

Griffith Feeney

ESTIMACION DE TENDENCIAS DE MORTALIDAD  
A PARTIR DE INFORMACION DE HIJOS  
SOBREVIVIENTES

Santiago de Chile

Junio de 1977

**CENTRO LATINOAMERICANO DE DEMOGRAFIA**



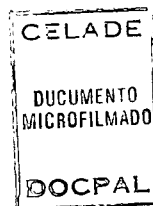


**Griffith Feeney**

East-West Population Institute  
The East-West Center  
Honolulu, Hawaii

**ESTIMACION DE TENDENCIAS DE MORTALIDAD  
A PARTIR DE INFORMACION DE HIJOS  
SOBREVIVIENTES**

Este artículo, del original inglés *Estimation of Mortality Trends from Child Survivorship Data*, ha sido traducido y publicado en CELADE con la autorización del autor.



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

## RESUMEN

La mayoría de la población en el mundo vive en países donde los sistemas de registro de estadísticas vitales no existen o son inadecuados para establecer los niveles de fecundidad y mortalidad. William Brass ha desarrollado una técnica para estimar la mortalidad de la niñez a partir de información censal sobre proporciones de hijos sobrevivientes en relación al total de hijos tenidos por las mujeres; información fácil de recoger y extensamente disponible. La técnica ha logrado una importancia creciente en los años recientes en relación al método de los hijos propios para estimar la fecundidad, para cuya aplicación se requieren estimaciones de la mortalidad. La técnica de Brass supone que la mortalidad se ha mantenido constante durante los años que preceden al censo; sin embargo, hay indicios claros sobre descensos importantes en la mortalidad en varios de los países para los que las estimaciones son más necesarias.

Este documento desarrolla una técnica para estimar tanto el nivel actual como el ritmo de descenso de la mortalidad a partir de información censal sobre proporciones de hijos sobrevivientes. Se desarrolla una ecuación que relaciona el nivel actual y la tasa de descenso de la mortalidad, ambos expresados como parámetros desconocidos, con las proporciones de hijos fallecidos obtenidos de información censal. Un ejemplo de los procedimientos numéricos para estimar tendencias de la mortalidad a partir de esta ecuación se realiza con información censal de Corea (1970).

Este nuevo método requiere mayor desarrollo; por ahora puede considerarse muy promisorio.

## SUMMARY

A majority of the world's population lives in countries where vital registration systems are either nonexistent or inadequate to indicate levels of fertility and mortality. William Brass has developed a technique for estimating infant and child mortality levels from census data on child survivorship, data which are relatively easy to collect and widely available. The technique has become increasingly important in recent years in connection with the own-children method of fertility estimation, application of which requires estimates of mortality. Brass's technique assumes that mortality has been constant during the years preceding the census, however, and there are strong indications that mortality has been declining sharply in many of the countries for which estimates are most needed.

This paper develops a technique for the estimation of both the current level and past rate of decline of mortality from census data on child survivorship. An equation is developed which relates the current level and past rate of decline of mortality, both expressed as unknown parameters, to proportions of nonsurviving children obtained from census data. Numerical procedures for obtaining estimates of mortality trends from this equation are developed and applied to 1970 Korean census data. The new method requires further development, but appears to hold considerable promise.



## I N D I C E

	<u>Página</u>
1. Introducción .....	1
2. La técnica de Brass .....	1
3. El nuevo procedimiento .....	9
4. Aplicación a Corea .....	16
5. Discusión .....	24
APENDICE I : ESTIMACION DE LA DISTRIBUCION EN EL TIEMPO DE LOS NACIDOS VIVOS .....	29
APENDICE II : ESTIMACION DE LA MORTALIDAD INFANTIL CON INFORMACION DADA PARA EDADES DETALLADAS MEDIANTE EL METODO DE BRASS .....	31
APENDICE III: PROBABILIDADES DE SOBREVIVENCIA DE NIÑOS EN CONDICIONES DE MORTALIDAD VARIABLE .....	33
APENDICE IV : PROCEDIMIENTOS DE INTERPOLACION PARA RESOLVER ECUACIONES SIMULTANEAS NO LINEALES .....	35
REFERENCIAS BIBLIOGRAFICAS .....	37

### Indice de cuadros y gráficos

#### Cuadros

1	Corea: Mujeres de 15 años y más, hijos nacidos vivos e hijos sobrevivientes, por edades simples hasta los 49 años. Corea 1970 .....	5
2	Estimaciones de la mortalidad infantil entre los hijos nacidos vivos de mujeres coreanas con edades simples entre los 15 y los 49 años. 1970 .....	8
3	República de Corea: Tendencias de mortalidad coherentes con las proporciones de hijos sobrevivientes en relación a los hijos nacidos vivos tenidos por mujeres con 25, 30, 35, 40 y 45 años: 1970 .....	17
4	República de Corea: Tasas de mortalidad infantil coherentes con las proporciones de hijos sobrevivientes entre los hijos nacidos vivos tenidos por mujeres con 25, 30, 35, 40 y 45 años 1970 .....	18
5	República de Corea: Solución simultánea de las ecuaciones de estimación basadas en las proporciones de hijos sobrevivientes entre los hijos nacidos vivos tenidos por mujeres con 25, 30, 35, 40 y 45 años: 1970 .....	21

Cuadros

6	La tendencia de la mortalidad infantil en Corea. Estimación mediante el método de ecuaciones simultáneas .....	22
---	--	----

Gráficos

1	Estimación de tendencias de mortalidad a partir de información de sobrevivencia de niños clasificados por edad de la madre .....	7
2	Estimación de tendencias de mortalidad a partir de información de sobrevivencia de niños clasificados por edad de la madre .....	20



## 1. Introducción

La mayoría de la población en el mundo vive en países donde los sistemas de registros de estadísticas vitales o no existen o son inadecuados para establecer niveles de fecundidad o de mortalidad. Esta circunstancia, junto con la importancia -generalmente reconocida- de la situación de la población en el mundo, ha impulsado y producido el desarrollo de numerosas técnicas para determinar los niveles de fecundidad y mortalidad a partir de fuentes de datos no tradicionales. Una de esas técnicas permite estimar la mortalidad utilizando información censal o proveniente de una encuesta, sobre el número de hijos nacidos vivos tenidos por las mujeres y el número de esos niños que están vivos al momento del censo o encuesta. Esta información es relativamente simple de recoger y tabular y está disponible en muchos de los países en vías de desarrollo. De aquí, entonces, que la técnica tiene amplias posibilidades de aplicación. El procedimiento supone que la mortalidad ha permanecido constante; sin embargo, hay indicios claros -a pesar de la falta de información apropiada- sobre descensos importantes de la mortalidad en muchos de los países en desarrollo. En consecuencia, existe un considerable interés en la factibilidad de utilizar este procedimiento cuando no se cumple, en mayor o menor grado, la hipótesis de constancia de la mortalidad. La discusión sobre este tema se ha centrado en primer término en la interpretación que debe darse a las estimaciones cuando se sospecha que ha habido cambios en la mortalidad. El propósito de este documento es extender el método propuesto por W. Brass con el fin de obtener estimaciones tanto del nivel actual de la mortalidad como del ritmo de descenso que ha experimentado la mortalidad en el pasado reciente.

## 2. La técnica de Brass

Un procedimiento para estimar la mortalidad de la niñez a partir de información censal sobre hijos sobrevivientes fue propuesto por Brass en 1953 y ha seguido desarrollándose desde entonces (Brass, 1953; Brass et al. 1968: 104-120). La idea fundamental del procedimiento es sencilla y, en general, aceptada. En los censos de población habitualmente se pregunta a las mujeres

que han sido alguna vez casadas (ever married women) sobre el total de hijos nacidos vivos que han tenido (children ever born). Si se pregunta además por el número de esos hijos que están vivos al momento del censo (surviving children), se puede calcular fácilmente la proporción de hijos fallecidos, entre el total de hijos nacidos vivos tenidos por las mujeres clasificadas en grupos quinquenales de edades. Se puede esperar una mayor proporción de hijos fallecidos entre las mujeres con edades mayores, simplemente porque los hijos de estas mujeres nacieron hace más tiempo que los hijos de mujeres más jóvenes y, en consecuencia, han estado expuestos al riesgo de morir durante un período más amplio. Brass mostró que la proporción de hijos fallecidos entre los tenidos por las mujeres clasificadas por edad, es equivalente a la probabilidad de morir, en una tabla de vida, entre el nacimiento y una edad determinada que depende de la edad de la madre. Así, por ejemplo, la proporción de hijos fallecidos para las mujeres entre 15 y 19 años es aproximadamente igual a la probabilidad de morir entre el nacimiento y la edad exacta 1 que es, por cierto, la tasa de mortalidad infantil. La proporción de hijos fallecidos para mujeres con edades entre 20 y 24 años equivale aproximadamente a la probabilidad que tiene un hijo de morir antes de cumplir los 2 años. En forma análoga se puede establecer la equivalencia para los otros grupos de edades, que corresponden a probabilidades de morir antes de los 3, 5 y 10 años, etc. Brass desarrolló una tabla de "multiplicadores", muy conocida, que permite convertir las proporciones de hijos fallecidos en probabilidades de muerte como las de una tabla de vida (Brass, et al., 1968, 108).

La proporción de hijos fallecidos entre el total de hijos nacidos vivos tenidos por las mujeres, en un determinado grupo de edades, refleja el nivel de mortalidad experimentado por esos hijos, pero refleja también el número de años transcurridos desde el nacimiento de ellos. En una población donde la fecundidad se concentra en edades muy jóvenes, los hijos nacidos vivos tenidos por las mujeres en cada grupo de edades, habrán nacido hace más tiempo, en promedio, que los de una población donde la fecundidad se concentra en edades mayores. Una mayor proporción de hijos estará vivo al momento del censo en este último caso, sólo por el hecho de haber estado expuestos al riesgo de morir durante un período más corto.

