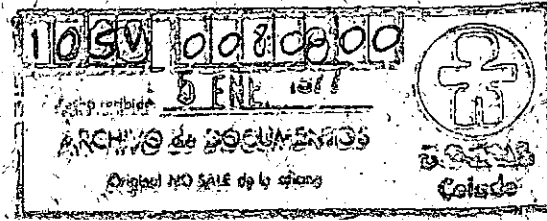


#13

Luis Rosero Bixby

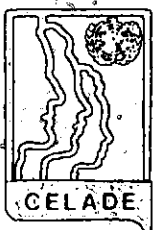


El sistema modelo de Brass

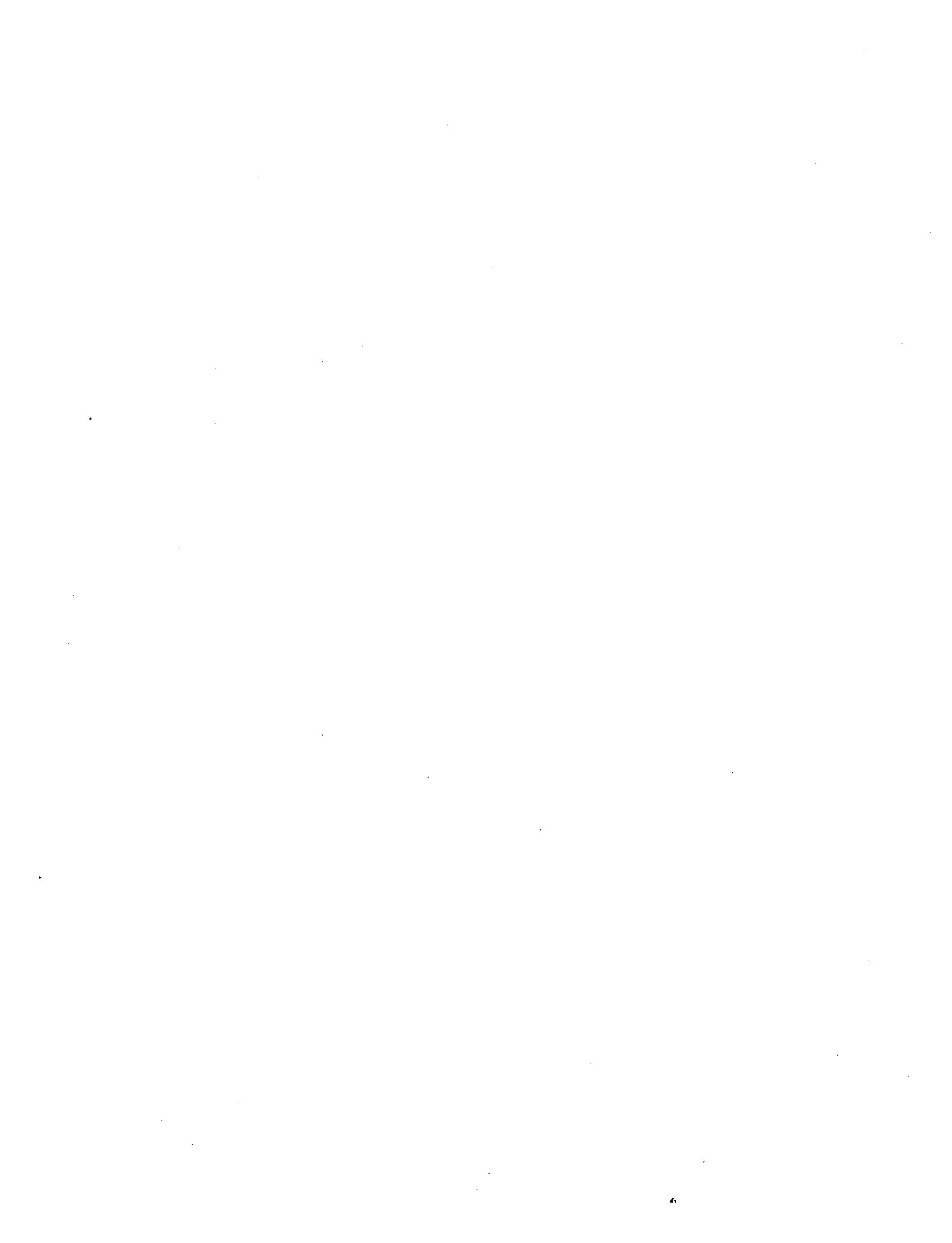
en el estudio de la mortalidad
por sexos

El Salvador: 1961-1971

SERIE C Nº 1001



Centro Latinoamericano de Demografía



LUIS ROSERO BIXBY

EL SISTEMA MODELO DE BRASS EN EL ESTUDIO DE
LA MORTALIDAD POR SEXO. EL SALVADOR

1961 - 1971

San José, Costa Rica
Mayo de 1976

INDICE

	Página
Introducción.....	1
PRIMERA PARTE: El sistema logito en el estudio de la mortalidad por sexo.	
1. Presentación general del sistema logito.....	5
2. Algunas características de la mortalidad diferencial por sexo.....	6
3. Problemas para aplicar el sistema logito al estudio de la mortalidad por sexo.....	9
4. La relación fundamental entre los sexos.....	10
5. Contrastación empírica de la relación fundamental entre los sexos.....	11
6. Resumen y conclusiones.....	18
SEGUNDA PARTE: El Salvador: tabla abreviada de mortalidad intercensal por sexo, 1961-1971. Aplicación del método de Brass.	
1. El método de Brass para la estimación de tablas de mortalidad intercensales.....	23
2. Información utilizada.....	25
3. Estimación preliminar de la población estacionaria.....	26
4. Ajuste lineal de la relación en los logitos..	30
5. Construcción de la tabla de mortalidad para cada sexo.....	36
6. Comentarios.....	40
Apéndice,.....	45

INDICE DE CUADROS Y GRAFICOS

	Página
Cuadros:	
1. Indices de sobremortalidad en cinco poblaciones con distintas esperanzas de vida al nacer.....	8
2. Diferencias entre los logitos de las probabilidades de muerte (varones menos mujeres) en diversas tablas de mortalidad.....	12
3. Algunos resultados del ajuste por mínimos cuadrados de la relación fundamental entre los sexos para 13 tablas de vida.....	15
4. Sobrevivientes de mil nacimientos al final del primer año observados ($l(1)$) y ajustados por el sistema logito ($\hat{l}(1)$).....	17
5. El Salvador: información sobre hijos nacidos vivos e hijos sobrevivientes, 1971.....	27
6. El Salvador: estimación de la mortalidad en la niñez basada en la información de hijos tenidos e hijos sobrevivientes, 1971.....	27
7. El Salvador: estimación preliminar de la población estacionaria, 1961 y 1971. a) Varones y b) Mujeres.....	28
8. El Salvador: algunos resultados del ajuste de la relación lineal en los logitos de cada sexo respecto a varios estándares.....	32
9. El Salvador: tabla abreviada de mortalidad masculina, 1961 - 1971.....	37
10. El Salvador: tabla abreviada de mortalidad femenina, 1961 - 1971.....	38

Cuadros:

11. El Salvador: tabla abreviada de mortalidad para ambos sexos, 1961 - 1971.....	39
12. El Salvador: comparación de la esperanza de vida al nacimiento, con otras estimaciones.....	40

Gráficos:

1. Valores de los parámetros A y B de la relación fundamental y modificaciones que producen en la función l_x del patrón estándar.....	7
2. Diferencias entre los logitos (hombres menos mujeres) en función de los logitos de las probabilidades de morir de las mujeres.....	13
3. Índices de sobremortalidad masculina para valores provenientes del ajuste de los logitos y para valores observados en las tablas de vida originales.....	19
4. El Salvador: valores observados y ajuste de la relación lineal de los logitos entre los sexos, 1961 - 1971.....	31
5. El Salvador: valores observados y ajuste finalmente aceptado de la relación lineal entre los logitos de cada sexo respecto al estándar chileno, 1961 - 1971.....	35
6. El Salvador: relaciones de supervivencia observadas, ajustadas y correspondientes al nivel 15, modelos Oeste de Coale y Demeny. (Varones).....	41
7. El Salvador: relaciones de supervivencia observadas, ajustadas y correspondientes al nivel 15, modelos Oeste de Coale y Demeny. (Mujeres).....	42
8. El Salvador: probabilidades de muerte ${}_5q_x$ tabla de mortalidad, 1961 - 1971.....	43

I N T R O D U C C I O N

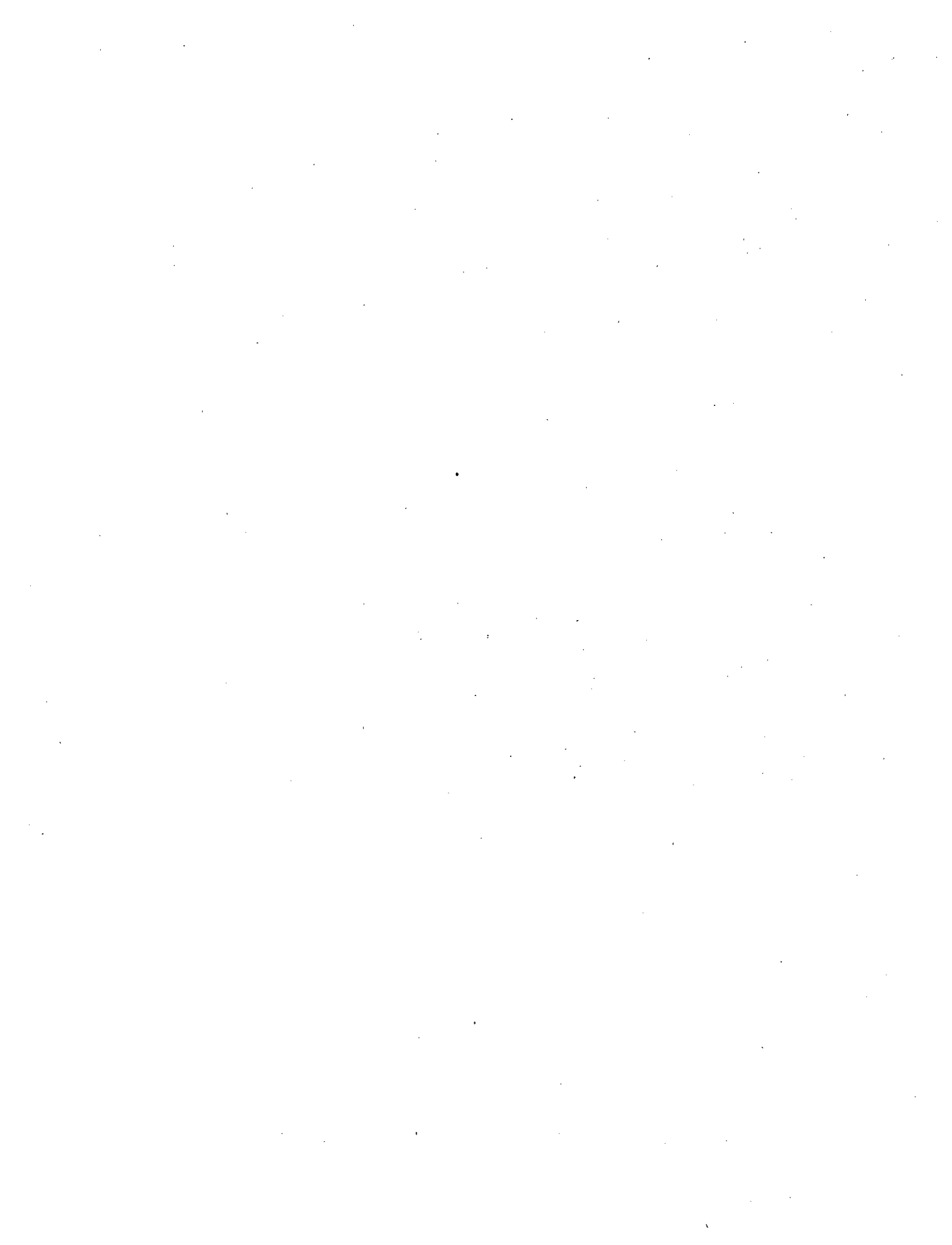
El presente trabajo tiene por objeto analizar algunas posibilidades de aplicación del sistema modelo de Brass^{1/} (también conocido como sistema logito) en el estudio de la mortalidad por sexo y, más concretamente, en la construcción de tablas intercensales de mortalidad por sexo.

Para ello, se ha creído conveniente desarrollar el trabajo en dos niveles: a) una primera parte teórica, que aborda ciertos problemas derivados de la utilización del modelo en el estudio de la mortalidad por sexo; y, b) un ejercicio de aplicación del modelo en la estimación de la mortalidad de la República de El Salvador, mediante la construcción de la tabla intercensal de mortalidad por sexo para el período 1961-1971.

