

MORTALIDAD EN LA NIÑEZ

Determinación en base a hijos sobrevivientes

Albino Bocaz S.
Septiembre 1980

COMISIÓN INTERAMERICANA DE DEMOGRAFIA Y ESTADISTICA
DIRECCION GENERAL DE ESTADISTICA
DEPARTAMENTO DE ESTADISTICA Y CENSOS
MEXICO

INDICE

	<u>Página</u>
1. Introducción	1
2. Descripción del método	4
3. El modelo de fecundidad adoptado	7
4. Las tablas de mortalidad usadas	10
5. Determinación de los parámetros (a_j) y (b_j)	11
6. Aplicaciones numéricas en (12) países de la región	15
7. Conclusión	19

Indice de Cuadros

Cuadro

1. Componentes ($F_{19.5-y} / \sum_0^4 F_{19.5-y}$) del vector (ω_1) para diferentes valores de (α) y de edad (x) de las mujeres en edad fértil ...	9
2. Componentes ($F_{24.5-y} / \sum_0^4 F_{24.5-y}$) del vector (ω_2) para diferentes valores de (α) y de edad (x) de las mujeres en edad fértil	9
3. Componentes ($F_{29.5-y} / \sum_0^4 F_{29.5-y}$) del vector (ω_3) para diferentes valores de (α) y de edad (x) de las mujeres en edad fértil	10
4. Componentes ($F_{34.5-y} / \sum_0^4 F_{34.5-y}$) del vector (ω_4) para diferentes valores de (α) y de edad (x) de las mujeres en edad fértil ...	10
5. Valores (l_x) de las líneas de sobrevivencia correspondientes a las tablas 35 ($e_0^0 = 28.31$ años) y 32 ($e_0^0 = 55.06$), calculados por J. Glover en el intervalo 0-20 años	11
6. Valores de (r_1) y (k_1), de la correlación (ρ) entre (k_1) y (P_2/P_3) y de los coeficientes de regresión (a_1) y (b_1)	12
7. Valores de (r_2) y (k_2), de la correlación (ρ) entre (k_2) y (P_2/P_3) y de los coeficientes de regresión (a_2) y (b_2)	13
8. Valores de (r_3) y (k_3), de la correlación (ρ) entre (k_3) y (P_2/P_3) y de los coeficientes de regresión (a_3) y (b_3)	13

(ii)

<u>Cuadro</u>		<u>Página</u>
9.	Valores de (r_4) y (k_4) , de la correlación (ρ) entre (k_4) y (P_2/P_3) y de los coeficientes de regresión (a_4) y (b_4)	14
10.	Comparación de los coeficientes de regresión (a_j) y (b_j) obtenidos aplicando las Tablas 35 y 32 de J. Glover con los obtenidos por Sullivan, usando el Modelo "Oeste" de Coale-Demeny	15
11.	Valores de las razones de hijos sobrevivientes para mujeres de 15-19, 20-24, 25-29 y 30-34 años y de la razón de las parideces P_2 y P_3 , en (12) países de la región	16
12.	Valores estimados de las probabilidades de sobrevivencia desde el nacimiento hasta las edades 1, 2, 3 y 5, en (12) países de la región, según período de referencia	17
13.	Valores ajustados de $l_x(x=1, 2, 3, 5)$, usando (3) tablas de vida como modelo, para el caso de Paraguay. Bienio 1967-1968	18

1. Introducción

Para la determinación de las tasas de mortalidad específica por sexo y edad, la fuente natural de información es el sistema continuo de estadísticas vitales. Corrientemente este sistema de registro carece de suficiente cobertura de los hechos, teniéndose para el caso del registro de los nacimientos faltas de cobertura que pueden exceder el 20 por ciento. La misma situación ocurre con el registro de la mortalidad, para el cual pueden alcanzarse aún valores mayores en la falta de cobertura (30 por ciento o más). Esta falta de cobertura además es muy diferente por edad, alcanzando su máximo para el grupo de menores de cinco años.

Aun en el caso que la cobertura sea adecuada (90 por ciento o más), no es posible enfrentar el análisis de los factores determinantes de los niveles y tendencias de la mortalidad o la fecundidad, debido a que en los formatos de registro, tanto de los nacimientos como de las defunciones, no se consignan esas variables de probable condicionamiento. De ese modo no es posible relacionar la mortalidad infantil con variables socio-económicas ni poder estimar el efecto que las acciones de salud pública tienen sobre los cambios de las variables demográficas en cuestión. Estas razones han indicado la conveniencia de recurrir al uso de otras fuentes de información en donde sea posible disponer de datos sobre natalidad, mortalidad, movilidad interna de la población y de relacionar los indicadores demográficos con los niveles particulares de esas variables o factores condicionantes.

Indudablemente que en esos casos no es posible determinar directamente los indicadores de mortalidad como se hace en el caso de disponer de estadísticas vitales. En otras palabras, debe recurrirse al uso de métodos indirectos de estimación aceptando un determinado comportamiento ideal de las variables demográficas.

