Griffith Feeney

ESTIMACION DE TASAS DE MORTALIDAD INFANTIL A PARTIR DE INFORMACION DE SOBREVIVENCIA DE HIJOS CLASIFICADOS POR EDAD DE LA MADRE

Santiago de Chile

Junio de 1977

CENTRO LATINOAMERICANO DE DEMOGRAFIA

CELADE

Griffith Feeney

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

ESTIMACION DE TASAS DE MORTALIDAD INFANTIL A PARTIR DE INFORMACION DE SOBREVIVENCIA DE HIJOS CLASIFICADOS POR EDAD DE LA MADRE

Este artículo, del original inglés *Estimating Infant Mortality Rates from Child Survivorship Data by Age of Mother*, ha sido traducido y publicado en CELADE con la autorización del autor.

Serie D, N° 87 Santiago de Chile Junio de 1977

RESUMEN

Este documento presenta un nuevo método para estimar la mortalidad infantil a partir de información relativa a hijos sobrevivientes.

Corrientemente se utilizan varios métodos para estimar la mortalidad de la niñez a partir de datos sobre hijos sobrevivientes. La mayoría de estos métodos suponen que la mortalidad ha permanecido constante antes del censo, y los pocos métodos que admiten cambios en ella requieren que se conozca la tasa de variación de la mortalidad. Se desarrolló recientemente, en el Instituto de Población del East-West Center, un nuevo método que permite cambios en la mortalidad y no requiere del conocimiento de la tasa de cambio. El nuevo método utiliza la misma información que los métodos existentes, es sencillo de aplicar y provee de estimaciones de tasas de mortalidad infantil para aproximadamente los 15 años antes del censo o encuesta en que se recoge la información.

Se ilustra la aplicación del método con ejemplos desarrollados con informaciones provenientes de los censos de 1968 y de 1973 de las Islas Gilbert y Ellice.

SUMMARY

This document describes a new method to estimate mortality from child survivorship data.

Several methods are currently used to estimate child mortality from child survivorship data. Most of these methods assume that mortality has been constant prior to the census, however, and these few methods which allow for changing mortality require that the rate of mortality change be known. Recent research at the East-West Population Institute has resulted in the development of a new method which allows for changing mortality and does not require knowledge of the rate of change. The new method uses the same data as existing methods, is simple to apply, and provides estimates of the infant mortality rate for approximately fifteen years prior tc the census or survey in which the data was collected.

Application of the method is illustrated developing an example with data from 1968 and 1973 Gilbert and Ellice Islands Colony censuses.

I N D I C E

Indice de cuadros y gráficos

Se utilizan corrientemente varios métodos para estimar la mortalidad a partir de información sobre hijos sobrevivientes. La mayoría de estos métodos suponen que la mortalidad antes del censo ha permanecido constante, y los pocos métodos que admiten cambios en ella requieren que se conozca la tasa de variación de la mortalidad. Se desarrolló recientemente, en el Instituto de Población del East-West Center, un nuevo método que permite cambios en la mortalidad y no requiere del conocimiento de la tasa de cambio. El nuevo método utiliza la misma información que los métodos existentes, es sencillo de aplicar y provee de estimaciones de tasas de mortalidad infantil para aproximadamente los 15 años antes del censo o encuesta en que se recoge la información. Este documento describe el nuevo método y da varios ejemplos sobre su aplicación.[1/]

Hijos sobrevivientes por edad de la madre

Un ejemplo de información básica sobre hijos sobrevivientes que proporciona un censo o encuesta se presenta en el cuadro 1. Corresponde a información proveniente de los censos de 1973 de las islas Gilbert y Ellice. El primer paso en el análisis de estos datos consiste en calcular las proporciones de hijos fallecidos de mujeres clasificadas por edad. El número de hijos fallecidos se obtiene como diferencia entre los hijos nacidos vivos y los hijos sobrevivientes; su división por el número de hijos nacidos vivos da la proporción de hijos muertos. Los resultados son los siguientes:

1/ Brass, et al., (1968: 104-120), Sullivan (1972) y Trusell (1975) dan métodos suponiendo mortalidad constante. Brass (1975), Sullivan (1974) y Kraly y Norris (1976) consideran cambios en la mortalidad. El nuevo método presentado aquí sigue de cerca los análisis originales presentados por Brass (1953, 1961, 1968) y recoge algunas ideas del trabajo de Macura (1972).

15-19	0,114
20-24	0,107
25-29	0,122
30-34	0,155
35-39	0,190
40-44	0,226
45-49	0,251

Cuadro 1

ISLAS GILBERT Y ELLICE: HIJOS SOBREVIVIENTES POR EDAD DE LA MADRE. CENSO DEL 8 DE DICIEMBRE, 1973

Grupos de edades	Número de mujeres	Hijos nacidos	Hijos sobrevivientes
15-19	2 980	464	411
20-24	2 643	2 819	2 516
25-29	1 871	4 575	4 016
30-34	1 739	6 935	5 862
35-39	1 484	7 645	6 191
40-44	1 296	7 657	5 924
45-49	1 230	7 592	5 685

Fuente: Gilbert and Ellice Islands Colony. Report on the 1973 Census of Population.
Volumen 1. Información básica. Total mujeres e hijos nacidos obtenidos de la tabla 32, página 178, dos últimas columnas. Hijos sobrevivientes de la tabla 33, página 180, última columna. Número de mujeres excluye a las mujeres que no han declarado número de hijos nacidos.