Las condiciones de mortalidad que se determinan en una población en cualquier momento, pueden representarse por una tabla de vida del período. Esta tabla específica, entre otras cosas, la probabilidad que tiene un recién nacido de sobrevivir a cualquier edad si está expuesto a los riesgos de muerte que representa la tabla. Si estos riesgos de muerte han permanecido constantes en la población por varias décadas anteriores al censo que se considera, la probabilidad que tiene un hijo nacido  $a$  años anteriores al censo de estar con vida al momento del censo está dada por el valor  $l_a$  de la tabla de vida, esto es la probabilidad de alcanzar con vida la edad exacta  $a$ . La probabilidad que tiene un hijo de fallecer antes de la edad  $a$  es:  $1-l_a$ , una cantidad que se simboliza convencionalmente en lo que sigue con  $q(a)$ . La proporción de hijos fallecidos entre todos los hijos nacidos vivos tenidos por una mujer en un determinado grupo de edades puede expresarse:

$$Q = \int_0^{\infty} q(a) C(a) da$$

donde  $C(a) da$  simboliza la proporción de hijos nacidos en  $a$ ,  $a+da$  años anteriores al censo. Así, la proporción de hijos fallecidos es un promedio ponderado de valores  $q(a)$  de la tabla de vida; los pesos se determinan a partir de la distribución en el tiempo de los nacimientos. La función  $C(a)$ ,  $a \geq 0$  puede considerarse como "la distribución en el tiempo de los hijos nacidos vivos".

El uso de las proporciones de hijos sobrevivientes para estimar la mortalidad comienza con el cálculo de las proporciones de hijos fallecidos y la estimación de la distribución en el tiempo de los hijos nacidos vivos. Se trata entonces de resolver la ecuación:

$$Q = \int_0^{\infty} q(a) C(a) da$$

para valores desconocidos de  $q(a)$ ,  $Q$  simboliza la proporción de hijos fallecidos. Sin embargo, esto no es posible en un sentido matemático estricto porque, en general, hay infinitas soluciones. Se obvia esta dificultad introduciendo supuestos demográficos empíricos como, por ejemplo, familias de tablas de vida. La ecuación anterior puede reemplazarse por

$$Q = \int_0^{\infty} q(a:w) C(a) da \quad (1)$$

donde  $q(a:w)$  simboliza la probabilidad de morir entre el nacimiento y la edad exacta  $a$  en una tabla modelo de vida correspondiente a un nivel de mortalidad representado por  $w$ . Esta ecuación puede resolverse para  $w$ , utilizando una de terminada tabla modelo de vida que a su vez proveerá las estimaciones de mortalidad que se quieren determinar.

Son esos los principios esenciales del procedimiento de Brass. El uso de los "multiplicadores" es una forma expeditiva de resolver directamente la ecuación de estimación (1). Sullivan demostró que los cálculos pueden reducirse aún más utilizando análisis de regresión (1970, 1972). En este contexto, sin embargo, nos interesan más los principios lógicos que la eficiencia de la implementación numérica, por ello son estos principios los que constituyen la esencia en el desarrollo de la técnica que se propone para estimar tendencias de la mortalidad.

El cuadro 1 presenta el número de mujeres, los hijos tenidos y los sobrevivientes por edades simples de las madres, obtenidos en el censo de población de 1970 de Corea. El cuadro 2 muestra las estimaciones convencionales de Brass para las tasas de mortalidad infantil, suponiendo que la mortalidad es constante, elaboradas con la información del cuadro 1. Como los multiplicadores de Brass no están disponibles para edades simples, las elaboraciones que se presentan se obtuvieron directamente resolviendo la ecuación de estimación (1). La estimación de la distribución en el tiempo de los nacimientos ocurridos a las mujeres clasificadas por edad se explica en el Apéndice I, y el procedimiento de cálculo para resolver la ecuación se presenta en el Apéndice II.

Las tasas de mortalidad infantil, que se representan en el gráfico 1, muestran un descenso en general, con la edad de la madre hasta los 25 años. A partir de esta edad muestran un incremento a medida que aumenta la edad de la madre. El descenso inicial refleja probablemente tanto desventajas fisiológicas propias de la atención de un recién nacido de una madre joven, como desventajas socio-económicas que presentan las familias donde la madre inicia su período reproductivo a edades muy jóvenes. Cualquiera sea la causa, la mortalidad infantil relativamente más alta para los hijos de madres jóvenes, es un hecho comprobado en otras poblaciones (National Center for Health Statistics, 1973:2-5).

Cuadro 1

COREA: MUJERES DE 15 AÑOS Y MAS, HIJOS NACIDOS VIVOS E HIJOS SOBREVIVIENTES, POR EDADES SIMPLES HASTA LOS 49 AÑOS.  
COREA 1970

Edad	Número de mujeres	Hijos nacidos vivos	Hijos sobrevivientes
Total	9 266 188	28 886 359	24 233 466
15	399 147	292	271
16	316 996	477	436
17	270 615	1 695	1 633
18	301 215	6 141	5 830
19	226 977	12 600	12 077
20	244 350	28 158	27 008
21	251 085	57 902	55 493
22	247 012	95 254	91 448
23	262 329	164 135	158 377
24	219 712	194 004	187 871
25	203 928	248 965	238 872
26	215 524	337 153	322 876
27	210 102	401 842	381 773
28	235 059	536 279	509 580
29	242 891	628 146	594 895
30	219 805	643 819	606 332
31	216 479	708 211	663 810
32	221 553	772 782	722 078
33	208 961	788 557	733 596
34	217 649	868 346	804 908
35	206 896	865 745	795 111
36	194 404	857 666	784 148
37	187 720	852 940	776 495
38	183 027	861 080	775 069
39	167 076	815 501	726 075
40	171 487	864 208	763 206
41	162 002	843 650	737 734
42	157 271	832 252	719 145
43	140 489	761 371	652 034
44	139 605	763 659	646 259
45	142 010	788 834	662 154
46	130 321	726 264	601 360
47	131 081	741 525	606 892
48	132 785	751 646	614 238
49	119 485	676 759	547 043

(continúa)

## Cuadro 1 (Conclusión)

COREA: MUJERES DE 15 AÑOS Y MAS, HIJOS NACIDOS VIVOS E HIJOS SOBREVIVIENTES, POR EDADES SIMPLES HASTA LOS 49 AÑOS.  
COREA 1970

Edad	Número de mujeres	Hijos nacidos vivos	Hijos sobrevivientes
50-54	518 010	2 923 775	2 313 241
55-59	447 147	2 422 149	1 840 621
60-64	362 894	1 892 535	1 384 105
65-69	253 284	1 278 174	903 869
70-74	194 610	954 490	659 899
75 y más	193 194	917 368	605 604

Fuente: Economic Planning Board. 1970 Population and Housing Census Report, Vol. 2, (4-2), cuadro 1, pág. 18 y cuadro 2, pág. 44.

Nota: La tercera columna del cuadro 2 en la fuente citada se titula "Hijos nacidos vivos". Es esto evidentemente un error tipográfico ya que el cuadro se titula "Mujeres alguna vez casadas por edad y número de hijos sobrevivientes", y la distribución en las columnas restantes del cuadro citado se llama "número de hijos sobrevivientes".

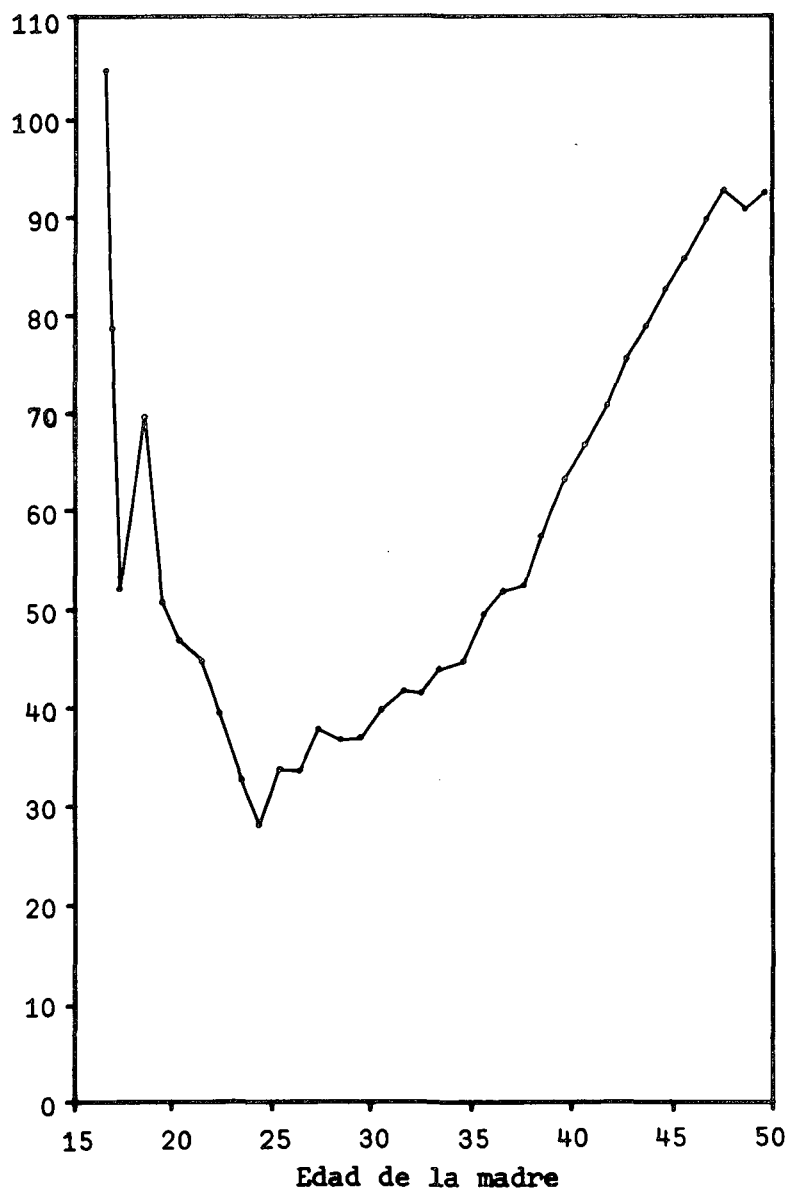
Un incremento en el nivel de la mortalidad en los años precedentes al censo puede explicarse en parte, acaso por las altas tasas de las madres jóvenes, pero no hay razón para creer que tal incremento ocurrió. Lee determinó descensos de la mortalidad durante la década en torno a 1960 (Lee 1972, 52-55) y no hay nada en la historia más reciente del país que haga pensar en un posible aumento de la mortalidad.