Corresponde a Alfred Lotka (*) el mérito de haber sido uno de los primeros investigadores en determinar la probabilidad (conjunta) que una persona de cierta edad tenga su madre viva. Si se designa por (m) la edad media a que las madres tienen sus hijas, la probabilidad que una hija de edad actual (x) tenga su madre viva está dada por la razón (l_{x+m}/l_m). Recurriendo al uso de esta relación, si en un Censo de Población o en una encuesta demográfica se pregunta a las personas censadas o encuestadas si tienen su madre viva, es posible deducir la mortalidad a partir de la edad 25.

Siguiendo la línea de razonamiento adoptada por Lotka para el caso de la orfandad materna, es posible extender la teoría de la deducción de otros tipos de probabilidades conjuntas, como son:

- probabilidad que una persona de edad (x) tenga abuela materna viva
- probabilidad que una persona de edad (x) tenga vivos todos sus hermanos, su hermano mayor o su hermano menor
- probabilidad que una persona de edad (x) tenga vivos otros tipos de parientes

probabilidades que han sido deducidas por Goodman, L.A., Keyfitz, N. y Pullum, T.W. (**) adoptando un comportamiento estable tanto para la fecundidad como la mortalidad y cierto tipo de tablas correspondientes.

En lo que respecta a la mortalidad en la niñez, que es el tema que nos interesa, corresponde a W. Brass el mérito de haber deducido un método muy eficiente basado en la sobrevivencia de hijos según la edad de la madre. Al igual que las deducciones anteriores, las relaciones analíticas que encontró se apoyan en la hipótesis de estabilidad de la fecundidad y la mortalidad.

Aunque más adelante se indica con un mayor detalle como se determinan los mutiplicadores de conversión de las probabilidades de sobrevivencia en valores de la línea de sobrevivencia de una tabla de vida, se puede indicar que en la primera etapa del método se hace necesario adoptar un modelo para

* Lotka, A.J., Theorie analytique des associations biologiques. Hermann et Cie. Editeurs. Paris, 1939.

** Goodman, L.A., Keyfitz, N. y Pullum, T.W., Family formation and the frequency of various kinship relationships. Theoretical Population Biology. Academic Press, 1974.

la fecundidad. Este modelo no solamente debe ser sencillo sino que debe tomar en cuenta la variación que la fecundidad tiene según la edad de la mujer.

Aunque no es posible cumplir cabalmente con estos dos requisitos, se puede demostrar que usando un modelo muy sencillo, los multiplicadores de conversión no cambian fundamentalmente de valor. En este modelo simplificado se presta la mayor atención posible a la variación de la edad inicial del proceso reproductivo de manera que se tenga en cuenta una edad inicial muy temprana (11.5 años) como una tardía de ingreso (18.5 años). Determinando bajo esa consideración (8) distribuciones de fecundidad con una tabla modelo de mortalidad, W. Brass ha determinado la relación que existe entre la probabilidad de sobrevivencia de hijos de madres de edades $(x, x+4)$; $x=15(5)60$ y los valores (l_y) ; $y = 1, 1, 3, 5, 10(5)35$ de esa tabla.

En el presente documento se indica con suficiente detalle cuáles son las estructuras analíticas de las razones de sobrevivencia de hijos según la edad de las madres. En estas razones se destacan típicamente los valores de fecundidad acumulada y parídeces medias que intervienen como los correspondientes valores de sobrevivencia de la tabla de vida usada.

Con este tipo de presentación se pretenden diversos objetivos, dentro de los cuales se destacan

- a) revisar los multiplicadores de conversión indicados en el Manual IV de las Naciones Unidas
- b) indicar los cálculos necesarios para el cálculo de otros multiplicadores de conversión si se adoptan otros modelos de fecundidad y mortalidad
- c) deducir procedimientos adecuados para el caso en que no es posible aceptar la estabilidad de esas componentes demográficas.

Finalmente, se indica la aplicación de esos multiplicadores de conversión al caso de estudio denominado "La mortalidad en los primeros años de vida en países de América Latina" para los valores de esas razones obtenidas a nivel nacional.

2. Descripción del método

Si se acepta que los nacimientos se producen a mediados del año, la proporción de esos nacidos vivos que llegan con vida al final del año es proporcional a $(l_{0.5})$. Si se considera que esos nacidos vivos corresponden a mujeres que en ese año están en la edad (x) , el total de nacidos vivos de esas mujeres es proporcional a

$$(F_{x+0.5} - F_{x-0.5}) \quad (1)$$

de modo que el total de nacidos vivos correspondientes a mujeres de edades comprendidas entre (x) y $(x+4)$ será proporcional a

$$(F_{x+4.5} - F_{x-0.5}) \quad (2)$$

y el de hijos sobrevivientes al final del año será

$$(F_{x+4.5} - F_{x-0.5}) l_{0.5} \quad (3)$$

Considerando un grupo quinquenal de mujeres, específicamente el grupo de mujeres de edades 15-19 años, podemos considerar la situación para cada una de las cinco cohortes que forman ese grupo quinquenal.