Estas proporciones de hijos fallecidos no son, sin embargo, por sí mismas índices útiles de mortalidad. La proporción de hijos muertos de mujeres con edades entre 45 y 49 años es más del doble de la correspondiente a mujeres entre 15 y 19 años por ejemplo, pero esto no significa que los hijos de mujeres mayores hayan experimentado una mortalidad mayor. Como los hijos de mujeres con más edad nacieron hace más tiempo, ellos han estado expuestos a un riesgo de muerte durante un tiempo mayor y cabe esperar, si los dos grupos experimentaron los mismos riesgos de muerte, que la proporción de hijos fallecidos de mujeres mayores sea más alta que la correspondiente a mujeres jóvenes.

Puede suceder que los hijos de mujeres mayores hayan experimentado una mayor mortalidad. De hecho, si la mortalidad ha venido descendiendo, cabría esperar esa situación, ya que casi todos los hijos de mujeres jóvenes han nacido durante los cinco años previos al censo y por lo tanto han estado expuestos sólo a los riesgos de muerte del pasado reciente, mientras que la mayoría de los hijos de las mujeres mayores han nacido hace mucho más tiempo y consecuentemente han experimentado la mortalidad de períodos anteriores. Pero es imposible concluir, en un sentido o en el otro, sólo sobre la base de las proporciones de hijos fallecidos. Es necesario, primero, tomar en cuenta el tiempo de exposición al riesgo de cada grupo de hijos.

Para tomar en cuenta el tiempo de exposición al riesgo se debe considerar para el grupo de todos los hijos nacidos vivos de mujeres en un grupo determinado de edades, cuántos de esos hijos nacieron durante el primer año previo al censo, cuántos durante el segundo año previo al censo, y así sucesivamente. Esta distribución, de hijos nacidos por año de nacimiento, depende del patrón de fecundidad y del grupo de edades de las mujeres consideradas. En una población en que el período reproductivo comienza muy tarde, por ejemplo, la mayoría de los hijos de mujeres con edades entre 15 y 19 años habrán nacido durante el primero o segundo año antes del censo, mientras que en una población en la que el período reproductivo comienza más temprano una proporción mucho menor habrá nacido tan recientemente.

El nuevo método toma en cuenta estas consideraciones utilizando una estimación de la edad media de la fecundidad de la población. Esta edad media puede estimarse como sigue:

Primero se calculan los promedios de hijos por mujer a partir del cuadro 1.

15-19	0,156
20-24	1,067
25-29	2,445
30-34	3,988

Luego se establece la relación de los dos primeros promedios :

$$,156 \div 1,067 = 0,146$$

Se ubica este valor en la columna de la izquierda del Esquema 1 (Display 1). Vemos que el desplazamiento de la edad media de la fecundidad desde la edad que separa los dos grupos quinquenales en consideración -20 años en este ejemplo- es +9. Luego 9 se suma a 20 obteniéndose una estimación de 29 años de la edad media de la fecundidad. El mismo procedimiento puede repetirse con la paridez media de los grupos 20-24 y 25-29; la relación entre las parideces medias es 1,067:2,445 = 0,436, que corresponde a un desplazamiento de +4 desde los 25 años; de aquí que la edad media de la fecundidad se estime en 25 + 4 = 29 años, el mismo valor obtenido antes. Repitiendo el procedimiento una vez más por los grupos de edades 25-29 y 30-34 se tiene una relación entre las parideces de 0,613 y una edad media de la fecundidad de 30 años. La estimación final de la edad media de la fecundidad resulta de promediar los tres valores obtenidos: (29 + 29 + 30) : 3 = 29,3 años.

Esquema 1

ESTIMACION DE LA EDAD MEDIA DE LA FECUNDIDAD
A PARTIR DE RELACIONES ENTRE PARIDECES MEDIAS
DE GRUPOS SUCESIVOS DE EDADES QUINQUENALES

1000 por mujeres Paridez media para de edad x a x+5	Paridez media para mujeres de edad x-5 a x	Desplazamiento de la edad media de la fecundidad a partir de x
	063-110	+10
	111-167	+ 9
	168-230	+ 8
	231-293	+ 7
	294-353	+ 6
	354-409	+ 5
51	410-461	+ 4
46	462-508	+ 3
43	509-552	+ 2
40	553-593	+ 1
36	594-630	0
34	631-665	- 1
31	666-697	- 2
30	698-728	- 3

estimación final de la edad media de la fecundidad resulta de promediar los tres valores obtenidos: (29+29+30):3 = 29,3 años.