El aumento de la mortalidad infantil a medida que aumenta la edad de la madre después de los 25 años, representa, muy probablemente, un descenso sustancial y prolongado de la mortalidad infantil y de la niñez durante los años anteriores al censo. Las tasas de mortalidad infantil crecen con la edad de la madre para mujeres de más edad (National Center for Health Statistics, 1972:2-5), pero es en extremo improbable que el aumento pueda explicar el incremento que muestra el gráfico 1. La fuente que se acaba de citar señala un aumento de cerca del 40 por ciento en el intervalo de edad entre los 25 y 44

Gráfico 1

ESTIMACION DE TENDENCIAS DE MORTALIDAD A PARTIR DE  
INFORMACION DE SOBREVIVENCIA DE NIÑOS CLASIFICADOS  
POR EDAD DE LA MADRE

Tasa de mortalidad  
infantil (por mil  
nacimientos)



años. Algunos ensayos donde se supone que la mortalidad es constante en el tiempo y que la mortalidad infantil es diferencial por edad de las madres, se ñalan que aun si el ritmo de aumento en la mortalidad infantil con la edad de la madre fuera el triple que el observado en los Estados Unidos, las estimaciones de la mortalidad infantil basadas en la informaci3n de hijos sobrevivientes aumentarían s3lo alrededor de 5 por ciento en este intervalo de edades.

Cuadro 2

ESTIMACIONES DE LA MORTALIDAD INFANTIL ENTRE LOS HIJOS NACIDOS VIVOS DE MUJERES COREANAS CON EDADES SIMPLES ENTRE LOS 15 Y LOS 49 AÑOS. 1970

Edad	Estimaciones		Edad	Estimaciones	
	$\omega$	q(1)		$\omega$	q(1)
15	-0,0249	0,1438	33	-0,6686	0,0443
16	-0,2037	0,1051	34	-0,6573	0,0453
17	-0,5729	0,0532	35	-0,6087	0,0497
18	-0,4274	0,0699	36	-0,5874	0,0517
19	-0,5904	0,0514	37	-0,5773	0,0527
20	-0,6399	0,0468	38	-0,5244	0,0583
21	-0,6499	0,0459	39	-0,4780	0,0636
22	-0,7211	0,0401	40	-0,4498	0,0670
23	-0,8096	0,0338	41	-0,4155	0,0714
24	-0,9094	0,0278	42	-0,3834	0,0758
25	-0,7992	0,0345	43	-0,3583	0,0794
26	-0,8070	0,0340	44	-0,3321	0,0833
27	-0,7468	0,0381	45	-0,3148	0,0860
28	-0,7676	0,0366	46	-0,2882	0,0903
29	-0,7613	0,0371	47	-0,2622	0,0946
30	-0,7228	0,0399	48	-0,2735	0,0927
31	-0,6953	0,0421	49	-0,2574	0,0954
32	-0,6945	0,0422			



Esta aplicación del procedimiento de Brass conduce a dos conclusiones significativas. La primera es que la mortalidad, casi con certeza, no ha sido constante y parece más bien haber experimentado un descenso muy rápido. La interpretación de las estimaciones como indicadores del nivel de mortalidad en posición a la interpretación como indicadores de que algún cambio ha ocurrido, es por lo tanto cuestionada. La segunda conclusión es que el efecto de la mortalidad infantil diferencial por edad de la madre, para madres menores de 25 años, es tan grande que las relaciones de sobrevivencia estimadas con esas informaciones no son útiles para estimar tendencias de la mortalidad. Las estimaciones deben limitarse a la información proporcionada por mujeres mayores de 25 años,

### 3. El nuevo procedimiento

La utilidad del procedimiento para estimar la mortalidad a partir de las proporciones de hijos sobrevivientes es mayor en los países en desarrollo donde faltan informaciones, razonablemente completas, sobre las defunciones. Las técnicas que existen suponen, sin embargo, que la mortalidad es constante, y hay indicios contundentes -a pesar de la falta de información adecuada- de que la mortalidad ha venido descendiendo en estos países. Aun cuando el problema de la hipótesis sobre mortalidad constante ha sido señalado por Brass y Sullivan (Brass et al., 1968: 115; Sullivan 1972:93), no se registró ningún avance para solucionarlo. La técnica puede aplicarse mecánicamente ya sea que la mortalidad haya permanecido constante o no, pero el significado de los resultados es incierto si la mortalidad está cambiando, Macura encontró que cuando la mortalidad ha estado bajando las estimaciones pueden interpretarse, en algunos casos, como niveles de mortalidad vigentes en cierto número de años anteriores al censo (1972:87-97). El trabajo de Macura en este campo puede considerarse sin embargo tangencial al estudio sobre integridad de los registros de estadísticas vitales en Yugoslavia y sólo lo desarrolló parcialmente.

Si la mortalidad ha estado cambiando, las proporciones de hijos sobrevivientes en relación al total de hijos tenidos por las mujeres en los diferentes grupos de edades, conducirán a diferentes estimaciones de la mortalidad. En el caso de una mortalidad decreciente se tendrá por ejemplo que la proporción de hijos sobrevivientes entre el total de hijos tenidos por las mujeres con edades entre 40 y 44 años será menor que la correspondiente a mujeres

entre 20 y 24 años, ya que los hijos de las mujeres mayores nacieron, en promedio, hace más tiempo y en consecuencia han experimentado una mortalidad más alta. Es esto un argumento plausible, cualquiera sea la tasa de descenso de la mortalidad. Desde un punto de vista estrictamente lógico no puede llegarse a una conclusión tan sólida como ésta. Se puede asegurar que si la mortalidad es constante, resultarán idénticas las estimaciones de la mortalidad basadas en las proporciones de hijos sobrevivientes, para diferentes grupos de edades de las madres. Esta afirmación puede hacerse por cierto, si las informaciones no tienen errores, si la estimación de la distribución en el tiempo de los nacimientos es correcta, y si no existen discrepancias entre los patrones por edad de la mortalidad real y el de la tabla de vida modelo utilizada. La proposición inversa puede deducirse lógicamente. Si las estimaciones de mortalidad basadas en diferentes grupos de edades de las mujeres difieren en cierto grado, o de cierta manera, lo que no puede atribuirse a factores exógenos, se debe concluir que la mortalidad no ha sido constante. Es posible, en suma, detectar cambios en la mortalidad si se aplica el método de estimación tal como fue concebido. Nos gustaría ir más allá sin embargo, y establecer alguna cuantificación de la tendencia de la mortalidad. No puede hacerse esto sin haber removido previamente la hipótesis de constancia de la mortalidad por cuanto las estimaciones basadas en el supuesto de constancia de la mortalidad conducen a la conclusión de que la mortalidad ha estado cambiando realmente y, en consecuencia, los valores precisos de las estimaciones pierden confianza.

Consideremos una población donde la mortalidad ha venido cambiando, pero en la que la tabla de vida del período aplicable a cualquier momento se corresponde con una determinada familia de tablas modelo de vida. Sea el nivel de la mortalidad en una determinada fecha, la del censo de población, igual a  $w_0$ , y supongamos que este nivel ha venido disminuyendo con una tasa anual de  $r$ . Estos supuestos determinan series completas de tablas de vida para cada año previo al censo, y a partir de ellas se puede calcular la probabilidad de que un hijo nacido  $a$  años antes del censo muera a la fecha del censo. Esta probabilidad depende de  $w_0$  y  $r$  así como de  $a$  y la simbolizaremos en consecuencia con  $q(a; w_0, r)$ . Se puede describir entonces:

$$Q = \int_0^{\infty} q(a; w_0, r) C(a) da \quad (2)$$

donde  $Q$  y  $C(a)$  tienen la misma definición que en la relación (1). Los argumentos que conducen a esta ecuación son los mismos que los que determinaron la ecuación (1). La única diferencia es que las probabilidades de morir a la fecha del censo que tienen los hijos nacidos en varios momentos precedentes al censo dependen de dos parámetros, -el nivel de la mortalidad en la época del censo y la tasa anual de descenso en los años precedentes- en vez de uno solo el nivel de mortalidad constante.

Se dispone de una ecuación de la estructura de la (2), para cada grupo quinquenal de edades de las mujeres. La idea general de la técnica de estimación que se propone consiste en resolver este sistema de ecuaciones para los valores desconocidos de  $w_0$  y  $r$ , valores que determinan la tendencia de la mortalidad en los años previos al censo. Pueden seguirse tres estrategias para obtener las soluciones numéricas. La primera considera individualmente las ecuaciones para cada grupo de edades. Se determina el conjunto de todas las combinaciones de pares de valores de  $w_0$  y  $r$  que satisfacen la ecuación para un determinado grupo de edades y luego se considera la familia completa de las trayectorias de los niveles de mortalidad definidas por estas combinaciones. Cualquier par de estas trayectorias deben intersectarse, por las razones que se dan más adelante, y resulta, al menos en el caso de Corea que se trata en los puntos siguientes, que estos puntos de intersección son relativamente independientes de la elección que se haga de pares de trayectorias. Es decir, todas las trayectorias de niveles de mortalidad coherentes con un valor de hijos sobrevivientes se intersectan aproximadamente en un mismo punto que representa un determinado número de años anterior al censo. Cada ecuación determina así una familia de trayectorias del nivel de mortalidad coherente con el valor observado de la proporción de hijos sobrevivientes, y esta familia de trayectorias define a su vez, el nivel de la mortalidad vigente para un momento ubicado en determinado número de años previos al censo. Este resultado, que se analiza en las secciones siguientes, confirma, aclara y generaliza el trabajo de Macura (1972:87-97).

La segunda estrategia general para estimar tendencias de la mortalidad es resolver pares seleccionados de ecuaciones simultáneas para obtener valores particulares de  $w_0$  y  $r$ . Esta forma de operar conduce a estimar una sola tendencia de mortalidad para cualquier par de ecuaciones. Si las informaciones

son exactas y si todas las estimaciones y supuestos que requiere el método se cumplen exactamente, la tendencia de la mortalidad que resulte será la misma cualquiera sea el par de ecuaciones que se seleccione. En la práctica, se resuelven todos los posibles pares de ecuaciones o una muestra razonable de ellos, y se examina luego, la familia de tendencias así obtenida. Cuando las informaciones son razonablemente buenas y se cumplen en general los supuestos, la familia de tendencias de la mortalidad definirán una banda más bien estrecha representativa del nivel de la mortalidad en cualquier momento anterior al censo hasta un límite de 20 ó 30 años. (Es necesario hacer aquí una advertencia que se discute en la última sección de este trabajo). En la medida en que las informaciones sean deficientes y no se satisfagan las hipótesis del método, la banda será más ancha.

