Población
Universidad de Princeton

Samuel Preston
Centro de Estudios de Población
Universidad de Pennsylvania

RESUMEN

En este artículo(**) se comparan diversos modelos de estimación de las covariables de la mortalidad en la niñez. Específicamente, se examina la precisión que se pierde cuando se descartan algunos datos, como las fechas de nacimiento y muerte de cada niño. La conclusión es que los datos incompletos sobre la mortalidad del tipo recogido en encuestas o censos pueden proporcionar estimaciones muy cercanas a las que se obtienen a partir de datos mucho más ricos provenientes de historias de maternidad. Dos conclusiones importantes son que en los dos países estudiados, Sri Lanka y Corea, la educación del padre tiene un efecto marcado y significativo sobre la mortalidad en la niñez, aun cuando se controla la educación materna y que, una vez que se controlan las otras covariables, no hay diferencias en la mortalidad de los niños de las zonas rural y urbana.

< MORTALIDAD INFANTIL > < MEDICION DE LA MORTALIDAD > < NIVEL DE EDUCACION > < FUENTE DE INFORMACION >

---

* Documento presentado a la reunión de la "Population Association of America" de marzo de 1981.

** Los autores desean dejar constancia de su reconocimiento a Ozer Babakol y David Bloom por su ayuda en la programación de los numerosos cálculos que contiene el presente trabajo. Este se financió con arreglo a la donación NIH HD11720 y a la donación NSF SOC-78-13777.

ESTIMATING THE COVARIATES OF CHILDHOOD MORTALITY FROM RETROSPECTIVE REPORTS OF MOTHERS

SUMMARY

In this paper we compare various models for estimating the covariates of childhood mortality. Specifically, we examine how much precision is lost as various pieces of information, such as dates of birth and death for each child, are discarded. The conclusion which we reach is that even incomplete mortality data of the type collected in household surveys or censuses can yield estimates which are very close to those based on the much richer wealth of data collected in detailed maternity histories. Two substantive conclusions of interest are that in the two countries (Sri Lanka and Korea) we examined, education of father has a significant and pronounced effect on childhood mortality even when mother's education is controlled, and once other covariates are controlled, there is no difference between urban and rural childhood mortality.

< INFANT MORTALITY > <MORTALITY MEASUREMENT > < EDUCATIONAL LEVEL > < INFORMATION SOURCE >

En los últimos quince años, los métodos para estimar los niveles de la mortalidad en la niñez en los países en desarrollo han variado fundamentalmente como consecuencia de la amplia aceptación de procedimientos como los utilizados por Brass. Estos se basan en las declaraciones retrospectivas hechas por las mujeres en una encuesta o censo sobre el número de sus hijos nacidos vivos y de sus hijos sobrevivientes o fallecidos (Brass y otros, 1968; Sullivan, 1972; Trussell, 1975). Debido al éxito y a la popularización de estos procedimientos, en casi todas las encuestas demográficas que se realizan en los países en desarrollo, incluida la Encuesta Mundial de Fecundidad, se formulan preguntas análogas a las del método de Brass. Las encuestas contienen a menudo información adicional (la fecha de nacimiento o la edad de los hijos sobrevivientes), que puede utilizarse para complementar el procedimiento de Brass, fijando con mayor precisión la duración del período en que el hijo está expuesto a la mortalidad (Preston y Palloni, 1978).

La información del tipo Brass también ha prestado gran utilidad para definir los factores socioeconómicos asociados a la mortalidad. Así, fue la base de una amplia tabulación multinacional de la mortalidad en la niñez en América Latina (Behm y colaboradores, 1976-1979). Caldwell (1979) empleó esta clase de información en una demostración multivariante de la importancia del grado de instrucción de la madre en la mortalidad en la niñez en Ibadan. Otros ejemplos de la aplicación de esta clase de información son los estudios de Avery y Haines (1980), Schultz (1979), y Carvahal y Burgess (1978).

Hasta ahora se ha prestado escasa atención a los procedimientos estadísticos multivariantes para estimar la relación entre la mortalidad en la niñez, medida a partir de preguntas como las utilizadas por Brass, y diversas características de la familia, del hogar y de la comunidad en que nacieron lo hijos. En su mayor parte, los procedimientos han sido informales y de tipo *ad-hoc.* El objetivo del presente trabajo es precisar procedimientos estadísticamente adecuados para estimar las covariables de la mortalidad en la niñez y demostrar la manera en que se comportan cuando se aplican a dos conjuntos de datos: la Encuesta Mundial de Fecundidad de Corea del Sur y la de Sri Lanka.

I. *Modelos subyacentes*

El elemento que distingue el problema aquí examinado de la mayoría de los demás problemas estadísticos que se plantean en las ciencias sociales es la duración de la exposición. La probabilidad de que fallezca un hijo es función, entre otros elementos, del tiempo que éste haya estado expuesto al riesgo de morir. Sin embargo, no resulta muy atractivo, por ejemplo, introducir simplemente en un análisis de regresión un término de duración aditivo, porque ello entraña que los efectos de la duración actúan independientemente de los efectos de las covariables en las probabilidades acumuladas de fallecer. En cambio, es más razonable partir de la base de que los efectos de un medio desfavorable tienden a acumularse mientras más prolongado sea el tiempo que el hijo esté expuesto a dicho medio; esto es, habría interacciones entre la duración de la exposición y las demás covariables. El análisis de un conjunto de tablas de vida tomadas de mucho países y períodos ofrece apoyo empírico a este supuesto. Las tasas de mortalidad en determinados pares de edades están muy correlacionadas; un medio en el que la mortalidad es baja tiende a producir baja mortalidad en todas las edades (Coale y Demeny, 1966). Así, es razonable suponer que lo mismo sucede dentro de los subgrupos de una misma población.

Sin embargo ¿exactamente de qué manera habrá que incorporar al análisis estas interrelaciones entre las tasas de mortalidad? Las tablas modelo de vida contienen las indicaciones más confiables de la forma en que varían los patrones de edad de la mortalidad a medida que cambia el nivel de ésta. En el presente trabajo se han utilizado tres supuestos que reciben distintos grados de apoyo empírico de las tablas modelo de vida para mostrar las variaciones que experimenta la mortalidad en la niñez cuando varían los niveles de mortalidad. Dichos supuestos son:

1. Las funciones de la probabilidad acumulada de morir a partir del nacimiento que dependen de la edad son proporcionales a un modelo estándar (impuesto por el investigador) y, por lo tanto, entre sí.

2. Las funciones de la razón entre la probabilidad acumulada de morir y la probabilidad acumulada de sobrevivir según la edad son proporcionales a un modelo estándar y, por lo tanto, entre sí.

3. Las funciones de la fuerza de la mortalidad que dependen de la edad son proporcionales entre sí, pero no a un estándar impuesto por el investigador.

Estos tres supuestos ya han sido utilizados para ilustrar las variaciones de la mortalidad. Brass (1968), Sullivan (1972), y Trussell (1975) utilizaron el primero a fin de obtener los multiplicadores necesarios para aplicar el conocido método de Brass de estimar los niveles de la mortalidad en la niñez. Brass utilizó el segundo como base para elaborar los sistemas de tablas de vida modelo de un parámetro del "estándar general" y del "estándar africano" (véase Carrier y Hobcraft, 1971). Por último, los bioestadísticos han recurrido ampliamente al tercer supuesto –a menudo llamado de los "riesgos proporcionales"– para estudiar los efectos de las covariables en la mortalidad (por ejemplo, Kalbfleisch y Prentice, 1980).

Desde el punto de vista formal, cada supuesto no es coherente con los otros dos. Sin embargo, para la mortalidad en la niñez de las poblaciones de mortalidad moderada a baja, los efectos empíricos de la incoherencia carecen de importancia[1]. El gráfico 1 demuestra empíricamente la validez de los supuestos dentro del campo de variación de la mortalidad que ordinariamente se encuentra hoy en los países en desarrollo. Cuando las funciones se trazan en papel logarítmico los diversos supuestos deberían traducirse en líneas paralelas.

---

[1] Las razones de su solidez pueden comprobarse matemáticamente. Si se designa $u(t)$ la función de la fuerza de la mortalidad en la edad t, la razón entre la probabilidad acumulada de fallecer antes de la edad x, $q(x)$ y la probabilidad de sobrevivir hasta esa edad, $p(x)$ es

$$\frac{q(x)}{p(x)} = \frac{1 - e^{-\int_0^x u(t)\,dt}}{e^{-\int_0^x u(t)\,dt}} = e^{\int_0^x u(t)\,dt} - 1$$

$$= \int_0^x u(t)\,dt + \frac{\left[\int_0^x u(t)\,dt\right]^2}{2} + \frac{\left[\int_0^x u(t)\,dt\right]^3}{6} + \ldots$$

Si más allá del primero se pasan por alto los términos de este desarrollo que en las primeras edades serán muy pequeños, una variación equiproporcional de $u(t)$ induciría un cambio equiproporcional idéntico en $q(x)/p(x)$. En general, las variaciones de la última función serán proporcionalmente algo superiores a aquéllas de la primera.
Además, para las primeras edades de las poblaciones de mortalidad moderada a baja, $p(x)$ se encuentra dentro de 0,1 ó 0,2 de la unidad, de manera que los resultados efectivos para $q(x)/p(x)$ también lo son en cierta medida para $q(x)$ por sí solos.

(continúa)

El paralelismo de las curvas $q(x)$ de las tablas de vida "oeste" de las mujeres entre las esperanzas de vida al nacer de 45, 55 y 65 años es bastante notable. La diferencia entre los logaritmos naturales de $q(x)$ de las poblaciones de mortalidad más alta y más baja sólo aumenta de 1,07 a la edad 1 a 1,20 a la edad 15. En el caso de la función $q(x)/p(x)$ el incremento es ligeramente superior (de 1,18 a 1,42) pero el paralelismo sigue siendo una representación aceptable, en especial en las edades jóvenes en que se concentra la mayor parte de la experiencia. Sin embargo, en el caso de la función de la fuerza de la mortalidad, las diferencias proporcionales de valor son indudablemente menores en la edad 0 a 1 que en las edades posteriores[2]. Este aumento con la edad puede reflejar que la mortalidad infantil contiene factores "endógenos" que, proporcionalmente, responden menos a la modificación de las condiciones ambientales. En el tramo de edades superiores a 2 el paralelismo es un supuesto aceptable.

Supóngase que la hipótesis de proporcionalidad no sea estrictamente aplicable, pero que se introduce para fines de estimación. ¿Cuál es la interpretación del factor de "proporcionalidad" estimado?. Algebraicamente, estos factores serán alguna forma de promedio ponderado de las razones reales que predominaron, edad por edad. La manera más sencilla de ver este resultado es en el supuesto de la proporcionali-

---

1 (continuación)

Expresado de manera más general,

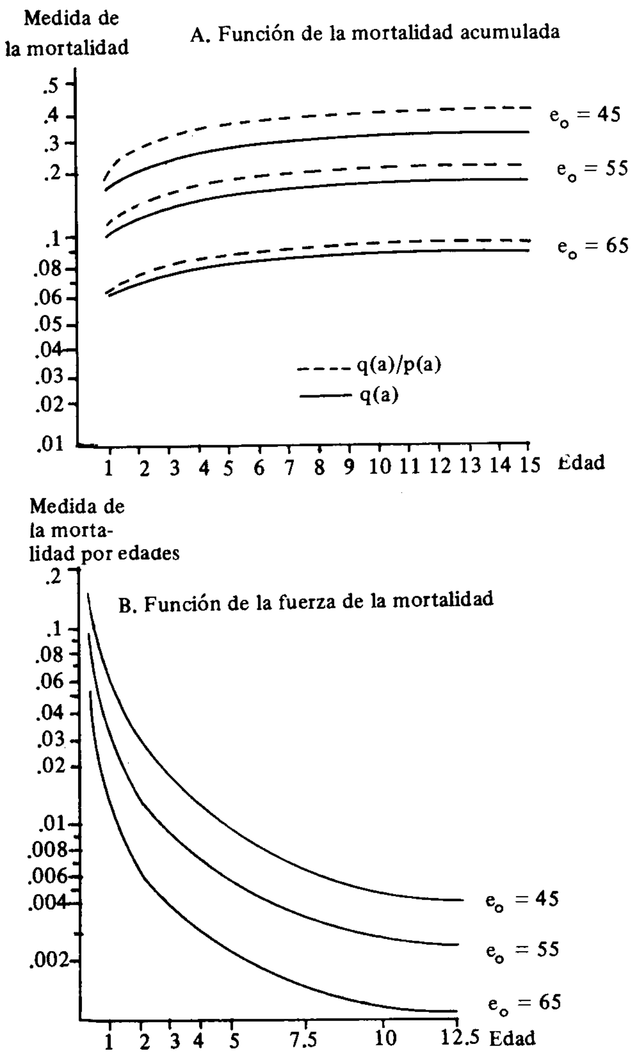
$$q(x) = \frac{\int_0^x u(t)\,dt + \frac{\left[\int_0^x u(t)\,dt\right]^2}{2} + \ldots}{1 + \int_0^x u(t)\,dt + \frac{\left[\int_0^x u(t)\,dt\right]^2}{2} + \ldots}$$

Cuando los valores de $\int_0^x u(t)\,dt$ son bajos, un cambio equiproporcional en $u(t)$ originará aproximadamente la misma variación en $q(x)$. La correspondencia es menos estrecha que en los casos anteriores y las modificaciones $q(x)$ siempre serán algo menos que proporcionales a las variaciones de la función $u(t)$.