Conviene destacar el interés metodológico del tema propuesto, pues el sistema modelo de Brass no fue concebido para aplicarlo al estudio de la mortalidad haciendo la distinción del sexo.

Pero, además de ese interés teórico, resulta pertinente el intento de estimar la mortalidad de El Salvador con un método indirecto que utiliza sólo información censal, pues en este país las estadísticas vitales no permiten hacer estimaciones satisfactorias.

^{1/} Brass, William, Sobre la escala de la mortalidad, CELADE, Serie DS, No. 7, 1971.



PRIMERA PARTE

EL SISTEMA LOGITO EN EL ESTUDIO
DE LA MORTALIDAD POR SEXO

1. Presentación general del sistema logito

Brass sostiene que un patrón de mortalidad está relacionado aproximadamente a otro — al que denomina estándar —, por una función lineal entre los logitos de las probabilidades de muerte $(1 - \ell(x))$ ^{2/}.

$$\text{logito } (1 - \ell(x)) = A + B \text{ logito } (1 - \ell_{\Delta}(x))$$

en donde $\ell(x)$ es la probabilidad que tienen de sobrevivir desde el nacimiento hasta la edad x los individuos de la cohorte hipotética de la tabla de vida; $(1 - \ell(x))$ es la probabilidad de morir complementaria a la anterior, y A y B son los parámetros que determinan la relación lineal. El subíndice Δ se aplica a las funciones "estándar" y los logitos son:

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

Si a los logitos se les designa por $Y(x)$ e $Y_{\Delta}(x)$, se tiene la siguiente relación fundamental:

$$Y(x) = A + B Y_{\Delta}(x)$$

A su vez, si a la diferencia $Y(x) - Y_{\Delta}(x)$ se le designa por $D(x)$, la expresión anterior puede transformarse en:

$$D(x) = A + (B - 1) Y_{\Delta}(x)$$

^{2/} Brass, William, op.cit.

La relación fundamental hace posible derivar de un patrón estándar de mortalidad (expresado por la función $l(x)$), un conjunto de patrones diferentes de mortalidad mediante cambios en los parámetros A y B. Un resumen de las principales alternativas se presenta en los esquemas del gráfico 1.

En términos generales, variaciones en el parámetro A significan fundamentalmente cambios en el nivel de la mortalidad, mientras que el parámetro B actúa principalmente sobre la estructura de la mortalidad.

En cuanto a la capacidad de la relación fundamental para expresar situaciones reales, Brass dice: "La justificación del sistema es fundamentalmente empírica, ha sido capaz de reflejar con satisfacción la experiencia de mortalidad de acuerdo con muchas tablas de vida", agregando que "el hecho de que el sistema logito produzca buenos resultados lo podemos interpretar como que hay intrínsecamente una escala de mortalidad, escala que hace que la mortalidad de todas las poblaciones puede expresarse de una manera similar en cuanto a su forma, en esta transformación que estamos considerando" ^{3/}.

La relación fundamental es, pues, un instrumento poderoso para estudiar la mortalidad. Permite, entre otros usos, determinar diversos patrones de mortalidad como variaciones de un patrón conocido o estándar mediante el manejo de los dos parámetros. Sería ilusorio, sin embargo pretender que los dos parámetros bastan para describir la gran riqueza de las situaciones reales. Por ello, conviene destacar que el modelo proporciona un recurso adicional al dejar abierta la posibilidad de utilización de diversos estándares, lo que amplía mucho la aplicabilidad del sistema.

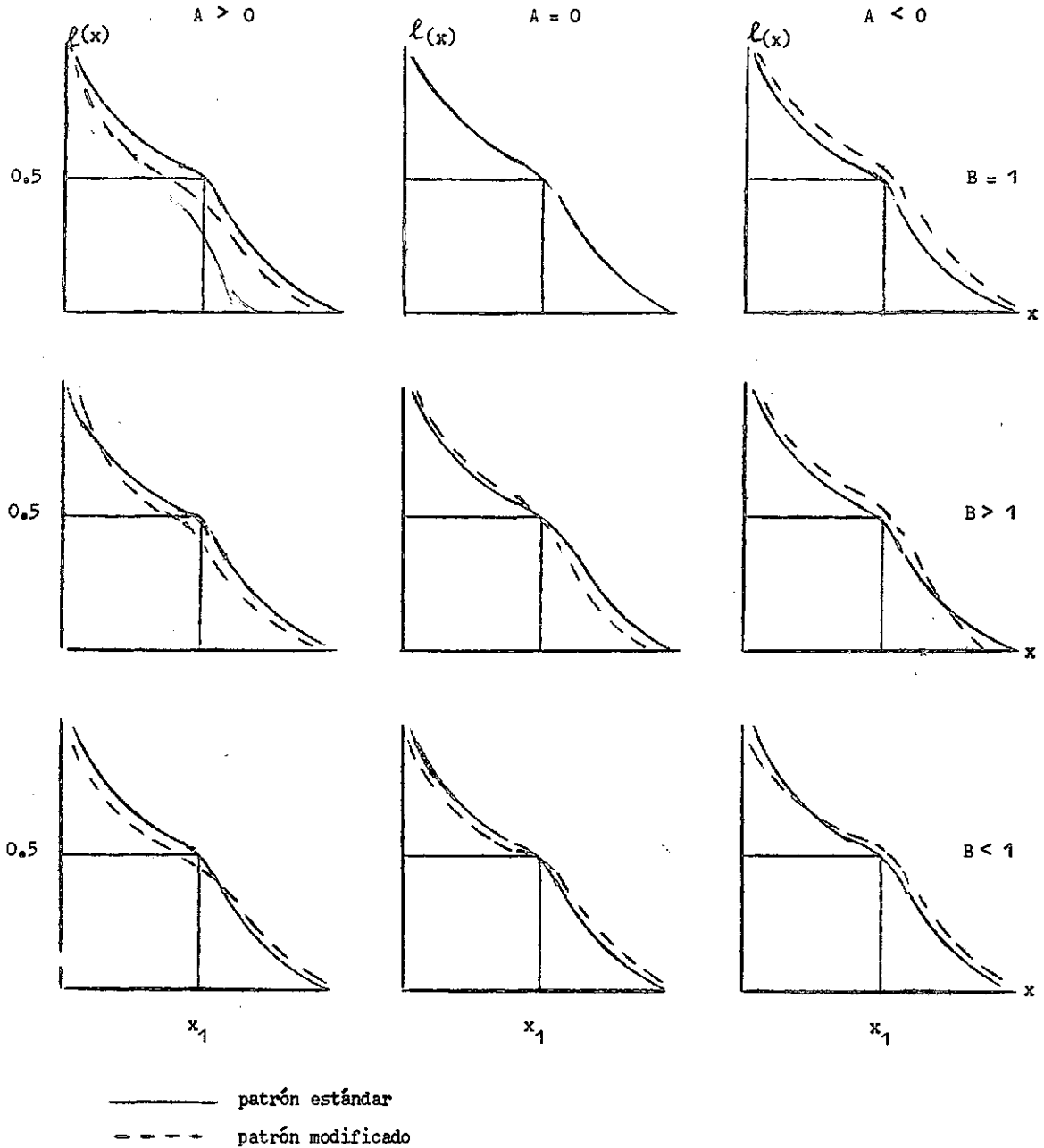
2. Algunas características de la mortalidad diferencial por sexo

En la especie humana, la mortalidad es diferencial por sexo, siendo la mortalidad masculina generalmente mayor que la femenina. Esta característica parece obedecer en principio a razones de orden biológico. Sin embargo, en formaciones sociales concretas, dependiendo del lugar que tenga la mujer en el *status* social, la sobremortalidad masculina puede verse muy atenuada, o aun invertirse; pero en la actualidad esto ocurre sólo en casos muy aislados y se limita a sociedades primitivas o con características excepcionales como, por ejemplo, ciertas comunidades de la India. En general, las excepciones al fenómeno de sobremortalidad masculina están asociadas con elevados niveles de mortalidad, que hoy ya han sido superados.

^{3/} Brass, W., Seminario sobre Métodos para medir Variables Demográficas, CELADE, Serie DS, Nº 9, 1973, pág. 85.

Gráfico 1

VALORES DE LOS PARAMETROS A Y B DE LA RELACION FUNDAMENTAL Y
MODIFICACIONES QUE PRODUCEN EN LA FUNCION l_x
DEL PATRON ESTANDAR



Por otra parte, la mortalidad diferencial por sexo varía con la edad, pero en cada población lo hace con un patrón particular, de modo que es muy difícil generalizar acerca de esas variaciones; ello se ilustra en el cuadro 1, que registra un índice de sobremortalidad (tasa específica masculina/tasa femenina) en poblaciones con amplias diferencias en el nivel de la mortalidad.

Cuadro 1
INDICES DE SOBREMORTALIDAD EN CINCO POBLACIONES CON DISTINTAS
ESPERANZAS DE VIDA AL NACER

Edades	Modelo teórico ($e_0^o = 30$)	México (1940) ($e_0^o = 38,8$)	Chile (1952-53) ($e_0^o = 54,8$)	Estados Unidos (1950) ($e_0^o = 63,6$)	Noruega (1955) ($e_0^o = 72,9$)
Menos de					
1 año	111,6	113,8	115,5	129,8	126,3
1 - 4	98,3	98,1	98,2	114,8	136,4
15 - 19	89,9	106,9	112,2	126,7	250,0
20 - 24	91,7	106,9	110,2	128,6	300,0
55 - 59	123,4	127,2	137,7	148,3	176,6
70 - 74	111,4	99,8	132,4	125,2	125,7

Fuente: Elizaga, J.C., Métodos Demográficos para el Estudio de la Mortalidad, CELADE, Serie E, Nº 4, 1972, pág. 67.

En cuanto a los países latinoamericanos, "puede decirse con bastante seguridad, que en América Latina al presente la sobremortalidad masculina es una regla universal para todas las edades; y alguna excepción aislada para determinado grupo de edad, más bien debería atribuirse a errores en los datos..."^{4/}

Aunque las primeras columnas del cuadro 1 parecen contradecir la afirmación anterior, conviene recordar que los niveles de mortalidad que corresponden a esas poblaciones ya han sido superados prácticamente en toda Latinoamérica.

^{4/} Elizaga, J.C., op.cit., pág.58.

En todo caso, lo que sí se podría afirmar con mayor seguridad es que en Latinoamérica las probabilidades de una mujer de llegar con vida hasta cualquier edad (x), son siempre mayores que las de los hombres. Es decir, las funciones $l(x)$ de las tablas de vida por sexo no se intersecan entre sí.

Además, conviene destacar el hecho de que el fenómeno de la sobremortalidad masculina tiene especial importancia en el primer año de vida y se acentúa a medida que es menor la edad de los niños; inclusive, es mucho más fuerte entre las muertes fetales ^{5/}.

3. Problemas para aplicar el sistema logito al estudio de la mortalidad por sexo

Como ya se mencionó, el modelo de Brass no fue concebido para aplicarlo al estudio de la mortalidad haciendo distinción entre los sexos. Sin embargo, se podría pensar que del mismo modo que sirve para estudiar la mortalidad de toda la población, podría utilizarse para la población de cada sexo. Pero, en la práctica, cuando se lo aplica en este último sentido, pueden presentarse problemas para conciliar los patrones de mortalidad por sexo estimados separadamente.

Existen experiencias en ese sentido. Por ejemplo, Hobcraft indica que cuando trató de aplicar el modelo en la proyección de la mortalidad, con un patrón estándar para cada sexo, a medida que se alejaba de los niveles en torno a dicho patrón, se encontró con diferencias inaceptables en la mortalidad por sexo ^{6/}.

Este tipo de ejemplos parece indicar que el sistema logito puede ser un instrumento no muy eficaz para estudiar en forma independiente la mortalidad por sexo. El mismo Hobcraft, hablando de las limitaciones del sistema de Brass, dice que "en general da la forma de la mortalidad, pero no se adecúa para cosas ya más sutiles como pueden ser la mortalidad femenina, masculina y la diferencia entre ellas dos" ^{6/}.

^{5/} Naciones Unidas, Foetal, Infant and Early Childhood Mortality, ST/SOA A/13, Vol. I, págs. 38-40.

^{6/} Hobcraft, J., Apuntes provisionales del Seminario sobre Estimaciones Demográficas, CELADE- San José, julio-agosto de 1974, Sesión III (Inédito).

Ahora bien, como en muchos casos es recomendable o imprescindible hacer estudios de la mortalidad separando los dos sexos, sería lamentable que un instrumento valioso como el sistema logito no pudiera aplicarse. Por ello, en este trabajo se intentará explorar el problema y estudiar la posibilidad de asegurar algún grado de coherencia en las estimaciones de la mortalidad por sexo que se realicen utilizando el modelo.