Estimación de tasas de mortalidad infantil

El nuevo método provee de estimaciones de la mortalidad infantil y del número de años previos al censo que corresponde a cada grupo de edades. La tasa de mortalidad infantil se expresa en términos de muertes infantiles por mil nacidos vivos, y los valores correspondientes a los años previos al censo indican el momento, en el tiempo, a que debe atribuirse esa tasa de mortalidad infantil.[2/]

El número de años previos al censo ubica en el tiempo a la estimación, indicando el momento, el número dado de años previos al censo, en que ella estuvo vigente. Ambas cifras se obtienen desarrollando los cálculos señalados en el Esquema 2. Los símbolos M y Q representan, respectivamente, la edad media de la fecundidad y la proporción de hijos fallecidos. Para el grupo de edades 20-24 años, por ejemplo, de acuerdo a los datos de las islas Gilbert y Ellice, se entra a la primera línea del Esquema 2 con M = 29,3 y Q = 0,107, obteniéndose una estimación de la mortalidad infantil de (-44,7 + 30,5 x 29,3) x 0,107 - 2,6 = 88 muertes infantiles por mil nacidos vivos, y del número de años anteriores al censo de 11,8 - 0,325 x 29,3 - 0,17 x 0,107 = 2,3 años. Siguiendo un procedimiento similar para los grupos sucesivos de edades se obtienen las siguientes tasas de mortalidad infantil y los siguientes valores de años anteriores al censo:

2/ La tasa estimada se refiere a un punto exacto en el tiempo, no a un período. Si la fuerza de la mortalidad en el momento t para una edad exacta a se simboliza $\mu(a,t)$, la cantidad estimada es:

$1 - \exp\left[-\int_0^1 \mu(a,t)da\right]$, esto es, la tasa de mortalidad infantil en el momento exacto t.

Grupos de edades	Tasa de mortalidad infantil MI	Número de años anteriores al censo AAC
20-24	88	2,3
25-29	86	4,1
30-34	100	6,2
35-39	115	8,5
40-44	128	11,7
45-49	128	15,0

Esquema 2

ESTIMACION DE LAS TASAS DE MORTALIDAD INFANTIL A PARTIR DE LA PROPORCION DE HIJOS FALLECIDOS ENTRE HIJOS TENIDOS POR MUJERES POR GRUPOS QUINQUENALES DE EDADES, DADA LA EDAD MEDIA DE LA FECUNDIDAD

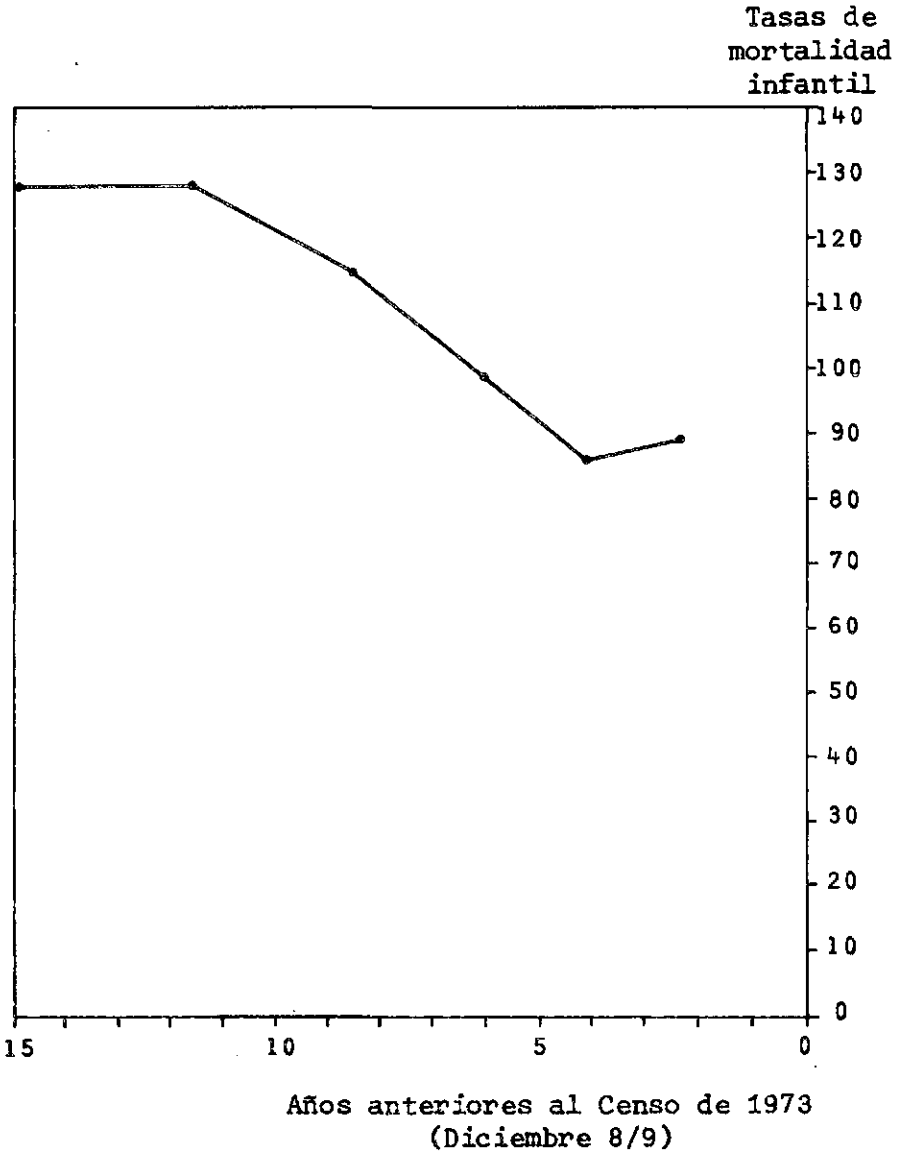
Grupos de edades	Tasa de mortalidad infantil	Años anteriores al censo
20-24	(-44,7 + 30,5M)Q - 2,6	11,8 - 0,325M - 0,17Q
25-29	(294 + 14,9M)Q - 2,9	16,5 - 0,424M + 0,16Q
30-34	(357 + 10,4M)Q - 2,8	20,6 - 0,494M + 0,77Q
35-39	(362 + 9,77M)Q - 7,8	24,9 - 0,556M + 0,80Q
40-44	(282 + 11,0M)Q - 8,5	30,1 - 0,633M + 0,87Q
45-49	(216 + 11,1M)Q - 7,5	33,4 - 0,641M + 1,58Q

Nota: La proporción hijos muertos está representada por Q, la edad media de la fecundidad por M.