2 La función trazada en el gráfico 1 es el valor medio de la función de la fuerza de la mortalidad entre las edades exactas x y $x + n$, trazadas a la edad $x + n/2$, y estimadas por $(-\ln {}_np_x)/n$, en que ${}_np_x$ es la probabilidad de sobrevivir entre las edades x y $x + n$.

Gráfico 1

COMPARACION DE LAS TRES FUNCIONES DE MORTALIDAD POR EDADES EN TRES NIVELES DE MORTALIDAD. TABLAS DE VIDA MODELO DE COALE-DEMENY PARA MUJERES "OESTE"



dad de $q(x)$. Si comparamos dos grupos, numerados 1 y 2, y designamos $b_i(x)$ como la proporción de nacimientos en el grupo i que ocurrió x años antes, la proporción de hijos fallecidos nacidos en los grupos 1 y 2, PD_1 y PD_2 será:

$$PD_1 = \int_0^\infty b_1(x)\, q_1(x)\, dx$$
$$PD_2 = \int_0^\infty b_2(x)\, q_2(x)\, dx \qquad (1)$$

Si se parte de la base de que $q_2(x) = K\, q_1(x)$, entonces

$$PD_2 = \int_0^\infty b_2(x)\, K\, q_1(x)\, dx, \text{ ó}$$

$$K = \frac{PD_2}{\int_0^\infty b_2(x)\, q_1(x)\, dx} = \frac{\int_0^\infty b_2(x)\, q_2(x)\, dx}{\int_0^\infty b_2(x)\, q_1(x)\, dx} \qquad (2)$$

$$= \frac{\int_0^\infty b_2(x)\, q_1(x)\, \dfrac{q_2(x)}{q_1(x)}\, dx}{\int_0^\infty b_2(x)\, q_1(x)\, dx} = \int_0^\infty f(x) \frac{q_2(x)}{q_1(x)}\, dx \qquad (3)$$

Resolviendo algebraicamente en función de K, el valor resultante es un promedio ponderado de la función de razón, $q_2(x)/q_1(x)$, en que las ponderaciones combinan la historia de nacimientos del grupo 2 y la función estándar de mortalidad, $q_1(x)$, con que se compara su propia función de mortalidad. Naturalmente, la comparación de las mortalidades relativas se facilita eligiendo un estándar con el cual comparar todos los grupos. Sin embargo, también es evidente que, a menos que las funciones sean de hecho estrictamente proporcionales, el valor del factor de proporcionalidad definido por comparación con dicho estándar puede depender de la historia de nacimientos de las mujeres de un grupo determinado. Esta dependencia debe tenerse presente, particularmente en las comparaciones que abarcan más de dos grupos.

El supuesto más conveniente de los tres dependerá de la información de que disponga el analista. Se distinguirán seis situaciones de disponibilidad de información en encuestas retrospectivas de una sola visita y se examinarán en detalle cuatro de ellas:

FECHAS DE NACIMIENTO DISPONIBLES	FECHAS DE FALLECIMIENTO DISPONIBLES: NO	FECHAS DE FALLECIMIENTO DISPONIBLES: SI
Ninguna	I. $q(a)$ proporcional	–
Hijos sobrevivientes únicamente	II. $q(a)/p(a)$ proporcional	–
Todos los nacimientos	IIIa, b. $q(a)$ proporcional IIIc. $q(a)/p(a)$ proporcional o función lineal $\ell n\,[q(a)/p(a)]$	IV. Fuerza de la mortalidad proporcional

Según se cree, el número de encuestas que caen en los dos casilleros vacíos es muy reducido, ya que es poco probable que una encuesta tenga información sobre la fecha del fallecimiento y no sobre la de nacimiento. Las clasificaciones I – IV van desde la situación de menos información a la de más información. Los supuestos introducidos para facilitar la estimación en las distintas situaciones se indican dentro de los casilleros. En los casos I – III, se introduce una función de mortalidad "estándar" sea $q(a)$ o $q(a)/p(a)$ y se parte de la base de que cada categoría de una variable tiene un efecto proporcional determinado en dicha función de mortalidad. El problema estadístico consiste, pues, en definir el conjunto de factores de proporcionalidad para cada categoría de cada variable. En el caso IV la información disponible permite al analista no imponer una función "estándar" y, de hecho, resolver directamente en función del estándar. En la práctica, tanto la encuesta de Corea como la de Sri Lanka contienen esta información "completa", de tal modo que se pueden comparar los resultados de otros métodos con los de este "caso mejor". Sin embargo, parte de las ventajas teóricas del caso IV desaparece ante la posibilidad de que el supuesto de proporcionalidad allí utilizado sea menos válido que los supuestos utilizados en los casos I-III.

II. *Descripción de los métodos de estimación*

Con estos antecedentes generales procedemos a describir, de manera más exacta, los métodos, procedimientos de estimación y resultados de los distintos métodos.

METODO I

A. *Información*

Número de hijos nacidos y de hijos sobrevivientes de las mujeres clasificadas en las categorías estándar, y tiempo transcurrido desde el primer matrimonio (o edad). Se deben hacer tabulaciones cruzadas de esta información por categorías de covariables.

B. *Modelo*

Existe un modelo estándar de mortalidad adecuado $q^S(a)$, en que $q^S(a)$ es la probabilidad de morir a la edad exacta a. Se parte de la base de que el modelo de mortalidad de cada casillero de una matriz de covarianza es proporcional al modelo estándar.

C. *Procedimiento*

Estimar el factor de proporcionalidad de cada celda como el número de muertes observado dividido por el número esperado de muertes, partiendo de la base de que dentro de ese subgrupo predominó el modelo estándar de mortalidad. Se calcula que el número esperado de muertes es

$$E_i = \sum_d B_i(d) \cdot PD^S(d) \tag{4}$$

en que $B_i(d)$ es el número de hijos nacidos de las mujeres del casillero i en la duración del matrimonio d (de 0 a 4 años a través de un límite especificado) y $PD^s(d)$ es la proporción estándar esperada de hijos fallecidos de las mujeres del grupo de duración d. Como el número de fallecidos observados es $\beta_i E_i$, bajo el supuesto de proporcionalidad de que $q_i(a) = \beta_i q^s(a)$, la razón entre el número de fallecidos observado y el esperado es simplemente β_i, que es el factor de proporcionalidad.

Para estimar la proporción esperada de hijos fallecidos de las mujeres de una determinada categoría de duración del matrimonio, simplemente se invierte al proceso tradicional en virtud del cual la proporción de hijos fallecidos por duración del matrimonio se convierte en estimaciones de la mortalidad en la niñez. Este procedimiento utiliza la siguiente fórmula (Trussell, 1975):

$$q^s(a) = PD^s(d)\, K_d^s \tag{5}$$

en que $PD^s(d)$ es la proporción de fallecidos entre las mujeres del grupo de duración d expuestas al modelo estándar de mortalidad y K_d un factor multiplicador que depende de las parideces medias de mujeres casadas por 0 a 4, 5 a 9 y 10 a 14 años. Invirtiendo esta fórmula se obtiene:

$$PD^s(d) = q^s(a)/K_d^s \tag{6}$$

El cuadro 1 muestra los valores $q^s(a)$ para estándares seleccionados tomados de las tablas de vida modelo de Coale-Demeny (1966). Los valores K_d^s se estiman a partir de una regresión que entraña parideces medias P_j en los grupos de duración 0-4 ($j = 1$), 5 a 9 ($j = 2$) y 10 a 14 ($j = 3$); los coeficientes de regresión se tomaron del manual de la National Academy of Sciences que aparecerá próximamente (Hill, Zlotnik y Trussell, 1981) y se reproducen en el cuadro 2. Si la información se tabulara por grupos de edades estándar de las mujeres utilizando los coeficientes de regresión correspondientes que aparecen en el cuadro A del anexo, indudablemente podría utilizarse el mismo procedimiento. En esta oportunidad sólo se analiza en detalle la fórmula de la duración, ya que, por lo general, los patrones de fecundidad marital por duración del matrimonio varían mucho menos que los patrones de fecundidad por edades.

Para estimar la proporción esperada de hijos fallecidos de las mujeres de la categoría i hay dos procedimientos. Uno de ellos utiliza los valores del promedio de hijos registrados para las mujeres de la ca-

Cuadro 1

VALORES ESTANDAR DE q^s PARA LAS CUATRO FAMILIAS DE LAS TABLAS DE VIDA MODELO DE ACUERDO CON EL SISTEMA COALE-DEMENY, NIVEL *19* $(e_0 = 65)$

Grupo de duración	Grupos de edades	Edad*	q(edad)			
			Norte	Sur	Este	Oeste
--	15-19	1	0,0533	0,0818	0,0718	0,0566
0- 4	20-24	2	0,0632	0,0967	0,0804	0,0655
5- 9	25-29	3	0,0701	0,1038	0,0843	0,0699
10-14	30-34	5	0,0801	0,1101	0,0889	0,0755
15-19	35-39	10	0,0921	0,1158	0,0949	0,0824
20-24	40-44	15	0,0994	0,1198	0,0992	0,0877
25-29	45-49	20	0,1095	0,1256	0,1063	0,0960
30-39	--	25	0,1234	0,1338	0,1163	0,1076

* Edad: la proporción de fallecidos del grupo de duración o de edades corresponde aproximadamente a la edad q. Para calcular la proporción esperada de fallecidos, hay que dividir la edad q por el factor multiplicador que se obtiene del cuadro 2 ó del cuadro A del anexo.

tegoría i, que explicarían claramente las historias de fecundidad de las mujeres de esa categoría; el otro utiliza los valores del promedio de hijos que abarcan toda la población. El primero tiene una ventaja y dos inconvenientes. La ventaja consiste simplemente en que las historias de los nacimientos deducidas a través de comparaciones de las parideces acumuladas de hijos del grupo i, de hecho pertenecen a dicho grupo. Sin embargo, a menos que el grupo esté cerrado a la movilidad geográfica o social, los resultados de la comparación de las parideces acumuladas de hijos a través de las cohortes para deducir la historia de nacimientos de una cohorte real, podría inducir a error (Preston y Palloni, 1978). Un inconveniente más importante es que a menudo se encuentran casilleros con pocos casos, ya que se necesitan subdivisiones por categorías no sólo de las covariables sino también de la duración del matrimonio. Esto puede llevar a que los valores P_i resulten muy irregulares. Por lo tanto, vale la pena investigar hasta qué punto se pierde (o gana) exactitud si los valores por casillero se sustituyen por valores P_i de la población en su conjunto. Se ha designado como METODO Ia, aquél basado en promedios específicos de hijos para cada categoría i y como METODO Ib el que se basa en un promedio fijo de hijos para toda la población. Cabe señalar que no siempre se pueden calcular las razones del promedio de hijos por casilleros porque P_2 ó P_3 podrían tener valor cero. Otros valores también pueden considerarse poco probables. Al aplicar el METODO Ia, se sustituyó el coeficiente de población cuando

Cuadro 2

COEFICIENTES DE REGRESION QUE SE UTILIZARAN PARA ESTIMAR LOS FACTORES DE AJUSTE *k(i)* CUANDO LA INFORMACION SE CLASIFICA SEGUN LA DURACION DEL MATRIMONIO

Ecuación de regresión: $k(i) = a(i) + b(i)\ (P(1)/P(2)) + c(i)(P(2)/P(3))$

(1) Modelo	(2) Grupo de duración	(3) *i*	(4) *q(x)/D(i)*	(5) *a(i)*	(6) *b(i)*	(7) *c(i)*
Norte	0- 4	1	q(2)/D(1)	1,2615	−0,5340	0,1252
	5- 9	2	q/3)/D(2)	1,1957	−0,4103	−0,0930
	10-14	3	q(5)/D(3)	1,3067	−0,0103	−0,4618
	15-19	4	q(10)/D(4)	1,4701	0,1763	−0,7268
	20-24	5	q(15)/D(5)	1,5039	0,0039	−0,7071
	25-29	6	q(20)/D(6)	1,4798	−0,2487	−0,5582
	30-34	7	q(25)/D(7)	1,4373	−0,2317	−0,5047
Sur	0- 4	1	q(2)/D(1)	1,3103	−0,5856	0,1367
	5- 9	2	q(3)/D(2)	1,2309	−0,3463	−0,1073
	10-14	3	q(5)/D(3)	1,2774	0,0336	−0,3987
	15-19	4	q(10)/D(4)	1,3493	0,1366	−0,5403
	20-24	5	q(15)/D(5)	1,3592	−0,0315	−0,4944
	25-29	6	q(20)/D(6)	1,3532	−0,1978	−0,4099
	30-34	7	q(25)/D(7)	1,3498	−0,1663	−0,4131
Este	0- 4	1	q(2)/D(1)	1,2299	−0,3998	0,0910
	5- 9	2	q(3)/D(2)	1,1611	−0,2451	−0,0797
	10-14	3	q(5)/D(3)	1,2036	0,0171	−0,2992
	15-19	4	q(10)/D(4)	1,2773	0,1015	−0,4276
	20-24	5	q(15)/D(5)	1,3014	−0,0219	−0,4195
	25-29	6	q(20)/D(6)	1,3160	−0,1630	−0,3751
	30-34	7	q(25)/D(7)	1,3287	−0,1523	−0,3925
Oeste	0- 4	1	q(2)/D(1)	1,2584	−0,4683	0,1080
	5- 9	2	q(3)/D(2)	1,1841	−0,3006	−0,0892
	10-14	3	q(5)/D(3)	1,2446	0,0131	−0,3555
	15-19	4	q(10)/D(4)	1,3353	0,1157	−0,5245
	20-24	5	q(15)/D(5)	1,3875	−0,0193	−0,5472
	25-29	6	q(20)/D(6)	1,4227	−0,1954	−0,5127
	30-34	7	q(25)/D(7)	1,4432	−0,1977	−0,5339

P_1/P_2 o P_1/P_3 eran iguales a cero o superiores o iguales a 1,0; en realidad este rango (de 0 a 1) es mayor al jamás observado en una población tal; podría haberse afinado el recorrido de cada coeficiente remitiéndose a los modelos de fecundidad, pero se estimó que ello sería innecesario.