Concretamente, el estudio se referirá al caso de estimaciones de la mortalidad con un estándar común para los dos sexos, pues se considera que por este camino hay mayores posibilidades y mayor facilidad para lograr la coherencia buscada, que si la estimación se realizara con estándares separados. Sin embargo, queda abierta esa segunda alternativa, en la cual también podrían aplicarse algunas de las conclusiones que aquí se obtengan.

4. La relación fundamental entre los sexos

Cuando el patrón de mortalidad de cada uno de los sexos es derivado del mismo estándar mediante la relación lineal en los logitos, esos patrones de mortalidad por sexo están relacionados entre sí también por una función lineal en los logitos:

$$Y_M(x) = A_1 + B_1 Y_\delta(x) \quad \text{7/}$$

$$Y_F(x) = A_2 + B_2 Y_\delta(x)$$

$$Y_M(x) = \left(A_1 - A_2 \frac{B_1}{B_2} \right) + \frac{B_1}{B_2} Y_F(x)$$

7/ El subíndice M designa al sexo masculino y F al femenino.

$$\text{Si} \quad A_0 = A_1 - A_2 \frac{B_1}{B_2} ;$$

$$\text{y} \quad B_0 = \frac{B_1}{B_2}$$

$$Y_M(x) = A_0 + B_0 Y_F(x)$$

La última expresión es, pues, la relación fundamental entre los sexos y constituye algo así como la ecuación de equilibrio del modelo; el valor de sus parámetros depende del valor que tomen los parámetros que relacionan a cada sexo con el estándar.

El estudio de esta relación tiene un doble interés: por una parte, conocer la forma concreta que adquiere en el sistema logito la mortalidad diferencial por sexo y, por otra, evaluar la posibilidad de derivar satisfactoriamente de un mismo estándar el patrón de mortalidad de cada uno de los sexos.

Para ello se estudiarán, para varias poblaciones, los valores que toman los parámetros en la relación fundamental, las implicaciones demográficas de esos valores y sus variaciones asociadas a cambios en el nivel general de la mortalidad.

Conviene señalar, finalmente, que según lo visto en el gráfico 1 acerca del significado de los parámetros, para que el modelo refleje la sobremortalidad masculina y la no intersección de las funciones $l(x)$ de los dos sexos entre sí, debería esperarse, a priori, que la relación fundamental entre los sexos reproduzca un esquema similar al primero de la izquierda de dicho gráfico, es decir, que A_0 sea mayor que cero y B_0 sea igual a uno.

5. Contrastación empírica de la relación fundamental entre los sexos

5.1. Consideraciones previas al ajuste

Con el fin de estudiar empíricamente el comportamiento de la relación fundamental entre los sexos, se realizará el ajuste lineal de la misma

para trece pares de tabla de vida ^{8/}. Las tablas fueron seleccionadas teniendo presentes las siguientes consideraciones: a) Representar el nivel de mortalidad de Latinoamérica; b) contar con una serie de tablas de vida que muestren la evolución en el tiempo de la mortalidad para una población real; y c) observar el comportamiento de un conjunto de modelos teóricos de mortalidad.

Antes del ajuste conviene observar el comportamiento de los logitos de algunas de las tablas seleccionadas. El cuadro 2 muestra que las diferencias de los logitos (varones menos mujeres) son siempre positivas y tienden a ser mayores cuando menor es la mortalidad, lo que concuerda con el fenómeno de la sobremortalidad masculina, el mismo que se acentúa a medida que desciende la mortalidad ^{9/}.

Cuadro 2

DIFERENCIAS ENTRE LOS LOGITOS DE LAS PROBABILIDADES DE MUERTE
(VARONES MENOS MUJERES) EN DIVERSAS TABLAS DE MORTALIDAD

E d a d	México (1940)	Guatemala (1963-64)	Chile (1952-53)	Costa Rica (1963)
e_0^o mujeres	42,50	49,5	56,83	64,44
e_0^o varones	40,39	47,9	52,95	60,56
1	.0653	.0800	.0739	.1172
5	.0133	.0244	.0503	.1010
10	.0129	.0179	.0523	.1025
20	.0163	.0265	.0540	.1074
30	.0286	.0216	.0551	.1154
40	.0524	.0309	.0668	.1135
50	.0835	.0538	.0944	.1131
60	.1142	.0813	.1344	.1205
70	.1277	.0759	.1884	.1425
75	.1216	.0637	.2220	.1549

Fuente: Véase el apéndice.

^{8/} Las referencias bibliográficas correspondientes constan en el apéndice.

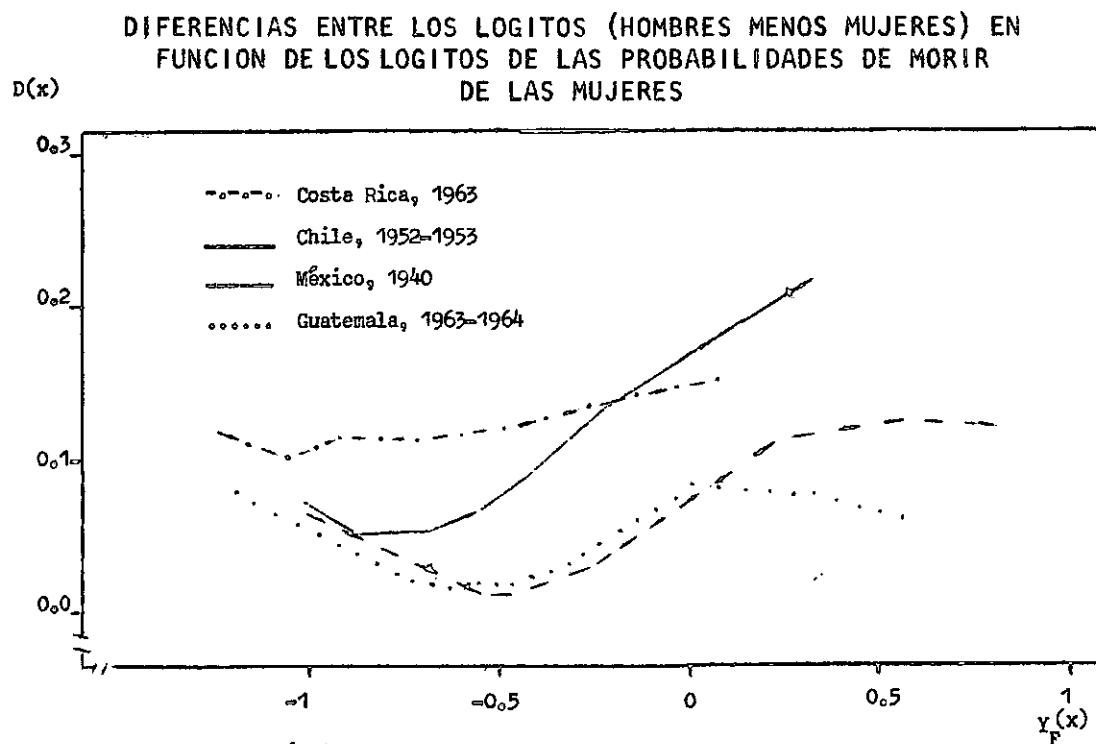
^{9/} Por razones de espacio, el cuadro 2 y el gráfico 2 se refieren sólo a cuatro de los trece patrones de mortalidad que se estudiaron. Pero, en lo fundamental, lo que allí se observa es representativo de lo que ocurre con toda la muestra estudiada.

Por su parte, el gráfico 2 registra, para diferentes niveles de mortalidad, el comportamiento de las diferencias $(Y_M(x) - Y_F(x))$ del cuadro 2, frente a los logitos de las mujeres $(Y_F(x))$. En esta representación, la escala vertical es bastante sensible y está grandemente ampliada (si en lugar de las diferencias se hubiese representado en las ordenadas directamente la función $Y_M(x)$, apenas si se hubieran podido distinguir las desviaciones a un comportamiento casi perfectamente lineal).

En el gráfico merece destacarse el comportamiento de los puntos correspondientes al primer año de edad, que sistemáticamente se apartan de la tendencia lineal correspondiente, ubicándose en todos los casos por arriba de la misma.

En realidad, Brass advierte que para el primer año y para las edades avanzadas el ajuste de la relación lineal suele no ser satisfactorio. Por ello, cuando él realiza el ajuste no acostumbra a considerar el primer año. En este trabajo se seguirá el mismo criterio.

Gráfico 2



Los desvíos con respecto a la tendencia lineal en el resto de edades no parecen responder a un patrón común. Tal vez cuando la mortalidad es alta se aprecia en las edades avanzadas cierta tendencia a caer por debajo del comportamiento lineal. En el primer año de vida, en cambio, sí es claro que los desvíos siempre se producen hacia arriba, de modo que el ajuste de la relación lineal entre los sexos tendería a subestimar la sobremortalidad masculina a esa edad.

5.2. Ajuste de la relación lineal entre los sexos

Los ajustes se realizaron por el método estadístico de los mínimos cuadrados, mediante el uso de computadora ^{10/}. Los principales resultados aparecen en el cuadro 3 (otras cifras sobre el tema constan en el apéndice).

Conviene destacar brevemente que las pruebas estadísticas sobre la bondad de los ajustes son satisfactorias. Así, las magnitudes del coeficiente de correlación muestran en todos los casos una muy buena alineación de los puntos. Por su parte, los valores para el test "F" son, con mucho, siempre superiores a 8,86 (valor de la distribución "F" para 14 grados de libertad y un nivel de significación del 1 por ciento), lo que permite, desde el punto de vista estadístico, aceptar la hipótesis de la existencia de una relación lineal entre los logitos de las probabilidades de morir de cada sexo.

5.3. Valores resultantes de los parámetros

El parámetro A_0 resultó siempre positivo, reflejando de esta manera la mayor mortalidad de los hombres. Por su parte, el parámetro B_0 , contrariamente a lo esperado, resultó en todos los casos diferente de uno; más concretamente, siempre resultó mayor que uno.

Estos resultados implican que el modelo hace que las funciones $l(x)$ por sexo se crucen, al principio de la tabla de vida.

Es decir, el ajuste de la relación fundamental entre los sexos reproduce una situación similar a la descrita en el gráfico 1 (segundo esquema de la columna de la izquierda), según la cual la función $l(x)$ de

^{10/} Chackiel, Juan, Uso de los logitos en demografía. Un programa de computación, CELADE, San José (Inédito).

los hombres sería mayor que la de las mujeres durante un corto tramo al principio de la tabla, para luego de la intersección invertirse permanentemente esta situación hasta la edad omega. En símbolos, eso podría expresarse así:

$$l_M(x) > l_F(x), \text{ para } x < x_1$$

$$l_M(x_1) = l_F(x_1), \text{ siendo } l(x_1) > 0,5 \quad \uparrow$$

$$l_M(x) < l_F(x), \text{ para } x > x_1$$

Cuadro 3

ALGUNOS RESULTADOS DEL AJUSTE POR MINIMOS CUADRADOS DE LA RELACION FUNDAMENTAL ENTRE LOS SEXOS PARA 13 TABLAS DE VIDA

Tablas de vida	e_0 Mujeres	Parámetros		Correlación R	Text "F"	Intersección $l(x_1)$ ^{a/}
		A ₀	B ₀			
COALE Y DEMENY-OESTE						
Nivel 7	35,0	0,065	1,117 ^{a/}	0,9994	11 917	0,752 ^{b/}
Nivel 11	45,0	0,097	1,111 ^{a/}	0,9994	12 486	0,850
Nivel 15	55,0	0,132	1,101 ^{a/}	0,9995	14 869	0,932
Nivel 19	65,0	0,185	1,074 ^{a/}	0,9998	31 851	0,993
Nivel 23	75,0	0,236	1,018 ^{a/}	0,9997	26 081	1,000
MEXICO						
1930	37,5	0,038	1,036	0,9996	15 628	0,881
1940	42,5	0,063	1,081	0,9992	8 318	0,826 ^{b/}
1950	51,0	0,107	1,107	0,9981	3 719	0,881 ^{b/}
1960	60,3	0,122	1,073	0,9991	7 865	0,966
1970	63,4	0,171	1,086	0,9987	5 367	0,982
GUATEMALA						
(1963-64)	49,5	0,046	1,025	0,9990	6 711	0,975
CHILE						
(1952-53)	56,8	0,167	1,153	0,9998	35 960	0,899
COSTA RICA						
(1963)	64,4	0,150	1,046	0,9999	113 585	0,999

$$a/ \quad l(x_1) = \left(e^{-\frac{2A}{B-1} + 1} \right)^{-1}$$

b/ Valores para edad posterior al primer año

En la última columna del cuadro 3 constan los valores de $\ell(x)$ para los puntos de intersección implícitos en los resultados del ajuste, pudiendo apreciarse que, en efecto, esos puntos corresponden a valores muy altos de $\ell(x)$.

Más aún, de gran interés práctico es el hecho de que esos nodos se ubican generalmente antes de la edad uno.

