

01 10 1980
1-9-27
1500
L517

Centro Latinoamericano de Demografía

**Juan Chackiel
Antonio Ortega**

**TABLAS
DE MORTALIDAD
FEMENINA
DE GUATEMALA,
HONDURAS
Y NICARAGUA**



SERIE A

No. 1033

12
13
14
15
16
17
18
19
20
21
22
23
24
25
26
27
28
29
30
31
32
33
34
35
36
37
38
39
40
41
42
43
44
45
46
47
48
49
50
51
52
53
54
55
56
57
58
59
60
61
62
63
64
65
66
67
68
69
70
71
72
73
74
75
76
77
78
79
80
81
82
83
84
85
86
87
88
89
90
91
92
93
94
95
96
97
98
99
100

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

I N D I C E

	Página
INTRODUCCION.....	1
 Capítulos:	
I. LAS PREGUNTAS RETROSPECTIVAS EN LOS CENSOS Y EN- CUESTAS.....	3
II. ESTIMACION DE LA MORTALIDAD INFANTIL Y JUVENIL DE AMBOS SEXOS	
1. Metodología.....	5
2. Aplicación práctica.....	7
3. Estimación de la mortalidad femenina.....	8
III. ESTIMACION DE LA MORTALIDAD FEMENINA ADULTA	
1. Metodología.....	11
2. Aplicación práctica.....	13
IV. CONSTRUCCION DE LA TABLA DE MORTALIDAD FEMENINA	
1. El sistema logito.....	17
2. Cálculo de la tabla de mortalidad.....	18
3. Derivación de las funciones de la tabla de mor- talidad.....	24
ANEXO I. Selección de la tabla estándar.....	31
ANEXO II. Cuadros de referencia.....	45

INDICE DE CUADROS

Cuadro:	Página
1. América Latina: Tópicos investigados en el censo de 1970, en relación con la mortalidad y la fecundidad retrospectiva.....	4
2. Honduras: Estimación de las probabilidades de muerte desde el nacimiento hasta las edades 2, 3 y 5, a partir de la información sobre hijos nacidos vivos y sobrevivientes de ambos sexos, censo de 1974.....	9
3. Probabilidades de muerte desde el nacimiento hasta las edades 2, 3 y 5 para Honduras, Guatemala y Nicaragua, censos de 1970.....	10
4. Estimaciones de las probabilidades de muerte femeninas, desde el nacimiento hasta las edades exactas 2, 3 y 5, para Guatemala, Honduras y Nicaragua, censos de 1970.....	10
5. Honduras: Estimación de las probabilidades de supervivencia desde la edad 25 hasta las edades 35, 40, 45 ... 85 a partir de la información sobre orfandad de madre, censo de 1974.....	14
6. Probabilidades de supervivencia desde la edad 25 hasta las edades 35, 40, 45... 85 para Honduras, Guatemala y Nicaragua, censos de 1970.....	15
7. Honduras: Proceso iterativo para el cálculo de l_{25+N} a partir de l_2, l_3, l_5 y l_{25+N}/l_5 femeninos de la tabla estándar de México, 1950, modificada, censo de 1974	21
8. Honduras: Valores de B_i, A_i y l_{25}^i en las primeras cinco etapas del proceso iterativo.....	23
9. Honduras: Cálculo de la función de supervivencia femenina (l_x) a partir de la relación $Y(x) = -0,1445 + 0,9761 Y^S(x)$	26
10. Honduras: Tabla abreviada de mortalidad femenina, calculada a partir de la información de hijos nacidos vivos, hijos sobrevivientes y orfandad de madre, recogida en el censo de 1974.....	27

Cuadro:	Página
11. Guatemala: Tabla abreviada de mortalidad femenina, calculada a partir de la información de hijos nacidos vivos, hijos sobrevivientes y orfandad de madre, recogida en el censo de 1973.....	28
12. Nicaragua: Tabla abreviada de mortalidad femenina, calculada a partir de la información de hijos nacidos vivos, hijos sobrevivientes y orfandad de madre, recogida en el censo de 1971.....	29



INTRODUCCION

La mortalidad constituye uno de los componentes fundamentales de los cambios en el crecimiento y estructura de las poblaciones. El gran incremento demográfico que se ha venido observando en los países del tercer mundo, en particular en América Latina, se debe esencialmente al paulatino descenso de la mortalidad en las últimas décadas, acompañado de una fecundidad relativamente constante. Además, debió a que la mortalidad afecta a la población en forma diferencial según la edad, el sexo, el estado civil, las clases sociales, las regiones geográficas, etc., ella es uno de los factores determinantes de la composición de las poblaciones. A su vez, el nivel de la mortalidad general, y en especial el correspondiente a los primeros años de vida, guarda una estrecha relación con las condiciones socioeconómicas, culturales, ambientales y sanitarias, siendo elevado cuando predominan condiciones adversas en cuanto a hacinamiento, pobreza y analfabetismo. Frecuentemente se emplea el nivel de mortalidad infantil como indicador de las condiciones sanitarias y socioeconómicas de un país o región.

Si las estadísticas vitales en estos países fueran confiables, indudablemente serían la fuente más adecuada para las estimaciones de la mortalidad, ya que permiten realizar su medición en forma continua. Pero, en los países de América Latina, y entre ellos los de América Central, las estadísticas de defunciones presentan deficiencias de importancia, lo cual dificulta conocer en forma apropiada el nivel de la mortalidad, y más aún, estudiar el comportamiento diferencial de esta variable para diversos sectores de la población. Además de que las estadísticas son defectuosas, se publican en muchos casos con bastante retraso.

Para suplir en parte esta carencia de información, en los últimos 10 o 15 años se han desarrollado métodos alternativos de recolección de datos, entre los cuales pueden mencionarse las encuestas de visitas periódicas ^{1/}, el uso de modelos u otras técnicas de análisis para derivar estimaciones a partir de información fragmentaria disponible ^{2,3/}, y los métodos de

^{1/} Somoza, J., El método de encuesta demográfica de CELADE, POPLAB, The Carolina Population Center, febrero 1975, Chapel Hill, U.S.A.

^{2/} Naciones Unidas, Manual IV, Métodos para establecer mediciones demográficas fundamentales a partir de datos incompletos, ST/SOA/Serie A/42, Nueva York, 1968.

^{3/} Naciones Unidas, El concepto de población estable. ST/SOA/Serie A/39, Nueva York, 1970.

estimación a partir de preguntas retrospectivas incluidas en los censos o encuestas ^{4,5/}. De estos últimos, en el presente documento se hace referencia a las técnicas propuestas por Brass, que explotan las preguntas retrospectivas de hijos nacidos vivos, hijos sobrevivientes y orfandad de madre, a efectos de construir tablas de mortalidad femenina.

Los objetivos de este trabajo son los siguientes:

- a) Realizar una descripción detallada de la metodología y sus supuestos.
- b) Obtener estimaciones de la mortalidad femenina para los países de América Central que incluyeron estas preguntas en los censos de la década de 1970, a saber, Guatemala, Honduras y Nicaragua.
- c) Aportar elementos de juicio respecto a la inclusión de estas preguntas en futuros censos o encuestas, de acuerdo a los resultados obtenidos.
- d) Confeccionar un programa de computación que comprenda todas las etapas de aplicación de la técnica mencionada.

En el capítulo I se tratan en forma general las preguntas retrospectivas que se han utilizado para estimaciones de mortalidad y fecundidad. En los capítulos II, III y IV se presenta la descripción metodológica y aplicación práctica de los métodos de estimación de la mortalidad infantil y juvenil, la mortalidad femenina adulta y la construcción de la tabla de mortalidad femenina para todas las edades, respectivamente. Por último, en el anexo I se explica la forma de selección de la tabla de mortalidad estándar que se usó en cada caso y en el anexo II la información básica utilizada.

^{4/} Brass, W., Seminario sobre métodos para medir variables demográficas, CELADE, Serie DS. No. 9, San José, Costa Rica, 1973.

^{5/} Brass, W., Métodos para estimar la fecundidad y la mortalidad en poblaciones con datos limitados, CELADE, Serie E. No. 14, Santiago, Chile, 1974.

Capítulo 1.

LAS PREGUNTAS RETROSPECTIVAS EN LOS CENSOS Y ENCUESTAS

Preguntas de este tipo son relativamente nuevas en la región. Si bien en años menos recientes algunas de ellas han sido incluidas en algunos censos y encuestas, no existía una metodología propia para su explotación.

Las preguntas que se han venido utilizando para estimar la mortalidad y fecundidad son las siguientes:

- a) Número total de hijos nacidos vivos tenidos por las mujeres.
- b) Número de hijos sobrevivientes al momento del censo.
- c) Fecha de nacimiento del último hijo o hijos nacidos vivos en el último año, para la población femenina.
- d) Supervivencia del último hijo o de los nacidos en el último año.
- e) Orfandad de madre, para toda la población.

Con carácter más experimental se han introducido en encuestas y censos de prueba, otras preguntas tales como, viudez del primer cónyuge, orfandad de padre, orfandad del hijo mayor o hijo mayor sobreviviente, sobrevivencia de hermanos y algunas otras.

En los censos de 1960, solamente se ha incluido la pregunta de hijos nacidos vivos en 8 países de América Latina. Posteriormente fueron formuladas casi todas estas preguntas en muchos de los censos experimentales, por ejemplo en Costa Rica (1968), Nicaragua (1969), Argentina (1969), Guatemala (1970) y Paraguay (1971). Esto ocurre también en las encuestas retrospectivas de Honduras (1971), Lima (1974), Bolivia (1975) y otras.

Por otra parte, en los censos de la década de 1970 los países han introducido en mayor o menor medida estas preguntas, como puede verse en el cuadro 1. Se observa allí que de los países de América Central, Guatemala, Honduras y Nicaragua son los que han preguntado en los censos todos estos tópicos.

En lo que se refiere a las estimaciones que se presentan en los capítulos siguientes, se usarán los datos: total de hijos nacidos vivos por edad de la madre, los sobrevivientes de éstos y orfandad de madre.

Cuadro 1

AMERICA LATINA: TOPICOS INVESTIGADOS EN LOS CENSOS DE 1970,
EN RELACION CON LA MORTALIDAD Y LA FECUNDIDAD RETROSPECTIVA

Países	Hijos nacidos vivos	Hijos sobrevivientes	Nacidos último año	Sobrevivientes último año	Orfandad de madre
Argentina	x	x	-	-	-
Brasil	x	x	x	-	-
Colombia	x	x	x	-	-
Costa Rica	x	x	-	-	-
Cuba	x	x	x	-	x
Chile	x	x	-	-	-
Ecuador	x	x	x	x	-
El Salvador	x	x	x	x	-
Guatemala	x	x	x	x	x
Haití	-	-	x	-	-
Honduras	x	x	x	x	x
México	x	-	-	-	-
Nicaragua	x	x	x	x	x
Panamá	x	-	x	-	-
Paraguay	x	x	x	x	x
Perú	x	x	x	-	x
Rep. Dominicana	x	x	x	-	-
Uruguay	x	x	x	-	-
Venezuela	x	-	-	-	-

Nota: El signo x indica que el tópico fue investigado.

Fuente: CELADE, Boletín del Banco de Datos No. 6. Santiago, Chile, 1974.

Capítulo II.