Existe otra variante, mucho más sencilla, que no entraña agrupar inicialmente a las mujeres en categorías. Se puede calcular la razón entre los fallecimientos observados y los esperados para cada mujer que haya tenido un hijo; para obtener la proporción esperada de fallecidos en la duración del matrimonio, se utilizan las razones de paridez para toda la población. En este caso, la variable dependiente es la razón entre lo observado y lo esperado, en que cada mujer es la unidad de observación; cada observación se pondera por el número de hijos que ha tenido la mujer. Este método, designado como METODO Ic, tiene la ventaja adicional de no exigir covariables por categorías y puede adaptarse a variables continuas.

METODO II

A. *Información*

Número de hijos sobrevivientes por edad y número de hijos fallecidos, en tabulaciones cruzadas por categorías de covariables.

B. *Modelo*

Existe un modelo estándar de mortalidad adecuado y se parte de la base de que los modelos correspondientes a cada casillero i se relacionan por un sistema lineal logístico de un parámetro:

$$logito\ Q_i(a) = \ln \frac{Q_i(a)}{L_i(a)} = \alpha_i + logito\ Q^s(a) \qquad (7)$$

en que $L(a)$ corresponde a los años-personas vividos desde la edad a hasta la edad $a + 1$ para una raíz igual a la unidad y $Q(a) = 1 - L(a)$. El cuadro 3 muestra los valores $Q^s(a)$ tomados de las tablas de vida modelo de Coale-Demeny. Obsérvese que logito $L(a) = -logito\ Q(a)$.[3]

---

[3] La relación entre los parámetros de la transformación logística y los utilizados en el sistema logito tradicional de Brass es directa. De acuerdo con este último

$$\frac{1}{2} \ln \frac{q_x}{\ell_x} = a + c\ \frac{1}{2} \ln \frac{q_x^s}{\ell_x^s}$$

(continúa)

C. *Procedimiento*

Estimar $e^{\alpha i}$, como la razón de las muertes observadas y esperadas en el casillero *i*. El número observado de hijos fallecidos en el *i*-ésimo casillero debe ser igual a:

$$O_i = \sum_a S_i(a) \frac{Q_i(a)}{L_i(a)} = \sum_a S_i(a) \frac{Q^s(a)}{L^s(a)} e^{\alpha i} \qquad (8)$$

en que $S_i(a)$ es el número de hijos sobrevivientes del casillero *i* que tenían *a* años (completos) al realizarse la encuesta. $S_i(a)/L_i(a)$ es el número esperado de hijos nacidos *a* años antes de la encuesta y $Q_i(a)$ la proporción esperada que ha fallecido a la edad *a*, y por hipótesis,

$$Q_i(a)/L_i(a) = e^{\alpha i} Q^s(a)/L^s(a)$$

Por lo tanto, la razón de las muertes observadas y las esperadas es simplemente $e^{\alpha i}$, porque

$$\sum S_i(a) \cdot \frac{Q^s(a)}{L^s(a)}$$

es el número esperado de hijos fallecidos, partiendo de la base de que estuvieron expuestos al modelo estándar de mortalidad.

Para aplicar este procedimiento hay que agrupar los datos por categorías de mujeres; no se ha ideado una variante por clases simples.

---

3 (continuación)

Si se multiplican ambos términos por 2, se obtiene

$$\ln \frac{q_x}{\ell_x} = 2a + c \ln \frac{q_x^s}{\ell_x^s} = \alpha + \gamma \ln \frac{q_x^s}{\ell_x^s}$$

De esta manera, los parámetros del sistema aquí utilizado (α y γ) guardan la siguiente relación con los de Brass:

$\alpha = 2a$
$\gamma = c$

Aquí, de acuerdo con el Método II, $\gamma = 1,0$. Este supuesto se modera en el METODO IIIc. Nótese que el sistema también puede expresarse en función de L_x y Q_x, en vez de ℓ_x y q_x.

Cuadro 3

VALORES ESTANDAR DE $Q(a) = 1 - {}_{1}L_{a}$ PARA LAS CUATRO FAMILIAS DE LOS CUADROS DE VIDA MODELO DEL SISTEMA COALE-DEMENY, NIVEL *19* $(e_0 = 65)$

	Norte	Sur	Este	Oeste
0	0,04248	0,05837	0,05614	0,04451
1	0,05824	0,08922	0,07608	0,06102
2	0,06666	0,10024	0,08234	0,06768
3	0,07292	0,10579	0,08560	0,07144
4	0,07790	0,10894	0,08790	0,07422
5	0,08132	0,11067	0,08948	0,07614
6	0,08371	0,11181	0,09068	0,07753
7	0,08610	0,11294	0,09188	0,07891
8	0,08849	0,11407	0,09308	0,08029
9	0,09088	0,11521	0,09427	0,08167
10	0,09281	0,11618	0,09530	0,08289
11	0,09427	0,11698	0,09616	0,08395
12	0,09573	0,11778	0,09702	0,08501
13	0,09719	0,11858	0,09788	0,08607
14	0,09865	0,11938	0,09873	0,08712
15	0,10040	0,12036	0,09988	0,08849
16	0,10243	0,12152	0,10131	0,09017
17	0,10446	0,12268	0,10274	0,09185
18	0,10649	0,12385	0,10417	0,09353
19	0,10852	0,12501	0,10560	0,09520
20	0,11092	0,12641	0,10732	0,09720
21	0,11368	0,12804	0,10933	0,09950
22	0,11644	0,12967	0,11133	0,10180
23	0,11921	0,13131	0,11333	0,10411
24	0,12197	0,13294	0,11534	0,10641
25	0,12482	0,13464	0,11740	0,10882
26	0,12776	0,13642	0,11953	0,11132
27	0,13071	0,13820	0,12165	0,11383
28	0,13365	0,13998	0,12378	0,11634
29	0,13659	0,14176	0,12590	0,11885
30	0,13965	0,14370	0,12815	0,12153
31	0,14283	0,14580	0,13053	0,12437
32	0,14600	0,14790	0,13291	0,12721
33	0,14918	0,15001	0,13528	0,13005
34	0,15235	0,15211	0,13766	0,13289
35	0,15571	0,15438	0,14030	0,13601
36	0,15926	0,15682	0,14319	0,13942
37	0,16280	0,15926	0,14609	0,14283
38	0,16634	0,16171	0,14899	0,14624
39	0,16989	0,16415	0,15188	0,14965

METODO III

A. *Información*

Número de hijos nacidos cada año antes de la encuesta y número de hijos fallecidos en tabulaciones cruzadas, por categorías de covariables.

B. *Modelo*

Existe un modelo estándar de mortalidad $Q^S(a)$, y se parte de la base de que los modelos correspondientes a cada casillero son proporcionales a este estándar y, por lo tanto, entre sí. El cuadro 3 muestra los valores de $Q^S(a)$ tomados de las tablas de vida modelo de Coale-Demeny.

C. *Procedimiento*

Estimar el factor de proporcionalidad del casillero i como la razón del número de hijos fallecidos observado (O_i) y esperado (E_i). Como $Q_i(a) = \beta_i Q^S(a)$, entonces

$$O_i = \sum_a B_i(a) \cdot Q_i(a) = \beta_i \sum_a B_i(a)\, Q^S(a) = \beta_i E_i \qquad (9)$$

en que $B_i(a)$ es el número de hijos del casillero i nacidos a años antes de la encuesta y $E_i = \sum_a B_i(a)\, Q^S(a)$.

Si se calculan los valores β correspondientes a las categorías de covariables, el método se designa como METODO IIIa. Obviamente, si los datos no están agrupados, se puede aplicar el mismo procedimiento a cada mujer. En este caso, no es necesario que las covariables se den en categorías, aunque en este caso sólo nos ocupamos de información por categorías. El método basado en las observaciones para cada mujer se designa como METODO IIIb.

Si se sabe qué hijos determinados fallecieron y cuáles sobrevivieron, según la fecha del nacimiento, puede utilizarse otra técnica mejorada que desarrollaron Boulier y Paqueo (1980). Las observaciones se basan en cada hijo; la variable dependiente es 0 ó 1, según si el hijo sobrevivió o falleció. Las variables independientes correspondientes a un hijo i nacido hace a años son el vector de sus covariables X_i y X_i *logito* $Q^S(a)$, el producto del vector de sus covariables y el logito de la probabilidad estándar de fallecer a la edad a. Por lo tanto, se comprueba que la ecuación por estimar concuerda con los supuestos de un modelo logito en que la "dosis" es

$$\alpha_0 + \alpha' X_i + \gamma_0 \ln \frac{Q^S(a)}{L^S(a)} + \gamma' X_i \ln \frac{Q^S(a)}{L^S(a)} = A_i + C_i \, logito \; Q^S(a) \tag{10}$$

en que los valores α y γ son parámetros y la "respuesta" es 1 si el hijo falleció y de lo contrario 0. Este modelo utiliza una transformación logística de dos parámetros en que el parámetro del nivel es $A_i = \alpha_0 + \alpha' X_i$ y el parámetro de la forma es $C_i = \gamma_0 + \gamma' X_i$. Naturalmente, se puede limitar el modelo partiendo de la base de que las covariables no influyen en el parámetro de la forma. Por lo tanto la "dosis" se convierte en

$$\alpha_0 + \alpha' X_i + \gamma_0 \ln \frac{Q^S(a)}{L^S(a)} \tag{11}$$

Aún es posible limitar γ_0, y hacer que sea 1, con lo que se vuelve a una transformación logito de un parámetro. Este método, con sus versiones de transformación logito de un parámetro y de dos parámetros, se conocerá como METODO IIIc.

METODO IV – Riesgos proporcionales

A. *Información*

Las fechas de nacimiento de cada hijo, y la fecha (o edad) de fallecimiento de cada hijo fallecido, en tabulaciones cruzadas, por categoría de covariables.

B. *Modelo*

Se supone que la función de riesgo (fuerza de la mortalidad) $\mu(a)$ consiste en una función $e^{\alpha(a)}$, que depende sólo de la edad, multiplicada por un factor de proporcionalidad $e^{\beta' Z_i}$ que depende sólo de los valores de la covariable para el individuo i. Se supone que $\alpha(a)$ es constante e igual a α_k en los intervalos de edad k a $k + 1$. La descripción completa del modelo rebasa el alcance del presente trabajo, pero

Menken y otros (1981) han realizado una exposición muy clara. Obsérvese que en este modelo no se impone una función estándar de mortalidad. Por el contrario, la información se utiliza para estimar la función de edad $e^{\alpha(a)}$.

C. *Procedimiento*

Estimación de la máxima verosimilitud de los valores α_k (k = 1, 2, ..., número de intervalos de edad) y β_i.[4]

III. *Estimación estadística*

Las observaciones a partir de las cuales se realizarán las estimaciones son idénticas para los METODOS I, II y IIIa y b. La variable dependiente es el factor de proporcionalidad correspondiente a un casillero o a una mujer.

Uno de los métodos ensayados fue la regresión simple (mínimos cuadrados ordinarios) de la variable dependiente respecto de las variables independientes. Sin embargo, la variable dependiente está limitada por cero a la izquierda. Por lo tanto, es posible que la regresión Tobit* (Tobin, 1958; Goldberger, 1964) sea un procedimiento de estimación más adecuado. En vista de ello, también se hicieron corridas de regresiones Tobit.[5]

---

4 El grado de exposición atribuido a cada hijo cuya observación se registró al realizarse la entrevista fue equivalente a la mitad de la duración del intervalo. Del mismo modo, la exposición asignada a un hijo fallecido correspondió a la mitad de la duración del intervalo en los casos en que ésta fue de un año o menos. Si la duración fue superior a un año (Sri Lanka) se asignó la mitad del intervalo si, de no haber fallecido, el hijo *podía* haber estado expuesto durante todo el intervalo; si hubiese sido registrado de no haber fallecido, la exposición asignada fue igual a la mitad del intervalo *posible*. La excepción se dio en el primer intervalo; allí se atribuyó a cada fallecimiento una exposición igual a la cuarta parte del intervalo.

* La regresión Tobit fue desarrollada por Tobin y denominada así por Goldberger en una obvia síntesis de "Tobin" y "probit". En los libros citados en el texto dice Tobin, en la página 25: "A hybrid of probit analysis and multiple regression. . . " y Goldberger en la página 253: "An alternative one-step procedure is the extension of probit analysis developed by Tobin (1958) that we designate the "Tobit model". N. del T.

5 El sistema utilizado fue desarrollado por T. Paul Schultz, de la Universidad de Yale.

La técnica de estimación adecuada para el método IIIc es la regresión logística; para esta clase de análisis hay paquetes estándar[6]. Por último, los parámetros de un modelo de riesgos proporcionales pueden estimarse utilizando cualquiera de los paquetes de análisis de tablas de contingencia (Laird y Oliver, 1980; Menken y otros, 1981)[7]. Además, Kalbfleisch y Prentice (1980) han desarrollado programas especiales que pueden obtenerse a solicitud de los interesados.