Ahora bien, la intersección que genera el ajuste del modelo y la mayor mortalidad femenina al principio de la vida que eso implica, no es teóricamente conciliable con el hecho universalmente probado de que la sobremortalidad masculina es especialmente acentuada en las primeras semanas y en el primer año de vida (podrían, desde luego, existir casos excepcionales de organización social que, al establecer un comportamiento diferencial con el sexo en la crianza de los recién nacidos, inviertan esa situación). Sin embargo, en la práctica esa incongruencia teórica pierde importancia, pues al producirse la intersección de preferencia antes del primer año, no sería perceptible en las tablas de vida convencionales. Lo que sí debería ser motivo de preocupación es el hecho de que probablemente la deformación estudiada repercute con fuerza en la estimación de la mortalidad infantil, situación que obligaría a rechazar los intentos de extender la aplicación del modelo para esta edad.

En efecto, el cuadro 4 muestra que para el primer año en las tablas de vida estudiadas, el modelo genera un sesgo de subestimación de la mortalidad a esa edad, notándose, además, que esta deformación tiende a ser más importante cuando la mortalidad es alta.

Dicho sesgo era previsible cuando se observó en el gráfico 2 que el primer año escapaba siempre por arriba de la tendencia que mostraban el resto de edades. Esta situación es explicada por Brass cuando menciona que las deficiencias en el ajuste para el primer año podrían corregirse omitiendo la mortalidad infantil endógena, ya que las tendencias de esas muertes tempranas son mucho más parecidas a los movimientos por mortalidad fetal que a lo que ocurre con las otras muertes infantiles ^{11/}.

Resumiendo, conviene anotar que ciertamente el modelo no es adecuado para describir la mortalidad del primer año y, peor, para reproducir la sobremortalidad masculina a esa edad.

Volviendo al cuadro 3, restaría mencionar la asociación bien definida que se observa entre el nivel de la mortalidad y el parámetro A_0 ; a menor mortalidad corresponde un valor más alto de A_0 , tanto en la serie de tablas de vida teóricas de Coale y Demeny, como en la serie de tablas de

^{11/} Brass, W., Sobre la escala... op.cit., pág. 18.

vida de México; lo que concuerda con el hecho conocido de que a medida que aumenta la esperanza de vida al nacer se acentúa la sobremortalidad masculina ^{12/}. Para las poblaciones estudiadas, el campo de variación de A_0 se encuentra entre 0,03 y 0,24.

Por su parte, las variaciones del parámetro B_0 , no parecen estar asociadas con el nivel de la mortalidad (aunque en el caso de los modelos teóricos de Coale y Demeny, a menor mortalidad corresponden valores de B_0 más cercanos a 1). El campo de variación observado para este parámetro está comprendido entre 1,02 y 1,15.

Cuadro 4
SOBREVIVIENTES DE MIL NACIMIENTOS AL FINAL DEL
PRIMER AÑO OBSERVADOS ($\ell(1)$) Y AJUSTADOS POR
EL SISTEMA LOGITO ($\hat{\ell}(1)$)

Tablas de vida	$\ell(1)$	$\hat{\ell}(1)$
COALE Y DEMENY- OESTE		
Nivel 7	752	790
Nivel 11	828	854
Nivel 15	889	904
Nivel 19	937	942
Nivel 23	978	978
CHILE		
(1952-53)	872	886
MEXICO		
1930	845	859
1940	868	887
1950	893	909
1960	921	928
1970	927	931
GUATEMALA		
(1963-64)	903	914
COSTA RICA		
(1963)	906	910

Fuente: Véase el apéndice.

^{12/} En realidad en los modelos de Coale y Demeny luego del nivel 21 la diferencia de la esperanza de vida al nacer entre sexos comienza a disminuir. Pero en este caso, esa diferencia es mayor para el nivel 23 que para el inmediato anterior (nivel 19) de la serie considerada en la muestra.

5.4. Calidad del ajuste

Este punto se refiere a la capacidad del modelo para reproducir las variaciones con la edad del comportamiento diferencial de la mortalidad por sexo. Para ello se calculó un índice de sobremortalidad masculina (probabilidad de morir de los hombres/probabilidad de morir de las mujeres) para los valores de la probabilidad de muerte que resultaron del ajuste, a fin de compararlo con el índice correspondiente a los valores observados en las tablas de vida originales. La comparación para algunas de las tablas estudiadas aparece en el gráfico 3.

Allí se aprecia claramente que el ajuste reproduce sólo un nivel medio de sobremortalidad masculina y lo mantiene prácticamente constante para todas las edades. Esta sería una limitación del modelo, pues, como se observa en el mismo gráfico, la sobremortalidad masculina es variable con la edad. Dicho en otras palabras, el modelo parece reproducir satisfactoriamente sólo el nivel general de las diferencias de la mortalidad por sexo, pero es demasiado rígido para reproducir la estructura por edad de esas diferencias.

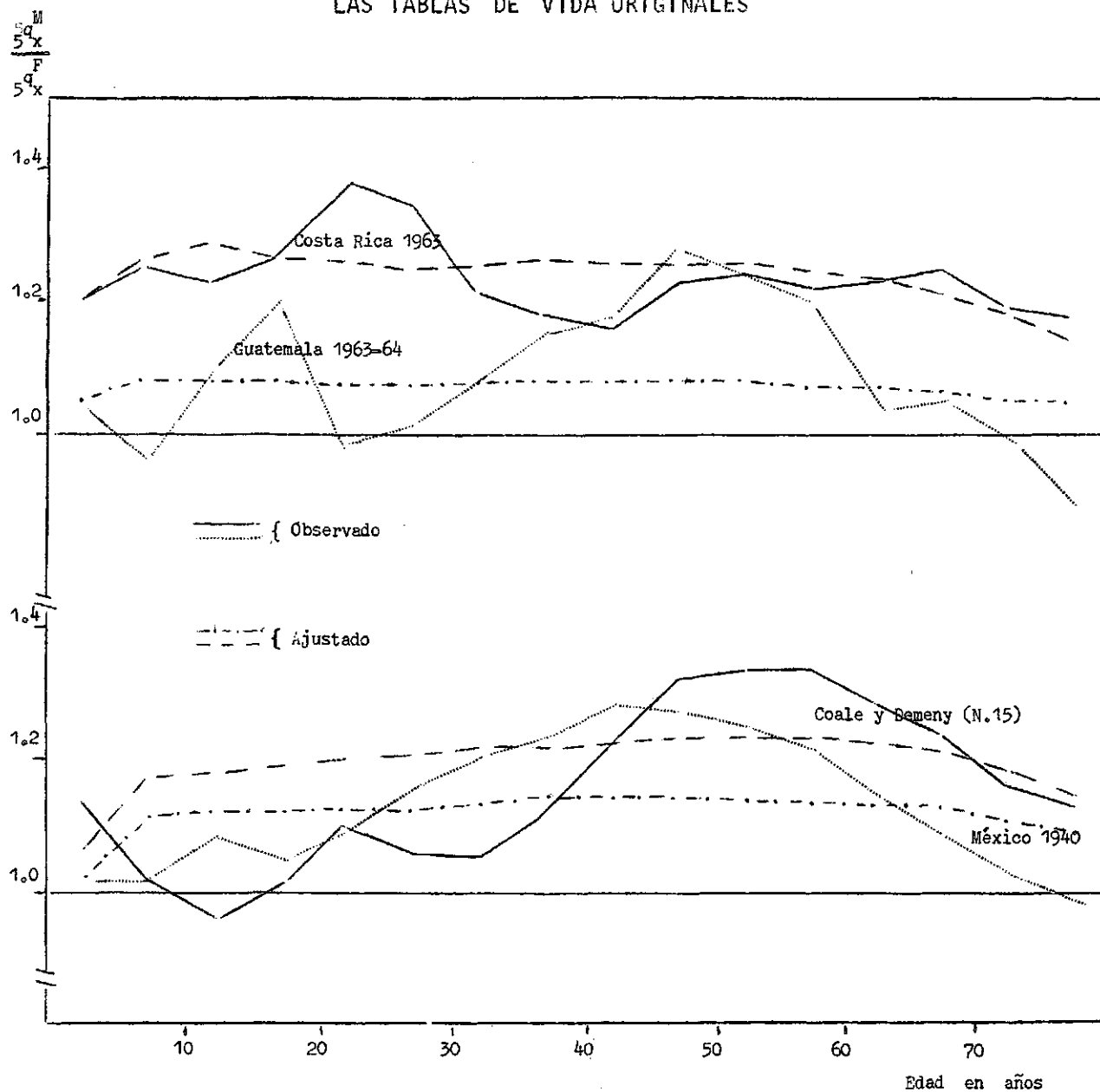
6. Resumen y conclusiones

Por lo expuesto, cuando se trate de derivar de un mismo estándar los patrones de mortalidad de cada uno de los sexos, convendrá tener presente lo siguiente:

- a) El sistema logito no tiene la flexibilidad suficiente como para reproducir las variaciones con la edad de la sobremortalidad masculina; sólo reproduce un nivel medio de sobremortalidad que lo mantiene prácticamente constante para todas las edades. Sin embargo, las distorsiones que eso produce en el patrón de mortalidad de cada sexo no son importantes.
- b) Las funciones $L(x)$ por sexo se cortan en las primeras edades, casi siempre antes del primer año. Eso teóricamente no es correcto, pero en la práctica no tiene mayor importancia, pues la intersección se produce muy al inicio de la tabla, de modo que no suele ser captada por las tablas de vida convencionales.

Gráfico 3

INDICES DE SOBREMORTALIDAD MASCULINA PARA VALORES PROVENIENTES
DEL AJUSTE DE LOS LOGITOS Y PARA VALORES OBSERVADOS EN
LAS TABLAS DE VIDA ORIGINALES



Fuente: Apéndice y tablas de vida correspondientes.

- c) Relacionadas con lo anterior, están las dificultades del modelo para reproducir la mortalidad infantil, pues genera un sesgo por defecto en la estimación de la sobremortalidad masculina en el primer año.
- d) Una estimación coherente con las diferencias en la mortalidad por sexo que el modelo puede reproducir, debería generar para la relación fundamental entre los sexos valores del parámetro A_0 mayores que cero y más altos cuanto menor es la mortalidad; y valores de B_0 ligeramente superiores a uno. Esto implica (teniendo presentes las relaciones entre los parámetros vistas en el punto 4) que:

$$B_M \geq B_F \quad \text{y} \quad A_M > A_F$$

- e) Para terminar, conviene señalar que la aplicación del sistema logito al ajuste de patrones de mortalidad por sexo a partir del mismo estándar, implica, como en cualquier modelo, ciertas deficiencias en la descripción de la realidad, pero que son de menor importancia frente a la ganancia que representa contar con un instrumento sencillo para resumirla. Por otra parte, haber identificado un campo de variación de los valores de los parámetros con que se relacionan en el modelo las mortalidades por sexo entre sí, permite ejercer el control necesario para asegurar un nivel elemental de coherencia en los diferenciales de la mortalidad por sexo.

SEGUNDA PARTE

EL SALVADOR: TABLA ABREVIADA DE MORTALIDAD
INTERCENSAL POR SEXO, 1961-1971.
APLICACION DEL METODO DE BRASS

1. El método de Brass para la estimación de tablas de mortalidad intercensales

En un país con dos censos separados por diez años exactos, si en el período comprendido entre los censos no se han producido migraciones internacionales y los datos de los censos son completos y exactos, se obtienen las relaciones de supervivencia intercensales mediante:

$${}_{10}P_{x, x+4}^{z, z+10} = \frac{{}_5N_{x+10}^{z+10}}{{}_5N_x^z}$$

Por otra parte, una estimación de la mortalidad de los nacidos entre los dos censos puede obtenerse con el método ideado por Brass ^{13/} para estimar la mortalidad infantil y juvenil en base a la información sobre hijos tenidos e hijos sobrevivientes. Este método permite llegar a una aproximación de los dos primeros grupos quinquenales de la población estacionaria ^{14/}.