Estas estimaciones se visualizan con más facilidad representándolas gráficamente, como se ve en el gráfico 1. Los puntos representados sugieren, en este caso, un descenso de la mortalidad infantil, aproximadamente lineal, con desvíos de la línea recta correspondientes a las estimaciones basadas en los grupos de edades más avanzadas y más jóvenes. El aumento aparente de la mortalidad en los últimos cinco años anteriores al censo es probablemente espurio. La estimación relativamente alta de la mortalidad de los hijos de mujeres entre 20 y 24 años puede deberse a errores en la información censal o a

Gráfico 1

TASAS DE MORTALIDAD INFANTIL ESTIMADAS PARA LAS ISLAS GILBERT Y ELLICE



una mortalidad diferencial mayor de hijos de mujeres jóvenes. El gráfico 1 sugiere además que el descenso de la mortalidad se inició unos doce años antes del censo. Esto puede ser cierto, pero la tasa de mortalidad relativamente baja para los hijos nacidos vivos tenidos por mujeres de 45 a 49 años puede también estar reflejando errores en la declaración de estas mujeres sobre hijos fallecidos cuando se les pregunta sobre el total de hijos nacidos vivos. En vista de estas consideraciones, las estimaciones derivadas de las declaraciones de mujeres con edades entre 20 y 24 y entre 45 y 49 años deberían tener menor peso que las estimaciones derivadas de mujeres en los grupos de edades intermedios.

Consideraciones prácticas

Los cálculos que implica este método se presentan en el cuadro 2, que corresponden al ejemplo de las Islas Gilbert y Ellice que se ha venido mostrando. Se calculan primero los valores del promedio de hijos nacidos vivos y de la proporción de hijos muertos, y si se está utilizando una calculadora con una memoria, se puede entrar sólo una vez el número de nacidos vivos y guardarlo en la memoria para utilizarlo en los dos cálculos. Aunque normalmente no se requiere el promedio de hijos por mujer más allá del grupo de edades 30-34 años, puede considerarse que constituyen una información útil y se los calcula como a los otros.

Se entran después las estimaciones de la edad media de la fecundidad. Normalmente habrá tres estimaciones: una derivada de la relación entre paridez media de las mujeres del grupo 15-19 años y la correspondiente a las mujeres del grupo 20-24 años, que se entra en la línea identificada con el grupo de edades 15-19 años; la segunda, derivada de la relación entre las parideces medias de las mujeres de 20-24 años con respecto a la de las mujeres de 25-29 años, que se entra en la fila frente al grupo de edades 20-24 años; y, finalmente, la tercera que se deriva de la relación entre las parideces de las mujeres de 25-29 con respecto a la de las mujeres de 30-34 años que se entra en la línea frente a 25-29. En algunos casos, sin embargo, alguna de esas relaciones entre parideces puede quedar fuera del rango de los valores que aparecen en la columna de la izquierda del Esquema 1; en tal caso no se obtiene

Cuadro 2

ISLAS GILBERT Y ELLICE: HOJA DE CALCULO PARA ESTIMAR TASAS DE MORTALIDAD INFANTIL A PARTIR DE INFORMACION DE HIJOS SOBREVIVIENTES POR EDAD DE LA MADRE. CENSO DEL 8 DE DICIEMBRE, 1973

Grupo de edades	Número medio de hijos nacidos vivos (HV)	Edad media de la mujer al nacimiento del hijo (M)	Proporción de hijos fallecidos (Q)	Tasa de mortalidad infantil (MI)	Años anteriores al censo (AAC)
15-19	0,156	29	0,114	-	-
20-24	1,067	29	0,107	88	2,3
25-29	2,445	30	0,122	86	4,1
30-34	3,988	-	0,155	100	6,2
35-39	5,152	-	0,190	115	8,5
40-44	5,908	-	0,226	128	11,7
45-49	6,172	-	0,251	128	15,0
		(M = 29,3)			

Nota: Véase explicación en el texto.

ninguna estimación de esa relación. Pueden obtenerse sólo dos estimaciones, o pueden obtenerse tres estimaciones basadas en los grupos quinquenales del intervalo 20 a 39 años en vez de los comúnmente utilizados del intervalo 15-34 años. En todo caso, el procedimiento para obtener la estimación final de M (edad media de la fecundidad) útil para el cálculo de la tasa de mortalidad infantil y del número de años anteriores al censo, es siempre el mismo. Se estiman las edades medias de la fecundidad para las relaciones de parideces que queden dentro del rango de los valores de la columna izquierda del Esquema 1, y se calcula el promedio de las edades medias así obtenidas.