En todas las regresiones, las observaciones se ponderaron por el número (muestra ponderada) de hijos nacidos en la categoría. Por lo tanto, si la unidad de observación es el hijo (IIIc; IV) la ponderación es uno (o la ponderación muestral); si es la mujer (Ic; IIIb) la ponderación es el número (ponderado por muestra) de hijos que haya tenido la mujer; y si fuera un casillero agrupado, el total (ponderado por la muestra) de hijos nacidos de las mujeres de dichos casilleros (Ia, Ib; IIIa) o el total (ponderado por la muestra) de hijos sobrevivientes (II). A continuación se normalizaron todas las ponderaciones de la regresión para sumarlas al número de casilleros, mujeres o hijos según si el nivel de observación fuese, respectivamente, el casillero, las mujeres o el hijo individualmente considerado.

Hay varias observaciones aplicables a todos los métodos. La muestra correspondiente a Sri Lanka no era autoponderada. Por este motivo, en todos los cálculos se utilizaron ponderaciones muestrales (cuyo promedio es 1,0). Hay mucha controversia sobre la forma en que deberían emplearse dichas ponderaciones en un procedimiento de estimación, y el problema aún no se resuelve. Como lo que más interesa no es formular planteamientos de fondo definitivos sobre la mortalidad, sino más bien comparar métodos, importa más la coherencia que la elección.

Todos los procedimientos de estimación se basaron en el principio de máxima verosimilitud. Maximizando la función logarítmica de verosimilitud adecuada respecto de los parámetros del modelo, se obtienen estimaciones que asintóticamente tienen una distribución multinormal con medias iguales a los parámetros reales y matriz varianza-covarianza igual a la inversa de la matriz de información. Como es usual, la realización de la inversa (o inversa aproximada) de la matriz

---

[6] Se utilizó un programa elaborado por los autores del artículo.

[7] Se usó una versión elaborada por Ozer Babakol en la Oficina de Investigaciones de Población de la Universidad de Princeton.

de información dio los errores asintóticos estándar estimados (muestra amplia). La prueba de significación se basó en la distribución normal estándar. En cambio, cuando los procedimientos de estimación correspondieron a la regresión por mínimos cuadrados las pruebas estadísticas se basaron como siempre en la distribución *t*.

Para poder comparar los resultados se utilizaron, a lo largo de todo el cálculo, covariables por categoría elegidas entre aquellas proporcionadas por la Encuesta Mundial de Fecundidad en Corea y Sri Lanka. No se pretende que dichas covariables sean una enumeración exhaustiva de los factores que podrían influir en la mortalidad, pero muestran categorías de algunas variables consideradas importantes. En ambos países el grado de instrucción de la madre y el grado de instrucción del padre (actual) se clasificaron como un conjunto de variables artificiales y en ambos países las mujeres se clasificaron entre las que viven actualmente en ciudades o en una zona rural. Además, en Corea se dispuso de tres variables artificiales relacionadas con la ocupación del marido (granjero y labores agrícolas, empleado, y otras). El cuadro 4 ofrece definiciones exactas de cada una de las variables por categoría. Cabe señalar que la Encuesta Mundial de Fecundidad sólo recogió información sobre el marido actual o último, de tal modo que es posible que el grado de instrucción o la ocupación no se refiera al padre biológico del niño.

Para poder comparar los resultados de los METODOS I, II, III y IV basamos los cálculos en un conjunto de datos comunes que incluyó todos los hijos nacidos de las mujeres de los grupos de duración del matrimonio (desde el primero) hasta 30-34 años. En Sri Lanka, no se dispuso de la fecha de fallecimiento y la edad al fallecer se codificó en categorías de longitud muy desigual; como la última categoría era 10+, de extremo abierto, no quedó más remedio que cortar el análisis del METODO IV de manera que sólo incluyese la mortalidad a una edad inferior a 10 años. En Sri Lanka, esta opción hace que los resultados del sistema de los riesgos proporcionales no sean estrictamente comparables con los de otros métodos.

Cabe observar que a menudo el investigador no estará interesado en la mortalidad de una época muy lejana. Por lo tanto, tal vez se quiera limitar el análisis a los hijos nacidos en los últimos 15 años o, por ejemplo, a los hijos nacidos de las mujeres de los grupos de duración del matrimonio hasta 10-14. La lógica de los procedimientos no varía en absoluto.

Cuadro 4

DEFINICIONES DE LAS VARIABLES O CASILLEROS

Variable	Descripción		
Sri Lanka			
PO*	Lugar de residencia de la madre	=	urbano
P1	Lugar de residencia de la madre	=	rural y finca
EMO*	Grado de instrucción de la madre	=	ninguno
EM1	Grado de instrucción de la madre	=	1 a 5 años de escolaridad
EM2	Grado de instrucción de la madre	=	6 a 9 años de escolaridad
EM3	Grado de instrucción de la madre	=	10 ó más años de escolaridad
EFO*	Grado de instrucción del padre	=	ninguno
EF1	Grado de instrucción del padre	=	1 a 5 años de escolaridad
EF2	Grado de instrucción del padre	=	6 a 9 años de escolaridad
EF3	Grado de instrucción del padre	=	10 o más años de escolaridad
Corea			
PO*	Lugar de residencia de la madre	=	pueblo o aldea
P1	Lugar de residencia de la madre	=	ciudad
EMO*	Grado de instrucción de la madre	=	ninguno y algunos años de básica
EM1	Grado de instrucción de la madre	=	básica completa
EM2	Grado de instrucción de la madre	=	más que la básica
EFO*	Grado de instrucción del padre	=	ninguno y algunos años de básica
EF1	Grado de instrucción del padre	=	básica completa
EF2	Grado de instrucción del padre	=	alguna enseñanza media
EF3	Grado de instrucción del padre	=	enseñanza media completa o más
OCO*	Ocupación del padre	=	granjero o agricultor
OC1	Ocupación del padre	=	empleado
OC2	Ocupación del padre	=	otras

* Variable omitida en el análisis estadístico.

El cuadro 5 ofrece una apretada síntesis de cada uno de los métodos. Dicho cuadro constituye una guía de consulta fácil para el análisis que sigue.

IV. *Resultados*

Las estimaciones relacionadas con los METODOS Ia, Ib, Ic, IIIa y IIIb pueden compararse en forma directa siempre que se utilicen procedimientos comunes de estimación, tales como los mínimos cuadrados ordinarios o Tobit. Asimismo, se pueden comparar los METODOS II y la versión más restrictiva del METODO IIIc, puesto que la hipótesis implícita en cada uno de ellos es que

Cuadro 5

SINTESIS DE LOS METODOS

Método	Información	Grado de agregación	Supuesto de mortalidad	Metodología
Ia	Número de HN, Número de HS por duración desde el primer matrimonio	Casillero	Q(a) proporcional	$\beta_i = O_i/E_i$ $E_i = B_i PD^s(P_1/P_2, P_3, P_4)$ P_i/P_p = por casillero
Ib	Número de HN, Número de HS por duración desde el primer matrimonio	Casillero	Q(a) proporcional	Igual a Ia P_i/P_j = medias de población
Ic	Número de HN, Número de HS	Mujer	Q(a) proporcional	Igual a Ib
II	Número de HS por edades, Número de HN	Casillero	Un parámetro logístico	$e^{\alpha_i} = O_i/E_i$ $logito\ Q_i(a) =$ $= \alpha_i + logito\ Q^s(a)$
IIIa	Número de HN en cada año antes de la encuesta, Número de HS	Casillero	Q(a) proporcional	$\beta_i = O_i/E_i$ $E_i = \Sigma B_i(a)\, Q^s(a)$
IIIb	Número de HN en cada año antes de la encuesta, Número de HS	Mujer	Q(a) proporcional	Igual a IIIa
IIIc	Fecha de nacimiento; si falleció el hijo	Individual	Logística de uno o dos parámetros	$Y = 1$ si falleció y 0 si vive $E(Y_1) = A_i +$ $C_i\ logito\ (Q^s(a))$
IV	Fechas de nacimiento y de defunción, en caso que hubiere fallecido	Individual	Riesgos proporcionales	Tabla de vida con covariables

Notas: HN = hijos nacidos
HS = hijos sobrevivientes
O_i = número de fallecidos observado en el casillero *i*
E_i = número de fallecidos esperado en el casillero *i*

$$\text{Logito}(x) = \frac{1}{2} \ln \left(\frac{x}{1-x}\right)$$

E(Y) = valor esperado de Y
P_i = paridad media en la duración del matrimonio *i*
PD^s = proporción de fallecidos si la mortalidad correspondiera al estándar
$Q^s(a)$ = probabilidad de fallecer del hijo nacido *a* años antes de la encuesta de acuerdo con el modelo estándar de mortalidad
B(a) = número de nacidos *a* años antes de la encuesta.

$$logito\ Q_i(a) = A_i + logito\ Q^s(a) \qquad (12)$$

La versión menos restrictiva del METODO IIIc usa una transformación logito de dos parámetros.

Existen pruebas de la razón estándar de verosimilitud para establecer si $\lambda_0 = 1$ en la ecuación (11) ó $\lambda_0 = 1$ y $\lambda_1 = 0\ (i \neq 0)$ en la ecuación (10) y, por lo tanto, si un sistema de un parámetro es lo suficientemente flexible. Sin embargo, aun cuando $\lambda_0 \neq 1$, es posible que el modelo (12) muestre con bastante exactitud la mortalidad de los subgrupos. También hay que recordar que el METODO II exige menos datos que el METODO IIIc.

A. *Sensibilidad a la elección del modelo estándar de mortalidad*

Ante todo nos abocamos al problema de la sensibilidad de los métodos que imponen un modelo de mortalidad estándar a la particular elección del estándar. El cuadro 6 muestra los resultados respecto del METODO IIIb.

Se comprueba allí que la elección de cualquiera de los cuadros estándares de Coale-Demeny no influye en las magnitudes, signos y significación de las covariables aunque naturalmente el patrón estimado

Cuadro 6

SRI LANKA: COMPARACION DE LAS ESTIMACIONES DE LOS EFECTOS DE LAS COVARIABLES CUANDO SE PARTE DE DISTINTOS MODELOS DE MORTALIDAD IMPLICITOS. METODO IIIb, REGRESIONES ORDINARIAS

Variable*	Modelo de mortalidad			
	Norte	Sur	Este	Oeste
P1	–0,027**	–0,024**	–0,030**	–0,032**
EM1	–0,177	–0,167	–0,194	–0,208
EM2	–0,354	–0,325	–0,381	–0,413
EM3	–0,561	–0,503	–0,594	–0,650
EF1	–0,304	–0,255	–0,302	–0,340
EF2	–0,516	–0,429	–0,507	–0,574
EF3	–0,731	–0,596	–0,713	–0,810
C	1,709	1,415	1,688	1,906

* Para la definición de la variable, véase el cuadro 4.
** No significativo en el nivel de 0,05.

de mortalidad variará según el estándar elegido. Si lo que interesa es fundamentalmente la magnitud y dirección del efecto de una covariable, estos resultados son bastante alentadores. En adelante, todos los resultados ofrecidos se basan en el estándar "oeste".

B. *Comparación de diversos métodos que suponen la proporcionalidad de Q(a)*

En segundo lugar, comparamos los resultados de las estimaciones por el sistema de mínimos cuadrados en el caso de los METODOS Ia, Ib, Ic, IIIa y IIIb, en todos los cuales la variable dependiente es el factor de proporcionalidad para los patrones *q(a)* o *Q(a).* Los resultados figuran en el cuadro 7. Dicho cuadro revela que los coeficientes estimados de una determinada variable son de igual signo y prácticamente de

Cuadro 7

SRI LANKA Y COREA: COMPARACION DE LOS RESULTADOS OBTENIDOS CON LOS DISTINTOS METODOS, REGRESIONES ORDINARIAS

	Coeficientes de la variable correspondiente al método				
Variable*	Ia	Ib	Ic	IIIa	IIIb
Sri Lanka					
P1	-0,044**	-0,043**	-0,036**	-0,032**	-0,029**
EM1	-0,224	-0,189	-0,213	-0,208	-0,219
EM2	-0,358	-0,378	-0,396	-0,413	-0,424
EM3	-0,623	-0,613	-0,634	-0,650	-0,638
EF1	-0,309	-0,318	-0,304	-0,340	-0,334
EF2	-0,628	-0,548	-0,535	-0,574	-0,564
EF3	-0,773	-0,776	-0,762	-0,650	-0,792
C	1,870	1,850	1,841	1,906	1,893
Corea					
P1	0,059**	0,077**	0,062**	0,073**	0,070**
EM1	-.0357	-0,313	-0,312	-0,369	-0,357
EM2	-0,519	-0,483	-0,468	-0,533	-0,472
EF1	-0,173**	-0,233	-0,241	-0,262	-0,244
EF2	-0,192	-0,250	-0,255	-0,295	-0,278
EF3	-0,598	-0,619	-0,594	-0,699	-0,640
OC1	0,127**	0,100**	0,095**	0,107**	0,084**
OC2	-0,038**	-0,056**	-0,057**	-0,086**	-0,103**
C	1,670	1,690	1,654	1,807	1,706

* Para la definición de la variable, véase el cuadro 4.
** No significativo en el nivel de 0,05. Las ponderaciones se normalizaron con la media 1,0.

la misma magnitud, sea cual fuere el procedimiento utilizado. Además, se estima que las mismas variables son estadísticamente significativas cualquiera que sea el método utilizado, salvo el METODO Ia en Corea. Si se parte de la base de que el mejor método es el basado en el máximo de información (METODO IIIb), se concluye que los resultados de los métodos basados en menos información son casi igualmente buenos. Por cierto, si hay información disponible sobre cada mujer, no es preciso que las covariables se den por categorías; esta ventaja significa que el investigador tiene mucha más flexibilidad para elegir las covariables cuando utiliza los METODOS Ic y IIIb. También es importante destacar la conclusión de que el METODO Ib, que utiliza razones del promedio de hijos idénticas para cada casillero, da muy buenos resultados. Por otra parte, el METODO Ia, que usa razones del promedio de hijos específicas para los casilleros de mujeres, produce coeficientes que tienden a alejarse más de los del METODO IIIb; además, dos coeficientes se definen erróneamente como no significativos. Es importante señalar que, comparativamente, los resultados del METODO Ia en Corea son peores que los obtenidos en Sri Lanka, ya que allí se utilizan más covariables, aparte de que en dicho país los problemas relacionados con el tamaño reducido de los casilleros que introducen el METODO Ia deberían ser mayores. Concluimos que hay que preferir Ib o Ic a Ia, en especial si se introducirán muchas covariables. Tenemos la fuerte impresión de que los buenos resultados del METODO Ib obedecen a la comprobación empírica de que los modelos de fecundidad del matrimonio no varían mucho de forma según la duración del matrimonio en las diversas categorías de estas poblaciones.