ESTIMACION DE LA MORTALIDAD INFANTIL Y JUVENIL DE AMBOS SEXOS

1. Metodología

La información básica para la aplicación de la metodología que se expone en esta sección es la siguiente:

- a) Mujeres por grupos quinquenales de edades, de 15 a 64 años.
- b) Número de hijos nacidos vivos, clasificados por grupos de edades de las madres.
- c) Número de hijos sobrevivientes, según grupos de edades de las madres.

Esta información está referida al momento del censo o encuesta. El número de hijos nacidos vivos e hijos sobrevivientes se obtiene a partir de preguntas como las siguientes:

¿Cuántos hijos nacidos vivos ha tenido?

¿Cuántos de estos están vivos actualmente?

las cuales se formulan generalmente a todas las mujeres de 15 años y más de edad.

Estos datos básicos permiten calcular la proporción de hijos fallecidos con respecto al total de nacidos vivos según edad de la madre:

$$D_i = 1 - \frac{S_i}{P_i}$$

donde:

D_i , es la proporción de hijos muertos con respecto al total de nacidos vivos, que pertenecen al grupo de edades i de las madres, con $i = 1$ para 15-19, $i = 2$ para 20-24, ..., $i = 10$ para 60-64.

$S_i = \frac{HS_i}{NF_i}$, es el número medio de hijos sobrevivientes por mujer de edad i .

$P_i = \frac{HNV_i}{NF_i}$, es el número medio de hijos nacidos vivos por mujer de edad i .

Si bien D_i constituye por sí misma una medida de la mortalidad, Brass^{6,7/} ha desarrollado una metodología que permite transformar estas proporciones en medidas convencionales de mortalidad. El autor muestra que existe una asociación empírica entre D_i y la probabilidad de muerte desde el nacimiento hasta una edad exacta x [$q(x)$]. La relación entre estas medidas se establece a través de las siguientes expresiones:

i	$q(x) = k_i \cdot D_i$
1	$q(1) = k_1 \cdot D_1$
2	$q(2) = k_2 \cdot D_2$
3	$q(3) = k_3 \cdot D_3$
4	$q(5) = k_4 \cdot D_4$
5	$q(10) = k_5 \cdot D_5$
.	.
.	.
.	.
10	$q(35) = k_{10} \cdot D_{10}$

^{6/} Brass, W., "Seminario sobre métodos...", op.cit., pág. 47.

^{7/} Brass, W., "Métodos para estimar...", op.cit., pág. 33.

siendo k_x un factor muy próximo a uno, que permite transformar los valores de D_x en $q(x)$. Brass calculó mediante un modelo teórico un juego de valores de k_x , que se presenta en el cuadro 5A del anexo II. En este modelo interviene una función de fecundidad de un parámetro y una única ley de mortalidad. Debido a que este modelo no depende tanto del nivel de la fecundidad, sino más bien de su estructura por edades, los valores de entrada del cuadro para obtener los multiplicadores son: P_1/P_2 o P_2/P_3 para los tres o cuatro primeros grupos de edades y la edad media de la fecundidad (\bar{m}) o la edad mediana (\bar{m}') para los grupos restantes.

A continuación se enumeran los supuestos básicos del método:

- a) La fecundidad por edades ha permanecido constante en el pasado reciente.
- b) Las tasas de mortalidad al principio de la vida han permanecido constantes en los últimos años.
- c) No hay asociación entre la mortalidad de las madres y la de sus hijos.
- d) No existe asociación entre la mortalidad infantil y juvenil y la edad de la madre.
- e) Las leyes de fecundidad y mortalidad usadas en el modelo corresponden a la población real.
- f) No hay omisión diferencial en la declaración de hijos nacidos vivos e hijos sobrevivientes.
- g) No hay mortalidad diferencial entre los hijos de las mujeres que declararon y de las que no declararon el número de hijos.
- h) La declaración por edad de las mujeres es correcta.

2. Aplicación práctica

El procedimiento de cálculo de la mortalidad infantil y juvenil de ambos sexos se ilustrará con los datos del censo de Honduras de 1974, presentándose directamente los resultados para los restantes países.

Las probabilidades de muerte obtenidas no reflejan estrictamente las condiciones de mortalidad prevalecientes al momento del censo o encuesta, ya que están afectadas por la mortalidad del pasado en forma creciente a

medida que consideran mujeres con edades más avanzadas. Por otra parte la información proveniente de mujeres de 15 a 19 años puede estar afectada por mayor omisión y la mortalidad de sus hijos puede no ser representativa de lo que ocurre en la población total. De acuerdo con esto, Brass opina que los valores más confiables son los que se derivan de la información de mujeres jóvenes, especialmente de 20 a 35 años. Por ello en este documento se considerarán únicamente las estimaciones para los grupos 20-24, 25-29 y 30-34.

En el cuadro 2 se incluye para Honduras el total de mujeres con declaración de hijos nacidos vivos e hijos sobrevivientes, el número de hijos nacidos vivos y el número de hijos sobrevivientes (columnas 3 a 5). A partir de esta información básica se calcula la proporción de hijos fallecidos D_i (columna 6). Para obtener los multiplicadores k_i (columna 7) se interpoló con $P_2/P_3 = 0,4958$ en el cuadro 5A del anexo II. El producto de D_i y k_i conduce a las probabilidades de muerte desde el nacimiento hasta las edades 2, 3 y 5 que aparecen en la última columna.

Estos resultados en general deben ser sometidos a un ajuste por cuanto provienen de información censal cruda. En este trabajo el ajuste se hará en el capítulo IV conjuntamente con la información de mortalidad adulta.

Para los países en estudio los resultados se presentan en el cuadro 3.

3. Estimación de la mortalidad juvenil femenina

Los censos en general proporcionan los datos sobre hijos nacidos vivos y sobrevivientes únicamente para la población de ambos sexos, mientras que la información de orfandad de madre permite realizar estimaciones de mortalidad adulta femenina. Por consiguiente se hace necesario transformar las probabilidades de ambos sexos estimadas en la sección anterior, en probabilidades de muerte femeninas. Para ello se determinaron las relaciones:

$$R_x = q^F(x) / q^{AS}(x), \text{ para } x = 2, 3 \text{ y } 5$$

para 10 tablas de mortalidad de países de América Latina consideradas confiables. Con ellas se determinaron las relaciones promedio \bar{R}_x presentadas en el cuadro 4, las cuales aplicadas a las $q(x)$ de ambos sexos conducen a las correspondientes del sexo femenino, que se presentan en el mismo cuadro.

Cuadro 2

HONDURAS: ESTIMACION DE LAS PROBABILIDADES DE MUERTE DESDE EL NACIMIENTO HASTA LAS EDADES 2, 3 Y 5, A PARTIR DE LA INFORMACION SOBRE HIJOS NACIDOS VIVOS Y SOBREVIVIENTES DE AMBOS SEXOS, CENSO DE 1974

Edad a la fecha del censo	intervalo i	Mujeres con declaración N_i	Hijos nacidos vivos HNV_i	Hijos sobrevivientes HS_i
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)

a) Información básica

20 - 24	2	126 570	202 500	174 170
25 - 29	3	91 350	294 770	252 160
30 - 34	4	74 990	366 520	303 340

Intervalo i	Proporción de hijos muertos D_i	Multi-plicadores k_i	Edad de los hijos x	Probabilidad de muerte $q(x)$
(2)	(6)	(7)	(8)	(9)

b) Elaboración y resultados

2	0,1399	1,0065	2	0,1408
3	0,1446	0,9919	3	0,1434
4	0,1724	1,0002	5	0,1724

$$P_2/P_3 = 0,4958$$

Cuadro 3

PROBABILIDADES DE MUERTE DESDE EL NACIMIENTO HASTA LAS EDADES 2, 3 Y 5 PARA HONDURAS, GUATEMALA Y NICARAGUA, CENSOS DE 1970

Edad x	Probabilidades de muerte $q(x)$		
	Honduras	Guatemala	Nicaragua
2	0,1408	0,1424	0,1529
3	0,1434	0,1658	0,1606
5	0,1724	0,1883	0,1772

Cuadro 4

ESTIMACIONES DE LAS PROBABILIDADES DE MUERTE FEMENINAS, DESDE EL NACIMIENTO HASTA LAS EDADES EXACTAS 2, 3 Y 5, PARA GUATEMALA, HONDURAS Y NICARAGUA, CENSOS DE 1970

Edad x	Coeficiente \bar{R}_x	Probabilidades de muerte femeninas		
		Honduras	Guatemala	Nicaragua
2	0,951	0,1339	0,1354	0,1454
3	0,959	0,1375	0,1590	0,1540
5	0,964	0,1662	0,1815	0,1708

Capítulo III.

ESTIMACION DE LA MORTALIDAD FEMENINA ADULTA

1. Metodología

La información básica necesaria, obtenida a través de censos o encuestas es la siguiente:

- a) Número de personas por grupos quinquenales de edades, desde 5 a 64 años.
- b) Número de personas que tienen su madre viva, para los mismos grupos de edades.

Con estos datos se puede obtener fácilmente la proporción de personas que tienen su madre viva, por grupos de edades, o dicho de otra forma la proporción de no huérfanos de madre:

$${}^5P_x = \frac{\bar{H}_{x, x+4}}{N_{x, x+4}}$$

siendo:

$\bar{H}_{x, x+4}$ las personas que tienen su madre viva, o no huérfanos de edad $x, x+4$.

$N_{x, x+4}$ la población de ambos sexos de edad $x, x+4$.

Se ha demostrado que existe una relación estrecha entre esa proporción y los niveles de mortalidad femenina adulta. Brass y Hill ^{8/}, han desarrollado una metodología que conduce a la siguiente relación:

$$\frac{l_{25+N}}{l_{25}} = W_N \cdot {}_5P_{N-5} + (1-W_N) \cdot {}_5P_N$$

en que N es la edad central de dos grupos de edades adyacentes, ${}_5P_N$ la proporción de no huérfanos con edades entre N y N+5, y W_N factores de ponderación que permiten transformar estas proporciones en probabilidades de supervivencia de una tabla de mortalidad desde la edad 25 a la edad 25 + N.

Los multiplicadores W_N , que fueron generados a partir de un modelo teórico se presentan en el cuadro 6A del anexo II. El parámetro de entrada es la edad media de las madres al nacimiento de los hijos (\bar{M}).

Es necesario señalar ciertos problemas ligados a la existencia de selectividad de la información en los siguientes aspectos:

- a) No se toma en cuenta la mortalidad de las mujeres que nunca han tenido hijos, o que los han tenido pero no han sobrevivido al momento del censo o encuesta.
- b) Una mujer con más hijos tendrá potencialmente más posibilidades de ser informada en el censo o encuesta.
- c) Podría influir la existencia de asociación entre mortalidad de la madre y del hijo. Quizás madres con mayor mortalidad estén menos representadas por haber también mayor mortalidad de sus hijos.

Por otra parte debe tenerse presente que los descensos en la mortalidad pueden producir una exageración de la mortalidad estimada, principalmente la informada por huérfanos de más de 30 o 40 años.

Otro problema se relaciona con el efecto que produce la adopción de huérfanos de corta edad. Es muy posible que en los censos o encuestas estos niños informen que su madre está viva, produciendo una subestimación de la mortalidad.

^{8/} Brass, W., "Métodos para estimar ..." op.cit., pág. 224.