De esa manera, para las mujeres que tienen (16) años, el número esperado de hijos sobrevivientes es proporcional a

$$(F_{16.5} - F_{15.5}) l_{0.5} + (F_{15.5} - F_{14.5}) l_{1.5} \quad (4)$$

correspondiendo al primer sumando los hijos sobrevivientes nacidos en el presente año y el segundo, a los hijos que nacieron el año anterior.

Con respecto a las mujeres que al final del año tienen (17) años, el número de hijos sobrevivientes es proporcional a

$$(F_{17.5} - F_{16.5}) l_{0.5} + (F_{16.5} - F_{15.5}) l_{1.5} + (F_{15.5} - F_{14.5}) l_{2.5} \quad (5)$$

correspondiendo el primer sumando a la cohorte de nacidos vivos en el año; la segunda componente a los nacidos del año anterior y la tercera componente a los nacidos vivos hace dos años.

Considerando todas las cohortes de mujeres integrantes del grupo quinquenal de edades, se concluye que el total de hijos sobrevivientes para las mujeres de (15-19) años es igual a

$${}^5HS_{15} = \sum_{y=0}^4 (F_{15.5+y} - F_{14.5}) l_{4.5-y} \quad (6)$$

y que el total de nacidos vivos correspondientes a ese número de sobrevivientes es igual a

$${}^5HT_{15} = \sum_{y=0}^4 (F_{15.5+y} - F_{14.5}) \quad (7)$$

Si denotamos por el (\hat{l}_1) el vector de elementos $(l_{0.5+y}); y=0, 1, 2, 3, 4$ y por (ω_1) el vector de elementos $(F_{19.5-y} / \sum_0^4 F_{19.5-y})$ y aceptando que $(F_{14.5})$ corrientemente es muy pequeño, la razón (r_1) de hijos sobrevivientes correspondientes a los nacidos vivos de mujeres en edades comprendidas entre 15 y 19 años, es

$$r_1 = {}^5HS_{15} / {}^5HT_{15} = \omega_1 \hat{l}_1 \quad (8)$$

Razonando de la misma manera para con los nacidos vivos de mujeres del grupo de 20-24 años, se tiene

$$r_2 = {}^5HS_{20} / {}^5HT_{20} = (1 - P_1/P_2) \omega_2 \hat{l}_1 + (P_1/P_2) \omega_1 \hat{l}_2 \quad (9)$$

siendo \hat{l}_2 vector de elementos $(l_{5.5+y}); y=0, 1, 2, 3, 4$
 ω_2 vector de elementos $F_{24.5-y} / \sum_0^4 F_{24.5-y}$
 P_1 la paridez media en mujeres de edades 15-19 años
 P_2 la paridez media en mujeres de edades 20-24 años

Respecto de los nacidos vivos correspondientes a las mujeres de edades 25-29 años, la razón de sobrevivencia para esos nacidos vivos es igual a

$$r_3 = {}^5HS_{25} / {}^5HT_{25} = (1 - P_2/P_3) \omega_3 \hat{l}_1 + (P_2/P_3) (1 - P_1/P_2) \omega_2 \hat{l}_2 + (P_2/P_3) (P_1/P_2) \omega_1 \hat{l}_3 \quad (10)$$

siendo \hat{l}_3 vector de elementos de sobrevivencia ($l_{10.5+y}$) $y=0, 1, 2, 3, 4$
 ω_3 vector de elementos ($F_{29.5-y} / \sum_0 F_{29.5-y}$)
 P_3 la paridez media para mujeres de edades 25-29 años

Finalmente, considerando los nacidos vivos correspondientes a mujeres de edades 30-34 años, la razón de sobrevivencia para esos nacidos vivos es igual a

$$r_4 = \frac{HS_{30}}{HT_{30}} = (1 - P_3/P_4) \omega_4 \hat{l}_1 + P_3/P_4 (1 - P_2/P_3) \omega_3 \hat{l}_2 + (P_3/P_4) (P_2/P_3) (1 - P_1/P_2) \omega_2 \hat{l}_3 + (P_3/P_4) (P_2/P_3) (P_1/P_2) \omega_1 \hat{l}_4 \quad (11)$$

siendo \hat{l}_4 vector de elementos de sobrevivencia ($l_{15.5+y}$); $y=0, 1, 2, 3, 4$
 ω_4 vector de elementos ($F_{24.5-y} / \sum_0 F_{34.5-y}$)
 P_4 la paridez media para mujeres de edades 30-34 años

Las relaciones (8), (9), (10) y (11) pueden determinarse en la medida que se dispone de una distribución de fecundidad y de una tabla de mortalidad, con las cuales es posible deducir los valores de fecundidad acumulada, de paridez media y de sobrevivencia a las edades ($x+0.5$).