C. *Comparación de métodos basados en la edad de las mujeres en contraposición a métodos basados en la duración de matrimonio*

Como ya se observó, el METODO I podría aplicarse de otra manera utilizando la edad de la mujer como variable básica para indizar el grado de exposición de sus hijos al riesgo de morir. Teóricamente, la razón para preferir el uso de la duración del matrimonio es que se espera que la forma de los modelos de fecundidad según duración, a través de los subgrupos, sea más similar que la forma del modelo de fecundidad por edades. Este último combina cualesquiera diferencias de los modelos por duración del matrimonio con las diferencias de edad al contraer matrimonio que acusen los subgrupos. Característicamente, los grupos situados en un nivel más alto de la escala social se casan a una edad promedio mayor. En cualquiera edad determinada de las mujeres, los hijos pertenecientes a un grupo social más alto habrían estado menos tiempo expuestos a la mortalidad. Por lo tanto, las diferencias

Cuadro 8

COREA: COMPARACION DE LOS RESULTADOS CORRESPONDIENTES A LOS METODOS Ia Y Ib CUANDO SE BASAN EN LA DURACION DEL MATRIMONIO Y LA EDAD ACTUAL

Variable*	Coeficiente de la variable correspondiente al método			
	Ia		Ib	
	Duración	Edad	Duración	Edad
P1	0,059**	0,136**	0,077**	0,104**
EM1	-0,357	-0,429	-0,313	-0,434
EM2	-0.519	-0,655	-0,483	-0,660
EF1	-0,173**	-0,076**	-0,233	-0,340
EF2	-0,192	-0,251**	-0,150	-0,388
EF3	-0,598	-0,643	-0,619	-0,797
OC1	0,127**	0,106**	0,100**	0,110**
OC2	-0,038**	-0,113**	-0,056	-0,104**
C	1,670	1,859	1,690	2,039

* Para la definición de la variable, véase el cuadro 4.
** No significativo al nivel de 0,05.

de la mortalidad estimada basadas en la edad de las mujeres confundirían las diferencias reales de mortalidad con las diferencias de fecundidad, y se sobreestimarían los efectos de mortalidad derivada del hecho de pertenecer a las clases más altas.

El cuadro 8 revela que en Corea se produce precisamente esta sobreestimación cuando se sustituye la duración del matrimonio por la edad. En el caso de los METODOS Ia y Ib, el valor absoluto de los coeficientes de las variables estadísticamente significativas cuando se utiliza la edad tiende a ser superior que en el METODO IIIb (que sólo utiliza las fechas de nacimiento de los hijos) o que en los METODOS Ia y Ib, basados en la duración del matrimonio, que son más estrechamente equivalentes. La consecuencia de ello es que las diferencias de clase social en la mortalidad infantil son incluso superiores a lo estimado cuando se utiliza la duración del matrimonio. No obstante, es casi seguro que parte del efecto medido es falso, y obedece al matrimonio tardío en las clases más altas. Lamentablemente, en todas las publicaciones que conocemos y que utilizan información del tipo de Brass para estimar las diferencias de mortalidad infantil, la variable básica de indización es la edad de las mujeres. Hay que ser bastante cautelosos para interpretar los coeficientes resultantes. Sin embargo, cuando la dispersión de las edades al contraer matrimonio es muy inferior a la de Corea, es posible que las variantes de edad del METODO I resulten satisfactorias.

D. *Comparación de los procedimientos de estimación*

A continuación se examina el problema de los procedimientos de estimación adecuados para estos métodos. Como la variable dependiente se corta a la izquierda en cero, es posible que los supuestos de la regresión por mínimos cuadrados ordinarios sean empíricamente inadecuados; como alternativa se desarrolló la regresión Tobit. Por desgracia, aunque hay paquetes Tobit disponibles, no todos los investigadores tienen acceso a ellos y el costo de estimación es aproximadamente el doble del que resulta cuando se utiliza la regresión ordinaria.

En vista de lo anterior, se ha procurado probar qué ventajas podrían obtenerse utilizando el sistema Tobit. Los resultados ilustrativos aparecen en el cuadro 9, que muestra los factores de proporcionalidad estimados del sistema de regresión por mínimos cuadrados y las diferencias entre las estimaciones de éste y las del sistema Tobit. Cabe señalar que los coeficientes estimados no pueden compararse directamente. En el sistema de regresión por mínimos cuadrados, el factor de proporcionalidad estimado $(\hat{y}_i)$ es simplemente

$$\hat{y}_i + X_i' \hat{c} \qquad (13)$$

en que $\hat{c}$ es la estimación por el sistema de regresión por mínimos cuadrados del vector parámetro y X_i el vector de las covariables del casillero i. No obstante, en el caso del sistema Tobit, los valores esperados son

$$\hat{y}_i = X_i' \hat{c}\, \Phi\, (x_i \hat{c}/\hat{\sigma}) + \hat{\sigma}\, \varphi\, (X_i' \hat{c}/\hat{\sigma}) \qquad (14)$$

en que Φ es la función de distribución y φ la función de densidad de la normal estándar y $\hat{\sigma}$ la estimación de la desviación estándar de los errores.

Sin embargo, los signos de todos los coeficientes son los mismos y se estima que los mismos coeficientes son no significativos, sea que se utilice el sistema de regresión por mínimos cuadrados o el Tobit.

Al examinar el cuadro 9 se aprecia que el patrón de las estimaciones es el mismo (lo que es seguro, puesto que las magnitudes relativas y

Cuadro 9

ESTIMACIONES DE LOS FACTORES DE PROPORCIONALIDAD DE CADA CASILLERO* BASADAS EN REGRESIONES ORDINARIAS Y TOBIT. METODO IIIb

(Continúa)

SRI LANKA

Regresión ordinaria

	P0				P1			
	EM0	EM1	EM2	EM3	EM0	EM1	EM2	EM3
EF0	1,89	1,67	1,47	1,26	1,86	1,65	1,44	1,23
EF1	1,56	1,34	1,13	0,92	1,53	1,31	1,11	0,89
EF2	1,33	1,11	0,90	0,69	1,30	1,08	0,88	0,66
EF3	1,10	0,88	0,68	0,46	1,07	0,85	0,65	0,43

Resultado según el sistema de regresión ordinaria menos resultado según la regresión Tobit

	P0				P1			
	EM0	EM1	EM2	EM3	EM0	EM1	EM2	EM3
EF0	–0,04	0,08	0,21	0,43	–0,01	0,11	0,23	0,44
EF1	0,05	0,11	0,17	0,30	0,07	0,12	0,18	0,30
EF2	0,10	0,12	0,14	0,21	0,12	0,13	0,14	0,20
EF3	0,23	0,19	0,15	0,14	0,23	0,18	0,14	0,12

Número de HN (ponderado)

	P0				P1			
	EM0	EM1	EM2	EM3	EM0	EM1	EM2	EM3
EF0	111	80	10	––	1470	896	97	6
EF1	388	684	293	37	4086	5381	1317	112
EF2	184	746	782	112	1448	3063	1934	554
EF3	29	124	475	443	87	361	618	827

* Para definición de los casilleros véase el cuadro 4.

Cuadro 9

ESTIMACIONES DE LOS FACTORES DE PROPORCIONALIDAD DE CADA CASILLERO* BASADAS EN REGRESIONES ORDINARIAS Y TOBIT. METODO IIIb

(Conclusión)

COREA

Regresión por mínimos cuadrados

		EM0			EM1			EM2		
		OC0	OC1	OC2	OC0	OC1	OC2	OC0	OC1	OC2
PO	EF0	1,71	1,79	1,60	1,35	1,43	1,25	1,23	1,32	1,13
	EF1	1,46	1,55	1,36	1,11	1,19	1,00	0,99	1,07	0,89
	EF2	1,43	1,51	1,33	1,07	1,16	0,97	0,96	1,04	0,85
	EF3	1,07	1,15	0,96	0,71	0,79	0,61	0,59	0,68	0,49
P1	EF0	1,78	1,86	1,67	1,42	1,50	1,32	1,31	1,39	1,20
	EF1	1,53	1,62	1,43	1,18	1,26	1,07	1,06	1,15	0,96
	EF2	1,50	1,58	1,40	1,14	1,23	1,04	1,03	1,11	0,92
	EF3	1,14	1,22	1,03	0,78	0,86	0,68	0,66	0,75	0,56

Resultado según la regresión ordinaria menos resultado según la regresión Tobit

		EM0			EM1			EM2		
		OC0	OC1	OC2	OC0	OC1	OC2	OC0	OC1	OC2
PO	EF0	0,02	–0,08	0,08	0,17	0,11	0,19	0,29	0,26	0,29
	EF1	0,10	0.02	0,13	0,16	0,13	0,16	0,25	0,23	0,23
	EF2	0,01	0,04	0,14	0,17	0,14	0,16	0,24	0,23	0,22
	EF3	0,24	0,21	0,22	0,16	0,16	0,12	0,17	0,19	0,11
P1	EF0	–0,06	–0,18	0,02	0,12	0,06	0,15	0,27	0,23	0,27
	EF1	0,04	–0,05	0,08	0,14	0,09	0,14	0,24	0,22	0,22
	EF2	0,06	–0,02	0,10	0,14	0,10	0,15	0,24	0,22	0,22
	EF3	0,22	0,19	0,21	0,16	0,16	0,13	0,19	0,20	0,14

Número de hijos nacidos

		EM0			EM1			EM2		
		OC0	OC1	OC2	OC0	OC1	OC2	OC0	OC1	OC2
PO	EF0	2862	63	325	206	20	58	39	2	10
	EF1	1960	109	381	1187	104	321	70	10	9
	EF2	442	51	116	610	190	290	48	66	84
	EF3	89	40	29	245	282	86	113	261	89
P1	EF0	178	94	454	19	11	62	2	5	7
	EF1	119	140	518	99	291	727	13	25	41
	EF2	39	120	290	60	464	792	3	201	369
	EF3	54	69	68	48	498	384	54	1432	636

los signos de los coeficientes fueron los mismos) pero, en general, los estimados por mínimos cuadrados son mayores. Este resultado podría parecer sorprendente ya que cabría pensar que los niveles estimados deberían tener la misma media. En realidad, la media obtenida por regresión ordinaria debe ser la de la muestra en su conjunto, pero las regresiones Tobit no muestran esta característica. Por lo tanto, concluimos que el *nivel* global de mortalidad que entraña el sistema Tobit debe ser demasiado bajo. Sin embargo, si lo que interesa no son los valores esperados reales de cada casillero sino la determinación de la magnitud y dirección de las covariables relacionadas con la mortalidad, la regresión por el sistema Tobit debería proporcionar mejores estimaciones de los coeficientes. ¿En qué se distinguen? La respuesta no deja de ser vaga, pero se puede repetir una observación. Como ya se dijo, todos los coeficientes tienen el mismo signo y las mismas variables son consideradas no significativas sobre la base de pruebas estándar. Más allá de esto, es difícil generalizar, ya que en el modelo Tobit los efectos de las covariables en la variable dependiente no son aditivos. De ahí que se observe, por ejemplo, que dentro de EMO* el efecto de aumentar el grado de instrucción del padre es mayor en el sistema de regresión por mínimos cuadrados que en el Tobit, pero dentro de EM2* (o EM3*) - resulta lo contrario. Así, pues, llegamos a la conclusión de que si se dispone oportunamente de un paquete Tobit, hay que usar este sistema conjuntamente con el de regresión por mínimos cuadrados, pero que si se utiliza exclusivamente el sistema de regresión por mínimos cuadrados hay pocas probabilidades de realizar deducciones erradas.