La tercera estrategia general consiste en escoger valores de  $w_0$  y  $r$  que minimicen alguna medida de discrepancia entre los términos en cualquiera de los lados, del sistema de ecuaciones. Por ejemplo la suma de las diferencias al cuadrado,

$$\sum_i \{Q_i - \int_0^\infty q(a; w_0, r) C_i(a) da\}^2$$

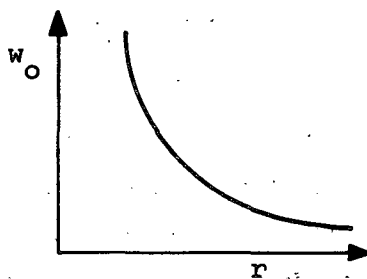
y el máximo de la desviación relativa:

$$\max_i \left\{ \frac{Q_i - \int_0^\infty q(a; w_0, r) C_i(a) da}{\int_0^\infty q(a; w_0, r) C_i(a) da} \right\}$$

donde el subíndice  $i$  indica que se trata de la ecuación  $i$ ésima del sistema. Este procedimiento tiene la ventaja de producir una sola estimación de la tendencia de la mortalidad a partir de los datos observados y proporciona al mismo tiempo una indicación, a través de la medida de discrepancia, sobre la calidad de las informaciones y la bondad del método. La primera ventaja disminuye por la necesidad de escoger entre medidas alternativas de discrepancia. En algunos casos pueden esgrimirse argumentos para una medida particular. Por ejemplo en poblaciones reducidas, donde las variaciones aleatorias son importantes, puede favorecerse la adopción de un  $\chi^2$  cuadrado mínimo de  $w_0$  y  $r$  (Neyman 1949) y elegir la medida de discrepancia correspondiente. En otras situaciones la elección puede ser mucho más arbitraria. La elección tiene poco efecto en las estimaciones a no ser que las discrepancias sean importantes. En este caso los resultados de la aplicación del método que se propone será dudoso.

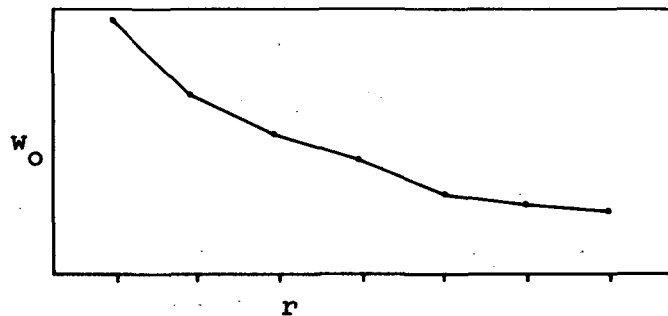
Cualquiera sea la estrategia general que se adopte, la aplicación del nuevo método requiere la determinación del conjunto de todas las trayectorias de mortalidad coherentes con un valor determinado de la proporción de hijos sobrevivientes, esto es, la determinación del conjunto de todas las combinaciones de pares de valores de  $w_0$  y  $r$  que satisfagan una ecuación dada, del tipo de la (2). Para cualquier proporción dada de hijos fallecidos,  $Q$ , menores valores de  $w_0$  corresponden a mayores valores de  $r$ . La justificación de esta afirmación implica una serie de proposiciones lógicamente relacionadas. Primero, si dos tendencias de mortalidad son tales que el nivel de la mortalidad definido por una de las tendencias es menor que el definido por la otra en cualquier momento en el tiempo debe suceder que la tendencia con un nivel uniformemente inferior de mortalidad presente menores proporciones de hijos fallecidos. Puede concluirse, consecuentemente, que si dos tendencias de mortalidad implican la misma proporción de hijos fallecidos, entonces ninguna de las dos tendencias puede caer sistemáticamente por debajo de la otra. Esto a su vez significa que la tendencia con un nivel menor de mortalidad al momento del censo (con un valor menor de  $w_0$ ) debe haber presentado un mayor nivel de mortalidad en algún momento anterior al censo, y esto puede ocurrir sólo si esta tendencia presenta una tasa más rápida de descenso, es decir, si tiene un valor más alto de  $r$ .

El conjunto de todas las combinaciones de valores de  $w_0$  y  $r$  que satisfacen una determinada ecuación de la forma de la (2) puede considerarse como el lugar geométrico de los puntos en un sistema de coordenadas de dos dimensiones. Ya que a valores menores de  $w_0$  corresponden valores mayores de  $r$ , el lugar geométrico de los puntos tiene una forma general como la que se indica a continuación:



La especificación numérica de este lugar geométrico es un problema puramente técnico, de cálculo. Sin embargo, debido a que este problema es crucial en el método que estamos proponiendo, y en particular porque la solución puede utilizarse muy bien para otros procedimientos aplicables a información incompleta, se considera conveniente exponer las ideas aquí e ilustrar su aplicación.

Hay dos dificultades básicas que deben tomarse en cuenta. Primero, hay un número infinito de combinaciones de valores  $w_0$  y  $r$  que satisfacen una ecuación determinada. La solución a esta dificultad es calcular un número finito de combinaciones correspondientes a una serie de valores de  $r$  y recurrir luego a técnicas de interpolación. En el gráfico, el número finito de combinaciones corresponde a una serie de puntos en el lugar geométrico deseado. El lugar geométrico puede estimarse mediante interpolaciones entre estos puntos. En el caso más simple de interpolación lineal el lugar geométrico queda representado por segmentos de líneas rectas que unen los puntos, como se indica en el gráfico siguiente:



La bondad de tales aproximaciones puede acentuarse aumentando el número de combinaciones que se establecen o, por otra parte, el volumen de cálculos puede reducirse si disminuye el número de combinaciones.

La segunda dificultad se refiere a la determinación de los valores de  $w_0$ . Dada una serie particular de valores de  $r$ , ¿cómo se puede determinar la serie correspondiente de valores de  $w_0$  que satisfagan la ecuación (2)?

Esto no es más que el problema general de resolución de una ecuación con una incógnita, y que puede solucionarse de muchas formas sin mayores dificultades. El procedimiento específico que se adopta aquí no es particularmente eficiente en relación al volumen de cálculo, pero es conceptualmente directo, por lo que es fácil de aprender y aplicar correctamente y siempre conduce a

las soluciones deseadas. Consiste en calcular, para cada valor seleccionado de  $r$ , el valor de la integral en (2) para una serie de valores de  $w_0$ , determinando el par de valores de  $w_0$  que conduce a valores de la integral por arriba y por debajo de la proporción observada de hijos sobrevivientes,  $Q$ , e interpolando entre estos dos valores de  $w_0$  para encontrar el valor de  $w_0$  que corresponde al valor dado de  $r$ .

Teniendo en cuenta estas consideraciones se verá que el proceso completo para determinar la serie deseada de combinaciones de valores de  $w_0$  y  $r$ , se resuelve mediante el cálculo de una única y simple tabla. Tomando un ejemplo de las secciones que siguen, encontramos las siguientes proporciones de hijos fallecidos entre los hijos nacidos vivos, en Corea, de mujeres de 25 años en el censo de 1970, dados los valores de  $w_0$  y  $r$ . Cada entrada a la tabla es el valor de la integral del lado derecho de la ecuación (2) para determinados valores de  $w_0$  y  $r$ .

$w_0 \backslash r$	0,00	0,01	0,02	0,03	0,04
-0,7	0,0489	0,0510	0,0532	0,0555	0,0580
-0,8	0,0405	0,0422	0,0440	0,0460	0,0481
-0,9	0,0334	0,0349	0,0364	0,0380	0,0398
-1,0	0,0276	0,0288	0,0300	0,0314	0,0329
-1,1	0,0227	0,0237	0,0248	0,0259	0,0271
-1,2	0,0187	0,0195	0,0204	0,0213	0,0223

La proporción observada de hijos fallecidos es 0,045. Vemos en la tabla que si  $r = 0$ , entonces  $w_0$  debe ser igual a -0,8 para producir esta proporción de hijos fallecidos. Por coincidencia en este caso, el valor observado aparece exactamente en la tabla. Normalmente, sin embargo, se tendrá que proceder a interpolar entre valores de la tabla para obtener  $w_0$ . Si  $r = 0,01$ , por ejemplo, se ve que  $w_0$  debe caer entre -0,8 y -0,9 para producir la proporción observada de hijos fallecidos. El valor apropiado de  $w_0$  puede establecerse aproximadamente mediante una interpolación lineal en la tabla,

$$w_0 = -0,8 - 0,1 \times \frac{0,0422 - 0,0405}{0,0422 - 0,0349}$$

$$= -0,823$$

Procediendo de esta forma se obtiene una serie de pares de valores de  $w_0$  y  $r$ , uno para cada columna de la tabla.

$r$	0,00	0,01	0,02	0,03	0,04
$w_0$	-0,799	-0,823	-0,846	-0,868	-0,891

Son estas las combinaciones deseadas de valores de  $w_0$  y  $r$ . Pueden obtenerse combinaciones intermedias por interpolación lineal o de grado mayor si se desea. Para  $r = 0,015$  por ejemplo, el valor apropiado de  $w_0$  sería el que se obtenga por interpolación entre -0,823 y -0,846, que resulta de -0,834.