Se anotan finalmente los valores de las tasas de mortalidad infantil y de los años anteriores al censo calculados a través de las fórmulas que se presentan en el Esquema 2. El valor de M es el mismo para todos los grupos de edades. Puede observarse que no se obtiene estimación de la mortalidad infantil de la información correspondiente al grupo 15-19 años.

Este último paso es el más tedioso de realizar. Se debe tener cuidado con los signos de los diferentes términos del Esquema 2. Una vez que uno se familiariza con el procedimiento y se cuenta con una calculadora automática toma alrededor de 15 minutos desarrollar todos los cálculos que aparecen en el cuadro 2.

Estimaciones derivadas de censos sucesivos

En el caso de las Islas Gilbert y Ellice se cuenta con información de hijos sobrevivientes proveniente tanto del censo de 1968 como del de 1973, de modo que las estimaciones para un período, derivadas de los dos censos, se sobreponen permitiendo una evaluación de su coherencia. En el cuadro 3 se presenta la información básica del censo de 1968 y, en el cuadro 4 aparecen las

Cuadro 3

ISLAS GILBERT Y ELLICE: INFORMACION DE HIJOS SOBREVIVIENTES POR EDAD DE LA MADRE. CENSO DEL 5 DE DICIEMBRE, 1968

Grupo de edades	Número de mujeres	Hijos nacidos	Hijos sobrevivientes
15-19	2,778	553	487
20-24	1,938	2,659	2,305
25-29	1,747	5,433	4,593
30-34	1,470	6,639	5,339
35-39	1,468	8,300	6,472
40-44	1,061	6,498	4,924
45-49	1,014	6,000	4,238

Fuente: A Report on the Results of the Census of Population: 1968. (Gilbert and Ellice Islands Colony).
Número de mujeres obtenido de la tabla 6, página 184. Excluye a mujeres que no han declarado número de hijos nacidos. Hijos nacidos, de tabla 6, página 184, suponiendo 15 hijos por mujer para mujeres de paridez de 15 y más hijos y análogamente para el número de hijos sobrevivientes (tabla 7, página 188). No es necesario hacer ajustes dado el número pequeño de mujeres en los últimos grupos abiertos. Véase Feeney (1976) para una discusión general.

Esquema 3

CONVERSION DE FECHAS CALENDARIOS A DECIMOS DE UN AÑO DE 365 DIAS

Fechas calendarios		Fracción decimal del año
1 enero	- 18 enero	0,0
19 enero	- 24 febrero	0,1
25 febrero	- 1 abril	0,2
2 abril	- 8 mayo	0,3
9 mayo	- 13 junio	0,4
14 junio	- 20 julio	0,5
21 julio	- 25 agosto	0,6
26 agosto	- 1 octubre	0,7
2 octubre	- 6 noviembre	0,8
7 noviembre	- 13 diciembre	0,9
14 diciembre	- 31 diciembre	1,0

estimaciones de la mortalidad infantil. Para comprobar ambas series de estimaciones es necesario transformar los valores de años anteriores al censo en años calendario. Esto se logra con facilidad si se convierten en fracciones decimales las fechas dadas en la forma convencional (día, mes, año). El procedimiento general consiste en sumar al total de días de los meses precedentes al mes en consideración el número de días transcurridos en este último hasta el día considerado, menos un medio. Esta suma se divide por 365 y se agrega la fracción decimal que resulta al año en consideración. Este cálculo, sin embargo, puede abreviarse utilizando el Esquema 3, que da fechas correspondientes a cada décimo de año. El censo de 1968, por ejemplo, fue tomado el 5 de diciembre. Ubicando esta fecha en la columna de la izquierda del Esquema 3 se obtiene el tiempo calendario de 1968,9 años. La estimación de 108 por mil 2,4 años previos al censo (cuadro 4) corresponde así al año: 1968,9-2,4 = 1966,5 año.

Cuadro 4

ISLAS GILBERT Y ELLICE: TASAS DE MORTALIDAD INFANTIL ESTIMADAS A PARTIR DE INFORMACION DE HIJOS SOBREVIVIENTES POR EDAD DE LA MADRE. CENSO DEL 5 DE DICIEMBRE DE 1968

Grupos de edades	Número medio de hijos nacidos vivos (HV)	Edad media de la mujer al nacimiento del hijo (M)	Proporción de hijos fallecidos (Q)	Tasa de mortalidad infantil (MI)	Años anteriores al censo (AAC)
15-19	0,199	29	0,119	-	-
20-24	1,372	29	0,133	108	2,4
25-29	3,110	28	0,155	109	4,4
30-34	4,516	-	0,196	126	6,6
35-39	5,654	-	0,220	134	9,1
40-44	6,124	-	0,242	136	12,1
45-49	5,917	-	0,294	150	15,5
		(M = 28,7)			