2. Aplicación práctica

En el cuadro 5 se presenta el cálculo de las probabilidades de supervivencia a partir de los 25 años, utilizando la información de orfandad de madre, recogida en el censo de Honduras de 1974. Estos cálculos y los que siguen se realizan mediante el uso de un programa de computación que se integró al SICADE 9/.

En las columnas (2) y (3) se incluyen los datos básicos que se refieren a población informante y no huérfanos de madre respectivamente, a partir de los cuales se calculó la proporción de no huérfanos (columna 4).

Los multiplicadores W_N (columna 6) fueron interpolados en el cuadro 6A del anexo II, usando como parámetro de entrada la edad media de las madres (\bar{M}). El cálculo de \bar{M} se hizo a partir de la información recogida en el mismo censo, sobre nacimientos del último año según edad de la madre aplicando la fórmula siguiente:

$$\bar{M} = \frac{\sum_{i=1}^7 \bar{x}_i \text{ NUA}_i}{\sum_{i=1}^7 \text{ NUA}_i} - 0,5 = 27,03$$

donde: \bar{x}_i = edad media del intervalo de edad i .

NUA_i = hijos nacidos en el último año anterior al censo, de madres de edad i .

En esta expresión se resta 0,5 de año, porque la edad de las madres está dada al momento del censo, mientras que \bar{M} debe referirse al momento del nacimiento de los hijos que sucede en promedio 6 meses antes del censo.

En el caso de Nicaragua, el censo de población se hizo tomando como referencia el 20 de abril de 1971 y se investigaron los nacimientos ocurridos entre el 1° de enero y el 31 de diciembre de 1970. Por lo tanto en este país, para el cálculo de la edad media de las madres, fue necesario restar 0,81 de año.

9/ CELADE, SICADE (Sistema de cálculos demográficos) San José, Costa Rica, 1976.

Cuadro 5

HONDURAS: ESTIMACION DE LAS PROBABILIDADES DE SUPERVIVENCIA DESDE LA EDAD 25 HASTA LAS EDADES 35, 40, 45 ..., 85 A PARTIR DE LA INFORMACION SOBRE ORFANDAD DE MADRE, CENSO DE 1974

Grupos de edades $N, N+4$	Total de hijos <u>a/</u>	No huérfanos de madre	Proporción de no huérfanos $\frac{P}{5^N}$	Edad inicial del intervalo N	Multiplicadores		Probabilidad de supervivencia $\frac{l_{(25+N)}}{l_{25}}$
					W_N	$1-W_N$	
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
5-9	446 460	437 710	0,980				
10-14	386 140	371 480	0,962	10	0,6352	0,3648	0,9737
15-19	298 620	277 800	0,930	15	0,7399	0,2601	0,9538
20-24	231 100	203 720	0,882	20	0,8405	0,1595	0,9225
25-29	170 980	139 110	0,814	25	0,9161	0,0839	0,8758
30-34	144 130	103 980	0,721	30	0,9607	0,0393	0,8100
35-39	133 940	81 760	0,610	35	0,9903	0,0097	0,7204
40-44	108 240	53 910	0,498	40	0,9548	0,0452	0,6053
45-49	90 520	34 990	0,387	45	0,8894	0,1106	0,4857
50-54	72 980	19 280	0,264	50	0,7047	0,2953	0,3504
55-59	51 870	8 960	0,173	55	0,4617	0,5383	0,2150
60-64	47 590	4 920	0,103	60	0,2247	0,7753	0,1190

a/ Se refiere a los hijos con declaración de orfandad de madre.

Edad media de las madres: $\bar{M} = 27,03$ años.

Contando ya con los valores de sP_N y los multiplicadores W_N se está en condiciones de aplicar la relación fundamental del método, citada en la sección III,1 que conduce a las probabilidades de supervivencia de la columna (8).

En el cuadro 6 se presenta el resultado final para los tres países.

Cuadro 6

PROBABILIDADES DE SOBREVIVENCIA DESDE LA EDAD 25 HASTA LAS EDADES 35, 40, 45..., 85 PARA HONDURAS, GUATEMALA Y NICARAGUA, CENSOS DE 1970

Edad 25+N	Probabilidades de supervivencia l_{25+N}/l_{25}		
	Honduras	Guatemala	Nicaragua
35	0,9737	0,9666	0,9787
40	0,9538	0,9421	0,9625
45	0,9225	0,9050	0,9353
50	0,8758	0,8483	0,8877
55	0,8100	0,7690	0,8175
60	0,7204	0,6727	0,7332
65	0,6053	0,5519	0,6335
70	0,4857	0,4253	0,5181
75	0,3504	0,3033	0,3911
80	0,2150	0,1864	0,2574
85	0,1190	0,1005	0,1518

Fuente: Cuadro 5 y cuadros 7A y 8A del anexo II.

Capítulo IV.

CONSTRUCCION DE LA TABLA DE MORTALIDAD FEMENINA

En las secciones anteriores se han incluido estimaciones independientes de la mortalidad infantil y juvenil femenina por un lado y la mortalidad femenina adulta por otro. Se trata ahora de construir una tabla de mortalidad para todas las edades, apoyándose en esas estimaciones y usando el sistema logito de Brass.

1. El sistema logito ^{10, 11/}

Si se consideran dos tablas de mortalidad, cuyas funciones de supervivencia son respectivamente l_x y l_x^s , se verifica aproximadamente la siguiente relación que las vincula:

$$\left(\frac{1}{2}\right) \ln \frac{l_x}{l_x} = A + B \frac{1}{2} \ln \frac{l_x^s}{l_x^s} \quad (l_0 = 1; l_0^s = 1)$$

^{10/} Brass, W., "Métodos para estimar..." op.cit., pág. 135.

^{11/} Chackiel, J., Origen y usos del modelos de mortalidad de Brass. CELADE, Serie C. No.159, Santiago, Chile, 1974.

Denominando:

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

y

$$Y^\Delta(x) = \left(\frac{1}{2}\right) \ln \frac{1-l_x^\Delta}{l_x^\Delta} = \text{logito } (1-l_x^\Delta)$$

puede escribirse:

$$Y(x) = A + B Y^\Delta(x) \quad (1)$$

que es una relación lineal entre los logitos del complemento de las funciones de supervivencia (o lo que es lo mismo, de la probabilidad de morir entre el nacimiento y la edad exacta x : $1-l_x$).

El parámetro A está fundamentalmente ligado al nivel de la mortalidad y expresa la diferencia de niveles entre las dos tablas consideradas, mientras que B está más relacionada con las diferencias en la forma de la mortalidad según la edad.

Uno de los usos del sistema de Brass consiste en adoptar una tabla de mortalidad l_x^Δ como estándar y dados algunos valores empíricos de l_x calcular por un procedimiento de regresión los parámetros A y B que le corresponden, a fin de determinar una tabla de mortalidad para todas las edades mediante la relación (1).

2. Cálculo de la tabla de mortalidad

Para construir la tabla, los valores que se conocen son l_2 , l_3 y l_5 (cuadro 4) y l_{25+N}/l_{25} (cuadro 6). La aplicación del sistema logito se dificulta debido a que en las edades adultas los puntos de apoyo son probabilidades de supervivencia y no valores de l_x . Dado que estas probabilidades tienen a l_{25} como denominador común, si se conociera ese valor

podría procederse directamente a la estimación de A y B, y de ahí, a los valores de $Y(x)$ y l_y estimados. Por ello es preciso determinar primero l_{25} lo cual se hace mediante un proceso iterativo que converge alternativamente por exceso y defecto hacia los valores buscados, tal como se detalla a continuación:

- a) Determinación de l_{25}^1 y l_{25+N}^1 (el 1 hace referencia al orden de la iteración).

El cálculo de l_{25}^1 se hace a través de la fórmula (1) para $x=25$, es decir:

$$Y^1(25) = A_1 + B_1 Y^\delta(25) \quad (2)$$

para lo cual se hace necesario obtener los valores de A_1 y B_1 .

- i. Cálculo de B_1 .

En la primera iteración se adopta $B_1 = 1$.

- ii. Cálculo de A_1 .

Se plantean las siguientes relaciones:

$$Y(2) = A_1 + B_1 Y^\delta(2)$$

$$Y(3) = A_1 + B_1 Y^\delta(3)$$

$$Y(5) = A_1 + B_1 Y^\delta(5)$$

de donde:

$$\frac{Y(2) + Y(3) + Y(5)}{3} = A_1 + B_1 \frac{Y^\delta(2) + Y^\delta(3) + Y^\delta(5)}{3}$$

Despejando A_1 :

$$A_1 = \frac{Y(2) + Y(3) + Y(5)}{3} - B_1 \frac{Y^\Delta(2) + Y^\Delta(3) + Y^\Delta(5)}{3} =$$

$$= \bar{Y}(2, 3, 5) - B_1 \bar{Y}^\Delta(2, 3, 5) \quad (3)$$

Se utilizará como estándar la tabla de mortalidad de México (ambos sexos) del año 1950 modificada. En el anexo 1 se explican los criterios que llevaron a seleccionar esta estándar para el caso de Honduras, así como las seleccionadas para los otros países.

Habiéndose dado $B_1 = 1$, para el caso de Honduras se tiene:

x	$1-l_x$	$1-l_x^\Delta$	$Y(x)$	$Y^\Delta(x)$
2	0,1339	0,1602	-0,9335	-0,8284
3	0,1375	0,1810	-0,9180	-0,7549
5	0,1662	0,1992	-0,8064	-0,6955
$\bar{Y}(2, 3, 5) = -0,8860$		$\bar{Y}^\Delta(2, 3, 5) = -0,7596$		

$$A_1 = -0,8860 - (-0,7596) = \underline{-0,1264}$$

iii. Cálculo de l_{25}^1 .

Reemplazando los valores obtenidos de A_1 y B_1 en la relación (2), se tiene:

$$Y^1(25) = -0,1264 - 0,5277 = \underline{-0,6541}$$

de donde:

$$l_{25}^1 = \frac{1}{1+e^{2Y^1(25)}} = \underline{0,7872} \quad (4)$$

iv. Cálculo de l_{25+N}^1 .

Se obtienen directamente multiplicando el valor de l_{25}^1 encontrado, por las sucesivas probabilidades l_{25+N}^1/l_{25}^1 (ver cuadro 7, columnas 3 y 4). Finalmente se calculan los logitos de los l_{25+N}^1 (columna 5).