#### 4. Aplicación a Corea

En el cuadro 3 se presentan valores de las combinaciones de  $w_0$  y  $r$  coherentes con las proporciones de hijos sobrevivientes de mujeres con 25, 30, 35, 40 y 45 años en 1970. De acuerdo a la primera estrategia general que se presentó antes, se considera sucesivamente cada grupo de edades, utilizando valores de  $w_0$  y  $r$  coherentes con el grupo de edades en consideración, y se obtiene una familia de tendencias de la mortalidad coherentes con las proporciones observadas de sobrevivencia. Dados valores particulares de  $w_0$  y  $r$ , la tasa de mortalidad infantil para el año  $i$ ésimo previo al censo, está dada por:

$$1 - \{ 1 + \exp [ 2(w_0 + ri - 0,867) ] \}^{-1}$$

Las tendencias definidas por los valores de  $w_0$  y  $r$  correspondientes a mujeres de edad de 25 años (véase el cuadro 3) son como se indica a continuación:

$r$	0,00	0,01	0,02	0,03	0,04
$w_0$	-0,799	-0,823	-0,846	-0,868	-0,891
$i = 0$	34,5	33,0	31,5	30,2	28,9
1	34,5	33,6	32,7	32,0	31,2
2	34,5	34,2	34,0	33,9	33,7
3	34,5	34,9	35,4	35,9	36,4
4	34,5	35,6	36,8	38,0	39,3
5	34,5	36,3	38,2	40,3	42,5
6	34,5	37,0	39,7	42,7	45,8
7	34,5	37,7	41,3	45,2	49,5
8	34,5	38,4	42,9	47,8	53,4
9	34,5	39,2	44,6	50,6	57,6
10	34,5	40,0	46,3	53,6	62,1
11	34,5	40,7	48,1	56,7	66,9



Cuadro 3

REPUBLICA DE COREA: TENDENCIAS DE MORTALIDAD COHERENTES CON LAS  
 PROPORCIONES DE HIJOS SOBREVIVIENTES EN RELACION A LOS HIJOS  
 NACIDOS VIVOS TENIDOS POR MUJERES CON 25, 30, 35, 40 Y 45 AÑOS:  
 1970

Valor de r	Valor de $w_0$ basado en las proporciones de hijos sobrevivientes entre los nacidos vivos de mujeres con edad				
	25	30	35	40	45
0,00	-0,799	-0,724	-0,609	-0,452	-0,316
0,01	-0,823	-0,766	-0,677	-0,549	-0,444
0,02	-0,846	-0,806	-0,747	-0,650	-0,578
0,03	-0,868	-0,851	-0,818	-0,755	-0,718
0,04	-0,891	-0,894	-0,892	-0,864	-0,864
0,05	-0,915	-0,942	-0,970	-0,977	-1,015
0,06	-0,941	-0,988	-1,051	-1,094	-1,172

Las tendencias son diferentes por cierto, con tasas de mortalidad infantil al momento del censo que varían entre 29 y 34 defunciones por mil nacidos vivos y varían entre 34 y 67 defunciones por mil nacidos vivos las tasas correspondientes a 11 años antes del censo. Ya que todos los nacidos vivos tenidos por las mujeres de 25 años nacieron durante los 11 años pasados, la serie no va más atrás en el tiempo.

Mayores exámenes de las series de tendencias muestran que la tasa de mortalidad infantil para 2 años antes del censo es más o menos la misma en todas las tendencias: alrededor de 34 muertes infantiles por mil nacidos vivos. La proporción de hijos sobrevivientes entre el total de hijos nacidos vivos tenidos por las mujeres de esta edad conduce así a una estimación, razonablemente buena, de la mortalidad de 2 años anteriores al censo, aun cuando no puede identificarse ninguna tendencia específica.

Este procedimiento que puede denominarse "el método de intersección de tendencias" puede seguir aplicándose a mujeres de cualquier grupo de edades. El cuadro 4 presenta partes relevantes de las tendencias que son coherentes con las proporciones de hijos sobrevivientes de mujeres con 30, 35, 40 y 45

Cuadro 4

REPUBLICA DE COREA: TASAS DE MORTALIDAD INFANTIL COHERENTES CON LAS  
 PROPORCIONES DE HIJOS SOBREVIVIENTES ENTRE LOS HIJOS NACIDOS VIVOS  
 TENIDOS POR MUJERES CON 25, 30, 35, 40 Y 45 AÑOS: 1970

Edad de las mujeres	Número de años anteriores al censo	Valor de r				
		0,00	0,01	0,02	0,03	0,04
25	2	34,5	34,2	34,0	33,9	33,7
	3	34,5	34,9	35,4	35,9	36,4
30	4	39,8	39,7	39,7	39,3	39,1
	5	39,8	40,5	41,2	41,6	42,2
35	6	49,6	48,9	48,0	47,0	45,7
	7	49,6	49,8	49,8	49,7	49,4
	8	49,6	50,8	51,8	52,6	53,2
40	9	66,8	65,9	64,6	62,7	60,5
	10	66,8	67,2	67,0	66,4	65,2
	11	66,8	68,4	69,6	70,2	70,3
45	12	85,8	84,2	82,4	79,5	75,7
	13	85,8	86,1	85,5	84,0	81,5
	14	85,8	87,6	88,7	88,7	87,7
	15	85,8	89,3	92,0	93,7	94,3

años, así como también con las de 25 años. Los resultados muestran dos patrones significativamente diferentes. El primero se caracteriza porque las tendencias coherentes con las proporciones de hijos sobrevivientes de mujeres de edades mayores tienden a intersectarse en torno a un mismo punto, aun cuando la distribución de las intersecciones se hace más amplia a medida que la edad de la madre aumenta. De la información correspondiente a mujeres de 45 años, por ejemplo, puede concluirse que la tasa de mortalidad infantil para el período entre 12 y 15 años antes del censo es aproximadamente 86 por mil, pero no puede precisarse con exactitud el momento a que corresponde esta tasa. El segundo patrón que se muestra en el cuadro 4 se caracteriza porque mientras de más edad son las mujeres más hacia el pasado tienden a producirse las intersecciones.

Corea condujo a los siguientes resultados:

Número de años anteriores al censo	Tasa de mortalidad infantil (Por mil)
2-3	34,5
4-5	39,8
6-8	49,6
9-11	66,8
12-15	85,8

Estos resultados se presentan en el gráfico 2. Señalan una tasa media anual de descenso de alrededor de 4,5 muertes infantiles por mil nacidos vivos. Si se supone que las tablas modelo de vida de Brass se mantienen a lo largo de todo el tramo de edades, ese ritmo de descenso correspondería a un aumento en la esperanza de vida al nacer de cerca de un año por cada año calendario. Es ésta una tasa de cambio extraordinariamente rápida, si se la compara con cambios producidos en Europa y en América Latina. (Arriaga, 1970: capítulo III).

La segunda estrategia general para resolver la ecuación de estimación consiste, como se dijo, en resolver simultáneamente pares de ecuaciones. Los resultados de este procedimiento, que puede designarse como "método de resolución simultánea", se presentan en el cuadro 5. La técnica de resolución es conceptualmente muy simple, y gira en torno a la visualización de pares de valores de  $w_0$  y  $r$  coherentes con una ecuación dada como el lugar geométrico en un plano de coordenadas. Si en el gráfico que sigue la curva,  $c_1$  representa el conjunto de combinaciones de valores de  $w_0$  y  $r$  que satisfacen una ecuación, y la curva  $c_2$  el conjunto de combinaciones que satisfacen una segunda ecuación, entonces la intersección de estas dos curvas representa la resolución simultánea de estas dos ecuaciones:

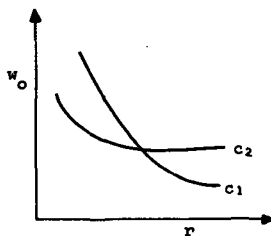
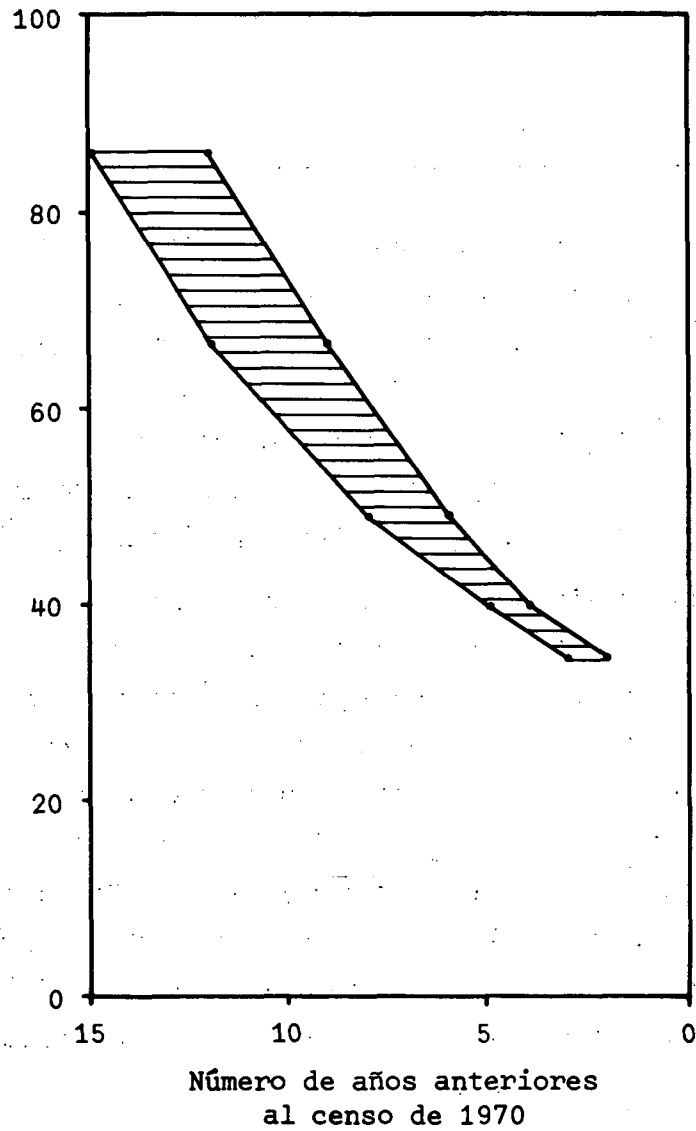


Gráfico 2  
ESTIMACION DE TENDENCIAS DE MORTALIDAD A PARTIR DE  
INFORMACION DE SOBREVIVENCIA DE NIÑOS CLASIFICADOS  
POR EDAD DE LA MADRE

Tasa de mortalidad  
infantil (por mil  
nacimientos)



Cuadro 5

REPUBLICA DE COREA: SOLUCION SIMULTANEA DE LAS ECUACIONES DE ESTIMACION  
BASADAS EN LAS PROPORCIONES DE HIJOS SOBREVIVIENTES ENTRE LOS HIJOS  
NACIDOS VIVOS TENIDOS POR MUJERES CON 25, 30, 35, 40 Y 45 AÑOS:1970

Primera ecuación basada en mujeres de edad	Variable	Segunda ecuación basada en mujeres con edades			
		30	35	40	45
25	r	+0,0385	+0,0398	+0,0330	+0,0321
	$w_0$	-0,888	-0,890	-0,898	-0,896
30	r	-	+0,0307	+0,0346	+0,0329
	$w_0$	-	-0,897	-0,916	-0,908
35	r	-	-	+0,0380	+0,0338
	$w_0$	-	-	-0,954	-0,921
40	r	-	-	-	+0,0400
	$w_0$	-	-	-	-0,864

El problema práctico de la resolución es cómo determinar la intersección cuando cada curva está formada aproximadamente de segmentos de líneas rectas que unen un número finito de puntos en cada curva. El procedimiento que se utiliza se describe en el Apéndice IV; implica elaboraciones con ecuaciones lineales que resultan tediosas aunque rutinarias.