E. *Comparación de los METODOS II y IIIc*

A continuación comparamos los métodos que utilizan una transformación logito: los METODOS II y diversas versiones del METODO IIIc. Obsérvese que el METODO IIIc se basa en más información que el METODO II ya que se necesitan las fechas de nacimiento (aunque no las de defunción) de los hijos fallecidos. El cuadro 10 muestra los coeficientes estimados para el METODO II y el cuadro 11 aquellos correspondientes a diversas versiones del METODO IIIc. Cabe señalar que en casos como la ecuación (7) en que se da el modelo sin restricciones del valor λ_j, los valores α ya no pueden compararse directamente puesto que el efecto de encontrarse en el casillero *i* alterará *tanto* el valor A_i como el valor C_i de la ecuación (10). Además, hay que observar que tanto en Sri Lanka como en Corea las estimaciones del valor

---

* Las definiciones figuran en el cuadro 4.

Cuadro 10

COEFICIENTES ESTIMADOS PARA LOS METODOS II Y IV

Variable*	II	IV
Sri Lanka		
P1	–0,038**	–0,038**
EM1	–0,251	–0,132
EM2	–0,481	–0,344
EM3	–0,720	–0,728
EF1	–0,427	–0,252
EF2	–0,697	–0,453
EF3	–0,942	–0,801
C	2,088	––
Corea		
P1	0,087**	0,066**
EM1	–0,443	–0,292
EM2	–0,619	–0,469
EF1	–0,341	–0,182
EF2	–0,383	–0,209
EF3	–0,830	–0,639
OC1	0,126**	0,104**
OC2	–0,094**	–0,073**
C	1,986	––

* Para la definición de las variables, véase el cuadro 4.
** No significativo en el nivel de 0,05.

λ_j del modelo sin restricciones suelen ser negativas, pero el propio valor estimado de C_i nunca podría ser negativo porque los valores λ_j negativos son dominados por los valores λ_0 positivos. En los dos modelos restrictivos, las variables que se estiman significativas son las mismas de antes. Como los coeficientes estimados no pueden compararse fácilmente, el cuadro 12 muestra las estimaciones de q_5 de acuerdo con los diversos métodos. Debido a que los resultados de las dos versiones menos restrictivas del METODO IIc (parámetros λ_j distintos, y $\lambda_j = 0$ para todos los valores $j \neq 0$) son análogos, en esta oportunidad sólo se dan aquellas correspondientes a un valor único $\lambda = \lambda_0$ para la población.

En Sri Lanka, los dos modelos restrictivos dan estimaciones de los parámetros y valores pronosticados de q_5 bastante análogos; el incremento del grado de instrucción –sea del padre o de la madre– tiene un efecto monotónicamente negativo en la mortalidad. El valor estimado de γ_0 (1,38) es significativamente diferente de 1,0; por otra parte, no puede rechazarse la hipótesis de que todos los valores

Cuadro 11

COEFICIENTES ESTIMADOS PARA DIVERSAS VERSIONES DEL METODO IIIc

Variable*				
Sri Lanka				
P1	α	–0,030**	–0,027**	–0,111**
	γ			–0,034**
EM1	α	–0,168	–0,153	0,412**
	γ			0,241**
EM2	α	–0,382	–0,352	–0,337**
	γ			0,009**
EM3	α	–0,780	–0,724	–3,390
	γ			–1,067**
EF1	α	–0,243	–0,239	–0,327**
	γ			0,037**
EF2	α	–0,459	–0,457	–0,669**
	γ			–0,090**
EF3	α	–0,789	–0,782	–0,574**
	γ			0,086**
C	α	0,759	1,632	1,646
	γ		1,378	1,381
Corea				
P1	α	0,069	–0,018	–0,235**
	γ			–0,091**
EM1	α	–0,309	–0,165	–0,416**
	γ			–0,116**
EM2	α	–0,510	–0,266	–6,272
	γ			–2,514
EF1	α	–0,191	–0,105	–0,666**
	γ			–0,244**
EF2	α	–0,218	–0,076	0,193**
	γ			0,104**
EF3	α	–0,659	–0,458	–1,036**
	γ			–0,239**
OC1	α	0,106	0,047	0,759**
	γ			0,306**
OC2	α	–0.083	–0,035	1,560**
	γ			0,687**
C	α	0.679	7,154	7.756
	γ		3,806	4,071

* Para la definición de las variables, véase el cuadro 4.

** No significativo en el nivel de 0,05.

$\gamma_i = 0$ $(j \neq 0)$. En Corea, los resultados obtenidos son bastante diferentes. En el modelo más restrictivo $(\gamma_0 = 1, \gamma_j = 0, j \neq 0)$, los resultados son cualitativamente idénticos a los antes obtenidos. Sin embargo, cuando se permite que γ_0 varíe a partir de 1,00, su estimación

Cuadro 12

ESTIMACIONES DEL q_5 PARA CADA CASILLERO* OBTENIDAS A PARTIR DEL METODO II Y DE DOS VERSIONES DEL METODO IIIc

(Continúa)

SRI LANKA

METODO II

	P0				P1			
	EM0	EM1	EM2	EM3	EM0	EM1	EM2	EM3
EF0	0,146	0,130	0,116	0,100	0,143	0,128	0,114	0,098
EF1	0,119	0,103	0,088	0,071	0,117	0,101	0,085	0,069
EF2	0,102	0,085	0,069	0,052	0,099	0,083	0,066	0,049
EF3	0,086	0,068	0,052	0,034	0,083	0,065	0,049	0,031

METODO IIIc - un parámetro $\gamma_0 = 1, \gamma_j = 0 \; (j \neq 0)$

	P0				P1			
	EM0	EM1	EM2	EM3	EM0	EM1	EM2	EM3
EF0	0,149	0,128	0,106	0,074	0,145	0,125	0,104	0,072
EF1	0,120	0,104	0,085	0,059	0,117	0,101	0,083	0,057
EF2	0,099	0,085	0,070	0,048	0,097	0,083	0,068	0,047
EF3	0,073	0,063	0,051	0,035	0,071	0,061	0,050	0,034

METODO IIIc - dos parámetros, $\gamma_j = 0 \; (j \neq 0)$

	P0				P1			
	EM0	EM1	EM2	EM3	EM0	EM1	EM2	EM3
EF0	0,140	0,122	0,102	0,073	0,136	0,119	0,100	0,071
EF1	0,113	0,099	0,082	0,058	0,111	0,096	0,080	0,057
EF2	0,093	0,081	0,067	0,047	0,091	0,079	0,066	0,046
EF3	0,069	0,060	0,050	0,035	0,067	0,058	0,048	0,034

* Para definición de los casilleros, véase el cuadro 4.

(3,81) no es demográficamente plausible; además, el grado de instrucción del padre ya no tiene un efecto monotónico en la mortalidad y el signo del coeficiente de la variable "lugar de residencia" cambia (aunque sigue siendo no significativo). En cualquier nivel razonable de significación la hipótesis de que $\gamma_j = 0 \; (j \neq 0)$ puede rechazarse aunque algunos valores estimados de C_i son muy poco plausibles (por ejemplo en Sri Lanka aproximadamente 0,3 cuando el grado de instrucción de la madre es elevado).

Cuadro 12

ESTIMACIONES DEL q_5 PARA CADA CASILLERO* OBTENIDAS A PARTIR DEL METODO II Y DE DOS VERSIONES DEL METODO IIIc

(Conclusión)

COREA

METODO II

		EM0			EM1			EM2		
		OC0	OC1	OC2	OC0	OC1	OC2	OC0	OC1	OC2
	EF0	0,140	0,147	0,134	0,112	0,120	0,106	0,100	0,109	0,094
PO	EF1	0,118	0,126	0,112	0,089	0,098	0,083	0,077	0,086	0,071
	EF2	0,116	0,124	0,110	0,087	0,095	0,080	0,074	0,083	0,068
	EF3	0,086	0,095	0,080	0,055	0,064	0,048	0,042	0,051	0,035
	EF0	0,145	0,152	0,139	0,117	0,125	0,111	0,106	0,114	0,100
P1	EF1	0,124	0,132	0,118	0,095	0,104	0,089	0,083	0,092	0,077
	EF2	0,121	0,129	0,115	0,092	0,101	0,086	0,080	0,089	0,074
	EF3	0,092	0,101	0,086	0,061	0,070	0,055	0,048	0,058	0,041

METODO IIIc - un parámetro, $\gamma_0 = 1,\ \gamma_j = 0\ (j \neq 0)$

		EM0			EM1			EM2		
		OC0	OC1	OC2	OC0	OC1	OC2	OC0	OC1	OC2
	EF0	0,139	0,152	0,129	0,106	0,116	0,098	0,088	0,097	0,082
PO	EF1	0,117	0,129	0,109	0,089	0,098	0,082	0,074	0,081	0,068
	EF2	0,115	0,126	0,106	0,087	0,095	0,080	0,072	0,080	0,067
	EF3	0,077	0,085	0,071	0,058	0,064	0,053	0,048	0,053	0,044
	EF0	0,147	0,161	0,137	0,112	0,123	0,104	0,094	0,103	0,087
P1	EF1	0,125	0,137	0,116	0,095	0,104	0,088	0,079	0,087	0,073
	EF2	0,122	0,133	0,113	0,092	0,102	0,086	0,077	0,085	0,071
	EF3	0,082	0,090	0,076	0,061	0,068	0,057	0,051	0,056	0,047

METODO IIc - dos parámetros, $\gamma_j = 0\ (j \neq 0)$

		EM0			EM1			EM2		
		OC0	OC1	OC2	OC0	OC1	OC2	OC0	OC1	OC2
	EF0	0,085	0,088	0,082	0,073	0,076	0,070	0,066	0,069	0,064
PO	EF1	0,077	0,080	0,074	0,066	0,069	0,064	0,060	0,063	0,058
	EF2	0,079	0,082	0,076	0,068	0,071	0,066	0,062	0,064	0,060
	EF3	0,055	0,058	0,053	0,047	0,049	0,046	0,043	0,045	0,041
	EF0	0,083	0,087	0,081	0,071	0,075	0,069	0,065	0,068	0,063
P1	EF1	0,076	0,079	0,073	0,065	0,068	0,063	0,059	0,062	0,057
	EF2	0,078	0,081	0,075	0,067	0,070	0,064	0,061	0,063	0,059
	EF3	0,054	0,057	0,053	0,046	0,049	0,045	0,042	0,044	0,041

* Para definición de los casilleros, véase el cuadro 4.

El cuadro 12 muestra el contraste entre los resultados obtenidos en Corea y en Sri Lanka. Dicho cuadro revela que en Sri Lanka las estimaciones de q_5 son bastante similares según los tres métodos. Por otra parte, en Corea, las estimaciones correspondientes a la versión más restrictiva de los METODOS IIIc y II son prácticamente idénticas, mientras que las de la versión menos restrictiva del METODO IIIc son claramente muy inferiores. No obstante, cabe señalar que si hubiésemos optado por comparar los valores q_{20} ó q_{25}, se habría llegado a la conclusión contraria; la versión menos restrictiva del METODO IIIc habría proporcionado estimaciones más altas.

La explicación de esta singular conclusión es bastante reveladora. Si la mortalidad hubiese estado declinando se esperaría un valor γ_0 superior a uno, ya que al aumentar γ_0 bajan los valores q_x de la niñez en relación con los de la edad adulta. Como en estas poblaciones la mortalidad ha ido disminuyendo, los hijos mayores deben haber enfrentado condiciones de mayor mortalidad que los menores[8]. Por lo tanto, la transformación logito vincula los valores q_x de los hijos más pequeños con los valores q_x de los hijos mayores que en términos relativos son muy superiores. Como nuestro sencillo modelo no contiene una variable explícita para obtener una tendencia cronológica tanto en Sri Lanka como en Corea, la tendencia se refleja en un valor γ_0 superior a uno.

Este tema puede ser objeto de mayor análisis. Por ejemplo, para estimar un valor único de α_0 y un valor único de γ_0 para la población en su conjunto, eliminamos las covariables. Tanto en Sri Lanka como en Corea los valores de γ_0 fueron aún superiores (1,67 y 4,12 respectivamente) a los estimados incluyendo las covariables. Hay que considerar que los valores pronosticados de q_x que se obtienen corresponden a la cohorte nacida hace x años. Por lo tanto, las estimaciones manifiestamente singulares de q_5 que se obtienen en Corea cuando se permite que γ_0 varíe de 1,0 no son, después de todo, tan singulares ya que se refieren a la mortalidad de personas nacidas alrededor de cinco años antes de la encuesta, mientras que los valores pronosticados de q_5 de acuerdo con todos los demás métodos corresponden a una combinación de personas nacidas en cualquier momento en el pasado[9].

---

[8] Obsérvese que se utiliza la frase "hijos mayores" para hacer referencia a la experiencia de mortalidad que puede ampliarse hasta los primeros años de edad adulta.

[9] Estas conclusiones se vieron reforzadas por las conclusiones de Boulier y Paqueo (1980). Utilizando únicamente información sobre las personas nacidas durante los quince años anteriores a la encuesta, ellos obtuvieron estimaciones más bajas de γ_0. Cuando se incorporó además una tendencia cronológica, las estimaciones de γ_0 declinaron aun más.

¿Qué enseñanzas pueden sacarse de este análisis? Ante todo, el parámetro γ_0 es muy sensible a las variaciones de la mortalidad en el pasado. El descenso de la mortalidad se traduce en estimaciones más altas de γ_0. Segundo, las estimaciones de los efectos de las covariables pueden verse muy afectadas. En Corea (pero no en Sri Lanka) cuando se permite que varíe γ_0 suelen cambiar el signo y la significación de los parámetros de las covariables.