Cuadro 7

HONDURAS: PROCESO ITERATIVO PARA EL CÁLCULO DE l_{25+N} A PARTIR DE l_2 , l_3 , l_5 Y l_{25+N}/l_{25} FEMENINOS, Y DE LA TABLA ESTANDAR DE MEXICO, 1950 MODIFICADA, CENSO DE 1974. (Ambos sexos)

Edad 25+N	N	$\frac{l_{25+N}}{l_{25}}$	l_{25+N}^1	$Y^1(25+N)$	l_{25+N}^2	$Y^2(25+N)$	l_{25+N}^3	$Y^3(25+N)$
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
25	0		0,7872	-0,6541	0,7893	-0,6605	0,7890	-0,6595
35	10	0,9737	0,7665	-0,5943	0,7686	-0,6002	0,7683	-0,5992
40	15	0,9538	0,7508	-0,5515	0,7528	-0,5569	0,7525	-0,5561
45	20	0,9225	0,7262	-0,4877	0,7282	-0,4927	0,7279	-0,4919
50	25	0,8758	0,6894	-0,3988	0,6913	-0,4032	0,6910	-0,4025
55	30	0,8100	0,6376	-0,2825	0,6393	-0,2863	0,6391	-0,2857
60	35	0,7204	0,5671	-0,1349	0,5686	-0,1381	0,5684	-0,1376
65	40	0,6053	0,4765	0,0470	0,4778	0,0444	0,4776	0,0448
70	45	0,4857	0,3824	0,2398	0,3834	0,2376	0,3832	0,2379
75	50	0,3504	0,2758	0,4826	0,2766	0,4807	0,2765	0,4810
80	55	0,2150	0,1692	0,7956	0,1697	0,7940	0,1696	0,7942
85	60	0,1190	0,0937	1,1349	0,0939	1,1334	0,0939	1,1336

b) Determinación de l_{25}^2 y l_{25+N}^2 (segunda iteración).

i. Cálculo de B_2 .

Este parámetro surge del ajuste de $Y^1(25)$ y los $Y^1(25+N)$ determinados. El método consiste en un ajuste lineal que pasa por dos puntos, $[Y^\Delta(25), Y^1(25)]$ y un promedio de los restantes $[\bar{Y}^\Delta(25+N), \bar{Y}^1(25+N)]$. De acuerdo a esto, el coeficiente angular de la recta de ajuste, B_2 , es:

$$B_2 = \frac{\bar{Y}^1(25+N) - Y^1(25)}{\bar{Y}^\Delta(25+N) - Y^\Delta(25)} = \underline{0,9723} \quad (5)$$

ii. Cálculo de A_2 .

De acuerdo a la fórmula (3), utilizada para encontrar A_1 , tomando los valores de $\bar{Y}(2,3,5)$ e $\bar{Y}^\Delta(2,3,5)$ conocidos y sustituyendo B_1 por B_2 se obtiene:

$$A_2 = -0,8860 + (0,9723) (0,7596) = \underline{-0,1474}$$

iii. Cálculo de l_{25}^2 .

Una vez estimado B_2 y A_2 , reemplazando en la relación (1) para $x = 25$ se tiene:

$$Y^2(25) = A_2 + B_2 Y^\Delta(25) = \underline{-0,6605}$$

iv. Cálculo de l_{25+N}^2 .

Se procede en forma similar al punto a)iv., obteniéndose los valores de la columna (6) del cuadro 7, de los cuales se calculan los logitos respectivos de la columna (7).

c) Determinación de l_{25}^3 y l_{25+N}^3

De la misma manera se calculan los valores de B_3 , A_3 , l_{25}^3 , l_{25+N}^3 (columna 8) e $Y(25+N)$ (columna 9).

El proceso iterativo continúa hasta que los valores de A_i y A_{i+1} y de B_i y B_{i+1} de dos iteraciones sucesivas sean tan próximos como se desee. En el programa de computación usado, los criterios son los siguientes:

$$B_{i+1} - B_i \leq 0,00001 \quad \text{y} \quad A_{i+1} - A_i \leq 0,00001$$

En el cuadro 8 se resumen los valores de B_i , A_i y l_{25}^i obtenidos en las etapas sucesivas:

Cuadro 8
HONDURAS: VALORES DE B_i , A_i Y l_{25}^i EN LAS PRIMERAS CINCO ETAPAS DEL PROCESO ITERATIVO

Etapa i	B_i	A_i	l_{25}^i
1	1,0000	-0,1264	0,7872
2	0,9723	-0,1474	0,7893
3	0,9767	-0,1441	0,7890
4	0,9760	-0,1446	0,7891
5	0,9761	-0,1445	0,7890

Hallados A y B , la ecuación fundamental (1) permite calcular la tabla de mortalidad para todas las edades:

$$Y(x) = -0,1445 + 0,9761 Y^{\delta}(x) \quad (6)$$

En los cuadros 9A y 10A del anexo II se presentan los cálculos para Guatemala y Nicaragua.

Mediante esta última expresión se calculan los logitos correspondientes a las $(1-l_x)$ de las tablas de mortalidad que se están estimando y a partir de éstos, los l_x correspondientes (cuadro 9 y cuadro 11A). Con estos valores y usando las relaciones convencionales entre las funciones se está en condiciones de completar la tabla de mortalidad.

3. Derivación de las funciones de la tabla de mortalidad

Habiendo determinado A y B para los tres países y conocida la tabla estándar, se calculó l_x correspondiente a la tabla de mortalidad femenina que pertenece a un momento cercano anterior al censo. En este punto se procederá a calcular, tomando $l_0 = 100\ 000$, las restantes funciones de la tabla, que se presentan en los cuadros 10, 11 y 12. Para ello se emplearon las relaciones siguientes:

- a) Número de muertes entre las edades x y $x+n$

$${}_n d_x = l_x - l_{x+n}$$

- b) Probabilidad de muerte entre x y $x+n$:

$${}_n q_x = {}_n d_x / l_x$$

- c) Tiempo vivido entre x y $x+n$.

- i. Para $x = 0$ y $n = 1$

$$L_0 = b_0 l_0 + (1-b_0) l_1$$

El factor de separación f_0 se calculó a partir de la siguiente expresión general utilizada en las tablas modelo de Coale y Demeny ^{12/}:

$$\text{Si } L_1 < 0,9; \quad f_0 = 0,35$$

$$\text{Si } L_1 > 0,9; \quad f_0 = 0,050 + 5,00 \cdot {}_1q_0$$

ii. Para $x \geq 1$

$${}_nL_x = \frac{n}{2} (L_x + L_{x+n})$$

iii. Para $x = 85$, con $L_0 = 100\,000$:

$${}_wL_{85} = T_{85} = 6,22 \cdot L_{85} = 11\,672$$

d) Tiempo vivido entre x y w .

$$T_x = \sum_x^w L_x$$

e) Esperanza de vida a la edad x .

$$e_x^0 = T_x / L_x$$

^{12/} Coale y Demeny, Regional Model Life Tables and Stable Populations. Princeton University Press, Princeton, 1966.

Cuadro 9

HONDURAS: CALCULO DE LA FUNCION DE SOBREVIVENCIA FEMENINA (l_x)
A PARTIR DE LA RELACION $Y(x) = -0,1445 + 0,9761 Y^{\delta}(x)$

Edad x	$Y^{\delta}(x)$	$Y(x)$	$l_x = \frac{1}{1 + e^{2Y(x)}}$
0	-	-	1,0000
1	-0,9656	-1,0870	0,8979
2	-0,8284	-0,9531	0,8706
3	-0,7549	-0,8814	0,8536
4	-0,7169	-0,8443	0,8440
5	-0,6955	-0,8234	0,8385
10	-0,6489	-0,7779	0,8258
15	-0,6198	-0,7495	0,8175
20	-0,5786	-0,7093	0,8051
25	-0,5277	-0,6596	0,7891
30	-0,4695	-0,6028	0,7695
35	-0,4066	-0,5414	0,7471
40	-0,3397	-0,4761	0,7216
45	-0,2685	-0,4066	0,6928
50	-0,1859	-0,3260	0,6575
55	-0,0914	-0,2337	0,6148
60	0,0199	-0,1251	0,5622
65	0,1540	0,0058	0,4971
70	0,3274	0,1751	0,4134
75	0,5487	0,3911	0,3139
80	0,8392	0,6746	0,2060
85	1,2552	1,0807	0,1033

Cuadro 10

HONDURAS: TABLA ABREVIADA DE MORTALIDAD FEMENINA, CALCULADA A PARTIR DE LA INFORMACION DE HIJOS NACIDOS VIVOS, HIJOS SOBREVIVIENTES Y ORFANDAD DE MADRE, RECOGIDA EN EL CENSO DE 1974

Grupos de edades $x, x+n$	De 100 000 nacidos vivos		n^q_x	Población estacionaria		e^o_x
	l_x	n^d_x		n^L_x	T_x	
0 - 1	100 000	10 210	0,102095	93 364	5 441 600	54,42
1 - 2	89 791	2 731	0,030418	88 425	5 348 236	59,56
2 - 3	87 059	1 704	0,019578	86 207	5 259 811	60,42
3 - 4	85 355	952	0,011152	84 879	5 173 604	60,61
4 - 5	84 403	556	0,006589	84 125	5 088 725	60,29
5 - 10	83 847	1 272	0,015174	416 053	5 004 600	59,69
10 - 15	82 575	830	0,010052	410 798	4 588 547	55,57
15 - 20	81 745	1 232	0,015070	405 643	4 177 750	51,11
20 - 25	80 513	1 608	0,019970	398 544	3 772 107	46,85
25 - 30	78 905	1 954	0,024761	389 640	3 373 564	42,75
30 - 35	76 951	2 246	0,029190	379 140	2 983 924	38,78
35 - 40	74 705	2 550	0,034128	367 151	2 604 784	34,87
40 - 45	72 155	2 874	0,039826	353 593	2 237 634	31,01
45 - 50	69 282	3 535	0,051021	337 572	1 884 042	27,19
50 - 55	65 747	4 267	0,064903	318 067	1 546 471	23,52
55 - 60	61 480	5 257	0,085503	294 257	1 228 405	19,98
60 - 65	56 223	6 509	0,115777	264 842	934 149	16,62
65 - 70	49 714	8 376	0,168482	227 629	669 308	13,46
70 - 75	41 338	9 950	0,240710	181 813	441 680	10,68
75 - 80	31 387	10 786	0,343635	129 973	259 867	8,28
80 - 85	20 602	10 273	0,498658	77 325	129 895	6,31
85 - 100	10 328	10 328	1,000000	52 571	52 570	5,09

Cuadro 11

GUATEMALA: TABLA ABREVIADA DE MORTALIDAD FEMENINA, CALCULADA A PARTIR DE LA INFORMACION DE HIJOS NACIDOS VIVOS, HIJOS SOBREVIVIENTES Y ORFANDAD DE MADRE, RECOGIDA EN EL CENSO DE 1973

Grupos de edades $x, x+n$	De 100 000 nacidos vivos		n^q_x	Población estacionaria		e_x^o
	l_x	n^d_x		n^L_x	T_x	
0 - 1	100 000	9 347	0,093474	93 741	5 093 633	50,94
1 - 2	90 653	4 080	0,045012	88 612	4 999 891	55,15
2 - 3	86 572	2 544	0,029390	85 300	4 911 279	56,73
3 - 4	84 028	1 418	0,016881	83 319	4 825 979	57,43
4 - 5	82 609	828	0,010018	82 196	4 742 660	57,41
5 - 10	81 782	1 892	0,023134	404 179	4 660 465	56,99
10 - 15	79 890	956	0,011970	397 059	4 256 286	53,28
15 - 20	78 934	1 416	0,017934	391 129	3 859 228	48,89
20 - 25	77 518	1 841	0,023745	382 989	3 468 099	44,74
25 - 30	75 677	2 225	0,029404	372 824	3 085 111	40,77
30 - 35	73 452	2 542	0,034605	360 906	2 712 288	36,93
35 - 40	70 910	2 862	0,040366	347 396	2 351 382	33,16
40 - 45	68 048	3 196	0,046964	332 250	2 003 987	29,45
45 - 50	64 852	3 885	0,059899	314 549	1 671 737	25,78
50 - 55	60 968	4 618	0,075745	293 293	1 357 188	22,26
55 - 60	56 350	5 577	0,098972	267 805	1 063 896	18,88
60 - 65	50 773	6 729	0,132525	237 041	796 091	15,68
65 - 70	44 044	8 359	0,189799	199 321	559 050	12,69
70 - 75	35 684	9 480	0,265656	154 723	359 729	10,08
75 - 80	26 205	9 699	0,370119	106 776	205 007	7,82
80 - 85	16 506	8 634	0,523108	60 943	98 231	5,95
85 - 100	7 872	7 872	1,000000	37 289	37 288	4,74