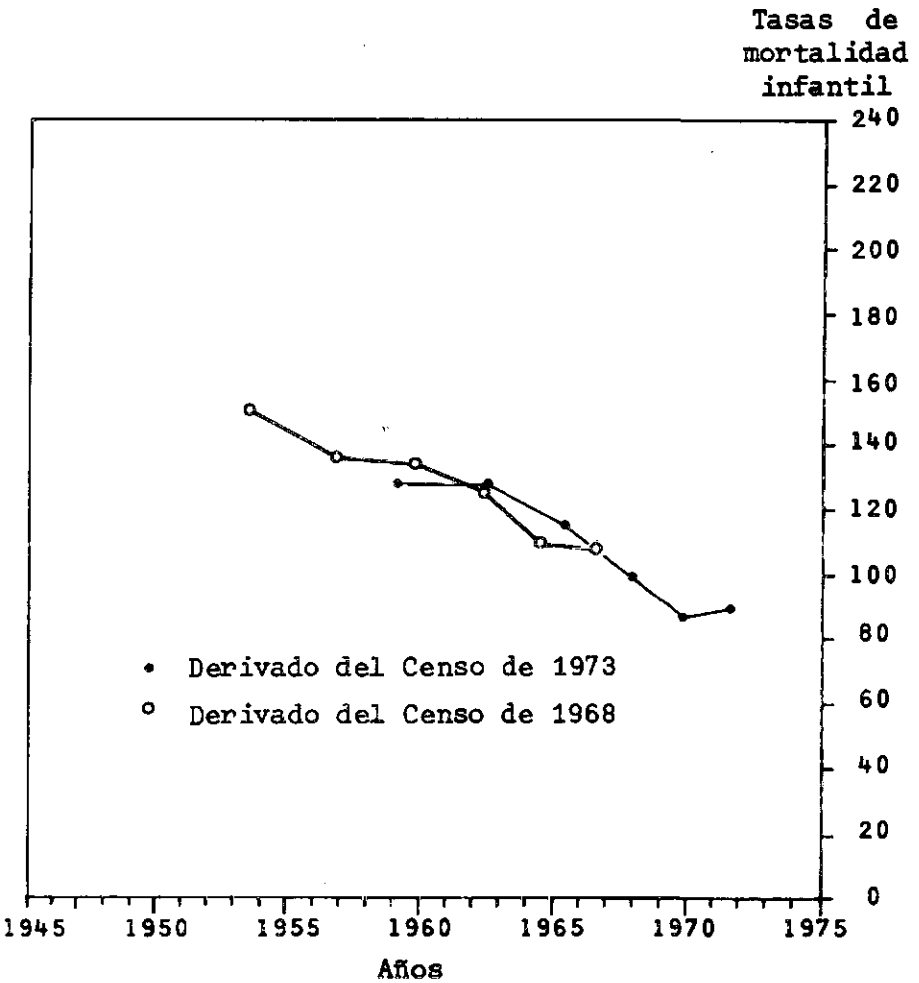
Fuente: Cuadro 3.

Siguiendo este procedimiento se obtienen las siguientes estimaciones con las informaciones de ambos censos (cuadros 2 y 4).

Censo de 1968		Censo de 1973	
Tiempo calendario	Tasa	Tiempo calendario	Tasa
1966,5	108	1971,6	88
1964,5	109	1969,8	86
1962,3	126	1967,7	100
1959,8	134	1965,4	115
1956,8	136	1962,2	128
1953,4	150	1958,9	128

Gráfico 2

TASAS DE MORTALIDAD INFANTIL ESTIMADAS PARA LAS ISLAS GILBERT Y ELLICE DERIVADAS DE LOS CENSOS DE 1968 Y 1973



La comparación de estas dos series de estimaciones se facilita mediante el gráfico 2. El examen del gráfico 2 muestra que las dos series se sobreponen en el período 1960-1966 y, aunque, por cierto, no son coincidentes en ese período, ambas muestran coherencia, en general. Ambas series incluyen estimaciones aproximadamente para 1960, 1962,5 y 1965, y promediando las tasas derivadas del censo de 1968 para 1959,8, 1962,3 y 1964,5 se obtiene una estimación de 123 por mil en comparación con 124 por mil que se obtiene promediando las tasas derivadas del censo de 173 para 1958,9, 1962,2 y 1965,4. Esta comparación sugiere que todos los niveles que muestran las series son razonablemente exactos. Los niveles pueden resumirse promediando las cuatro estimaciones intermedias derivadas de ambos censos, tanto de las tasas de mortalidad infantil como de los valores de años anteriores al censo. Se obtiene así una tasa de mortalidad infantil de 117 por mil para el año 1963,6.

El ritmo de descenso que indican las estimaciones derivadas de un solo censo pueden reflejar elementos espurios, tales como una mortalidad relativamente alta para los hijos de madres jóvenes, omisiones en la declaración de hijos fallecidos. En un caso extremo, esto podría significar que las estimaciones no se prestarían para determinar ni el nivel ni la tendencia de la mortalidad. Si se cuenta con información proveniente de dos censos sucesivos, sin embargo, puede calcularse las tasas de descenso de la mortalidad a partir de las estimaciones para grupos de edades correspondientes, y en la medida en que los errores y sesgos sean los mismos para ambos censos, las tasas de descenso estimadas serán exactas. Así, por ejemplo, a partir de la información del grupo 20-24 años del censo de 1968, se obtiene una estimación de 108 por mil para el año 1966,5, y a partir de la información del censo de 1973, para ese mismo grupo de edades, se obtiene una estimación de 88 por mil en 1971,6. Combinando estas dos estimaciones se obtiene una tasa de descenso de: (108 - 88) : (71,6 - 66,5), es decir 3,9 por mil anual. Las tasas de descenso que se obtienen a partir de la información de los sucesivos grupos de edades son:

Grupos de edades	Tasa de descenso (por mil)
20-24	3,9
25-29	4,3
30-34	4,8
35-39	3,4
40-44	1,5
45-49	4,0

La irregularidad de esta serie de tasas puede atenuarse promediando las estimaciones para varios grupos de edades. Se promediaron las tasas de mortalidad infantil y los valores de años anteriores al censo para dos o más grupos. Combinando las informaciones de los grupos de edades 20-24 y 25-29, por ejemplo, se obtiene un nivel de 108,5 por mil para 1965,5, a partir del censo de 1968; un nivel de 87,0 por mil para 1970,7 a partir del censo de 1973 y, por lo tanto, una tasa anual de descenso de 4,1 por mil. Las estimaciones obtenidas de esta forma del ritmo de descenso de la mortalidad infantil pueden examinarse en diferentes formas en busca de patrones.