No puede resolverse *a priori* cuáles resultados son correctos, pero la evidencia que se presentará a continuación confirma lo discutible de las estimaciones de la función logito de dos parámetros. Por lo tanto, recomendaríamos rechazar los resultados del logito de dos parámetros si γ_0 se sitúa muy por fuera del recorrido de plausibilidad (por ejemplo 0,7 a 1,3). Podría procurarse eliminar el problema del descenso de la mortalidad incluyendo una tendencia cronológica lineal. Lamentablemente, esta clase de variables es casi colineal con el término $\ell n\ [Q^s(a)/(1-Q^s(a))]$. Otra posibilidad sería limitar la atención al pasado reciente incluyendo en el análisis sólo a los hijos nacidos, por ejemplo, en los últimos diez años; sin embargo, es probable que en este caso no convenga elegir la función logito de dos parámetros debido a que el papel fundamental de γ_0 es regir la relación entre la mortalidad de los hijos menores y la de los mayores (adultos); si falta la última experiencia, tal vez sea preferible limitar γ_0 a uno. Por último, otra posibilidad es adoptar un valor $Q^s(a)$ que ya contenga una tendencia cronológica. Al respecto, vale la pena reiterar que las pruebas con diferentes estándares, a que se alude en la sección A revelaron que los coeficientes eran relativamente estables; naturalmente, un "estándar" puede interpretarse como tendencia cronológica sobrepuesta a otro estándar.

F. *Comparación del modelo de los riesgos proporcionales con otros modelos*

Finalmente, se examina el modelo de los riesgos proporcionales (METODO IV). A nuestro juicio, es probable que las estimaciones basadas en el modelo de los riesgos proporcionales sean las mejores posibles, ya que se utiliza toda la información sobre la mortalidad (fechas de nacimiento y de defunción) y porque el modelo de mortalidad se estima a partir de la información en vez de ser impuesto por el investigador. Sin embargo, como ya se observó, en este caso es posible que el supuesto de proporcionalidad sea menos válido.

Si se establecen como norma de comparación las estimaciones de los efectos de las covariables del METODO IV, los resultados de los demás métodos son todo un éxito. Las estimaciones de los parámetros, que figuran en el cuadro 10, son muy similares a las obtenidas antes; en otros términos, todos los signos de los coeficientes y todos los resultados de las pruebas de significación de la madre o del padre tiene un efecto *monotónico y negativo en la mortalidad de la prole.*

A continuación, se comparan las estimaciones de q_5; ellas aparecen en el cuadro 12. Al considerar primero los resultados correspondientes a Corea, se comprueba fácilmente que las estimaciones por regresión ordinaria del METODO IIIb son inferiores a las del modelo de los riesgos proporcionales. Sin embargo, este resultado se comprende fácilmente cuando se compara el patrón de q_x estimado de acuerdo con el modelo de los riesgos proporcionales con el de la tabla de vida modelo "oeste" utilizada en el METODO IIIb. Como puede verse en el gráfico 2 respecto del grupo de referencia (omitidas las categorías), la mortalidad aumenta de manera más marcada que en el "oeste". En consecuencia, si a manera de comparación se hubiesen elegido las estimaciones de q_1 en vez de q_5, los resultados habrían sido precisamente opuestos, y el modelo de los riesgos proporcionales habría dado una mortalidad inferior. Ambos "estándares" se cruzan en algún punto entre las edades 1 y 5. En Sri Lanka se da un panorama similar. La mortalidad se eleva de manera más marcada con la edad que en el modelo "oeste", aunque la disparidad no es tan grande como en Corea. El resultado es que, en el cuadro 13, los METODOS IV y IIIb ofrecen estimaciones de $q(5)$ de nivel muy similar; el METODO IV da estimaciones más altas en veinte casos y más bajas en doce casos. De esta manera, en Sri Lanka los dos "estándares" se cruzan alrededor de los cinco años. Si se hubiese elegido para comparación la edad 1, las estimaciones del METODO IV serían inferiores en todos los casilleros[10].

[10] Si se parte de la base de que las mejores estimaciones son las del METODO IV, cabe observar que las estimaciones hechas por la regresión Tobit en el METODO IIIb que, según se señaló son muy inferiores a las obtenidas por el sistema de mínimos cuadrados ordinarios, subestimarían marcadamente el nivel global de la mortalidad. Esta conclusión fortalece nuestra deducción anterior de que las estimaciones por el método de mínimos cuadrados son preferibles a las del sistema TOBIT. Obsérvese que la conclusión de que se subestima la mortalidad en *todas* las edades se desprende del hecho de que el modelo estimado es un múltiplo constante del estándar. En el caso del modelo de función logito de dos parámetros, la pendiente de la curva de mortalidad se eleva con la edad al aumentar γ_0; como $\gamma_0 > 1$, en las edades inferiores el nivel global de mortalidad es más bajo mientras que en las edades mayores el nivel global de la mortalidad es más alto que cuando $\gamma_0 = 1$. Remitiéndose nuevamente al cuadro 12 se comprueba que las estimaciones del METODO II por regresión ordinaria se asemejan a las del METODO IIIb mientras que las estimaciones del METODO IV son similares a las del METODO IIIc $(\gamma_0 = 1)$.

Cuadro 13

ESTIMACIONES DE LOS VALORES q_5 PARA CADA CASILLERO* A PARTIR DE LOS METODOS IV Y IIIb

(Continúa)

SRI LANKA

METODO IV

	P0				P1			
	EM0	EM1	EM2	EM3	EM0	EM1	EM2	EM3
EF0	0,154	0,136	0,112	0,077	0,148	0,131	0,108	0,075
EF1	0,122	0,107	0,088	0,061	0,117	0,104	0,085	0,058
EF2	0,101	0,089	0,072	0,050	0,097	0,086	0,070	0,048
EF3	0,072	0,064	0,052	0,036	0,070	0,061	0,050	0,034

METODO IIIb, por regresión ordinaria

	P0				P1			
	EM0	EM1	EM2	EM3	EM0	EM1	EM2	EM3
EF0	0,143	0,126	0,111	0,095	0,141	0,124	0,109	0,093
EF1	0,118	0,101	0,086	0,069	0,115	0,099	0,083	0,067
EF2	0,100	0,084	0,068	0,052	0,098	0,082	0,066	0,050
EF3	0,083	0,067	0,051	0,035	0,081	0,064	0,049	0,032

* Para la definición de los casilleros, véase el cuadro 4.

Es importante observar que los efectos del descenso (o aumento) de la mortalidad en las estimaciones correspondientes a los modelos de los riesgos proporcionales y de la función logito de los dos parámetros son muy diferentes. La mejor manera de ver las diferencias es eliminando las covariables. En este caso, el modelo de los riesgos proporcionales se convierte en una tabla de vida tradicional. En condiciones de descenso de la mortalidad, los valores M_x reflejan combinaciones de la experiencia de todas las personas que sobrevivieron la edad x o superior. Por lo tanto, a manera de aproximación general, las estimaciones de la mortalidad de los hijos pequeños refleja la mortalidad infantil media en el pasado, ya que la mayoría de las mujeres casadas en duraciones del matrimonio de 0 a 34 habrán tenido hijos expuestos a la mortalidad en la primera infancia. Sin embargo, las estimaciones de la mortalidad a edades superiores se basarán cada vez más en experiencias más recientes (y más favorables) ya que, por ejemplo, los hijos que

Cuadro 13

ESTIMACIONES DE LOS VALORES q_5 PARA CADA CASILLERO* A PARTIR DE LOS METODOS IV Y IIIb

(Conclusión)

COREA

METODO IV

		EM0			EM1			EM2	
		OC0	OC1	OC2	OC0	OC1	OC2	OC0	OC1	OC2
PO	EF0	0,147	0,162	0,138	0,112	0,124	0,105	0,095	0,105	0,089
	EF1	0,124	0,137	0,116	0,095	0,104	0,088	0,080	0,088	0,074
	EF2	0,121	0,134	0,113	0,092	0,102	0,086	0,078	0,086	0,073
	EF3	0,081	0,089	0,075	0,061	0,067	0,057	0,051	0,057	0,048
P1	EF0	0,157	0,172	0,147	0,120	0,132	0,112	0,101	0,112	0,094
	EF1	0,132	0,146	0,124	0,101	0,111	0,094	0,081	0,094	0,079
	EF2	0,129	0,142	0,121	0,098	0,108	0,092	0,083	0,092	0,077
	EF3	0,086	0,095	0,080	0,065	0,072	0,061	0,055	0,061	0,051

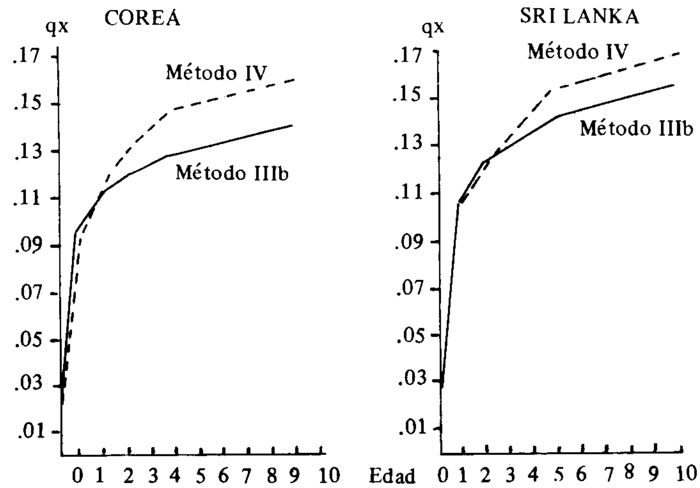
METODO IIIb, según la regresión ordinaria

		EM0			EM1			EM2	
		OC0	OC1	OC2	OC0	OC1	OC2	OC0	OC1	OC2
PO	EF0	0,129	0,135	0,121	0,102	0,108	0,094	0,093	0,100	0,085
	EF1	0,110	0,117	0,103	0,083	0,090	0,076	0,075	0,081	0,067
	EF2	0,108	0,114	0,100	0,081	0,087	0,073	0,072	0,079	0,064
	EF3	0,080	0,087	0,073	0,054	0,060	0,046	0,045	0,057	0,037
P1	EF0	0,134	0,140	0,126	0,107	0,114	0,099	0,099	0,105	0,091
	EF1	0,116	0,122	0,108	0,089	0,095	0,081	0,080	0,086	0,072
	EF2	0,113	0,120	0,105	0,086	0,093	0,078	0,078	0,084	0,070
	EF3	0,086	0,092	0,078	0,059	0,065	0,051	0,050	0,057	0,042

cumplieron los 30 años, sólo lo habrán hecho en los últimos cinco años. En cambio, el modelo de función logito de dos parámetros refleja la mortalidad acumulativa; *q(30)* corresponde a los últimos 30 años de mortalidad, mientras que *q(5)* corresponde únicamente a los últimos cinco años. De esta manera, si la mortalidad ha variado, las pendientes de las curvas "estándares" ajustadas serán diametralmente diferentes. Sin embargo, ambas curvas deben cruzarse en algún lugar en el rango de edades de la prole en estudio.

Gráfico 2

COMPARACION DEL MODELO ESTIMADO DE q_x DE ACUERDO CON LOS METODOS IIIb Y IV PARA LA CATEGORIA ESTANDAR
(Variables omitidas)



V. *Conclusiones metodológicas*

La realización de pruebas bastante exhaustivas con los distintos métodos de estimar las covariables de la mortalidad en la niñez permiten llegar a las siguientes conclusiones:

1) Los signos, magnitudes relativas e inferencias acerca de la significación de las estimaciones de los parámetros son robustos en ausencia de información sobre las fechas de fallecimiento y de nacimiento. En general, si no se hubiese dispuesto de dicha información se habría llegado a las mismas conclusiones.

2) Para lograr resultados prácticamente idénticos a los obtenidos a partir de técnicas estadísticas más complejas y onerosas –tales como el sistema Tobit y el de la función logito– pueden utilizarse los procedimientos relativamente sencillos de la regresión ordinaria.

3) Cuando no hay información disponible sobre las fechas de nacimiento de los hijos o sobre las edades de los hijos sobrevivientes, hay

que introducir un índice sustitutivo de la exposición de los hijos al riesgo de morir. En general, parece decididamente preferible basar este índice en la duración del matrimonio y no en la edad de la mujer, por lo menos en las sociedades en que los hijos nacen predominantemente dentro del matrimonio. También parece aconsejable basar las estimaciones de la exposición en los promedios acumulados de hijos de todas las mujeres (por duración del matrimonio) y no de subgrupos de mujeres, más que nada para evitar problemas por el tamaño reducido de la muestra.

4) En parte debido a la conclusión 3), no vale mucho la pena agrupar inicialmente a las mujeres en categorías (como en los METODOS Ia, Ib y IIIa). Los procedimientos Ic y IIIb resultan tan bien o mejor, son más sencillos de aplicar y presentan mayor flexibilidad para el análisis ya que se adaptan fácilmente a variables independientes continuas.

5) Las conclusiones (1) y (2) se aplican sólo a los modelos que se han utilizado aquí, en que el efecto de una covariable en la función de mortalidad *g(a), g(a)/p(a)*, o *(a)* no varía con la edad. Si hay interacciones entre las funciones de mortalidad y las covariables, entonces los METODOS I-III serán inapropiados. Sin embargo, una extensión del modelo de riesgos proporcionales permite al investigador verificar si hay interacción entre la función de riesgo y las variables explicativas. Trussell y Hammerslough (1981) examinan este enfoque más a fondo y encuentran que tales interacciones son importantes en Sri Lanka.