Cuadro 12

NICARAGUA: TABLA ABREVIADA DE MORTALIDAD FEMENINA, CALCULADA A PARTIR DE LA INFORMACION DE HIJOS NACIDOS VIVOS, HIJOS SOBREVIVIENTES Y ORFANDAD DE MADRE, RECOGIDA EN EL CENSO DE 1971

Grupos de edades $x, x+n$	De 100 000 nacidos vivos		n^q_x	Población estacionaria		e^o_x
	l_x	n^d_x		n^L_x	T_x	
0 - 1	100 000	11 386	0,113856	92 599	5 491 636	54,92
1 - 2	88 614	2 710	0,030584	87 259	5 399 036	60,93
2 - 3	85 904	1 662	0,019346	85 073	5 311 777	61,83
3 - 4	84 242	920	0,010919	83 782	5 226 704	62,04
4 - 5	83 322	535	0,006420	83 055	5 142 921	61,72
5 - 10	82 787	1 218	0,014706	410 893	5 059 867	61,12
10 - 15	81 570	790	0,009684	405 875	4 648 973	56,99
15 - 20	80 780	1 166	0,014439	400 984	4 243 099	52,53
20 - 25	79 614	1 513	0,019005	394 285	3 842 115	48,26
25 - 30	78 101	1 826	0,023378	385 938	3 447 830	44,15
30 - 35	76 275	2 085	0,027330	376 162	3 061 892	40,14
35 - 40	74 190	2 350	0,031680	365 075	2 685 730	36,20
40 - 45	71 840	2 634	0,036659	352 615	2 320 656	32,30
45 - 50	69 206	3 223	0,046568	337 974	1 968 042	28,44
50 - 55	65 983	3 875	0,058734	320 228	1 630 069	24,70
55 - 60	62 108	4 767	0,076753	298 622	1 309 841	21,09
60 - 65	57 341	5 918	0,103211	271 909	1 011 219	17,64
65 - 70	51 423	7 692	0,149592	237 883	739 310	14,38
70 - 75	43 730	9 352	0,213861	195 271	501 428	11,47
75 - 80	34 378	10 585	0,307912	145 427	306 158	8,91
80 - 85	23 793	10 843	0,455721	91 856	160 732	6,76
85 - 100	12 950	12 950	1,000000	68 876	68 876	5,32

ANEXO I.

SELECCION DE LA TABLA ESTANDAR

1. Planteamiento del problema

El sistema logito implica el uso de una tabla estándar, que en cierta medida influye tanto sobre el nivel general como sobre el patrón de mortalidad por edades.

Si bien es cierto que, debido a las posibilidades de variación de los parámetros A y B, este sistema es más flexible que la simple elección de un nivel de mortalidad entrando en tablas modelo como las de Naciones Unidas o Coale-Demeny, aún así, los resultados dependen de alguna forma de la estándar utilizada.

Con el propósito de conocer los efectos de la tabla estándar escogida, en la aplicación del método de orfandad, se obtuvieron resultados utilizando diversas estándar. Se eligieron 27 tablas, 13 de ellas de países de América Latina (ver cuadro 1A), las dos estándar de Brass (africanas y general)^{13/} y las cuatro familias de los modelos de Coale-Demeny, sexo femenino, para los niveles 11, 15 y 19^{14/}.

Haciendo uso del programa de computación mencionado en el texto, se estimaron las diversas funciones de la tabla de mortalidad para los tres países en estudio, a saber, Honduras, Guatemala y Nicaragua, empleando todas las estándar mencionadas. En este anexo se analizan los resultados correspondientes a Honduras, habiéndose obtenido para los otros dos países conclusiones similares.

En el cuadro 2A se presentan los valores de la esperanza de vida al nacer, probabilidades de muerte por grupos quinquenales de edades y los parámetros A y B obtenidos con cada una de las estándar escogidas.

En relación con el *nivel general* de la mortalidad estimado, medido a través de la esperanza de vida al nacer, no se observan variaciones importantes. De las 27 tablas, los valores extremos obtenidos son, 52,2 años con la estándar de Guatemala de 1950 y el nivel 11 del modelo Norte de Coale-Demeny, y 56,0 con las tablas de Costa Rica 1963 y Chile 1960. El nivel más frecuente corresponde a esperanzas de vida comprendidas entre 54 y 55 años.

^{13/} Brass, W., "Métodos para estimar ...", *op.cit.*

^{14/} Coale, A. y Demeny, P., "Regional Model ...", *op.cit.*

Respecto a la *mortalidad por edades*, el panorama no resulta tan claro, verificándose diferencias de importancia entre las diversas estimaciones. Por ejemplo, en el grupo de 10 a 14 años, la probabilidad de muerte obtenida utilizando como estándar la tabla de Guatemala de 1950 es de 18,3 por mil, en tanto que si se toma como estándar Costa Rica 1963, se llega sólo a 5,8 por mil.

En el gráfico 1 se ilustra, con algunas tablas seleccionadas, la magnitud de estas diferencias en los diversos grupos de edades. Como puede observarse, la mayor dispersión se encuentra entre los 5 y 35 años aproximadamente. Este resultado no es casual, puesto que el método de orfandad se basa en información de mortalidad al principio de la vida (2, 3 y 5 años) y edades adultas (de 35 años en adelante), resultando de una interpolación los valores correspondientes a las edades intermedias. Alrededor de los 50 años se produce un entrecruzamiento entre las diversas curvas, de modo que las tablas estándar que conducen a probabilidades de muerte más altas entre los 5 y 35 años, implican probabilidades menores en las edades avanzadas.

Consideración especial merece el comportamiento de la mortalidad entre los 0 y 5 años. En el cuadro 3A se incluyen las probabilidades de muerte por años simples para este tramo de edades correspondientes a las 27 estándares escogidas. Por una parte se produce una gran variabilidad en los niveles de mortalidad infantil, que va de 83,5 por mil con México 1940 a más de 120 por mil con Argentina 1960 y Coale Este (nivel 19). Por otra, se advierte una relación inversa entre la mortalidad de menores de 1 año y la de 1 a 4 años. Así la tabla estándar de México que conducía a la menor mortalidad infantil, da las probabilidades de muerte más elevadas entre 1 y 4 años, mientras que con Argentina 1960 y Coale Este ocurre lo contrario.

De todo lo anterior se concluye, que no puede tomarse una estándar en forma indiscriminada, sino que, se hace necesario adoptar algunos criterios que restrinjan, hasta donde sea posible, la variabilidad de las probabilidades de muerte estimadas desde el comienzo de la vida hasta los 35 o 40 años.

2. Selección de la estándar

Las estándar que más se han usado en la aplicación del método que se estudia, son las africanas y general de Brass, las cuales difieren únicamente entre 0 y 10 años. La primera de ellas implica una baja mortalidad infantil en relación a las edades juveniles, mientras que en la general ocurre lo contrario. Esto permite obtener dos estimaciones de la mortalidad al principio de la vida. En el caso de Honduras, con la estándar africana se obtiene una mortalidad infantil y de 1 a 4 años de 98,4 y 70,1 por mil,

respectivamente, mientras que la general da, en ese mismo orden, 106,5 y 57,1 por mil. Sin embargo estas tablas no consideran la variabilidad entre los 5 y 35 años la cual, como se vio en el gráfico 1, es bastante pronunciada.

Para tratar de restringir la dispersión de las probabilidades de muerte estimadas en estas edades, se analizó el comportamiento de estas probabilidades según diferentes niveles de mortalidad general de la estándar. La experiencia de diversas tablas de América Latina y las tablas de Coale-Demeny mostraron que hay una asociación bastante clara entre los niveles de mortalidad de adultos jóvenes y la esperanza de vida al nacer. Para valores de esperanza de vida alrededor de los 55 años (que es el nivel más frecuente encontrado para Honduras), las probabilidades de muerte de 10 a 30 años se ubican en las posiciones intermedias.

Cabría preguntarse por lo tanto, cuáles son las tablas estándar que conducen, en estas edades, a probabilidades de muerte altas, intermedias o bajas. En el cuadro 2A y gráfico 1 puede verse que los valores más altos estimados de 5910, 5915, 5920 y 5925 corresponden a tablas estándar que tienen una baja esperanza de vida al nacer, como es el caso de Guatemala 1950 ($e_0^0 = 40,9$ años) y Brass africana ($e_0^0 = 43,6$). Ordenando los resultados de acuerdo al nivel de esperanza de vida de la estándar se encontró que, aunque hay excepciones, a medida que la esperanza de vida al nacer aumenta las probabilidades de muerte de 10 a 30 años estimadas decrecen progresivamente. Esto significa, que a los efectos de seleccionar una estándar es conveniente tomar en cuenta el nivel general de la mortalidad.

De acuerdo con los análisis y resultados anteriores, se seleccionó como estándar para aplicar a los datos de Honduras, Guatemala y Nicaragua, la tabla de vida de México 1950, ambos sexos, que tiene una esperanza de vida al nacer de 50 años. Adicionalmente, en las primeras edades se adoptó la solución seguida por Brass, es decir, se calculó una tabla modificada de 0 a 10 años, para tener dos estimaciones de la mortalidad al principio de la vida. La mortalidad de México de 1 a 4 años es relativamente alta en relación con la mortalidad infantil. Por ello, la estándar modificada se obtuvo elevando el nivel de mortalidad infantil y reduciendo la mortalidad de 1 a 4 y 5 a 9 años.

Los valores de la función de sobrevivencia (l_x/l_0) de la tabla de México utilizada como estándar y la tabla modificada, así como sus logitos correspondientes, se presentan en el cuadro 4A. Desde la edad 10 en adelante ambas tablas coinciden. La tabla modificada tiene una mortalidad infantil un 25 por ciento mayor, mientras que las defunciones de 1 a 10 años fueron reducidas proporcionalmente.

Para seleccionar una de las dos estándar en cada país, se utilizó la información disponible sobre la mortalidad en los primeros años. En Honduras, los resultados de la Encuesta Demográfica Nacional efectuada entre

1970 y 1972^{15/}, muestra que la relación de 1 a 4 años y la mortalidad infantil da: ${}_4q_1/q_0 = 0,62$, que es más cercana a la obtenida con México modificada, la cual fue adoptada como estándar. En Guatemala, la tabla de vida elaborada para 1964^{16/}, permite obtener una relación igual a 1,07, más próxima a la estimada con la tabla de México sin modificar, que fue utilizada como estándar para este país. En Nicaragua, no hay información confiable sobre la mortalidad en los primeros años de vida, pero se supone que su comportamiento puede ser más similar al de Honduras, por lo cual fue seleccionada como estándar, en este caso, la tabla de vida de México modificada.