Una vez que se han determinado los valores de las razones (r_1); (r_2); (r_3) y (r_4) se comparan estas razones con los valores (l_x) de la tabla de vida con los cuales guardan una más estrecha relación o semejanza. De esta manera se puede concluir de la observación de esos valores que las citadas razones están en estrecha relación con los valores (l_1); (l_2), (l_3) y (l_5) de la tabla de mortalidad usada. Esta verificación empírica nos permite calcular los coeficientes de conversión (K_j) definidos por las relaciones

$$K_1 = (1 - l_1)/(1 - r_1) ; K_2 = (1 - l_2)/(1 - r_2)$$

$$K_3 = (1 - l_3)/(1 - r_3) ; K_4 = (1 - l_5)/(1 - r_4) \quad (12)$$

que pueden llevarse a una tabla numérica tal como lo ha hecho W. Brass (Tabla V.1 del Anexo V en el Manual VI antes citado). Otra manera a la que puede recurrirse es relacionar esos factores de conversión (K_j) con las razones de las parideces de grupos quinquenales vecinos. Debido a la enorme variabilidad

observada en la razón (P_1/P_2) resulta más recomendable usar la relación (P_2/P_3) que está en muy estrecha relación con cualquiera de las razones (r_j) . Se puede adoptar un tipo de relación muy sencillo recurriendo al uso de la regresión lineal

$$r_j = a_j + b_j (P_2/P_3)^* \quad (13)$$

pudiéndose comprobar que estos coeficientes de regresión dependen de la forma como varía la mortalidad en los primeros (20) años de vida.

3. El modelo de fecundidad adoptado

Para resumir la variación de la fecundidad específica por edad se pueden usar los siguientes modelos de variación

Modelo 1

$$f_u = k u^a (1-u)^b \quad (14)$$

$(0 \leq u \leq 1)$

siendo $u = (x - \alpha) / \omega$;

ω = amplitud del intervalo fértil

α = edad inicial del intervalo fértil

k, a, b = parámetros del modelo

que corresponde a una distribución Beta.

Modelo 2

$$f_u = 12 u(1-u)^2 \quad (0 \leq u \leq 1) \quad (15)$$

con $k = 12$

$$a = 1; b = 2; \omega = 33 \quad (16)$$

* Sullivan, J.M., "Models for the estimation of the probability of dying between birth and exact ages of early childhood". Population Studies, Vol. 26, N° 1, 1972.

adoptado por W. Brass para el cálculo de los coeficientes de conversión indicados en el Manual IV.

Modelo 3*

$$f_u = k u^a (1-u)^b e^{cu} \quad (17)$$

(0 ≤ u ≤ 1)

extensión del modelo (1), lo que permite lograr una mayor flexibilidad en la reproducción de las tasas específicas.

Modelo 4*

$$F_u = F / (1 + k u^{-a} (1-u)^b) \quad (18)$$

(0 ≤ u ≤ 1)

referente a la fecundidad acumulada a la edad (x) = x + uω

Con el fin de buscar la comparabilidad de los resultados encontrados por W. Brass usando el modelo (2) y una tabla modelo de mortalidad particular, se adoptará como modelo de fecundidad el modelo (2), pero en lo que respecta a la mortalidad se usarán las tablas 35 y 32 calculadas por J. Glover.**

Para el modelo (2) se tienen las siguientes características:

a) media $\bar{x} = \omega + (2/5)\alpha$ (19)

b) desviación típica $\sigma_u = \omega/5$ (20)

c) fecundidad acumulada $F_u = u^2(6-8u + 3u^2)$ (21)

d) paridez media de grupos quinquenales

$${}_5\bar{F}_x = G_{x+0.5} - G_x \quad (22)$$

siendo $G_x = u^3 \sqrt{2} (1-u) + 3/5 u^2 \sqrt{2} (\omega/5)$ (23)

* Bocaz, A., Niveles y tendencias de la fecundidad. Su análisis a través de modelos teóricos aplicados a datos censales, vitales y de encuestas. Unpublished. CELADE, April 1980.

** Glover, J., United States Life Tables. 1890, 1901, 1910 and 1901-1910. Bureau of the Census, Washington, 1921.

A base de las relaciones indicadas en (21); (22) y (23) es posible determinar los elementos de los vectores (ω_1) ; (ω_2) ; (ω_3) y (ω_4) junto con las razones P_1/P_2 ; P_2/P_3 y P_3/P_4 . Los resultados son los siguientes:

Cuadro 1

COMPONENTES $(F_{19.5-y}^4 / \sum_0^4 F_{19.5-y}^4)$ DEL VECTOR (ω_1) PARA DIFERENTES VALORES DE (α) Y DE EDAD (x) DE LAS MUJERES EN EDAD FERTIL

x/ α	12.5	13.5	14.5	15.5	16.5	17.5
19.5	0.3425	0.3804	0.4365	0.5180	0.6311	0.7933
18.5	0.2633	0.2762	0.2919	0.3042	0.2926	0.2067
17.5	0.1912	0.1847	0.1714	0.1410	0.0763	-
16.5	0.1279	0.1084	0.0795	0.0368	-	-
15.5	0.0751	0.0503	0.0207	-	-	-
Total	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000