Las tendencias de la mortalidad que corresponden a la resolución dada en el cuadro 5 se presentan en el cuadro 6. Las estimaciones de la mortalidad infantil en torno al censo de 1970 alcanzan valores entre 25,5 y 30,4 por mil. Si se acepta este rango de valores sin mayores análisis, y se acepta además el valor medio de 28 por mil como la mejor estimación, el nivel de error inherente al rango es alrededor de + 9 por ciento. Puede observarse, sin embargo, que los valores extremos del rango se deben a las últimas tres soluciones, que se derivan de la información sobre hijos sobrevivientes de mujeres de 40 y 45 años. Debido a que estas mujeres, a esas edades, contribuyen con un reducido número de nacimientos durante los años inmediatamente previos al censo -la mayoría de sus nacimientos ha ocurrido hace mayor tiempo- los hijos sobrevivientes entre sus hijos nacidos vivos aportan poca información sobre la mortalidad

Cuadro 6

LA TENDENCIA DE LA MORTALIDAD INFANTIL EN COREA. ESTIMACION  
 MEDIANTE EL METODO DE ECUACIONES SIMULTANEAS

Indice	Solución		Número de años anteriores al censo de 1970		
	$w_0$	r	0	10	20
1	-0,888	+0,0385	29,0	60,6	122,0
2	-0,890	+0,0398	28,9	61,9	128,0
3	-0,898	+0,0330	28,5	53,7	98,9
4	-0,896	+0,0321	28,6	53,0	96,0
5	-0,897	+0,0307	28,5	51,5	91,1
6	-0,916	+0,0346	27,5	53,5	101,0
7	-0,908	+0,0329	27,9	52,6	96,7
8	-0,954	+0,0380	25,5	53,1	107,0
9	-0,921	+0,0338	27,2	52,2	97,6
10	-0,864	+0,0400	30,4	65,3	134,5
	-mínimo		25,5	51,5	91,1
	-máximo		30,4	65,3	134,5
	-intervalo		4,9	13,8	43,4

actual. Parece por lo tanto justificado excluir estas soluciones en la estimación del nivel actual de mortalidad. Las soluciones restantes dan resultados que varían en un intervalo mucho menor: entre 27,5 y 29 por mil. Tomando el promedio de estos valores como la mejor estimación, se obtiene como tasa de mortalidad infantil el valor de 28,4 por mil, y tomando el intervalo de las estimaciones individuales como una medida del nivel de error se obtiene una cifra + 2-3 por ciento.

Mayores análisis de los resultados del cuadro 6 señalan un patrón de variabilidad creciente de las estimaciones para períodos crecientes a partir del censo. La variabilidad es extrema para 20 años anteriores al censo y no muestra un patrón claro. Las estimaciones en que intervienen informaciones de mujeres de 25 y 30 años deberían excluirse evidentemente en consideración a que estas mujeres no tienen hijos que hayan nacido hace tanto tiempo y, por lo tanto, no aportan ninguna información sobre el nivel de mortalidad de ese

tiempo. Sin embargo, aun después de excluir las primeras siete soluciones, una limitación radical, ha quedado un intervalo que va de 98 a 134 muertes infantiles por mil nacidos vivos.

Las estimaciones para 10 años antes del censo muestran menor variabilidad que las correspondientes a 20 años atrás, pero implican aun un amplio intervalo de variación de 52 a 65 muertes infantiles por cada mil nacidos vivos. La exclusión de las cuatro primeras soluciones que se basan en mujeres de 25 años que prácticamente no han tenido ningún nacido vivo hace 10 años, no disminuye el rango de variación de manera importante.

Es interesante dejar señalado, sin embargo, que las estimaciones restantes son muy próximas entre sí, excepto la última basada en informaciones de mujeres de 40 y 45 años. Esto no se explica por cierto por deficiencias de la información proporcionada por estas mujeres porque si así fuera cabría esperar que las dos últimas estimaciones se desviaran del resto de la serie en tanto que sólo la última lo hace. Una explicación más probable, y que también podría explicar la variabilidad de las estimaciones para 20 años antes del censo, es que los niveles de mortalidad de 10 a 20 años antes del censo experimentaron importantes fluctuaciones irregulares. En ese período se desarrolló la guerra en Corea. Esta circunstancia invalidaría el supuesto de descenso lineal de la mortalidad en este período, y esto es al menos una conjetura plausible que produciría la amplia variabilidad en las estimaciones de la mortalidad infantil presentadas en el cuadro 6. Con base en este análisis se puede concluir con cierta seguridad que la tasa de mortalidad infantil en Corea en la época del censo de 1970 alcanzaba un valor de alrededor de 28 por mil y que el error atribuible al procedimiento de estimación es del orden de más o menos 2 a 3 por ciento. No se analiza en forma particular la calidad de las informaciones sobre hijos tenidos e hijos sobrevivientes, pero cabe esperar que sean de escasa importancia dada la coherencia de las estimaciones obtenidas, al menos en el caso de las informaciones dadas por las mujeres jóvenes en las que se basan las estimaciones. Este resultado es además muy coherente con las estimaciones de la tendencia de la mortalidad que se logra con el método de intersección de tendencias.

En relación a la tendencia de la mortalidad, puede concluirse que la tasa de mortalidad infantil en Corea decreció cerca del 50 por ciento durante la

década precedente al censo de 1970. La mayoría de las estimaciones sugieren un nivel de alrededor de 53 muertes infantiles por mil nacidos vivos para 10 años antes del censo, aunque este valor merece cierta duda debido a que una estimación resulta de 65 por mil.

El nivel de la mortalidad infantil 20 años antes del censo era evidentemente del orden de 100 por mil, o más, pero esa estimación está sujeta a mayor inseguridad. Es así en razón de las fluctuaciones de la mortalidad que probablemente derivaron de la guerra de Corea en esa época. Este es un tópico que requeriría un análisis considerablemente mayor para tratarlo satisfactoriamente.

### 5. Discusión

Brass ha observado que, aunque parezca irónico, los resultados de la aplicación de técnicas de estimación a informaciones incompletas se deterioran a medida que las informaciones mejoran en calidad. La razón es que "las técnicas necesariamente rígidas utilizadas en el análisis de informaciones limitadas y de dudosa calidad son demasiado inflexibles para utilizarlas con eficiencia cuando mejoran las informaciones", y la prescripción es para "análisis que toman en cuenta, en mayor grado, las peculiaridades de una población determinada" (1969:183). Los datos utilizados en este trabajo ilustran este punto. La técnica de Brass para estimar niveles de mortalidad a partir de información sobre hijos sobrevivientes fue desarrollada originalmente para ser aplicada a información defectuosa, esto es, con un importante grado de error. La aplicación de esta técnica a la información del censo de Corea de 1970, con claros indicios de que se trata de información muy buena, revela claramente que el método no es adecuado; en virtud del supuesto de constancia de la mortalidad en los años precedentes al censo. La situación de Corea presenta la peculiaridad de un rápido descenso en la mortalidad en los años recientes. Esto condujo, a su vez, a los desarrollos presentados en este documento.

Cabe preguntarse por qué se han propuesto tres métodos diferentes para determinar qué cifras, hablando en términos generales, conducen a los mismos resultados. La principal justificación es que cada uno de los tres procedimientos es potencialmente útil y que una evaluación cuidadosa de las ventajas de cada uno requiere esfuerzos considerables que van más allá de los propósitos de este documento. Sin embargo, es muy probable que trabajos futuros



conduzcan a la conclusión de que no existe un procedimiento único que sea el más eficiente en todos los casos. La elección adecuada dependerá de las características de los datos que se tienen que analizar.

Pueden sugerirse varias líneas de acción futura. Para comenzar, cabe hacer notar que el método propuesto en esta oportunidad intenta obtener muchos más resultados de la información sobre hijos sobrevivientes que los hasta ahora obtenidos. El intento aparentemente ha sido exitoso, pero sería acertado seguir con el desarrollo teórico del método sin tener que dedicarse, al mismo tiempo, a la evaluación cuantitativa y sistemática de los datos que han de utilizarse. El hecho que los procedimientos indirectos (que se aplican a datos incompletos) pueden originar estimaciones a partir de informaciones que a parecen a primera vista muy limitadas, no debería restar validez a la afirmación que se olvida fácilmente y que dice: no hay técnica alguna, por muy sofisticada y sutil que sea conceptualmente, que pueda producir estimaciones que no están contenidas en los datos básicos.

Es posible hacer dos sugerencias específicas dentro de estas líneas de acción, y vale la pena señalarlas si se tiene en mente que para muchos países el llegar a tener un sistema de registro completo tomará al menos varias décadas. La proposición de que la declaración del número de hijos nacidos vivos tenidos por las mujeres es menos completa a medida que aumenta la edad de las mujeres es coherente con la realidad y plausible y, frecuentemente confirmada, pero es muy raro que se realice una investigación sistemática sobre la magnitud de este sesgo. Hay en particular necesidad de realizar estudios comparativos que den mayores luces tanto sobre las regularidades empíricas de este sesgo como sobre los factores inherentes a distintas poblaciones. Estudios especiales vinculados a las encuestas de post-empadronamientos podrán ser útiles para aclarar este problema, así como también la comparación del promedio de hijos tenidos según un censo reciente con igual información de un censo anterior, actualizada mediante la utilización de tasas de fecundidad por edades del período intercensal. Es posible llevar a cabo análisis de este tipo en un número creciente de países, en virtud de la creciente disponibilidad de estimaciones de tasas de fecundidad derivadas mediante el método de Hijos Propios.