^{15/} Ortega, A. y Rincón, M., Mortalidad, Encuesta Demográfica Nacional de Honduras, Fascículo IV, CELADE, Serie A. No. 129, 1975.

^{16/} Camisa, Zulma, Las estadísticas demográficas y la mortalidad en Guatemala hacia 1950 y 1964, CELADE, Serie AS. No. 2, San José, Costa Rica, 1969.

Cuadro 1A
 TABLAS DE VIDA FEMENINAS DE PAISES DE AMERICA LATINA
 UTILIZADAS COMO ESTANDAR

País	Año	Fuente
Argentina	1947	Camisa, Zulma, <u>Tabla Abreviada de Mortalidad de la República Argentina, 1946-1948</u> , CELADE, Serie C, No. 18, Santiago, Chile, 1964.
	1960	Camisa, Zulma, "Evaluación y ajuste del Censo de Población de 1960 por sexo y edad y tabla abreviada de mortalidad 1959-1961" en Argentina, CELADE, Serie I, No. 2, Santiago, Chile, 1970.
Chile	1940	Somoza y Tzela, "La mortalidad en Chile, según las tablas de vida de 1920, 1930, 1940, 1952 y 1960" en Chile, CELADE, Serie I, No. 1, Santiago, Chile, 1969.
	1952	
	1960	
Costa Rica	1950	<u>Dirección General de Estadística y Censos. Tablas de vida de Costa Rica 1949-1951</u> , San José, Costa Rica, 1957.
	1963	Romero, Gómez, Alfaro y Ruiz, <u>Tablas de vida de Costa Rica 1962-1964</u> , Instituto Centroamericano de Estadística, San José, Costa Rica, 1967.
México	1940	<u>Benitez y Cabrera, Tablas abreviadas de mortalidad de la población de México, 1930, 1940, 1950 y 1960.</u> El Colegio de México, México, 1967.
	1950	
	1960	
	1950*	
Guatemala	1950	Camisa, Zulma, <u>Las estadísticas demográficas y la mortalidad en Guatemala hacia 1950 y 1964</u> , CELADE, Serie AS No. 2, San José, Costa Rica, 1969.
	1964	

* Ambos sexos.

Cuadro 2A

HONDURAS: ESPERANZA DE VIDA AL NACER, PROBABILIDAD DE MUERTE POR GRUPOS QUINQUENALES DE EDADES, Y PARAMETROS A Y B ESTIMADOS A PARTIR DE LAS TABLAS ESTANDAR QUE SE INDICAN (Continúa)

Esperanza de vida al nacer, probabilidades de muerte y parámetros, A, B	Usando estándar de:						
	Argentina		Chile			Costa Rica	
	1947	1960	1940	1952	1960	1950	1963
e_0^o	55,07	55,86	54,46	55,37	56,01	55,24	55,96
5^q_0	0,1524	0,1516	0,1567	0,1532	0,1516	0,1588	0,1560
5^q_5	0,0098	0,0082	0,0102	0,0091	0,0085	0,0145	0,0120
5^q_{10}	0,0090	0,0066	0,0099	0,0085	0,0062	0,0065	0,0058
5^q_{15}	0,0180	0,0120	0,0205	0,0141	0,0098	0,0099	0,0075
5^q_{20}	0,0223	0,0161	0,0276	0,0196	0,0151	0,0164	0,0104
5^q_{25}	0,0235	0,0189	0,0297	0,0232	0,0186	0,0192	0,0148
5^q_{30}	0,0250	0,0213	0,0313	0,0265	0,0231	0,0242	0,0208
5^q_{35}	0,0292	0,0263	0,0343	0,0308	0,0293	0,0316	0,0249
5^q_{40}	0,0364	0,0340	0,0385	0,0381	0,0360	0,0360	0,0317
5^q_{45}	0,0496	0,0475	0,0442	0,0490	0,0472	0,0438	0,0432
5^q_{50}	0,0667	0,0667	0,0572	0,0643	0,0624	0,0570	0,0592
5^q_{55}	0,0939	0,0958	0,0796	0,0885	0,0924	0,0861	0,0951
5^q_{60}	0,1307	0,1397	0,1122	0,1230	0,1357	0,1325	0,1423
5^q_{65}	0,1856	0,1980	0,1717	0,1787	0,1971	0,1937	0,2029
5^q_{70}	0,2478	0,2735	0,2538	0,2553	0,2752	0,2858	0,2985
5^q_{75}	0,3443	0,3659	0,3697	0,3560	0,3618	0,3797	0,3970
A	0,235	0,476	-0,328	0,059	0,159	0,058	0,358
B	0,936	1,020	1,042	1,045	1,106	0,999	1,104

Cuadro 2A

HONDURAS: ESPERANZA DE VIDA AL NACER, PROBABILIDAD DE MUERTE POR GRUPOS QUINQUENALES DE EDADES, Y PARAMETROS A Y B ESTIMADOS A PARTIR DE LAS TABLAS ESTANDAR QUE SE INDICAN (Continúa)

Esperanza de vida al nacer, probabilidades de muerte y parámetros, A, B	Usando estándar de:							
	M é x i c o				Guatemala		Brass	
	1940	1950	1960	1950*	1950	1964	Afri- cana	Gene- ral
e_0	53,30	53,64	54,38	53,78	52,19	52,93	53,36	54,47
5^q_0	0,1697	0,1699	0,1624	0,1670	0,1695	0,1708	0,1615	0,1574
5^q_5	0,0224	0,0216	0,0180	0,0201	0,0308	0,0292	0,0285	0,0142
5^q_{10}	0,0112	0,0106	0,0089	0,0104	0,0183	0,0132	0,0114	0,0108
5^q_{15}	0,0174	0,0150	0,0129	0,0155	0,0228	0,0165	0,0192	0,0182
5^q_{20}	0,0238	0,0198	0,0186	0,0205	0,0260	0,0226	0,0258	0,0245
5^q_{25}	0,0277	0,0249	0,0240	0,0254	0,0307	0,0263	0,0265	0,0253
5^q_{30}	0,0308	0,0285	0,0289	0,0298	0,0342	0,0290	0,0277	0,0266
5^q_{35}	0,0353	0,0332	0,0350	0,0347	0,0373	0,0338	0,0312	0,0301
5^q_{40}	0,0396	0,0387	0,0420	0,0404	0,0424	0,0366	0,0368	0,0357
5^q_{45}	0,0478	0,0473	0,0518	0,0516	0,0489	0,0445	0,0465	0,0454
5^q_{50}	0,0606	0,0611	0,0647	0,0654	0,0598	0,0579	0,0618	0,0607
5^q_{55}	0,0807	0,0829	0,0873	0,0857	0,0824	0,0824	0,0833	0,0823
5^q_{60}	0,1126	0,1172	0,1204	0,1155	0,1142	0,1224	0,1209	0,1205
5^q_{65}	0,1627	0,1706	0,1743	0,1673	0,1583	0,1772	0,1716	0,1724
5^q_{70}	0,2406	0,2512	0,2375	0,2380	0,2273	0,2590	0,2625	0,2660
5^q_{75}	0,3503	0,3675	0,3288	0,3388	0,3311	0,3633	0,3796	0,3864
A	-0,310	-0,076	0,183	-0,076	-0,315	-0,118	-0,288	-0,328
B	0,880	1,000	0,983	1,000	0,962	0,974	0,822	0,848

* Ambos sexos.

Cuadro 2A

HONDURAS: ESPERANZA DE VIDA AL NACER, PROBABILIDAD DE MUERTE POR GRUPOS QUINQUENALES DE EDADES, Y PARAMETROS A Y B ESTIMADOS A PARTIR DE LAS TABLAS ESTANDAR QUE SE INDICAN (Continúa)

Esperanza de vida al nacer, probabilidad de muerte y parámetros, A, B	Usando estándar de:					
	Coale Oeste			Coale Este		
	Nivel 11	Nivel 15	Nivel 19	Nivel 11	Nivel 15	Nivel 19
e_0^o	53,78	54,07	54,73	54,37	54,74	55,33
5^q_0	0,1597	0,1574	0,1543	0,1581	0,1557	0,1527
5^q_5	0,0178	0,0165	0,0134	0,0175	0,0152	0,0112
5^q_{10}	0,0139	0,0127	0,0103	0,0104	0,0095	0,0078
5^q_{15}	0,0186	0,0180	0,0154	0,0146	0,0136	0,0118
5^q_{20}	0,0237	0,0233	0,0204	0,0194	0,0181	0,0160
5^q_{25}	0,0268	0,0263	0,0234	0,0230	0,0213	0,0185
5^q_{30}	0,0305	0,0296	0,0265	0,0259	0,0243	0,0215
5^q_{35}	0,0342	0,0332	0,0309	0,0293	0,0282	0,0262
5^q_{40}	0,0380	0,0377	0,0372	0,0324	0,0325	0,0324
5^q_{45}	0,0434	0,0447	0,0475	0,0382	0,0403	0,0435
5^q_{50}	0,0581	0,0599	0,0643	0,0522	0,0557	0,0613
5^q_{55}	0,0775	0,0804	0,0868	0,0779	0,0818	0,0879
5^q_{60}	0,1165	0,1180	0,1234	0,1226	0,1265	0,1327
5^q_{65}	0,1674	0,1695	0,1757	0,1960	0,1981	0,2022
5^q_{70}	0,2554	0,2530	0,2526	0,3077	0,3049	0,3021
5^q_{75}	0,3800	0,3680	0,3539	0,4635	0,4480	0,4270
A	-0,262	0,009	0,289	-0,278	0,019	0,338
B	0,923	0,928	0,871	1,028	1,036	0,983

Cuadro 2A

HONDURAS: ESPERANZA DE VIDA AL NACER, PROBABILIDAD DE MUERTE POR GRUPOS QUINQUENALES DE EDADES, Y PARAMETROS A Y B ESTIMADOS A PARTIR DE LAS TABLAS ESTANDAR QUE SE INDICAN

(Conclusión)

Esperanza de vida al nacer, probabilidades de muerte y parámetros, A, B	Usando estándar de:					
	Coale Norte			Coale Sur		
	Nivel 11	Nivel 15	Nivel 19	Nivel 11	Nivel 15	Nivel 19
e_0	52,23	52,63	53,37	53,53	54,20	55,28
5 ^a 0	0,1685	0,1657	0,1616	0,1646	0,1612	0,1566
5 ^a 5	0,0341	0,0301	0,0235	0,0209	0,0168	0,0107
5 ^a 10	0,0184	0,0173	0,0148	0,0122	0,0104	0,0073
5 ^a 15	0,0197	0,0196	0,0184	0,0175	0,0151	0,0107
5 ^a 20	0,0230	0,0235	0,0232	0,0225	0,0198	0,0147
5 ^a 25	0,0267	0,0270	0,0263	0,0251	0,0225	0,0173
5 ^a 30	0,0312	0,0307	0,0290	0,0267	0,0243	0,0199
5 ^a 35	0,0359	0,0350	0,0327	0,0294	0,0275	0,0236
5 ^a 40	0,0400	0,0404	0,0403	0,0323	0,0319	0,0305
5 ^a 45	0,0442	0,0452	0,0465	0,0369	0,0381	0,0393
5 ^a 50	0,0555	0,0583	0,0627	0,0503	0,0532	0,0577
5 ^a 55	0,0755	0,0771	0,0804	0,0715	0,0757	0,0824
5 ^a 60	0,1111	0,1125	0,1164	0,1187	0,1232	0,1324
5 ^a 65	0,1693	0,1689	0,1714	0,1917	0,1977	0,2117
5 ^a 70	0,2599	0,2524	0,2478	0,3169	0,3222	0,3395
5 ^a 75	0,3820	0,3630	0,3459	0,4884	0,4866	0,4976
A	0,211	0,062	0,348	0,245	0,076	0,464
B	0,951	0,965	0,925	1,094	1,171	1,220