Cuadro 2

COMPONENTES $(F_{24.5-y}^4 / \sum_0^4 F_{24.5-y}^4)$ DEL VECTOR (ω_2) PARA DIFERENTES VALORES DE (α) Y DE EDAD (x) DE LAS MUJERES EN EDAD FERTIL

x/ α	12.5	13.5	14.5	15.5	16.5	17.5
24.5	0.2603	0.2697	0.2815	0.2963	0.3159	0.3425
23.5	0.2299	0.2342	0.2392	0.2455	0.2533	0.2633
22.5	0.1996	0.1990	0.1982	0.1969	0.1948	0.1912
21.5	0.1697	0.1649	0.1589	0.1514	0.1414	0.1279
20.5	0.1405	0.1322	0.1222	0.1099	0.0946	0.0751
Total	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000
P_1/P_2	0.3296	0.2681	0.2044	0.1433	0.0895	0.0455

Cuadro 3

COMPONENTES $(F_{29.5-y}^4 / \sum_0^4 F_{29.5-y}^4)$ DEL VECTOR (ω_3) PARA DIFERENTES VALORES DE (α)
Y DE EDAD (x) DE LAS MUJERES EN EDAD FERTIL

x/α	12.5	13.5	14.5	15.5	16.5	17.5
29.5	0.2311	0.2354	0.2403	0.2459	0.2525	0.2603
28.5	0.2163	0.2184	0.2207	0.2233	0.2264	0.2299
27.5	0.2007	0.2006	0.2005	0.2003	0.2000	0.1996
26.5	0.1844	0.1822	0.1798	0.1769	0.1736	0.1697
25.5	0.1675	0.1634	0.1588	0.1536	0.1476	0.1405
Total	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000
P_2/P_3	0.5770	0.5353	0.4900	0.4408	0.3874	0.3297

Cuadro 4

COMPONENTES $(F_{34.5-y}^4 / \sum_0^4 F_{34.5-y}^4)$ DEL VECTOR (ω_4) PARA DIFERENTES VALORES DE (α)
Y DE EDAD (x) DE LAS MUJERES EN EDAD FERTIL

x/α	12.5	13.5	14.5	15.5	16.5	17.5
34.5	0.2157	0.2182	0.2209	0.2240	0.2291	0.2311
33.5	0.2087	0.2100	0.2114	0.2128	0.2161	0.2163
32.5	0.2009	0.2008	0.2008	0.2008	0.2023	0.2007
31.5	0.1921	0.1909	0.1895	0.1880	0.1801	0.1844
30.5	0.1826	0.1801	0.1774	0.1744	0.1724	0.1675
Total	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000
P_3/P_4	0.7453	0.7161	0.6849	0.6515	0.6157	0.5770

4. Las tablas de mortalidad usadas

Se recurrirá al uso de las tablas 35 y 32 calculadas por J. Glover, siendo de 28.31 años la esperanza de vida para la primera tabla y de 55.06 para la segunda. Con esto se pretende indicar que, no obstante la amplia variación en la esperanza

de vida, no sufren cambios importantes los coeficientes de regresión en las regresiones lineales indicadas en la relación (13). También es posible comparar los coeficientes (a_j, b_j) con los obtenidos por Sullivan aplicando el modelo "Oeste" del conjunto de tablas regionales modelo de Coale-Demeny.

Las tablas 35 y 32 para el intervalo 0-20 años indican los siguientes valores de la línea de sobrevivencia:

Cuadro 5

VALORES (l_x) DE LAS LINEAS DE SOBREVIVENCIA CORRESPONDIENTES A LAS TABLAS 35 ($e_0^0=28.31$ años) y 32 ($e_0^0=55.06$), CALCULADOS POR J. GLOVER EN EL INTERVALO 0-20 AÑOS

x	(l_x)		x	(l_x)	
	Tabla 35	Tabla 32		Tabla 35	Tabla 32
0.	100000	100000	10	59190	85043
0.5	78407	91802	11	58863	84867
1	71266	89674	12	58537	84692
2	65854	87895	13	58196	84511
3	63618	87096	14	57824	84318
4	62381	86584	15	57410	84110
5	61528	86223	16	56948	83883
6	60900	85919	17	56424	83633
7	60373	85657	18	55823	83351
8	59925	85430	19	55148	83031
9	59538	85228	20	54408	82674

5. Determinación de los parámetros (a_j) y (b_j)

Disponiendo de los elementos de los vectores (ω_1) ; (ω_2) ; (ω_3) y (ω_4) y obteniendo por interpolación geométrica los valores $(l_{x+0.5})$; $x=0(1)19$, es posible determinar los valores esperados de las razones (r_1) ; (r_2) ; (r_3) y (r_4) para distintos valores de la edad (α) , límite inferior del intervalo fértil. Obtenidos estos valores (r_j) es posible determinar el valor de los coeficientes

de conversión $k_j = (1 - \ell_j) / (1 - r_j)$ y observar el grado de correlación que pueden tener con las razones de las parideces de grupos quinquenales vecinos.