En general, sin embargo, la mejor estimación del ritmo de descenso de la mortalidad infantil se obtiene promediando todas las estimaciones que se obtienen de cada censo y calculando la tasa de descenso entre los dos valores así obtenidos. Esto conduce a una tasa de mortalidad infantil de 127,2 para 1960,6 a partir del censo de 1968; a una de 107,5 para 1965,9, a partir del censo de 1973, y de ellas se deriva una tasa de descenso anual de 3,7 muertes infantiles por cada mil nacidos vivos,

El nivel estimado de mortalidad infantil, 117 por mil para 1963,6 y la tasa de descenso anual de 3,7 por mil, permiten definir el nivel de la mortalidad para todo momento dentro del período limitado por las dos estimaciones. Para determinar el nivel al momento del censo de 1968, por ejemplo, 1968,9, se calcula simplemente: 117-3,7x(68,9-63,6) = 97,4 muertes infantiles por mil nacidos vivos. También permiten definir el nivel promedio de la mortalidad infantil para cualquier período, que no es más que el promedio de las tasas que se calculan para el comienzo y fin del período considerado.[3/] Supongamos por ejemplo, que se quiere comparar las estimaciones obtenidas mediante este procedimiento con las que se pueden derivar de información de registros del período 1965-1969. Calculamos una tasa de: 117-3,7x(65,0-63,6)=111,8 por mil para 1965,0, una tasa de: 117-3,7x(70,0-63,6) = 93,3 por mil para 1970,0, y de ellas se deriva una tasa de 102,6 por mil para el período 1965-1969.

3/ Se basa en el supuesto de que los nacimientos se distribuyen uniformemente durante el período en consideración. Los desvíos con respecto a este supuesto, en la mayoría de los casos, tienen efectos de muy poca importancia en los resultados. Cuando hay sospechas de que existe un error importante, deberían hacerse esfuerzos para estimar la verdadera distribución de nacimientos en el tiempo y aplicar la tendencia lineal de las tasas de mortalidad infantil a esta distribución para obtener el nivel promedio del período.

La teoría del nuevo método

No es de ninguna manera obvio por qué las fórmulas del Esquema 2 permiten estimaciones de la tasa de mortalidad infantil. El método se basa en la ecuación:

$$Q = 1 - \Sigma_j c_j p_j(\omega,r)$$

donde Q : simboliza la proporción de hijos muertos entre los hijos nacidos vivos tenidos por mujeres con edades determinadas,

c_j : representa la proporción en ese grupo de hijos que nacieron en el año j antes del censo

$p_j(\omega,r)$: simboliza la proporción de hijos sobrevivientes al momento del censo entre los niños nacidos durante el año j anterior al censo, suponiendo:

i) que la mortalidad infantil correspondía a un nivel ω al momento del censo y que ha declinado con una tasa r durante los años anteriores al censo,

ii) no hay diferenciales de mortalidad por edad de las madres y

iii) la tabla de vida que refleja la mortalidad de cada año anterior al censo pertenece a la familia de tablas modelo de un solo parámetro. Los valores de c_j pueden estimarse a partir de la edad media de la fecundidad, por lo que esta ecuación puede escribirse:

$$Q = 1 - \Sigma_j c_j(M) p_j(\omega,r)$$

Para cualquier valor de Q y M se pueden establecer combinaciones de valores de ω y r que satisfagan esta ecuación y esos pares de valores determinan una cierta tendencia lineal de la mortalidad coherente con la proporción dada Q de hijos fallecidos. Empíricamente resulta que esas tendencias lineales se intersectan muy próximamente en torno a un solo punto. Las coordenadas de este punto dan la estimación de la tasa de mortalidad infantil y el número de años anteriores al censo. Las fórmulas del Esquema 2 se obtuvieron,

primero, tabulando las coordenadas correspondientes a un rango de valores de Q y M y, luego, ajustando los valores tabulados mediante una relación matemática sencilla.

Aplicación del nuevo método

Las estimaciones que se obtienen al aplicar este método deben interpretarse teniendo en cuenta los errores de las informaciones básicas, los supuestos teóricos del método y el carácter aproximado de las fórmulas del Esquema 2. La experiencia en relación a la información de hijos sobrevivientes basada en varios censos, muestra que no debe esperarse en todos los casos un solo nivel y/o patrón de errores. En algunos casos la calidad de las respuestas a las preguntas censales es muy buena; en otras, es tan deficiente que no puede utilizarse para derivar estimaciones de la mortalidad. En algunos casos, los sesgos en las proporciones de hijos fallecidos presentan un crecimiento exagerado con la edad mientras que en otros, hay indicios que sugieren un sesgo independiente de la edad. La primera indicación para detectar errores en los datos es la de comparar las estimaciones derivadas de fuentes independientes incluyendo la comparación obtenida de información de censos sucesivos. Si la omisión de hijos fallecidos crece rápidamente con la edad de las mujeres, por ejemplo, las tasas estimadas para el último censo serán sustancialmente inferiores que las que se obtienen de información del censo anterior.