Cuadro 3A

HONDURAS: PROBABILIDADES DE MUERTE DE 0 A 4 AÑOS, POR EDADES SIMPLES,
ESTIMADAS A PARTIR DE LAS TABLAS ESTANDAR QUE SE INDICAN

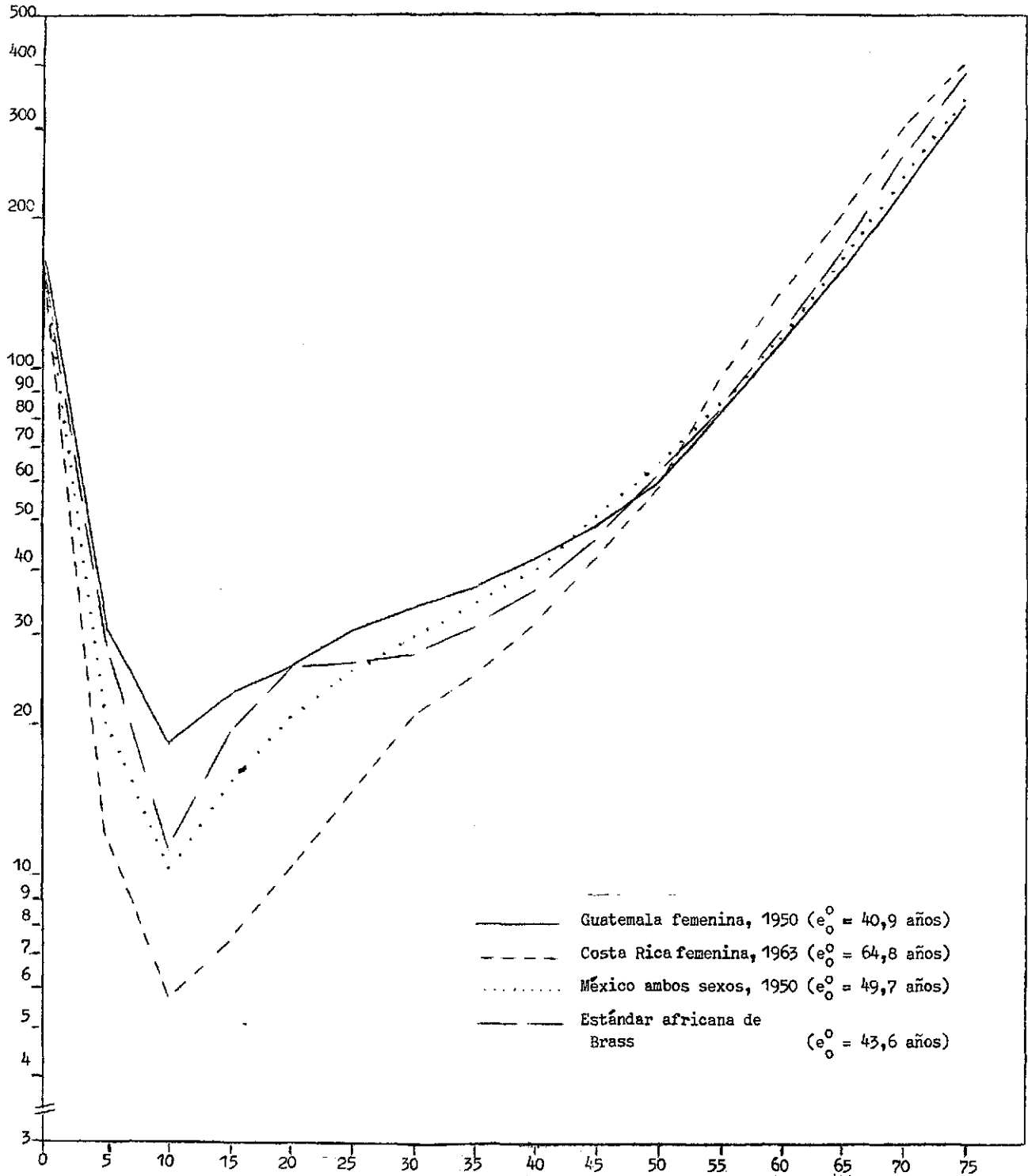
Tablas estándar		Probabilidades de muerte entre 0 y 5 años				
		q_0	q_1	q_2	q_3	q_4
Argentina	1947	0,1199	0,0207	0,0086	0,0047	0,0033
	1960	0,1216	0,0199	0,0074	0,0042	0,0030
Chile	1940	0,1018	0,0352	0,0153	0,0074	0,0045
	1952	0,1148	0,0252	0,0102	0,0051	0,0035
	1960	0,1178	0,0239	0,0080	0,0040	0,0028
Costa Rica	1950	0,0991	0,0363	0,0167	0,0084	0,0063
	1963	0,1089	0,0292	0,0124	0,0072	0,0050
México	1940	0,0835	0,0426	0,0278	0,0166	0,0104
	1950	0,0841	0,0415	0,0288	0,0167	0,0099
	1960	0,0999	0,0322	0,0199	0,0118	0,0072
	1950 A. S.	0,0880	0,0400	0,0258	0,0147	0,0087
Guatemala	1950	0,0937	0,0335	0,0242	0,0169	0,0116
	1964	0,0874	0,0392	0,0252	0,0176	0,0125
Brass	Africana	0,0983	0,0352	0,0180	0,0107	0,0079
	General	0,1065	0,0303	0,0141	0,0084	0,0053
Coale Oeste	Nivel 11	0,1039	0,0316	0,0148	0,0097	0,0075
	Nivel 15	0,1098	0,0274	0,0125	0,0082	0,0063
	Nivel 19	0,1207	0,0187	0,0090	0,0061	0,0050
Coale Este	Nivel 11	0,1075	0,0293	0,0132	0,0089	0,0063
	Nivel 15	0,1134	0,0251	0,0110	0,0073	0,0051
	Nivel 19	0,1238	0,0168	0,0076	0,0052	0,0038
Coale Norte	Nivel 11	0,0966	0,0324	0,0208	0,0162	0,0126
	Nivel 15	0,1025	0,0286	0,0184	0,0142	0,0111
	Nivel 19	0,1124	0,0215	0,0144	0,0114	0,0092
Coale Sur	Nivel 11	0,0845	0,0458	0,0235	0,0131	0,0077
	Nivel 15	0,0934	0,0398	0,0197	0,0108	0,0062
	Nivel 19	0,1091	0,0281	0,0139	0,0077	0,0047

Cuadro 4A
TABLAS ESTANDAR DE MEXICO 1950 Y MODIFICADA

Edad	México 1950		México 1950 modificada	
	l_x / l_0	Logito	l_x / l_0	Logito
0	1,00000	-	1,00000	-
1	0,89871	-1,0915	0,87339	-0,9656
2	0,85545	-0,8890	0,83980	-0,8284
3	0,82868	-0,7882	0,81902	-0,7549
4	0,81382	-0,7375	0,80748	-0,7169
5	0,80517	-0,7095	0,80076	-0,6955
10	0,78545	-0,6489	0,78545	-0,6489
15	0,77551	-0,6198	0,77551	-0,6198
20	0,76083	-0,5786	0,76083	-0,5786
25	0,74180	-0,5277	0,74180	-0,5277
30	0,71888	-0,4695	0,71888	-0,4695
35	0,69281	-0,4066	0,69281	-0,4066
40	0,66359	-0,3397	0,66359	-0,3397
45	0,63113	-0,2685	0,63113	-0,2685
50	0,59190	-0,1859	0,59190	-0,1859
55	0,54557	-0,0914	0,54557	-0,0914
60	0,49004	0,0199	0,49004	0,0199
65	0,42362	0,1540	0,42362	0,1540
70	0,34191	0,3274	0,34191	0,3274
75	0,25022	0,5487	0,25022	0,5487
80	0,15731	0,8392	0,15731	0,8392
85	0,07513	1,2552	0,07513	1,2552

Gráfico 1

HONDURAS: PROBABILIDADES DE MUERTE POR GRUPOS QUINQUENALES DE EDADES, ESTIMADOS A PARTIR DE LAS TABLAS ESTANDAR QUE SE INDICAN



Fuente: Cuadro 2A.

ANEXO II.

CUADROS DE REFERENCIA

Cuadro 5A

FACTORES DE MULTIPLICACION PARA ESTIMAR LAS PROBABILIDADES DE MORIR ENTRE EL NACIMIENTO Y LA EDAD a , $q(a)$, POR GRUPOS QUINQUENALES DE EDADES DE LA MADRE

Edad de las mujeres	Medida de mortalidad estimada	Multiplicadores							
15 - 19	$q(1)$	0,859	0,890	0,928	0,977	1,041	1,129	1,254	1,425
20 - 24	$q(2)$	0,938	0,959	0,983	1,010	1,043	1,082	1,129	1,188
25 - 29	$q(3)$	0,948	0,962	0,978	0,994	1,012	1,033	1,055	1,081
30 - 34	$q(5)$	0,961	0,975	0,988	1,002	1,016	1,031	1,046	1,063
35 - 39	$q(10)$	0,966	0,982	0,996	1,011	1,026	1,040	1,054	1,069
40 - 44	$q(15)$	0,938	0,955	0,971	0,988	1,004	1,021	1,037	1,052
45 - 49	$q(20)$	0,937	0,953	0,969	0,986	1,003	1,021	1,039	1,057
50 - 54	$q(25)$	0,949	0,966	0,983	1,001	1,019	1,036	1,054	1,072
55 - 59	$q(30)$	0,951	0,968	0,985	1,002	1,020	1,039	1,058	1,076
60 - 64	$q(35)$	0,949	0,965	0,982	0,999	1,016	1,034	1,052	1,070
Parámetros para seleccionar los multiplicadores									
	P_1/P_2	0,387	0,330	0,268	0,205	0,143	0,090	0,045	0,014
	P_2/P_3	0,616	0,577	0,535	0,490	0,441	0,421	0,344	0,271
	\bar{m}	24,7	25,7	26,7	27,7	28,7	29,7	30,7	31,7
	\bar{m}^2	24,2	25,2	26,2	27,2	28,2	29,2	30,2	31,2

Fuente: Brass, W., Methods for Estimating Fertility and Mortality from Limited and Defective Data. The Carolina Population Center. October 1975.