Dado que la razón (P_1/P_2) varía muy ampliamente mientras cambia el valor de (α) desde 11.5 a 18.5, se puede comprobar que los valores de (r_j) presentan una mayor asociación lineal con la razón (P_2/P_3) , de modo que usaremos esta razón en las regresiones lineales. En los Cuadros 6, 7, 8 y 9 se indican los diferentes valores de (k_j) obtenidos según sea el valor de (α) junto a los valores teóricos correspondientes deducidos del modelo de regresión lineal

$$r_j = a_j + b_j (P_2/P_3)$$

Cuadro 6

VALORES DE (r_1) Y (k_1) , DE LA CORRELACION (ρ) ENTRE (k_1) Y (P_2/P_3) Y DE LOS COEFICIENTES DE REGRESION (a_1) Y (b_1)

α	r_1	$k_1^0 = (1 - \ell_1) / (1 - r_1)$	P_2/P_3	(k_1) teórico
12.5	0.69978	0.9571	0.5770	0.9459
13.5	0.70648	0.9789	0.5353	0.9830
14.5	0.71606	1.0120	0.4900	1.0233
15.5	0.72899	1.0603	0.4408	1.0670
16.5	0.74466	1.1235	0.3874	1.1144

$$\text{con } k_1^T = 1.4587 - 0.8887 (P_2/P_3)$$

$$\rho = -0.9881$$

Cuadro 7

VALORES DE (r_2) Y (k_2) , DE LA CORRELACION (ρ) ENTRE (k_2) Y (P_2/P_3) Y DE LOS COEFICIENTES DE REGRESION (a_2) Y (b_2)

α	r_2	$k_2 = (1 - \ell_2) / (1 - r_2)$	P_2/P_3	(k_2) teórico
12.5	0.65855	1.000	0.5770	0.9987
13.5	0.66492	1.019	0.5353	1.0194
14.5	0.67200	1.041	0.4900	1.0418
15.5	0.67950	1.065	0.4408	1.0662
16.5	0.68735	1.092	0.3874	1.0926
17.5	0.69574	1.122	0.3297	1.1212

$$\text{con } k_2^T = 1.2844 - 0.4951 (P_2/P_3)$$

$$\rho = -0.9998$$

Cuadro 8

VALORES DE (r_3) Y (k_3) , DE LA CORRELACION (ρ) ENTRE (k_3) Y (P_2/P_3) Y DE LOS COEFICIENTES DE REGRESION (a_3) Y (b_3)

α	r_3	$k_3 = (1 - \ell_3) / (1 - r_3)$	P_2/P_3	(k_3) teórico
12.5	0.63219	0.9892	0.5770	0.9892
13.5	0.63671	1.0015	0.5353	1.0016
14.5	0.64157	1.0150	0.4900	1.0150
15.5	0.64675	1.0299	0.4408	1.0296
16.5	0.65186	1.0450	0.3874	1.0454
17.5	0.65830	1.0647	0.3297	1.0625

$$\text{con } k_3^T = 1.1601 - 0.2962 (P_2/P_3)$$

$$\rho = -0.9998$$

Cuadro 9

VALORES DE (r_4) Y (k_4) , DE LA CORRELACION (ρ) ENTRE (k_4) Y (P_2/P_3) Y DE LOS COEFICIENTES DE REGRESION (a_4) Y (b_4)

α	r_4	$k_4 = (1 - \lambda_5) / (1 - r_4)$	P_2/P_3	(k_4) teórico
12.5	0.61062	0.9880	0.5770	0.9900
13.5	0.61518	0.9997	0.5353	0.9992
14.5	0.61912	1.0101	0.4900	1.0094
15.5	0.62333	1.0214	0.4408	1.0203
16.5	0.62777	1.0336	0.3874	1.0323
17.5	0.63206	1.0456	0.3297	1.0451

$$\text{con } k_4^T = 1.1186 - 0.2229 (P_2/P_3)$$

$$\rho = -0.9984$$

Con el propósito de observar la variación de los coeficientes de regresión (a_j) y (b_j) se han calculado los valores correspondientes cuando se aplican los valores de sobrevivencia de la Tabla 35. Los resultados son los siguientes:

j	a_j	b_j
1	1.3727	-0.7427
2	1.2166	-0.3962
3	1.1474	-0.3108
4	1.1148	-0.2523

valores que son muy poco diferentes a los encontrados en el caso en que se usó la Tabla 35. Se puede hacer un cuadro resumen en que se comparan los coeficientes anteriores con los encontrados por Sullivan:

Cuadro 10

COMPARACION DE LOS COEFICIENTES DE REGRESION (a_j) Y (b_j) OBTENIDOS APLICANDO LAS TABLAS 35 Y 32 DE J. GLOVER CON LOS OBTENIDOS POR SULLIVAN, USANDO EL MODELO "OESTE" DE COALE-DEMENY

j	Tabla 35		Tabla 32		Modelo Oeste Coale-Demeny (Sullivan)	
	a_j	b_j	a_j	b_j	a_j	b_j
1	1.4514	-0.8742	1.3727	-0.7427	-	-
2	1.2539	-0.4352	1.2166	-0.3962	1.30	-0.54
3	1.1601	-0.2962	1.1474	-0.3108	1.17	-0.40
4	1.1186	-0.2229	1.1148	-0.2523	1.13	-0.33

pudiendo comprobarse que las diferencias no son tan importantes teniendo en cuenta, por otra parte que la información que corrientemente se usa no solamente está sujeta a sesgos en la declaración de los hijos fallecidos, sino a errores de muestreo (en el caso de determinaciones de la mortalidad en la niñez en grupos muy particulares de población).

6. Aplicaciones numéricas en (12) países de la región

Pasaremos a considerar las estimaciones de (l_1); (l_2); (l_3) y (l_5) usando la información sobre la proporción de hijos sobrevivientes para madres de edades 15-19; 20-24; 25-29 y 30-34 años en (12) países de la región. La información correspondiente se ha obtenido usando los Censos de Población levantados alrededor del año 1970, las encuestas demográficas formales y las encuestas nacionales de fecundidad. Teóricamente debe esperarse que los valores (l_x) estimados para las edades señaladas (1, 2, 3, 5 años) formen una serie monótonamente decreciente, condición que de no cumplirse puede deberse a que

- a) las madres no declaran todos los hijos que han tenido, omitiendo, con mayor probabilidad, los que han fallecido muy tempranamente.
- b) los coeficientes de regresión (a_j) y (b_j) no son los más adecuados para el grupo de población particular porque la estructura de la mortalidad, específica por edad, es sensiblemente diferente a la del modelo usado.

En el Cuadro 11 se indican los valores de las razones (r_1); (r_2); (r_3) y (r_4), anotándose además el año en que se ha realizado el Censo o la encuesta demográfica y el número del documento de CELADE que contiene ese dato y el estudio de diferenciales.

Cuadro 11

VALORES DE LAS RAZONES DE HIJOS SOBREVIVIENTES PARA MUJERES DE 15-19, 20-24, 25-29 Y 30-34 AÑOS Y DE LA RAZON DE LAS PARIDECEES P_2 Y P_3 , EN (12) PAISES DE LA REGION *

País	Fuente	r_1	r_2	r_3	r_4	P_2/P_3	Documento CELADE
Argentina	Censo 1970	-	0.9361	0.9421	0.9367	0.484	A/1039
Bolivia	E.N.D.1975	0.8632	0.8002	0.7924	0.7642	0.397	A/1025
Colombia	Censo 1973	0.9124	0.9168	0.9051	0.8904	0.477	A/1032
Costa Rica	Censo 1973	-	0.9242	0.9143	0.8979	0.429	A/1024
Chile	Censo 1970	0.9232	0.9139	0.9097	0.8960	(0.332)	A/1030
Ecuador	Censo 1974	0.8885	0.8768	0.8609	0.8470	0.471	A/1026
El Salvador	Censo 1971	0.8713	0.8613	0.8449	0.8219	0.500	A/1026
Guatemala	Censo 1973	0.8973	0.8577	0.8280	0.8126	0.528	A/1037
Honduras	Censo 1974	0.8871	0.8575	0.8533	0.8253	0.496	A/1038
Paraguay	Censo 1972	0.9214	0.9231	0.9233	0.9187	0.423	A/1027
Perú	Censo 1972	0.8524	0.8245	0.8127	0.7958	0.530	A/1029
República Dominicana	E.N.F.1975	0.8909	0.8739	0.8761	0.8562	0.454	A/1028

Usando para los coeficientes (a_j) y (b_j) las medias geométricas de los valores correspondientes a las Tablas 35 y 32 de J. Glover

j	a_j	b_j
1	1.4115	-0.8058
2	1.2351	-0.4152
3	1.1537	-0.3034
4	1.1167	-0.2371

se obtienen las siguientes estimaciones de (l_1); (l_2); (l_3) y (l_5) indicadas en el siguiente cuadro.

* Behm, H. y otros autores: La mortalidad en los primeros años de vida en países de América Latina. CELADE, Serie A N°1024 (1) 1031, A/1032, A/1037, A/1038 y A/1039.