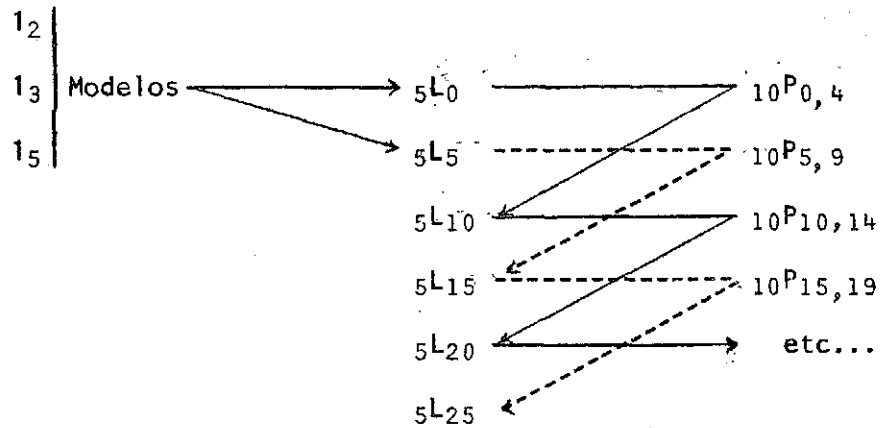
Con los valores obtenidos, se pasa a determinar la población estacionaria, según se ilustra en el esquema (página siguiente). En él se aprecia que los valores de ${}_5L_x$ se obtienen mediante dos cadenas paralelas de productos con las probabilidades de supervivencia. Esto suele originar dos conjuntos de valores — uno por cada cadena — "como si se estuviese trabajando con dos poblaciones en lugar de una". Cuando esto ocurre, Brass aconseja calcular relaciones de supervivencia quinquenales y con ellas estimar nuevamente la población estacionaria. Para ello, propone la siguiente relación aproximada:

$${}_5P_{x, x+4} \cong \sqrt[4]{{}_{10}P_{x-5, x} \cdot {}_{10}P_{x, x+4}}$$

^{13/} Brass, W. y Coale, J., Métodos de Estimación (Traducción del capítulo 3 de "The Demography of Tropical Africa"), CELADE, Serie D, No. 63, 1970.

^{14/} El método produce estimaciones aceptables de la mortalidad hasta los 2, 3 y 5 años de vida, y utilizando, por ejemplo, los modelos de mortalidad de Coale y Demeny, se obtienen los valores de ${}_5L_0$ y de ${}_5L_5$. El proceso está descrito en: Naciones Unidas, Manual IV, ST/SOA, Serie A/42, páginas 38-40.

Valores conocidos Estimaciones derivadas Valores conocidos



Ahora bien, lo fundamental del método propuesto por Brass consiste en ajustar con el sistema logito los valores de ${}_5L_x$ finalmente obtenidos. Ello es necesario puesto que dichos valores provienen generalmente de información que no cumple a cabalidad con los supuestos implícitos en la estimación de la población estacionaria.

Si se acepta que $1/5$ de ${}_5L_x$ es igual a un valor de $\ell(x)$ para cierta edad intermedia del intervalo correspondiente, la relación a ajustar con un estándar adecuado sería:

$$\text{logito} (1 - 1/5 {}_5L_x) = A + B \text{logito} (1 - 1/5 {}_5L_x^{\delta})$$

Una vez que se ha realizado el ajuste, la función $\ell(x)$ se obtiene aplicando los parámetros A y B estimados a los valores de los logitos de $\ell_s(x)$ de la tabla estándar. Es posible, entonces, calcular el resto de funciones de la *tabla de mortalidad por los métodos tradicionales*.

2. Información utilizada

Las tablas de mortalidad que se tratan de estimar son para el período comprendido entre el censo realizado del 2 a 16 de mayo de 1961 y el llevado a cabo del 28 de junio al 12 de julio de 1971.

Se trabajará con la población nativa clasificada por grupos quinquenales de edad y por sexo, de ambos censos ^{15/}. Como el período intercensal es de 10,156 años, con el fin de tener un intervalo exacto de 10 años, a la población del primer censo se la deberá trasladar 0,156 años, aplicándole la tasa de crecimiento intercensal masculina (3,52%) y femenina (3,39%), respectivamente.

Por otra parte, para la estimación de la mortalidad infantil y juvenil, se necesita del censo de 1971 ^{16/} la información de hijos nacidos vivos e hijos sobrevivientes, de las mujeres clasificadas en grupos quinquenales de edad.

Un problema que dificulta la comparabilidad entre los censos es la migración internacional en el decenio. El Salvador ha tenido tradicionalmente un saldo neto migratorio negativo. Pero, luego del conflicto bélico de 1969, gran cantidad de emigrantes salvadoreños regresaron a su país, cambiándose, entonces, el sentido de la migración internacional. Más aún, hay indicios de que luego se produjo un nuevo movimiento emigratorio de una parte de las personas que habían regresado.

Esta serie de movimientos internacionales, a menos que se compensen entre sí, generarían perturbaciones en las relaciones de supervivencia intercensales; pero como no se dispone de información fidedigna sobre el resultado final de las migraciones, no se intentó hacer una corrección que, a lo mejor, podría deteriorar la información utilizada.

Otra fuente importante de irregularidades en las relaciones de supervivencia, es el bien conocido problema de la mala declaración de la edad. Precisamente, el ajuste con el sistema logito está orientado de manera fundamental a corregir este tipo de irregularidades.

^{15/} Dirección General de Estadística y Censos, El Salvador, III Censo de Población, 1961, cuadro 16; IV Censo de Población, 1971, cuadro 24.

^{16/} Dirección General de Estadística y Censos, El Salvador, IV Censo de Población, cuadros 32 y 33.

3. Estimación preliminar de la población estacionaria

En los cuadros 5 y 6 constan las cifras para obtener una estimación de la mortalidad infantil y juvenil. Los valores de $l(x)$ para los cuales el método permite estimaciones aceptables, corresponden, en los modelos Oeste de Coale y Demeny ^{17/}, a los siguientes niveles:

Edad x	$l(x)$	Nivel
2	0,8531	13,8
3	0,8481	14,2
5	0,8224	13,6

Por tanto, para los fines del presente estudio, se puede asumir que la mortalidad infantil y juvenil de El Salvador corresponde al nivel 14 de dichos modelos; el mismo que trae para los dos primeros grupos quinquenales de edad los siguientes valores de ${}_5L_x$ ^{18/} :

${}_5L_x$	Varones	Mujeres
${}_5L_0$	427 916	436 847
${}_5L_5$	407 719	416 663

Por su parte, el cuadro 7 registra el proceso de cálculo para estimar la población estacionaria y los logitos correspondientes. Allí cabe destacar el comportamiento muy irregular de las relaciones de supervivencia intercensales, el cual se aprecia mejor en la representación de los gráficos 6 y 7.

^{17/} Coale and Demeny, Regional model life tables and stable population, Princeton University Press, Princeton, New Jersey, 1966, pág. 42.

^{18/} Ibid, pág. 15.

Cuadro 5
EL SALVADOR: INFORMACION SOBRE HIJOS NACIDOS VIVOS E
HIJOS SOBREVIVIENTES, 1971

Edad de las mujeres	Mujeres que declararon hijos nacidos vivos	Hijos nacidos vivos (HNV)	Mujeres que declararon hijos sobrevivientes	Hijos sobrevivientes (HS)
15 - 19	160 978	44 616	160 934	38 919
20 - 24	144 648	227 300	144 561	194 071
25 - 29	117 861	376 410	117 797	318 649
30 - 34	99 132	452 900	99 077	372 371

Fuente: Dirección General de Estadística y Censos, IV Censo de Población, 1971, cuadro 32 y 33.

Cuadro 6
EL SALVADOR: ESTIMACION DE LA MORTALIDAD EN LA NIÑEZ BASADA EN LA
INFORMACION DE HIJOS TENIDOS E HIJOS SOBREVIVIENTES, 1971

Edad x	Promedio de HNV por mujer (P)	Promedio de HS por mujer (S)	$1 - \frac{S}{P}$	$K^a/$	x^{q_0}	$l(x)$
1	0,2772	0,2418	0,1277	0,975	0,1245	0,8755
2	1,5714	1,3425	0,1457	1,008	0,1469	0,8531
3	3,1937	2,7051	0,1530	0,993	0,1519	0,8481
5	4,5687	3,7584	0,1774	1,001	0,1776	0,8224

a/ Multiplicadores obtenidos con $P_2/P_3 = 0,492$. Brass, W., Methods for Estimating Fertility and Mortality from Limited and Defective Data, Laboratories for Population Statistics, University of North Carolina, October 1975, Table 14.

Fuente: Cuadro 5.

Cuadro 7
EL SALVADOR: ESTIMACION PRELIMINAR DE LA POBLACION ESTACIONARIA,
1961 Y 1971

a) Varones

Grupos de edades	Población nativa		$10P_{x,x+4}$	$(5L_x)$	$5P_{x,x+4}^{a/}$	$5L_x$	Logito ($1 - \frac{1}{5} 5L_x$)
	$5N_x$						
	1961	1971					
0-4	218 213		1,09293	427 916		427 916	-0,8905
5-9	193 586		0,89912	407 719	0,99564	407 719	-0,7429
10-14	159 828	238 492	0,89282	467 682	0,94655	405 941	-0,7311
15-19	117 358	174 058	0,92787	366 588	0,95403	384 244	-0,5999
20-24	101 369	142 697	0,96975	417 556	0,97395	366 580	-0,5054
25-29	80 798	108 893	1,11406	340 146	1,01951	357 031	-0,4576
30-34	72 849	98 303	1,01474	404 925	1,03113	363 997	-0,4922
35-39	65 931	90 014	0,88803	378 943	0,97431	375 328	-0,5511
40-44	54 748	73 923	0,86471	410 894	0,93610	365 686	-0,5008
45-49	43 556	58 549	0,77128	336 513	0,90369	342 319	-0,3876
50-54	37 066	47 341	0,90306	355 304	0,91355	309 350	-0,2420
55-59	24 577	33 594	0,84595	259 546	0,93490	282 607	-0,1312
60-64	28 620	33 473	0,63047	320 861	0,85457	264 209	-0,0569
65-69	14 078	20 791	0,62843	219 563	0,79338	225 785	0,0972
70-74	10 181	18 044	0,50899	202 293	0,75204	179 133	0,2914
75-79	12 840 ^{b/}	8 847	0,31893 ^{c/}	137 980		134 715	0,4988
80-84		5 182		102 965			
85 y más		4 095		44 006			

$\Sigma = 5\ 601$ (miles)

$$a/ : 5P_{x,x+4} = \sqrt[4]{10P_{x-5,x} 10P_{x,x+4}}$$

$$b/ : N_{75 y +}^{1961}$$

$$c/ : 10P_{75 y +}$$

Fuente: Dirección General de Estadística y Censos, El Salvador: III Censo de Población 1961, cuadro 16, y IV Censo de Población 1971, cuadro 24.

Cuadro 7
 EL SALVADOR: ESTIMACION PRELIMINAR DE LA POBLACION ESTACIONARIA
 1961 Y 1971
 b) Mujeres

Grupos de edades	Población nativa		$10P_{x, x+4}$	$5L_x$	$5P_{x, x+4}$ ^{a/}	$5L_x$	Logito ($1 - \frac{1}{5} 5L_x$)
	$5N_x$ 1961	1971					
0-4	214 529		1,06149	436 843		436 843	-0,9670
5-9	190 364		0,96156	416 663	0,00513	416 663	-0,8047
10-14	149 531	227 721	1,01510	463 704	0,99397	418 800	-0,8202
15-19	124 902	183 047	0,95923	400 646	0,99336	416 275	-0,8019
20-24	113 232	151 789	0,88128	470 706	0,95887	413 511	-0,7823
25-29	91 285	119 810	1,03660	384 312	0,97764	396 503	-0,6716
30-34	77 313	99 789	0,98282	414 824	0,00467	387 637	-0,6192
35-39	72 567	94 626	0,85797	398 378	0,95827	389 447	-0,6296
40-44	56 697	75 985	0,88509	407 697	0,93350	373 195	-0,5397
45-49	45 999	62 260	0,77917	341 796	0,91129	348 378	-0,4160
50-54	38 389	50 182	0,87911	360 849	0,90974	317 473	-0,2768
55-59	25 963	35 841	0,88010	266 317	0,93787	288 818	-0,1565
60-64	29 087	33 748	0,66164	317 226	0,87355	270 874	-0,0837
65-69	14 836	22 850	0,65152	234 386	0,81028	236 622	0,0536
70-74	11 125	19 245	0,60629	209 889	0,79278	191 730	0,2374
75-79	16 022 ^{b/}	9 666	0,37068 ^{c/}	152 707		152 000	0,4142
80-84		6 745		127 243			
85 y más		5 939		56 605			

Σ = 5 861(miles)

$$a/ : 5P_{x, x+4} = \sqrt[4]{10P_{x-5, x} 10P_{x, x+4}}$$

$$b/ : N_{75 y +}^{1961}$$

$$c/ : 10P_{75 y +}$$

Fuente: Dirección General de Estadística y Censos, El Salvador: III Censo de Población 1961, cuadro 16, y IV Censo de Población 1971, cuadro 24.

La aplicación de esas relaciones a los dos primeros valores de ${}_5L_x$ determinados anteriormente, da lugar a una primera estimación de la población estacionaria que representa una esperanza de vida al nacimiento de 56,01 años para los hombres, y de 58,61 años para las mujeres, valores tal vez distorsionados por el movimiento migratorio ocurrido en el período.

Por otra parte, los valores de ${}_5L_x$ estimados con las relaciones decenales de sobrevivencia intercensales, muestran el comportamiento irregular que a veces se presenta en estos casos. Por ello fue necesario hacer la corrección recomendada por Brass, obteniéndose un juego de relaciones de supervivencia quinquenales y un conjunto de ${}_5L_x$ más regular, que será el utilizado para hacer el ajuste en los logitos.