Aun cuando las informaciones fueran perfectas, pueden introducirse errores en las estimaciones derivadas de las hipótesis en que se apoya el método. Entre las principales: la tendencia lineal del descenso de las tasas de mortalidad infantil, el comportamiento de la mortalidad de la población de acuerdo a un patrón dado por una familia de tablas modelo y, la ausencia de mortalidad diferencial por edad de la madre. En la práctica, por cierto, ninguno de estos supuestos se cumple cabalmente. El problema radica no precisamente en "si se cumplen" sino, "hasta qué punto" son válidos y qué efectos producen en las estimaciones finales los desvíos de esos supuestos. Las estimaciones mismas indican en qué medida el supuesto de linealidad es válido observando si las tasas de mortalidad infantil siguen esa tendencia. Las estimaciones representadas en los gráficos 1 y 2, por ejemplo, sugieren que los desvíos con

respecto a la línea recta no son sustanciales. Puede evaluarse hasta cierto punto la mortalidad diferencial por edad de la madre, examinando las tasas de mortalidad infantil estimadas para grupos de edades de los que se derivaron. Así, por ejemplo, la tasa relativamente alta derivada de la información correspondiente al grupo de edades 20-24 años en el censo de 1973 (gráfico 1) sugiere un crecimiento de la mortalidad infantil antes del censo. Sin embargo, si no hay circunstancias que apoyen ese incremento podría atribuirse a la mortalidad infantil relativamente alta entre los hijos de madres jóvenes. Si fuera posible tal afirmación debería reforzarse utilizando información adicional.

Los errores debidos al uso de las fórmulas aproximadas del Esquema 2 pueden eliminarse por cierto usando los procedimientos directos de cálculos descritos brevemente en la sección precedente. Los cálculos directos pueden requerir algo así como medio millón de operaciones aritméticas básicas para un sólo grupo de edades, de aquí entonces que realizar los cálculos mediante un computador es de absoluta necesidad. Un programa en FORTRAN para este propósito se está desarrollando en el Instituto de Población y estará listo para su distribución general dentro de un año aproximadamente. La investigación continúa también con el propósito de perfeccionar los métodos para realizar los cálculos manualmente, así como con el fin de aplicar en forma sistemática el método presentado, a información disponible sobre hijos sobrevivientes.

REFERENCIAS BIBLIOGRAFICAS

Brass, William, "The Derivation of Fertility and Reproduction Rates from Restricted Data on Reproductive Histories", en Population Studies 7(2), noviembre, 1953, 137-166.

Brass, William, The Construction of Life Tables from Child Survivorship Ratios. International Population Conference, Nueva York, 1961, (Unión Internacional para el Estudio Científico de la Población, Londres, 1963).

Brass, William, Métodos para Estimar la Fecundidad y la Mortalidad a Partir de Datos Limitados y Defectuosos. Basado en los seminarios realizados entre el 16 y 24 de septiembre de 1971, en el Centro Latinoamericano de Demografía (CELADE), San José, Costa Rica. Una publicación ocasional de Laboratories for Population Statistics (Universidad de Carolina del Norte en Chapel Hill, Chapel Hill, N.C.), 1975.

Brass, William, et al. The Demography of Tropical Africa (Princeton, Princeton University Press), 1968.

Feeney, Griffith, "Tabulaciones de Información de Censos y Encuestas sobre Hijos Sobrevivientes", en Asia y Pacific Census Newsletter 3(1), 5-6 (East-West Population Institute, The East-West Center, Honolulu, Hawaii, 96822), 1976.

Kraly, Ellen Percy y Douglas A. Norris, An Evaluation of Brass Mortality Estimates under Conditions of Declining Mortality. Documento presentado a la Reunión Anual de Population Association of America, abril 30, 1976, Montreal, Canadá.

Macura, Miroslav, Estimates of the Completeness of Registration of Births and Infant Deaths in Yugoslavia and its Main Provinces from the Late 1940's to 1961. Tesis doctoral, Departamento de Economía, Princeton University, Princeton, New Jersey, 1972.

Sullivan, Jeremiah, "Models for the Estimation of the Probability of Dying Between Birth and the Early Ages of Childhood", en Population Studies 26 (1), 79-97, 1972.

Sullivan, Jeremiah, "Mortality Estimates Derived from Retrospective Mortality Data during Periods of Fluctuating Mortality", en Majalah Demographi Indonesia, 2(1), 116-133, 1974.

Trusell, T. James, "A Pre-estimation of the Multiplying Factors for Determining Childhood Survival", en Population Studies 29(1), 97-107, 1975.

CENTRO LATINOAMERICANO DE DEMOGRAFIA
CELADE
Edificio Naciones Unidas
Avenida Dag Hammarskjöld
Casilla 91, Santiago, CHILE

Avenida 6ª, Calle 19, Apartado Postal 5249
San José, COSTA RICA