Cuadro 12

VALORES ESTIMADOS DE LAS PROBABILIDADES DE SOBREVIVENCIA DESDE EL NACIMIENTO
HASTA LAS EDADES 1, 2, 3 Y 5, EN (12) PAISES DE LA REGION,
SEGUN PERIODO DE REFERENCIA

País	Período de referencia	l_1	l_2	l_3	l_5
Argentina	1966-1967	-	0.93392	0.94170	0.93658
Bolivia	1971-1972	0.85067	0.78616	0.78550	0.75888
Colombia	1968-1969	0.91002	0.91372	0.90425	0.89000
Costa Rica	1968-1969	-	0.91988	0.91228	0.89637
Chile	1965-1966	0.91214	0.90553	0.90492	0.89205
Ecuador	1969-1970	0.88595	0.87310	0.86706	0.84762
El Salvador	1966-1967	0.87019	0.85749	0.84459	0.82223
Guatemala	1968-1969	0.89873	0.85544	0.82912	0.81419
Honduras	1969-1970	0.88576	0.85334	0.85283	0.82546
Paraguay	1967-1968	0.91585	0.91853	0.92136	0.91737
Perú	1967-1968	0.85470	0.82186	0.81403	0.79763
República Dominicana	1970-1971	0.88592	0.86802	0.87412	0.85490

pudiendo verificarse que para algunos países, los valores estimados para las (l_x); $x=1, 2, 3, 5$ no cumplen con la condición fundamental de coherencia de constituir una serie de valores decrecientes. Esta situación puede constatarse con los valores estimados para Colombia, Paraguay y la República Dominicana.

De esa manera, en el método de estimación debe considerarse una etapa adicional que consiste en ajustar cada serie, usando un juego modelo de valores de (l_x), de modo que se logre cumplir no solamente con la condición de serie decreciente sino que las probabilidades condicionales de sobrevivencia entre los intervalos sea coherente. Considerando solamente el caso de Paraguay, podemos realizar este ajuste usando las Tablas 32 y 34 de J. Glover y la tabla para mujeres 1960-1961 de Chile para ver la influencia que puede tener el modelo de (l_x) que se use

Cuadro 13

VALORES AJUSTADOS DE l_x ($x=1, 2, 3, 5$), USANDO (3) TABLAS DE VIDA COMO MODELO,
PARA EL CASO DE PARAGUAY. BIENIO 1967-1968

Edad (x)	l_x estimadas	Valores de l_x (ajustados)			Documento A/1027
		Tabla 32	Tabla 34	Chile 1960/61	
1	91585	93346	93321	93198	93574
2	91853	91852	91860	91704	92549
3	92136	91159	91164	91212	92017
5	91737	90386	90421	90791	91360

luego de aplicar la regresión curvilínea (transformadas logísticas)

$$\left(\frac{1}{l_x} - 1\right) = k \left(\frac{1}{l_x^s} - 1\right)$$

siendo l_x = valor de sobrevivencia a la edad (x), teórico

l_x^s = valor de sobrevivencia a la edad (x), standard usado

k = razón (media) de las transformadas.

7. Conclusión

Teniendo en cuenta tanto los desarrollos teóricos indicados como los resultados de las aplicaciones numéricas hechas, se puede concluir

- a) que la estimación de las probabilidades de sobrevivencia desde 1 a 5 años desde el nacimiento pueden hacerse, con relativa facilidad y seguridad, usando las razones de sobrevivencia de los hijos tenidos por las madres de edades comprendidas entre 15 y 34 años;
- b) que la estimación de la mortalidad infantil es la que presenta la menor seguridad, tanto por la calidad de la información que corrientemente se obtiene, como por la magnitud de la variación del número de nacidos vivos para las madres de edades 15-19 años. Esta situación se hace más crítica cuando el análisis de diferenciales se extiende a grupos muy especiales de la población femenina fértil;
- c) en la revisión del método de estimación indirecta debido a W. Brass se ha procurado darle a las razones (r_5) de sobrevivencia una estructura matemática especial que permita cambiar, sin dificultad, tanto la distribución de la fecundidad específica por edad como la de las probabilidades de sobrevivencia por debajo de la edad 20;
- d) se ha llamado la atención a que en algunos casos las estimaciones de las (l_x); $x=1, 2, 3, 5$, no forman una secuencia decreciente o, si se logra una secuencia decreciente, las probabilidades condicionales (l_{x+y}/l_x) no varían adecuadamente;
- e) que debido a la situación indicada en 3) se hace necesario incorporar en el procedimiento de estimación una etapa de ajuste de las (l_x) ya calculadas, usando ya sea un método de razón entre las variables transformadas (desarrollado en el texto) o bien, recurrir al uso de una tabla modelo de vida en que la esperanza de vida sea el promedio de las esperanzas de vida implicadas por los valores (l_x) ya determinados;
- f) que debido a la circunstancia que las probabilidades de supervivencia, de 1 a 5 años desde el nacimiento, pueden calcularse para grupos tan particulares como se desee en que se tomen en cuenta factores de diferenciación tales como: área geográfica de residencia, nivel de instrucción de la madre, grado de urbanización del sector; nivel socio-económico de la familia, ocupación del padre, el método es altamente recomendable cuando esas características no son registradas por las estadísticas vitales.