Este método se recomienda, por lo tanto, si se dispone de los datos apropiados.

VI. *Conclusiones de fondo*

Los modelos que hemos ensayado son muy sencillos, puesto que los fines del trabajo era metodológicos. Por lo tanto, cualquier conclusión de fondo está sujeta a limitaciones importantes. Meegama (1980), presenta una investigación más detallada de la mortalidad en Sri Lanka, basada en parte en información de la Encuesta Mundial de Fecundidad. Sin embargo, consideramos que casi todos los métodos examinados (salvo los METODOS Ia y la variante de edad del METODO Ib) muestran con precisión las diferencias de clase de la mortalidad en ambos países. Las diferencias indicadas revelan que:

1) El lugar de residencia (urbano en contraposición a rural) influye muy poco en la mortalidad infantil, tanto en Sri Lanka como en Corea

del Sur. De acuerdo con todos los métodos, los coeficientes parciales relativos al lugar de residencia carecen de significación. Desde el punto de vista sustantivo, en ambos países, el hecho de residir en un lugar urbano en contraposición a uno rural modifica menos del 7 por ciento la función de mortalidad (METODO IV)[11]. Este resultado concuerda con el obtenido por Behm (1976-1979), quien muestra que el control del grado de instrucción de la madre atenúa marcadamente los efectos medidos de la residencia urbano-rural en la mortalidad infantil en la mayoría de los países latinoamericanos investigados por él. Sugiere que se ha puesto demasiado énfasis en los servicios médicos y de salud pública urbanos para explicar el índice más favorable de la mortalidad urbana y demasiado poco en la mejor situación social de las personas que residen en las ciudades. En ambos países, la mortalidad rural es leve aunque insignificantemente inferior a la mortalidad urbana. Es posible que los resultados obtenidos en Sri Lanka reflejen el hecho de que el programa de salud es notable por el éxito de su enfoque de satisfacción de las "necesidades básicas" en el sector rural (Isenman, 1978).

2) En ambas poblaciones el grado de instrucción del padre y de la madre guardan aproximadamente la misma relación con la mortalidad infantil. Cochrane (1980) ha examinado diez conjuntos de resultados publicados en ocho trabajos sobre la importancia relativa y absoluta del grado de instrucción de la madre y del padre para determinar los niveles de la mortalidad infantil de los países en desarrollo. Informa que la elasticidad "promedio" del alfabetismo es de –0,13 para la madre y –0,045 para el padre[12]. Dos de esos diez conjuntos de resultados son los de Caldwell (1979) quien comprobó que en Nigeria la educación femenina influye muchísimo en la mortalidad. La explicación de Caldwell se relaciona más que nada con las variaciones en el equilibrio

---

[11] Cabe señalar que algunas de las personas que actualmente residen en ciudades lo hicieron antes en zonas rurales y a la inversa, de tal manera que el efecto medido de la ubicación actual en la mortalidad infantil tiene un leve sesgo hacia 0.

[12] El procedimiento es más bien curioso, ya que arbitrariamente fija los coeficientes no significativos en cero en vez de usar sus valores reales (que en una ecuación adecuadamente especificada deberían ser insesgados), descartando de la ecuación las variables cuyos coeficientes no son significativos y reestimando los coeficientes restantes. Tres de los diez estudios no proporcionan información sobre el alfabetismo del padre; en estos estudios, es posible que se haya sobreestimado el efecto del alfabetismo femenino, ya que por lo general ambas variables están altamente correlacionadas. Se define como alfabetismo el hecho de haber completado tres años de escolaridad.

Cuadro 14

SRI LANKA Y COREA DEL SUR: EFECTO PARCIAL DE LOS AÑOS DE ESCOLARIDAD DEL PADRE Y DE LA MADRE EN LA MORTALIDAD INFANTIL UTILIZANDO EL METODO IV (RIESGOS PROFESIONALES)*

	Factor de proporcionalidad en virtud del cual la función de la mortalidad de los hijos se multiplica por los diversos niveles de escolaridad.**	
	Padre	Madre
Sri Lanka		
Años de escolaridad		
0	1,0	1,0
1-5	0,777	0,876
6-9	0,636	0,709
10+	0,449	0,483
Corea		
Ninguno y algunos años de enseñanza básica	1,0	1,0
Básica completa	0,834	0,747
Algunos años de enseñanza media	0,811	0,626
Educación secundaria completa	0,528	

* Descontados los efectos de la escolaridad del otro padre, la residencia urbano-rural, y –en Corea– la categoría ocupacional del padre.

** La función de riesgo se multiplica por $e^{\beta' Z_i}$, en que Z es el vector de las características de un individuo y β el vector de los parámetros conexos. Los valores presentados son simplemente e elevado a la potencia de los valores de los parámetros dados en el cuadro 10.

sexual y generacional del poder en las familias nigerianas inducido a través de la educación de las mujeres. Es posible que los grandes efectos observados correspondan a la cultura. El cuadro 14 revela que, en los dos países en estudio, los efectos proporcionales del grado de instrucción del padre y de la madre en la mortalidad son análogos. Ambos efectos son extraordinariamente grandes; en Sri Lanka, el hecho de que el padre o la madre hubiesen completado diez años de escolaridad redujo la mortalidad infantil en 50 a 55 por ciento, mientras que en Corea del Sur el hecho de haber terminado los estudios secundarios la redujo 47 por ciento.

Tenemos la impresión de que varios estudios anteriores sobre los efectos de la educación en la mortalidad en la niñez sobrestiman los efectos del grado de instrucción de la madre (y quizá del padre) porque utilizaron la edad de la madre como variable básica de indización de la exposición de los hijos al riesgo de morir. Como ya se observó, este procedimiento confunde las diferencias de clase en la edad al contraer matrimonio (esto es, la exposición de los hijos) con las diferencias reales de clase en la mortalidad de los hijos. En apoyo de este punto de vista se observa que el cuadro 8 reveló que en Corea del Sur, al sustituir la variante de la duración del matrimonio por la variante edad del MÉTODO Ib, el valor absoluto de ambos coeficientes de la educación femenina aumenta un promedio de 0,149. Sin embargo, los tres coeficientes también aumentaron un promedio de 0,141 en valores absolutos, de manera que, al menos en Corea del Sur, el sesgo no parece depender del sexo. Sin embargo, en otras sociedades es muy posible que sea selectivo si predominan relaciones distintas entre el grado de instrucción y la nupcialidad. En todo caso, cuando se utilizan métodos preferidos, el efecto decisivo de la educación de la madre (y del padre) se mantiene.

3) En Corea del Sur, la relación del principal grupo ocupacional del padre (empleado, obrero, agricultor) con la mortalidad, carece de significación. De esta manera, de los cuatro conjuntos de variables examinados, no hay duda que en estos dos países el grado de instrucción del padre y de la madre es el factor dominante para pronosticar la mortalidad infantil. A menos que se disponga de información más detallada sobre las prácticas sanitarias del hogar, el acceso a servicios médicos, los patrones de consumo, el saneamiento ambiental, el equilibrio de poder de los sexos y otras variables pertinentes en los planos del hogar y de la comunidad, no es posible deducir los caminos a través de los cuales opera la educación.

ANEXO

Cuadro A

COEFICIENTE DE REGRESION QUE SE UTILIZA PARA ESTIMAR LOS FACTORES DE AJUSTE *k(i)* SEGUN LA VARIANTE TRUSSELL CUANDO LA INFORMACION SE CLASIFICA POR EDAD DE LA MADRE

Ecuación de regresión: $k(i) = a(i) + b(i)\ (P(1)/P(2)) + c(i)\ (P(2)/P(3))$

(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
Modelo	Edad	*i*	*q(x)/D(j)*	*a(i)*	*b(i)*	*c(i)*
Norte	15-19	1	q(1)/D(1)	1,1119	−2,9287	0,8507
	20-24	2	q(2)/D(2)	1,2390	−0,6865	−0,2745
	25-29	3	q(3)/D(3)	1,1884	0,0421	−0,5156
	30-34	4	q(5)/D(4)	1,2046	0,3037	−0,5656
	35-39	5	q(10)/D(5)	1,2586	0,4236	−0,5898
	40-44	6	q(15)/D(6)	1,2240	0,4222	−0,5456
	45-49	7	q(20)/D(7)	1,1772	0,3486	−0,4624
Sur	15-19	1	q(1)/D(1)	1,0819	−3,0005	0,8689
	20-24	2	q(2)/D(2)	1,2846	−0,6181	−0,3024
	25-29	3	q(3)/D(3)	1,2223	0,0851	−0,4704
	30-34	4	q(5)/D(4)	1,1905	0,2631	−0,4487
	35-39	5	q(10)/D(5)	1,1911	0,3152	−0,4291
	40-44	6	q(15)/D(6)	1,1564	0,3017	−0,3958
	45-49	7	q(20)/D(7)	1,1307	0,2596	−0,3538
Este	15-19	1	q(1)/D(1)	1,1461	−2,2536	0,6259
	20-24	2	q(2)/D(2)	1,2231	−0,4301	−0,2245
	25-29	3	q(3)/D(3)	1,1593	0,0581	−0,3479
	30-34	4	q(5)/D(4)	1,1404	0,1991	−0,3487
	35-39	5	q(10)/D(5)	1,1540	0,2511	−0,3506
	40-44	6	q(15)/D(6)	1,1336	0,2556	−0,3428
	45-49	7	q(20)/D(7)	1,1201	0,2362	−0,3268
Oeste	15-19	1	q(1)/D(1)	1,1415	−2,7070	0,7663
	20-24	2	q(2)/D(2)	1,2563	−0,5381	−0,2637
	25-29	3	q(3)/D(3)	1,1851	0,0633	−0,4177
	30-34	4	q(5)//D(4)	1,1720	0,2341	−0,4272
	35-39	5	q(10)/D(5)	1,1865	0,3080	−0,4452
	40-44	6	q(15)/D(6)	1,1746	0,3314	−0,4537
	45-49	7	q(20)/D(7)	1,1639	0,3190	−0,4435

BIBLIOGRAFIA

Behm, Hugo, *et al.* (1976-1979). *La mortalidad en los primeros años de vida en países de la América Latina.* Volúmenes por países, Centro Latinoamericano de Demografía, San José, Costa Rica.

Boulier, Bryan y Vicente Paqueo. (1980). *A model of the socioeconomic determinants of mortality.* Trabajo inédito.

Brass, W. y otros (1968). *The Demography of Tropical Africa.* Princeton University Press: Princeton, N.J.

Caldwell, J.C. (1979). Education as a factor in mortality decline: An examination of Nigerian data. *Population Studies 33:* 295-414.

Carrier, N.H. y J. Hobcraft. (1971). *Demographic Estimation for Developing Societies.* London Population Investigation Committee, London School of Economics.

Carvahal, Manuel y Paul Burgess. (1978) Socioeconomic determinants of fetal and child deaths in Latin America: A comparative study of Bogota, Caracas, and Rio de Janeiro. *Social Science and Medicine 12:* 89-98.

Coale, A.J. y P. Demeny. (1966). *Regional Model Life Tables and Stable Populations.* Princeton University Press: Princeton, N.J.

Cochrane, Susan H. (1980). *The Effects of Education on Health.* World Bank Staff Working Paper No. 405, Washington, D.C.

Goldberger, Arthur. (1964). *Econometric Theory.* John Wiley: New York.

Haines, Michael y Roger Avery. (1980). *Differential infant and child mortality in Costa Rica: 1968 and 1973.* Trabajo inédito.

Isenman, Paul. (1978). The relationship of basic needs to growth, income distribution, and employment: The case of Sri Lanka. Manuscript, Policy Planning and Review Department, Banco Mundial, Washington, D.C.

Laird, Nan y Donald Olivier. (1979). *Covariance analysis of censored survival data using log-linear techniques.* Informe de investigación, S-59, Harvard School of Public Health.

Meegama, S.A. (1980). *Socioeconomic Determinants of Infant and Child Mortality in Sri Lanka: An Analysis of Post-War Experience.* International Statistical Institute, World Fertility Survey Scientific Report No. 8, Londres.

Menken, Jane, James Trussell, Debra Stempel, y Ozer Babakol. (1981) Proportional hazards life table models: An Ilustrative analysis of socio-demographic differences on marriage dissolution in the U.S. Por aparecer próximamente en *Demography.*

National Academy of Sciences, Committee on Population and Demography. (1981). *Demographic Estimation: A Manual on Indirect Techniques.*

Prentice, Ross y John Kalbfleish. (1980). *The Statistical Analysis of Failure Time Data.* John Wiley: Nueva York.

Preston, S.H. y Alberto Palloni. (1978). Fine-tuning Brass-type mortality estimates with data on ages of surviving children, United Nations, *Population Bulletin* No. 10:72-91, Nueva York.

Schultz, T. Paul. (1979). Interpretation of relations and mortality, economics of the household, and health environment. *Proceedings of the Meeting on Socioeconomic Determinants and Consequences of Mortality,* United Nations and World Health Organization, El Colegio de México, Mexico City, 19-25 June, 1979. 382-422.

Sullivan, J.M. (1972) Models for the estimation of the probability of dying between birth and exact ages of early childhood. *Population Studies* 26:79-98.

Tobin, James, (1958). Estimates of relationships for limited dependent variables. *Econometrica* 26:24-36.

Trussell, J. (1975). A re-estimation of the multiplying factors for the Brass technique for determining childhood survivorship rates. *Population Studies* 29:97-108.

artes gráficas de centroamérica, s.a.