La evaluación de la estimación de la distribución de los nacidos vivos en el tiempo y su sensibilidad en relación a las estimaciones de la mortalidad

constituyen un segundo punto importante para los trabajos futuros. ¿Cuán importante es, por ejemplo, la poca frecuente vigencia del supuesto de fecundidad constante? ¿Vale la pena introducir medidas más elaboradas para estimar la distribución en el tiempo de los nacidos vivos? La disponibilidad de las estimaciones de fecundidad mediante el método de hijos propios es significativa también en este contexto, ya que implica que, al menos para las mujeres más jóvenes, puede calcularse directamente la distribución de los nacidos vivos en el tiempo, a partir de las tasas de fecundidad de cohortes, obviando así completamente la necesidad de adoptar el supuesto de fecundidad constante.

Una tercera línea de acción para los trabajos futuros la constituye el estudio de la aplicabilidad de una determinada familia de tablas modelo de vida a una población particular. Es interesante señalar aquí que los "multiplicadores" con los que normalmente se calcula la mortalidad, siguiendo a Brass, se basan en un modelo de tabla de vida desarrollado para poblaciones africanas. ¿Son apropiados estos multiplicadores para aplicaciones que deban hacerse en poblaciones asiáticas por ejemplo? ¿Hasta qué punto, realmente, las poblaciones de Asia, y de Africa, en este caso, presentan un patrón de mortalidad con características similares? ¿Qué diferencia resulta de la utilización de otra familia de tablas de vida?

Estos temas de discusión presentados aquí son relevantes tanto para la técnica original de Brass, como también para el nuevo método que se ha estado describiendo, lo que ha sido señalado anteriormente. Alcanzan mayor relevancia en este último caso, en razón de las mayores exigencias sobre los datos. (Brass et al. 1968:110-119). Hay otros temas que son exclusivos del nuevo método. El más importante es la vigencia del supuesto de descenso lineal del nivel de mortalidad. Este supuesto puede reemplazarse por otro que implique un tipo de descenso definido por dos parámetros sin alterar la técnica que se ha presentado aquí, y en algunos análisis será conveniente proceder así. Tal vez la manera más sencilla de proceder sea especificar un "modelo" de descenso de la mortalidad digamos  $\delta(t)$ , y suponer este patrón de descenso en la población considerada excepto en cuanto a ocurrencia en el tiempo y tasa de cambio. El nivel de mortalidad en la población considerada, en el momento  $t$ , se supone que está dado por :  $\delta(c+rt)$  para valores apropiados seleccionados de los parámetros  $c$  y  $r$  que representan, respectivamente, la ubicación en el tiempo del descenso

de la mortalidad, y la tasa con que ocurre el descenso en relación al descenso del descenso "modelo". El supuesto de linealidad adoptado antes es por cierto un caso especial de este tratamiento general.

Un punto relacionado con el patrón de descenso de la mortalidad es hasta qué punto pueden detectarse y analizarse desviaciones extremas pero temporales con respecto a una tendencia regular. Es probable, y es una afirmación más bien intuitiva, que sea relativamente difícil detectar fluctuaciones a corto plazo en las estimaciones de la mortalidad referentes a un período, que se elaboran a partir de información sobre hijos sobrevivientes por edad de la madre que representan promedios a lo largo de un período de tiempo de alguna extensión. Sería útil saber en términos cuantitativos, qué tipos de tendencias y fluctuaciones pueden detectarse y cuáles no.

El descubrimiento que las tendencias de la mortalidad, coherentes con determinados valores de hijos sobrevivientes, tendieran a intersectarse alrededor de un mismo punto, fue algo inesperado al inicio de este trabajo, y es difícil escapar a la impresión de que hay algo más que debe ser explicado o entendido en torno a este hallazgo. ¿Es posible establecer condiciones teóricas que permitan que todas las tendencias se intersecten exactamente en el mismo punto? ¿Por qué la dispersión de las intersecciones aumenta con la edad de la madre?

Para concluir es de utilidad preguntarse qué perspectivas pueden presentarse para el desarrollo futuro de este nuevo método o de otros relacionados con él y entre qué límites pueden obtenerse mayores conocimientos de su aplicación. Ciertas limitaciones son inherentes al método mismo, como por ejemplo la eliminación al promediar, en las informaciones sobre hijos sobrevivientes, fluctuaciones muy frecuentes en los niveles de mortalidad de períodos. Otras limitaciones se imponen en la medida en que todas las poblaciones humanas comparten ciertas regularidades empíricas. Por ejemplo, nunca se cumple con exactitud el supuesto de que la estructura por edad de la mortalidad de una población corresponde a la de un modelo específico de familias de tablas de vida, más bien el supuesto representa una aproximación con mayor o menor grado de precisión. Las limitaciones más importantes, sin embargo, las constituyen las características de las informaciones a las que se ha de aplicar el método, ya que estas informaciones son muy variables dentro de un contexto

determinado, a pesar que el significado de su contenido, como lo indican los encabezamientos de las filas y columnas, es idéntico. Es ésta la razón de por qué la aplicación de tales técnicas no puede considerarse como un procedimiento mecánico que conduce sólo a un resultado pre-determinado, sino más bien de  
be considerárselo como un medio para establecer el sentido real de un conjunto de informaciones y extraer de él lo más posible. Es natural poner énfasis en "lo más posible", pero es también importante enfatizar que debe "extraerse" de esas informaciones "no más de" lo que realmente contienen, esto es, no se debería nunca derivar de las informaciones conclusiones que no tengan sustentación. El resultado último de un determinado análisis puede consistir en la determinación más o menos precisa de series de niveles de la mortalidad, válidas para dos décadas antes del censo, o puede consistir en la conclusión de que simplemente las informaciones no proveen indicio alguno sobre tendencias de la mortalidad. Este último análisis no puede considerarse como deficiente por no haber logrado establecer estimaciones precisas a partir de informaciones de baja calidad, lo que sería una tarea imposible. El análisis debe juzgarse más bien en la medida en que puedan reunirse argumentos convincentes empíricos y teóricos que sustenten las conclusiones que se obtengan.

A P E N D I C E I

ESTIMACION DE LA DISTRIBUCION EN EL TIEMPO DE LOS NACIDOS VIVOS

Sea  $m(a)$  la tasa de fecundidad para la edad exacta  $a$  y supongamos que la fecundidad es constante antes del censo y que la mortalidad es insignificante en el período reproductivo. La paridez media de las mujeres de edad exacta  $x$  al momento del censo es:

$$\int_0^x m(a) da$$

y la tasa de fecundidad para el intervalo de edad  $x$  a  $x+n$  resulta:

$$\int_0^{x+n} m(a) da - \int_0^x m(a) da = \int_x^{x+n} m(a) da$$

que constituye una estimación exacta cuando las mujeres se distribuyen uniformemente dentro del intervalo de edad  $x$  a  $x+n$ .

La paridez media para mujeres con  $x$  años cumplidos puede utilizarse para estimar

$$\int_0^{x+1/2} m(a) da$$

y la diferencia entre la paridez media de mujeres con edad cumplida  $x-1$ , y la de mujeres con  $x$  años cumplidos, proporciona una estimación de la tasa de fecundidad para un año de edad en torno a la edad central  $x$ .

La distribución en el tiempo de los nacidos vivos tenidos por las mujeres con edad exacta  $x$  está dada por

$$C(a) = \frac{m(x-a)}{\int_0^x m(y) dy}, \quad 0 < a < x$$

La distribución en el tiempo de los nacidos vivos tenidos por las mujeres con edad cumplida  $x$  puede estimarse aproximadamente con

$$\frac{m(x+1/2-a)}{\int_0^{x+1/2} m(y) dy}$$

La proporción correspondiente de hijos nacidos vivos durante el año anterior al censo equivale a la integral con respecto a esta expresión entre  $i-1$  e  $i$ ,

$$\frac{i-1 \int^i m(s+1/2-a) da}{\int_0^{x+1/2} m(a) da}$$

El numerador de esta expresión corresponde a la tasa de fecundidad para un año de edad en torno a la edad central exacta  $x-i+1$ , que puede estimarse a proximadamente, como vimos antes, como la diferencia entre la paridez media de las mujeres con edad  $x-i+1$  y la paridez media de las mujeres con edad  $x-i$ . Vimos también que el denominador de la expresión anterior puede estimarse a través de la paridez media de las mujeres con edad cumplida  $x$ . De aquí llegamos a un procedimiento intuitivamente razonable y sencillo para estimar la distribución en el tiempo de los nacidos vivos tenidos por mujeres a edades simples de edad a partir de la paridez media de mujeres con edades simples. Se divi-de la diferencia entre las parideces medias de mujeres con edades contiguas, por la paridez media de mujeres con una edad dada para obtener las proporci-ones de hijos nacidos vivos tenidos por mujeres con la edad considerada y que ocurrieron durante el primer, segundo y así sucesivamente, años anteriores al censo.

A continuación se ilustra el procedimiento mediante la utilización del cuadro 1 del texto para el caso de mujeres con 25 años.

Edad	Paridez media	Tasa de fecundidad estimada	Años anteriores al censo	Distribución de los hijos nacidos vivos
14	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
15	0,0007	0,0007	11	0,0006
16	0,0015	0,0008	10	0,0007
17	0,0063	0,0048	9	0,0039
18	0,0204	0,0141	8	0,0115
19	0,0555	0,0351	7	0,0288
20	0,1152	0,0597	6	0,0489
21	0,2306	0,1154	5	0,0945
22	0,3856	0,1550	4	0,1270
23	0,6257	0,2401	3	0,1967
24	0,8830	0,2573	2	0,2108
25	1,2208	0,3378	1	0,2767

## A P E N D I C E II

## ESTIMACION DE LA MORTALIDAD INFANTIL CON INFORMACION DADA PARA EDADES DETALLADAS MEDIANTE EL METODO DE BRASS

El procedimiento que se presentó en el Apéndice I para estimar la distribución en el tiempo de los hijos nacidos vivos tenidos por las mujeres a cada edad, da las proporciones de hijos nacidos en el primer año previo al censo, en el segundo año y así sucesivamente, es decir, los valores:

$${}_0\int^1 C(a)da, {}_1\int^2 C(a)da, {}_2\int^3 C(a)da, \dots\dots\dots,$$

que designamos con  $C_1, C_2, C_3, \dots$ , y que corresponden a dichas proporciones. La integral en la ecuación (1) del texto puede calcularse aproximadamente mediante el promedio de

$$C_1 q(1) + C_2 q(2) + \dots \quad y$$

$$C_1 q(0) + C_2 q(1) + \dots$$

La primera de estas expresiones sería exacta si todos los nacimientos ocurridos durante un año determinado previo al censo se concentraran al comienzo de año, y la segunda sería exacta si los nacimientos se concentraran al final del año.