4. Ajuste lineal de la relación en los logitos

4.1. Relación lineal entre los sexos

Primero se verá si la información permite estimar las diferencias en la mortalidad por sexo. Para ello se ajustará la relación fundamental entre los sexos estudiada en la primera parte del trabajo.

El gráfico 4 muestra el comportamiento de los logitos al relacionar los entre los sexos. El claro desvío con respecto a la tendencia lineal que allí se observa para los puntos de las edades comprendidas entre 15 y 35 años, se debe seguramente a perturbaciones ocasionadas por factores como la migración internacional, la mala declaración de la edad o, incluso alguna omisión censal que, al parecer, han actuado en forma diferencial por sexo. Por lo tanto, no parece conveniente considerar en el ajuste esos puntos erráticos. Asimismo, según el criterio que se ha venido siguiendo, el primer punto no será ajustado.

Con las consideraciones anteriores, el ajuste por mínimos cuadrados resultó:

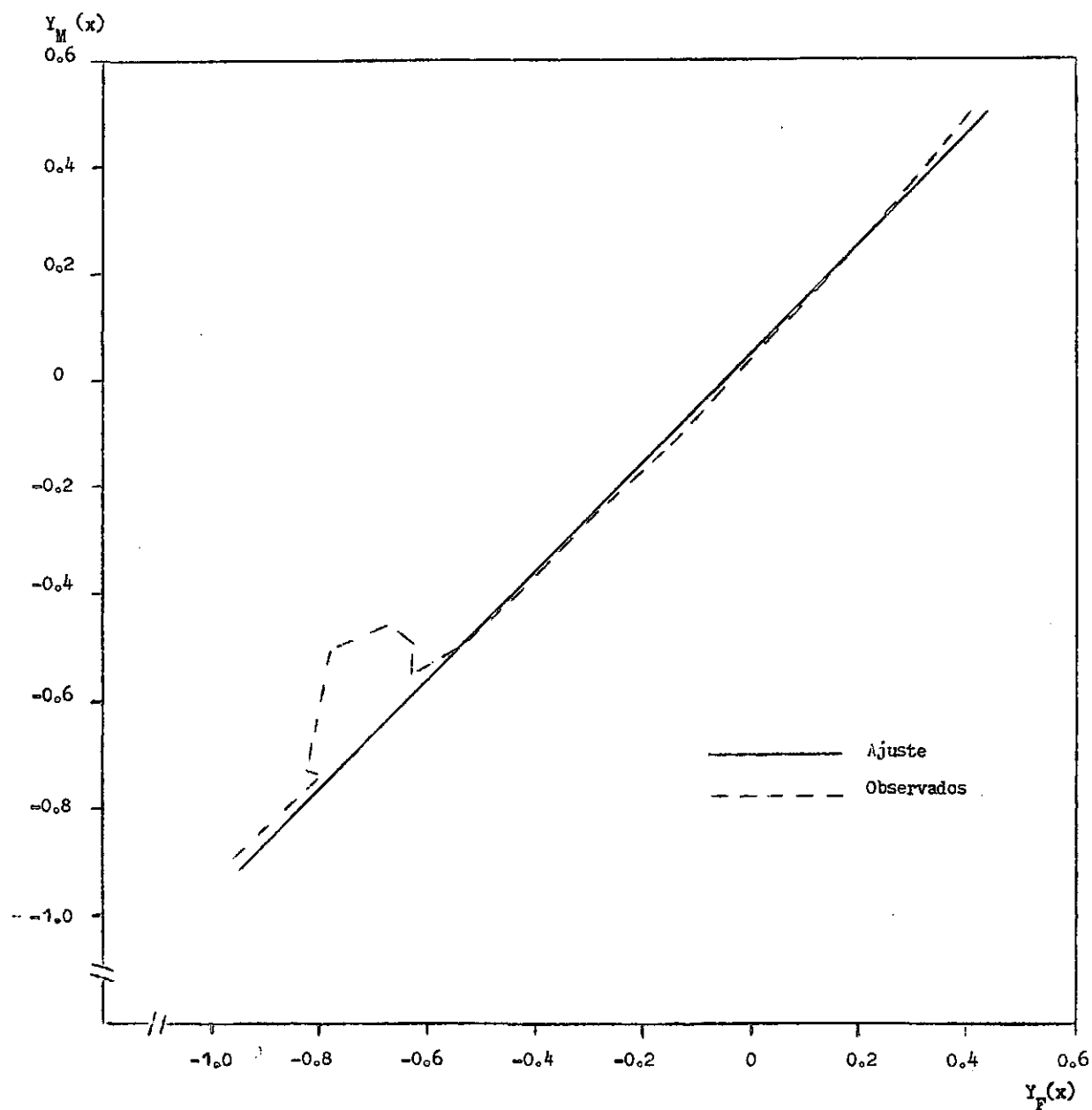
$$Y_M(x) = 0,047 + 1,018 Y_F(x); \quad (E.S. : 1,96\%)$$

Los valores de los parámetros son coherentes con las conclusiones a las que se llegó en la primera parte del trabajo, aunque tal vez sean inferiores a lo que cabría esperar en el nivel de la mortalidad de El Salvador. En especial, la intersección con las ordenadas parece establecer una sobremortalidad masculina muy baja. Sin embargo, es interesante destacar que en la tabla de mortalidad de Guatemala 1963-64 se llegó a valores bastante parecidos ^{19/}.

^{19/} Véase el cuadro 3.

Gráfico 4

EL SALVADOR: VALORES OBSERVADOS Y AJUSTE DE LA RELACION LINEAL
DE LOS LOGITOS ENTRE LOS SEXOS, 1961 - 1971



Fuente: Cuadro 7.

4.2. Ajuste de cada sexo aplicando un estándar común

En primer término está el problema de seleccionar una tabla estándar adecuada, es decir, un estándar común que permita derivar satisfactoriamente el patrón de mortalidad de la población salvadoreña para cada uno de los sexos.

El cuadro 8 registra los ajustes que se obtendrían con seis posibles estándares (el programa de computación, ya citado, permitió relacionar individualmente a cada sexo con otra serie de estándares, pero los resultados, medidos por el error estándar, no mostraron un mejor ajuste).

Cuadro 8

EL SALVADOR: ALGUNOS RESULTADOS DEL AJUSTE DE LA RELACION LINEAL EN LOS LOGITOS DE CADA SEXO RESPECTO A VARIOS ESTANDARES

Tabla estándar	Varones			Mujeres			ES ₁ +ES ₂ (por cien)
	A ₁	B ₁	ES ₁ (por cien)	A ₂	B ₂	ES ₂ (por cien)	
México, ambos sexos, 1940.....	-0,326	0,794	6,7	-0,416	0,859	5,2	11,9
Guatemala, ambos sexos, 1963/64..	-0,154	0,856	6,2	-0,232	0,923	5,7	11,9
Chile, ambos sexos, 1952/53..	0,011	0,867	6,6	-0,052	0,939	4,5	11,1
Costa Rica, ambos sexos, 1963	0,259	0,948	6,5	0,214	1,022	6,3	12,8
Coale y Demeny Oeste:							
Masculino, Nivel 15.....	-0,083	0,782	6,2	-0,153	0,845	4,6	10,8
Femenino, Nivel 15.....	0,018	0,852	6,3	-0,044	0,921	5,2	11,5

Fuente: Cuadro 7 y tablas de mortalidad correspondientes (citadas en el Apéndice)

En el cuadro, los valores del error estándar de estimación (ES) sugieren que un mejor alineamiento de los puntos se logra, para los dos sexos, escogiendo como estándar la tabla masculina de Coale y Demeny y, en menor grado, la tabla de Chile.

Se decidió seleccionar finalmente la tabla chilena, considerando, entre otros aspectos, que su patrón de mortalidad se parece más al de E \bar{T} Salvador que el de Coale y Demeny. Así, los parámetros A y B son, en ambos sexos, más cercanos a cero y a uno, respectivamente.

En el gráfico 5 aparecen representadas las relaciones en los logitos de cada uno de los sexos respecto al estándar escogido. El comportamiento de los valores observados que allí se aprecia, determina los siguientes criterios para el ajuste:

- a) Para el sexo masculino se presentan claramente dos tipos de desvíos con relación a la tendencia lineal: para los puntos correspondientes a las edades comprendidas entre 15 y 30 años la información estaría sobreestimando la mortalidad y, para las edades entre 35 y 45 años, subestimándola. Por ello, se adoptó el criterio de no considerar estos puntos en el ajuste.
- b) Para el sexo femenino, en cambio, se decidió considerar todos los puntos, pues las irregularidades que allí se observan no sugieren la presencia de una tendencia clara como para intentar hacer algo más elaborado.

En definitiva, el ajuste por mínimos cuadrados arrojó los siguientes resultados:

$$\hat{Y}_M(x) = 0,010 + 0,883 Y_{\delta}(x) \quad ; \quad (\text{E.S.: } 3,0\%)$$

$$\hat{Y}_F(x) = -0,052 + 0,939 Y_{\delta}(x) \quad ; \quad (\text{E.S.: } 4,5\%)$$

4.3. Coherencia del ajuste con las diferencias de la mortalidad por sexo

Según se vio en la sección 4 de la primera parte, los parámetros de la relación lineal entre los sexos (A_0 y B_0) están vinculados con los parámetros de la función lineal de cada uno de los sexos respecto al estándar común, por las siguientes relaciones:

$$A_0 = A_1 - A_2 \frac{B_1}{B_2} \quad y$$

$$B_0 = \frac{B_1}{B_2}$$

De donde, los ajustes realizados en el punto anterior implicarían los siguientes valores de los parámetros de la relación entre los sexos:

$$A_0 = 0,059 \quad y$$

$$B_0 = 0,940$$

Llama la atención la magnitud del coeficiente angular, pues empíricamente se comprobó que suele ser mayor que uno. Por ello se creyó conveniente adaptar el modelo para que cumpla con esa condición. Más concretamente, se tomó para B_0 el valor 1,018 que se estimó en la sección 4.1.

Con el fin de que B_0 alcance ese valor, se decidió aceptar el ajuste realizado para los varones y modificar la pendiente de la recta de ajuste de las mujeres, asignándole el valor de $B_2 = 0,867$ ^{20/}.

Con la cifra asignada a B_2 , se procedió a hacer un nuevo ajuste para el sexo femenino mediante:

$$\Sigma Y_F(x) = n A_2 + 0,86739 \Sigma Y_\Delta(x)$$

Entonces, el ajuste finalmente aceptado fue:

$$\hat{Y}_M(x) = 0,01019 + 0,88314 Y_\Delta(x)$$

$$\hat{Y}_F(x) = -0,08052 + 0,86739 Y_\Delta(x)$$

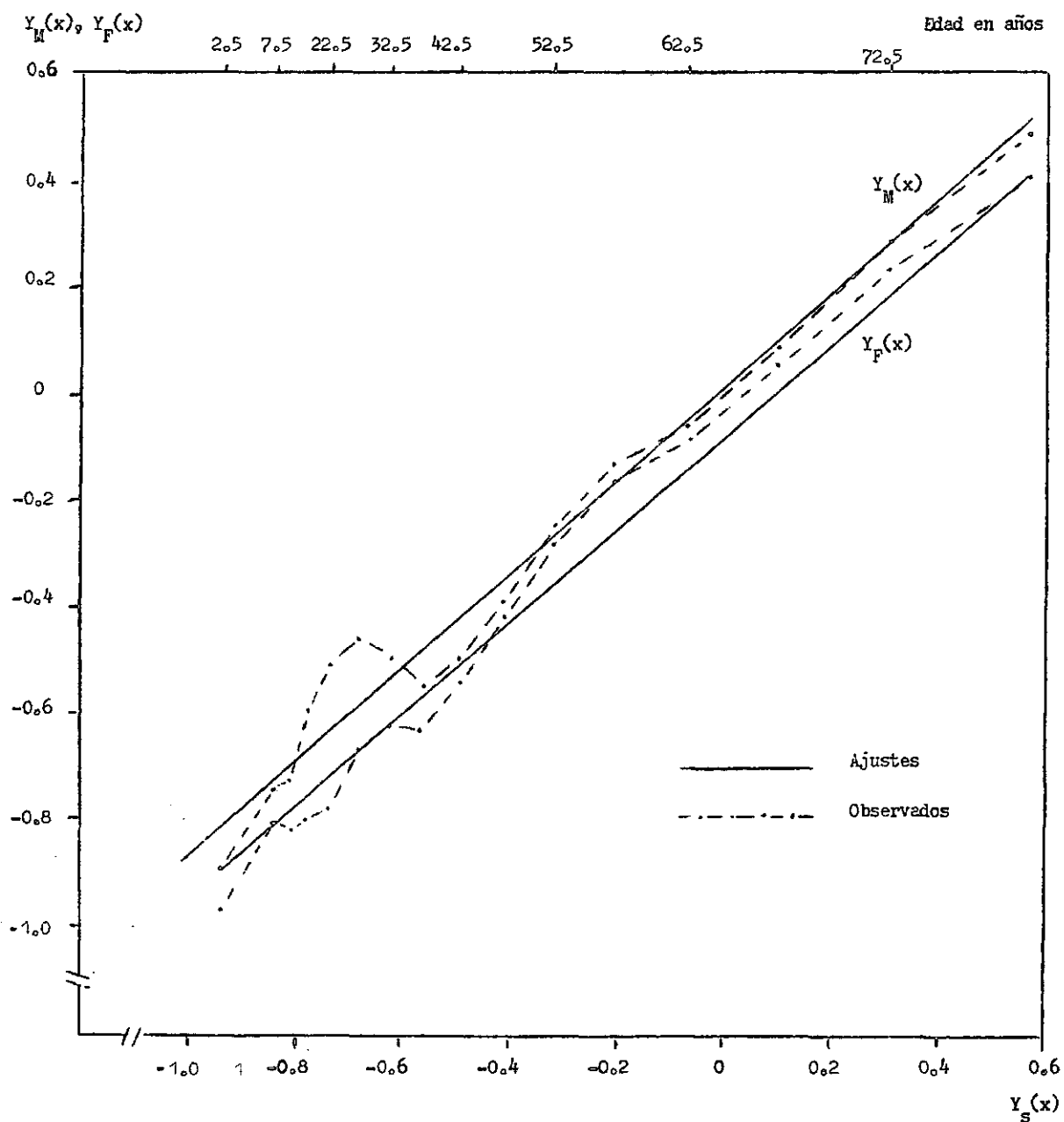
Las rectas de ajuste son las que aparecen en el gráfico 5 y sus parámetros implican la siguiente relación lineal entre los sexos:

$$Y_M(x) = 0,092 + 1,018 Y_F(x)$$

^{20/} La decisión es algo arbitraria, sin embargo, entre otras consideraciones, se pensó que la menor cantidad de puntos observados con que se estaba trabajando en el sexo masculino obligaba a respetar el ajuste obtenido.

Gráfico 5

EL SALVADOR: VALORES OBSERVADOS Y AJUSTE FINALMENTE ACEPTADO DE LA RELACION LINEAL ENTRE LOS LOGITOS DE CADA SEXO RESPECTO AL ESTANDAR CHILENO, 1961 - 1971



Fuente: Cuadro 7 y estándar chileno.

5. Construcción de la tabla de mortalidad para cada sexo

Los cuadros 9 y 10 contienen, para cada sexo, la tabla abreviada de mortalidad estimada para El Salvador en el período intercensal 1961-1971. Además, en el cuadro 11 se presenta la tabla de mortalidad de ambos sexos construida con las anteriores, en el supuesto de un índice de masculinidad al nacimiento de 105. El significado y las relaciones entre las funciones que allí aparecen, son los de una tabla de mortalidad convencional. Únicamente resta destacar ciertos aspectos particulares de su construcción

- a) Los sobrevivientes a edad exacta $l(x)$ provienen de la relación lineal entre los logitos, obtenida con el ajuste hecho para cada sexo, y de los valores correspondientes del estándar utilizado.
- b) Los efectivos de la población estacionaria en los grupos quinquenales de edad (${}_5L_x$) se obtuvieron, para las edades posteriores a los 5 años, haciendo el supuesto de variación lineal de la función $l(x)$ al interior de cada intervalo.
- c) En cambio, para obtener los valores ${}_5L_0$ se supuso un factor de separación de 0,179 para los hombres, 0,192 para las mujeres y 0,185 para los dos sexos (cifras implícitas en el nivel 15 de los modelos Oeste de Coale y Demeny).
- d) El valor de T_{85} se calculó utilizando una relación estimada por Rodolfo Corona ^{21/} para poblaciones latinoamericanas:

$$T_{85} = -11672,27 + 6,23 l(85)$$

- e) Finalmente, es necesario señalar que, a diferencia de lo que se acostumbra en este tipo de trabajos, las tablas construidas no incluyen la descripción del comportamiento de la mortalidad antes de los primeros 5 años de edad. Se procedió así en conocimiento de que el sistema logito no produce buenas estimaciones para esas edades, especialmente cuando se aplica haciendo la distinción del sexo. Más, si se necesitase una estimación de la mortalidad infantil según sea la precisión deseada, se puede aceptar la obtenida con la información de hijos nacidos e hijos sobrevivientes; es decir, una mortalidad infantil por mil, de alrededor de 125 para los varones, 105 para las mujeres y 115 para todos los niños (valores correspondientes al nivel 14 de los modelos Oeste de Coale y Demeny).

^{21/} Corona, Rodolfo, Determinación de la mortalidad por medio de las técnicas de William Brass, con especial referencia al sistema logito, CELADE, Curso Básico de Demografía, 1972. (Inédito).

Cuadro 9
EL SALVADOR: TABLA ABREVIADA DE MORTALIDAD MASCULINA,
1961 - 1971

Edad x	$l(x)$	$5m_x$	$5q_x$	$5L_x$	$5P_{x,x+4}$	$10P_{x,x+4}$	T_x	e_x^o
					$0,84750^{a/}$	$0,81025^{a/}$		
0	100 000	0,04385	0,18580	423 751	0,95604	0,94727	5 363 749	53,64
5	81 420	0,00195	0,00970	405 125	0,99082	0,97943	4 939 998	60,67
10	80 630	0,00174	0,00866	401 405	0,98850	0,97184	4 534 873	56,24
15	79 932	0,00289	0,01436	396 790	0,98314	0,96247	4 133 468	51,71
20	78 784	0,00392	0,01939	390 100	0,97897	0,95508	3 736 678	47,43
25	77 256	0,00459	0,02269	381 897	0,97560	0,94776	3 346 578	43,32
30	75 503	0,00530	0,02616	372 578	0,97147	0,93762	2 964 681	39,26
35	73 528	0,00629	0,03097	361 947	0,96516	0,92249	2 592 103	35,25
40	71 251	0,00792	0,03885	349 335	0,95579	0,90128	2 230 156	31,30
45	68 483	0,01021	0,04978	333 892	0,94297	0,87172	1 880 821	27,46
50	65 074	0,01337	0,06466	314 850	0,92444	0,83011	1 546 929	23,77
55	60 866	0,01824	0,08721	291 060	0,89796	0,77087	1 232 079	20,24
60	55 558	0,02515	0,11829	261 360	0,85846	0,68860	941 019	16,94
65	48 986	0,03666	0,16791	224 368	0,80213	0,58307	679 659	13,87
70	40 761	0,05297	0,23388	179 973	0,72690	0,45767	455 291	11,17
75	31 228	0,07741	0,32429	130 822	0,62962	$0,22566^{c/}$	275 318	8,82
80	21 101	0,11236	0,43860	82 368	$0,42996^{b/}$		144 496	6,85
85	11 846	0,19067	1,00000	62 128			62 128	5,24

$a/$: m^P_b

$b/$: T_{85}/T_{80}

$c/$: T_{85}/T_{75}

Cuadro 10
EL SALVADOR: TABLA ABREVIADA DE MORTALIDAD FEMENINA,
1961 - 1971

Edad x	$l(x)$	$5^m x$	$5^q x$	$5L_x$	$5P_{x,x+4}$	$10P_{x,x+4}$	T_x	e_x^o
					0,86781 ^{a/}	0,83296 ^{a/}		
0	100 000	0,03769	0,16352	433 904	0,95985	0,95222	5 659 653	56,60
5	83 648	0,00169	0,00840	416 482	0,99205	0,98218	5 225 749	62,47
10	82 945	0,00150	0,00749	413 172	0,99005	0,97557	4 809 267	57,98
15	82 324	0,00250	0,01244	409 060	0,98538	0,96739	4 396 095	53,40
20	81 300	0,00339	0,01683	403 080	0,98175	0,96092	3 987 035	49,04
25	79 932	0,00398	0,01970	395 722	0,97879	0,95446	3 583 955	44,84
30	78 357	0,00460	0,02275	387 328	0,97514	0,94547	3 188 233	40,69
35	76 574	0,00548	0,02701	377 700	0,96957	0,93202	2 800 905	36,58
40	74 506	0,00691	0,03394	366 208	0,96126	0,91298	2 423 205	32,52
45	71 977	0,00893	0,04369	352 022	0,94978	0,88617	2 056 997	28,58
50	68 832	0,01174	0,05705	334 342	0,93303	0,84794	1 704 975	24,77
55	64 905	0,01612	0,07748	311 952	0,90880	0,79248	1 370 633	21,12
60	59 876	0,02240	0,10607	283 502	0,87200	0,71362	1 058 681	17,68
65	53 525	0,03302	0,15253	247 215	0,81836	0,60951	775 179	14,48
70	45 361	0,04842	0,21598	202 312	0,74479	0,48208	527 964	11,64
75	35 564	0,07205	0,30525	150 680	0,64727	0,23781 ^{c/}	325 652	9,16
80	24 708	0,10668	0,42108	97 530	0,44260 ^{b/}		174 972	7,08
85	14 304	0,18471	1,00000	77 442			77 442	5,41

^{a/}: mP_b

^{b/}: T_{85}/T_{80}

^{c/}: T_{85}/T_{75}

Cuadro 11
EL SALVADOR: TABLA ABREVIADA DE MORTALIDAD PARA AMBOS SEXOS
1961 - 1971

Edad x	$L(x)$	5^Mx	5^Qx	5^Lx	$5^Px, x+4$	$10^Px, x+4$	T_x	e_x^o
					0,85748 ^{a/}	0,82133 ^{a/}	5 508 116	55,08
0	100 000	0,04080	0,17493	428 739	0,95784	0,94963	5 079 377	61,56
5	82 507	0,00182	0,00906	410 665	0,99143	0,98079	4 668 712	57,10
10	81 759	0,00162	0,00807	407 145	0,98927	0,97368	4 261 567	52,55
15	81 099	0,00270	0,01342	402 775	0,98425	0,96491	3 858 792	48,23
20	80 011	0,00366	0,01812	396 430	0,98035	0,95798	3 462 362	44,07
25	78 561	0,00429	0,02121	388 640	0,97718	0,95109	3 073 722	39,97
30	76 895	0,00495	0,02446	379 772	0,97330	0,94152	2 693 950	35,91
35	75 014	0,00588	0,02899	369 632	0,96735	0,92723	2 324 318	31,91
40	72 839	0,00742	0,03641	357 565	0,95852	0,90713	1 966 753	28,02
45	70 182	0,00957	0,04673	342 735	0,94638	0,87896	1 624 018	24,27
50	66 907	0,01255	0,06084	324 358	0,92876	0,83907	1 299 660	20,68
55	62 836	0,01717	0,08231	301 250	0,90344	0,78178	998 410	17,31
60	57 664	0,02375	0,11210	272 160	0,86534	0,70132	726 250	14,18
65	51 200	0,03480	0,16006	235 512	0,81045	0,59661	490 738	11,41
70	43 005	0,05062	0,22467	190 870	0,73614	0,47028	299 860	8,99
75	33 343	0,07461	0,31440	140 508	0,63884	0,23210 ^{c/}	159 360	6,97
80	22 860	0,10934	0,42935	89 762	0,43673 ^{b/}		69 598	5,34
85	13 045	0,18743	1,00000	69 598				

^{a/}: $\frac{P}{m \cdot b}$

^{b/}: $\frac{T_{85}}{T_{80}}$

^{c/}: $\frac{T_{85}}{T_{75}}$

6. Comentarios

El nivel general de la mortalidad encontrado, es congruente con las características socio-económicas y demográficas de El Salvador. Por ejemplo, la comparación con las esperanzas de vida al nacimiento estimadas para el período decenal anterior ^{22/} o con las proyectadas para el período en estudio ^{23/}, muestra bastante coherencia.

Cuadro 12

EL SALVADOR: COMPARACION DE LA ESPERANZA DE VIDA AL NACIMIENTO, CON OTRAS ESTIMACIONES

Tabla de vida del período	Esperanza de vida	
	Varones	Mujeres
1961 - 1971.....	53,64	56,60
1951 - 1961.....	44,71	47,39
Proyección para 1961-1971 ^{a/}	51,9	55,4

^{a/} Promedio de las proyecciones para 1961-1966 y 1966-1971.

Por otra parte, los gráficos 6 y 7 muestran que las tablas de mortalidad aquí estimadas constituyen un ajuste aceptable de las relaciones de supervivencia observadas.

En los mismos gráficos están representadas las relaciones de supervivencia correspondientes al nivel 15, modelo Oeste de Coale y Demeny, lo que permite apreciar que los modelos presentan una mortalidad relativamente mayor en las edades avanzadas. Hecho coherente con lo que se observa cuando se comparan los patrones de mortalidad de países latinoamericanos con modelos que, como los de Coale y Demeny, se basan fundamentalmente en experiencias de poblaciones europeas.