Cuadro 6A

FACTORES MULTIPLICADORES W PARA CONVERTIR PROPORCIONES DE MADRES VIVAS
EN PROBABILIDADES DE SOBREVIVENCIA DESDE LA EDAD 25

N	M								
	22	23	24	25	26	27	28	29	30
10	0,420	0,470	0,517	0,557	0,596	0,634	0,674	0,717	0,758
15	0,418	0,489	0,556	0,618	0,678	0,738	0,800	0,863	0,924
20	0,404	0,500	0,590	0,673	0,756	0,838	0,921	1,004	1,085
25	0,366	0,485	0,598	0,704	0,809	0,913	1,016	1,118	1,218
30	0,303	0,445	0,580	0,708	0,834	0,957	1,080	1,203	1,323
35	0,241	0,401	0,554	0,701	0,844	0,986	1,128	1,270	1,412
40	0,125	0,299	0,467	0,630	0,791	0,950	1,111	1,274	1,442
45	0,007	0,186	0,361	0,535	0,708	0,884	1,063	1,250	1,447
50	-0,190	-0,017	0,158	0,334	0,514	0,699	0,890	1,095	1,318
55	-0,368	-0,220	-0,059	0,101	0,270	0,456	0,645	0,856	1,083
60	-0,466	-0,352	-0,217	-0,084	0,053	0,220	0,378	0,579	0,800

Para una edad media de las madres M dada, los factores W son usados para ponderar las proporciones de madres sobrevivientes en los grupos quinquenales de edades^N adyacentes a N. Denotando éstos por ${}_5P_{N-5}$ y ${}_5P_N$, entonces: $W_N \cdot {}_5P_{N-5} + (1-W_N) \cdot {}_5P_N$ es la estimación de $1(25+N)/1(25)$.

Cuadro 7A

GUATEMALA: ESTIMACION DE LAS PROBABILIDADES DE SUPERVIVENCIA DESDE LA EDAD 25 HASTA LAS EDADES 35, 40, 45, ..., 85, A PARTIR DE LA INFORMACION SOBRE ORFANDAD DE MADRE. CENSO DE 1973

Grupos de edades N, N+4	Total de hijos a/	No huérfanos de madre	Proporción de no huérfanos 5^{PN}	Edad inicial del intervalo N	Multiplicadores		Probabilidad de supervivencia $l_{(25+N)} / l_{25}$
					W_N	$1-W_N$	
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
5-9	777312.	758047.	0,975				
10-14	677430.	644932.	0,952	10	0,6291	0,3709	0,966614
15-19	558771.	511317.	0,915	15	0,7302	0,2698	0,942057
20-24	467897.	400742.	0,856	20	0,8273	0,1727	0,904956
25-29	344850.	267206.	0,775	25	0,8995	0,1005	0,848269
30-34	280313.	189627.	0,676	30	0,9410	0,0590	0,769044
35-39	266134.	149170.	0,561	35	0,9675	0,0325	0,672718
40-44	227873.	100100.	0,439	40	0,9293	0,0707	0,551940
45-49	182992.	61982.	0,339	45	0,8611	0,1389	0,425313
50-54	145827.	33527.	0,230	50	0,6749	0,3251	0,303347
55-59	98898.	15168.	0,153	55	0,4318	0,5682	0,186421
60-64	94293.	8238.	0,087	60	0,1983	0,8017	0,100454

a/ Se refiere a los hijos con declaración de orfandad de madre.

Edad media de las madres: $\bar{x} = 26,87$ años.

Cuadro 8A

NICARAGUA: ESTIMACION DE LAS PROBABILIDADES DE SUPERVIVENCIA DESDE LA EDAD 25 HASTA LAS EDADES 35, 40, 45, ..., 85, A PARTIR DE LA INFORMACION SOBRE ORFANDAD DE MADRE. CENSO DE 1971

Grupos de edades N, N+4	Total de hijos a/	No huérfanos de madre	Proporción de no huérfanos 5^P_N	Edad inicial del intervalo N	Multiplicadores		Probabilidad de supervivencia $l_{(25+N)} / l_{25}$
					W_N	$1-W_N$	
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
5-9	313141.	308144.	0,948				
10-14	264420.	256223.	0,969	10	0,6460	0,3540	0,978717
15-19	200602.	188998.	0,942	15	0,7566	0,2434	0,962466
20-24	149967.	133749.	0,892	20	0,8629	0,1371	0,935258
25-29	117060.	95755.	0,818	25	0,9439	0,0561	0,887713
30-34	90415.	66043.	0,730	30	0,9939	0,0061	0,817465
35-39	93709.	59381.	0,634	35	1,0286	-0,0286	0,733210
40-44	70219.	36833.	0,525	40	0,9983	0,0017	0,633489
45-49	56430.	23751.	0,421	45	0,9377	0,0623	0,518087
50-54	45339.	13547.	0,299	50	0,7563	0,2437	0,391137
55-59	31494.	6732.	0,214	55	0,5127	0,4873	0,257354
60-64	30057.	3883.	0,129	60	0,2674	0,7326	0,151801

a/ Se refiere a los hijos con declaración de orfandad de madre.

Edad media de las madres: $\bar{M} = 27,30$ años.

Cuadro 9A

GUATEMALA: PROCESO ITERATIVO PARA EL CALCULO DE l_{25+N} A PARTIR DE l_2, l_3, l_5
 Y l_{25+N} / l_{25} FEMENINOS Y DE LA TABLA ESTANDAR DE MEXICO, 1950
 (Ambos sexos)

Edad 25+N	N	$\frac{l_{25+N}}{l_{25}}$	l_{25+N}^i	$y^1(25+N)$	l_{25+N}^2	$y^2(25+N)$	l_{25+N}^3	$y^3(25+N)$
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
25	0	-	0,7576	-	0,7566	-	0,7568	-
35	10	0,9666	0,7323	-0,5031	0,7314	-0,5008	0,7315	-0,5012
40	15	0,9421	0,7135	-0,4567	0,7128	-0,4545	0,7129	-0,4549
45	20	0,9050	0,6856	-0,3898	0,6847	-0,3878	0,6849	-0,3881
50	25	0,8483	0,6426	-0,2934	0,6418	-0,2917	0,6420	-0,2920
55	30	0,7690	0,5826	-0,1668	0,5819	-0,1653	0,5820	-0,1655
60	35	0,6727	0,5096	-0,0193	0,5090	-0,0180	0,5091	-0,0182
65	40	0,5519	0,4181	0,1652	0,4176	0,1663	0,4177	0,1661
70	45	0,4253	0,3222	0,3718	0,3218	0,3727	0,3219	0,3726
75	50	0,3033	0,2298	0,6047	0,2295	0,6055	0,2296	0,6053
80	55	0,1864	0,1412	0,9026	0,1411	0,9033	0,1411	0,9031
85	60	0,1005	0,0761	1,2483	0,0760	1,2489	0,0760	1,2488

Etapa i	B_i	A_i	l_{25}^i
1	1,0000	-0,0421	0,7576
2	1,0097	-0,0344	0,7566
3	1,0079	-0,0357	0,7568
4	1,0082	-0,0355	0,7568
5	1,0082	-0,0355	0,7568

Cuadro 10A

NICARAGUA: PROCESO ITERATIVO PARA EL CALCULO DE l_{25+N} A PARTIR DE l_2, l_3, l_5
 Y l_{25+N}/l_{25} FEMENINOS Y DE LA TABLA ESTANDAR DE MEXICO, 1950
 (Ambos sexos. Modificado)

Edad 25+N	N	$\frac{l_{25+N}}{l_{25}}$	l'_{25+N}	$Y'(25+N)$	l^2_{25+N}	$Y^2(25+N)$	l^3_{25+N}	$Y^3(25+N)$
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
25	0	-	0,7722	-0,6104	0,7823	-0,6396	0,7808	-0,6352
35	10	0,9787	0,7558	-0,5649	0,7656	-0,5919	0,7642	-0,5879
40	15	0,9625	0,7432	-0,5315	0,7529	-0,5571	0,7515	-0,5533
45	20	0,9353	0,7222	-0,4778	0,7316	-0,5015	0,7308	-0,4980
50	25	0,8877	0,6855	-0,3896	0,6944	-0,4105	0,6931	-0,4074
55	30	0,8175	0,6313	-0,2688	0,6395	-0,2866	0,6383	-0,2840
60	35	0,7332	0,5662	-0,1332	0,5736	-0,1482	0,5725	-0,1460
65	40	0,6335	0,4892	0,0216	0,4956	0,0089	0,4946	0,0107
70	45	0,5181	0,4001	0,2026	0,4053	0,1917	0,4045	0,1933
75	50	0,3911	0,3020	0,4188	0,3060	0,4095	0,3054	0,4108
80	55	0,2574	0,1987	0,6971	0,2013	0,6890	0,2009	0,6902
85	60	0,1518	0,1172	1,0095	0,1188	1,0022	0,1185	1,0032

Etapa i	B_i	A_i	l^i_{25}
1	1,0000	-0,0828	0,7722
2	0,8749	-0,1778	0,7823
3	0,8933	-0,1638	0,7808
4	0,8906	-0,1659	0,7810
5	0,8910	-0,1656	0,7810

Cuadro 11A

GUATEMALA Y NICARAGUA: CALCULO DE LA FUNCION DE SOBREVIVENCIA FEMENINA (l_x)
A PARTIR DE LA RELACION $Y(x) = A + B Y^S(x)$

Edad	Guatemala			Nicaragua		
	$Y^A(x)$	$Y(x)$	l_x	$Y^B(x)$	$Y(x)$	l_x
0	-	-	1,0000	-	-	1,0000
1	-1,0915	-1,1359	0,9065	-0,9656	-1,0259	0,8861
2	-0,8890	-0,9318	0,8657	-0,8284	-0,9037	0,8590
3	-0,7882	-0,8302	0,8403	-0,7549	-0,8382	0,8424
4	-0,7375	-0,7790	0,8261	-0,7169	-0,8044	0,8332
5	-0,7095	-0,7508	0,8178	-0,6955	-0,7853	0,8279
10	-0,6489	-0,6897	0,7989	-0,6489	-0,7438	0,8157
15	-0,6198	-0,6604	0,7893	-0,6198	-0,7178	0,8078
20	-0,5786	-0,6188	0,7752	-0,5786	-0,6811	0,7961
25	-0,5277	-0,5675	0,7568	-0,5277	-0,6358	0,7810
30	-0,4695	-0,5088	0,7345	-0,4695	-0,5839	0,7628
35	-0,4066	-0,4454	0,7091	-0,4066	-0,5279	0,7419
40	-0,3397	-0,3780	0,6805	-0,3397	-0,4683	0,7184
45	-0,2685	-0,3062	0,6485	-0,2685	-0,4048	0,6921
50	-0,1859	-0,2229	0,6097	-0,1859	-0,3312	0,6598
55	-0,0914	-0,1276	0,5635	-0,0914	-0,2470	0,6211
60	0,0199	-0,0154	0,5077	0,0199	-0,1479	0,5734
65	0,1540	0,1198	0,4404	0,1540	-0,0284	0,5142
70	0,3274	0,2946	0,3568	0,3274	0,1261	0,4373
75	0,5487	0,5177	0,2621	0,5487	0,3233	0,3438
80	0,8392	0,8106	0,1651	0,8392	0,5821	0,2379
85	1,2552	1,2299	0,0787	1,2552	0,9528	0,1295

Guatemala: $Y(x) = 0,0355 + 1,0082 Y^S(x)$

Nicaragua: $Y(x) = -0,1656 + 0,8910 Y^S(x)$

Fórm. 564-400, Abril de 1977
Mecanografía: Juanita Araya
Mayra Chaverri

CELADE - Centro Latinoamericano de Demografía

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

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