La estructura por edad de la mortalidad se supone que corresponde a las tablas modelo de Brass, para las que

$$q(a;w) = 1 - \frac{1}{1 + \exp[2(w + \text{logit } l_a^S)]}$$

donde:

$$\text{Logit } x = \frac{\ln(1-x)/x}{2}$$

y donde  $l_a^S$  simboliza la probabilidad de sobrevivencia a la edad  $a$  en la tabla de vida standard presentada en la tabla II.1. El símbolo "w" representa un parámetro que varía, en general, dentro del intervalo -1,5 a +1,5 y representa el nivel de la mortalidad (Brass 1971:77).

La solución para la ecuación de estimación (1) del texto se obtiene resolviendo la ecuación para w

$$Q = 1/2 \sum_{i>0} C_i [q(i-1;w) + q(i;w)] \quad (II.1)$$

donde  $q(a;w)$  se define como quedó señalado antes. Esto puede hacerse en forma expeditiva utilizando el procedimiento de Newton. Dada una aproximación inicial a la solución deseada, digamos  $w_1$ , se calcula una aproximación mejorada  $w_2 = w_1 + \Delta$ , mediante:

$$\Delta = \frac{Q - \frac{1}{2} \sum_{i>0} C_i [q(i-1; w_1) + q(i; w_1)]}{\frac{1}{2} \sum_{i>0} C_i [q'(i-1; w_1) + q'(i; w_1)]}$$

donde:

$$q'(a;w) = \frac{\partial q(a;w)}{\partial w} = \frac{2 \exp[2(w + \text{logit } l_a^S)]}{\{1 + \exp[2(w + \text{logit } l_a^S)]\}^2}$$

Este procedimiento de corrección puede repetirse hasta que el valor calculado en la derecha de la expresión II.1 difiera del valor observado  $Q$  en una cantidad pequeña elegida arbitrariamente.

Los resultados del cuadro 2 del texto se obtuvieron usando una aproximación inicial de  $w=0$  y repitiendo el proceso de aproximación hasta que la diferencia entre el valor calculado y el estimado fuera inferior a 0,0001.



## A P E N D I C E III

## PROBABILIDADES DE SOBREVIVENCIA DE HIJOS EN CONDICIONES DE MORTALIDAD VARIABLE

Consideremos una población en la que la mortalidad ha estado cambiando, pero en la que la tabla de vida (de período) aplicable a cualquier momento corresponde a las tablas modelo de vida de Brass definidas en el Apéndice II. Sea  $w_0$  el nivel de la tabla de vida aplicable al momento del censo de una población determinada, y supongamos que este nivel ha venido decreciendo en forma lineal con una tasa  $r$ , de modo que el nivel para  $i$  años anteriores al censo está dado por  $w_0 + ri$ . Para simplificar, supondremos que la tabla de vida aplicable a mediados de cada año anterior al censo es válida para todo el año. De aquí entonces que la tabla aplicable durante el  $i$ ésimo año anterior al censo está dada por:

$$l_a(i) = \{1 + \exp\left[2(w_0 + ir - \frac{1}{2}r + \text{logit } l_a^S)\right]\}^{-1}$$

La probabilidad que tiene una persona de  $a$  años al comienzo del año, de sobrevivir hasta el fin de año está dada por:

$$\frac{l_{a+1}(i)}{l_a(i)}$$

La probabilidad que tiene una persona nacida al comienzo de  $a$  años anteriores al censo de sobrevivir a la fecha del censo es igual al producto:

$$\frac{l_1(a)}{l_0(a)} \times \frac{l_2(a-1)}{l_1(a-1)} \times \dots \times \frac{l_a(1)}{l_{a-1}(1)}$$

La probabilidad de morir que se quiere determinar,  $q(a;w_0,r)$ , es en consecuencia 1 menos esta última expresión.



## A P E N D I C E IV

PROCEDIMIENTOS DE INTERPOLACION PARA RESOLVER ECUACIONES  
SIMULTANEAS NO LINEALES

Dados los valores de las abscisas  $x_1, x_2, \dots, x_n$  y los correspondientes valores de las ordenadas  $y_1, y_2, \dots, y_n$ , e  $y'_1, y'_2, \dots, y'_n$ , se quiere determinar la intersección(es) de los segmentos de líneas rectas que unen los puntos  $(x_1, y_1), (x_2, y_2), \dots, (x_n, y_n)$  y los segmentos de líneas rectas que unen los puntos  $(x_1, y'_1), (x_2, y'_2), \dots, (x_n, y'_n)$ . Una intersección con valor en la abscisa dentro del intervalo  $(x_i, x_{i+1})$  ocurre si y solamente si  $y_i > y'_i$  e  $y_{i+1} < y'_{i+1}$  ó si  $y_i < y'_i$  e  $y_{i+1} > y'_{i+1}$ . Esta condición ocurre si y solamente si  $y_i - y'_i$  e  $y_{i+1} - y'_{i+1}$  fueran de signo contrario y esto a su vez ocurre si y solamente si

$$(y_i - y'_i) (y_{i+1} - y'_{i+1}) < 0$$

Se supone que esta condición se mantiene para un valor particular de  $i$ , y se designan con  $x_1$  y  $x_2$  los valores de las abscisas de  $x_i$  y  $x_{i+1}$ , y con  $y_1$  e  $y_2$  el primer par de los correspondientes valores de las ordenadas, y con  $y'_1$  e  $y'_2$  el segundo. Entonces la ecuación de la línea recta que une los puntos  $(x_1, y_1)$  y  $(x_2, y_2)$  es, tomando  $x_1$  como el origen:

$$y = y_1 + \Delta \frac{\Delta y}{\Delta x}$$

y donde  $\Delta x = x - x_1$  y  $\Delta y = y - y_1$ . En forma similar, la ecuación de la línea recta que une los puntos  $(x_1, y'_1)$  y  $(x_2, y'_2)$  es

$$y = y'_1 + \Delta \frac{\Delta y'}{\Delta x}$$

donde  $\Delta y' = y'_2 - y'_1$ . Agrupando los términos al lado derecho de cada ecuación y transponiendo los términos, resulta:

$$y_1 - y'_1 = \frac{\Delta}{\Delta x} (\Delta y' - \Delta y)$$

Lo que puede resolverse ya sea para  $\Delta$  o para  $\Delta/\Delta x$ . Esta última opción es mejor cuando los valores de las abscisas son valores enteros mltiples de 10. Se obtiene:

$$\frac{\Delta}{\Delta x} = \frac{y_1 - y'_1}{\Delta y' - \Delta y}$$

El valor de  $y$  puede calcularse también de las primeras dos ecuaciones:

$$y = y_1 + (\Delta/\Delta x)\Delta y$$

$$= y'_1 + (\Delta/\Delta x)\Delta y'$$

## REFERENCIAS BIBLIOGRAFICAS

- Arriaga, Eduardo E., Mortality Decline and its Demographic Effects in Latin America. Population Monograph Series, No. 6. University of California, Berkeley. Berkeley, California: Institute of International Studies, 1970.
- Brass, W., "The Derivation of Fertility and Reproduction Rates from Restricted Data on Reproductive Histories", en Population Studies 7(2), 137-166, 1953.
- Brass, W., "Disciplining Demographic Data", en Proceedings of the International Population Conference, Londres, 1969, volumen I. Lieja, 1971.
- Brass, W., "On the Scale of Mortality", en Biological Aspects of Demography, W. Brass, Ed., 69-110. Londres: Taylor and Francis Ltd., 1971.
- Brass, W., et al. The Demography of Tropical Africa. Princeton, New Jersey: Princeton University Press, 1968.
- Korea, Economic Planning Board, 1970 Population and Housing Census Report, Volumen 2, 10 %. Sample Survey, part 4-2, Fecundidad, 1973.
- Lee, Dongwoo, Derivation of Life Table Functions from the Recent Korean Censuses. Informe del Proyecto para M. Sc. en demografía médica, London School of Hygiene and Tropical Medicine, London University, 1972.
- Macura, Miroslav, "Estimates of the Completeness of Registration of Births and Infant Deaths in Yugoslavia and its Main Provinces from the Late 1940s to 1961", Disertación para Ph. D., Department of Economics, Princeton University, Princeton, New Jersey, 1972.
- United States, National Center for Health Statistics, A Study of Infant Mortality from Linked Records by Age of Mother, Total-birth Order, and Other Variables: United States, 1960 Live-birth Cohort, U.S. Department of Health, Education and Welfare, Public Health Service, Health Resources Administration. (DHEW Publication No. (HRA) 74-1851), 1973.
- Neyman, Jerzey, "Contribution to the Theory of the  $X^2$  Test", en Proceedings of the Berkeley Symposium on Mathematical Statistics and Probability, Jerzey Neyman, Ed., 239-273. Berkeley and Los Angeles, California: University of California Press, 1949.
- Ortega, Antonio, Un Modelo para Estimar la Mortalidad a Través de las Preguntas Censales sobre Hijos Nacidos Vivos e Hijos Sobrevivientes, CELADE, Serie AS Nº 15, 1972.
- Sullivan, Jeremiah M., Estimation of Childhood Mortality Conditions from Childhood Survival Statistics. Disertación para Ph. D. Department of Economics, Princeton University, Princeton, New Jersey, 1970.
- Sullivan, Jeremiah M., "Models for the Estimation of the Probability of Dying Between Birth and Exact Ages of Early Childhood", en Population Studies 26(1), 79-97, 1972.

CENTRO LATINOAMERICANO DE DEMOGRAFIA  
CELADE

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

Avenida 6<sup>a</sup>, Calle 19, Apartado Postal 5249  
San José, COSTA RICA