Finalmente, en el gráfico 8 están representadas las probabilidades de morir calculadas en las tablas, mostrando las series de cada sexo un comportamiento aceptable.

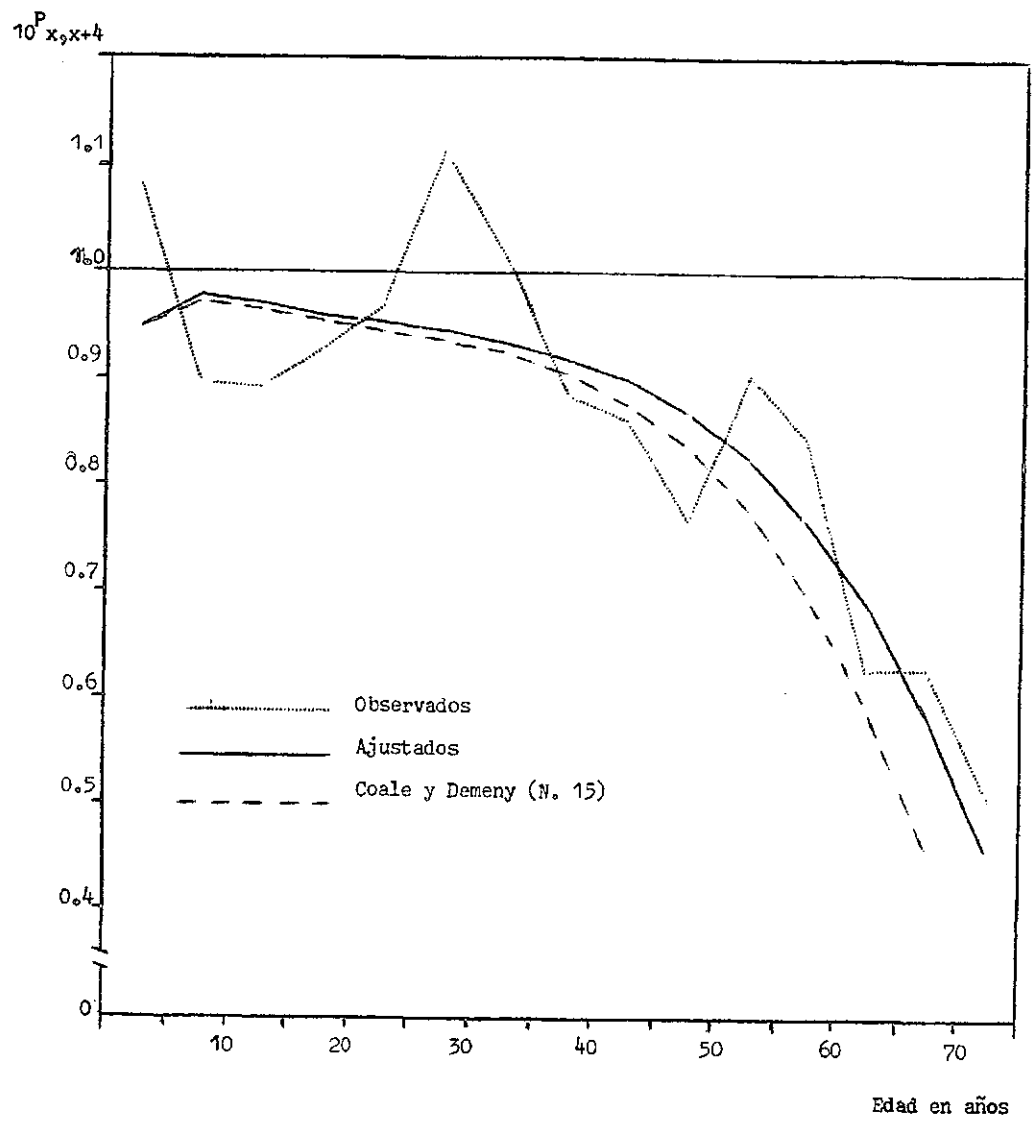
^{22/} Alens Alex, República de El Salvador estimación de los niveles de mortalidad en base a la comparación de los censos de 1950 y 1961, CELADE. (Inédito).

^{23/} Arretx, Carmen, "El Salvador: Proyecciones de la población por sexo y edad" en Seminario sobre la situación demográfica de América Central: Perspectivas y consecuencias, CELADE, San José, 1972.

Gráfico 6

EL SALVADOR: RELACIONES DE SUPERVIVENCIA OBSERVADAS, AJUSTADAS Y CORRESPONDIENTES AL NIVEL 15, MODELOS OESTE DE COALE Y DEMENY

(VARONES)

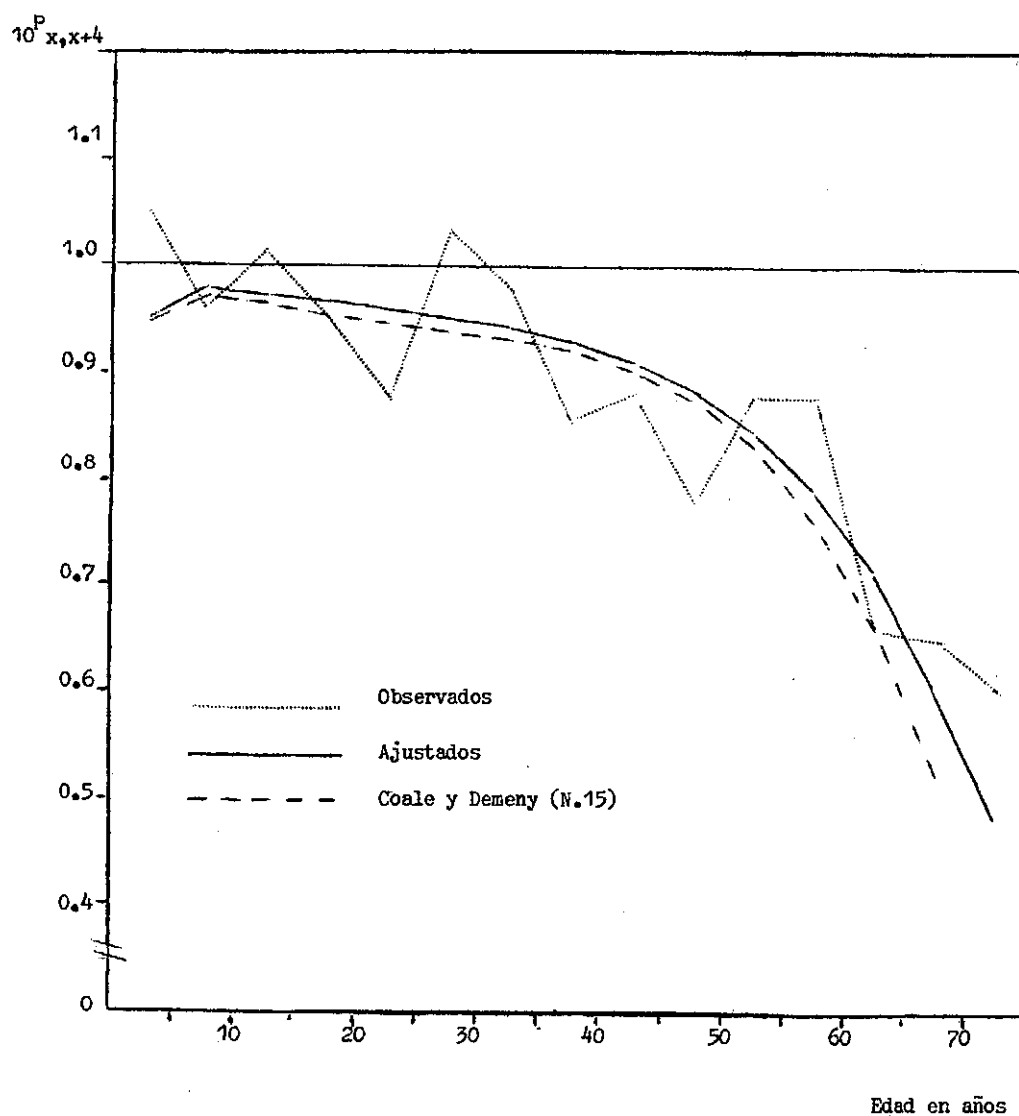


Fuente: Cuadros 7 y 9; Coale y Demeny, op.cit.

Gráfico 7

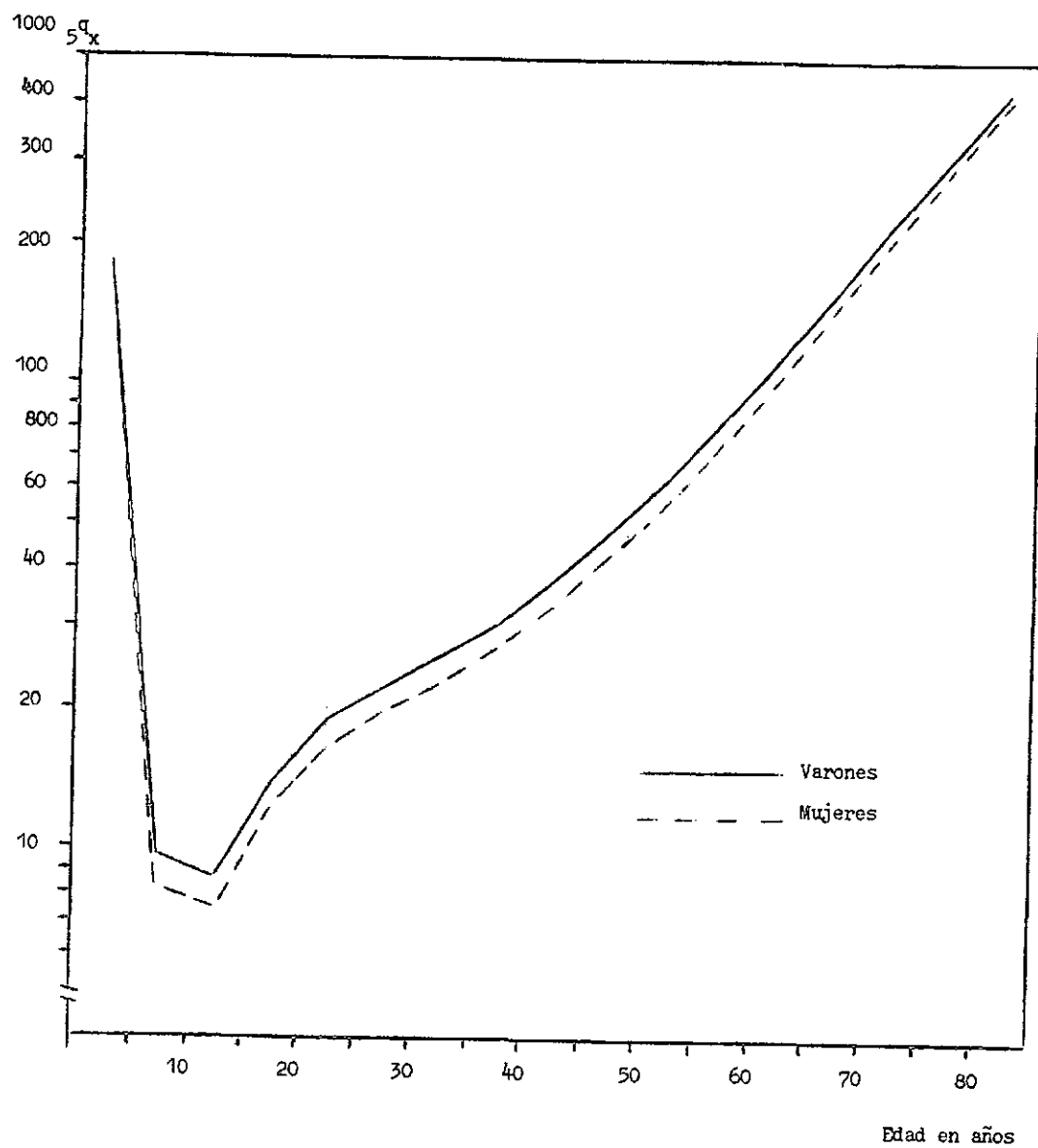
EL SALVADOR: RELACIONES DE SUPERVIVENCIA OBSERVADAS, AJUSTADAS Y CORRESPONDIENTES AL NIVEL 15, MODELOS OESTE DE COALE Y DEMENY

(MUJERES)



Fuente: Cuadros 7 y 10; Coale y Demeny, op.cit.

Gráfico 8
 EL SALVADOR: PROBABILIDADES DE MUERTE $5q_x$
 TABLA DE MORTALIDAD, 1961 - 1971



Fuente: Cuadros 9 y 10.

A P E N D I C E



GUATEMALA: VALORES DE LOS LOGITOS DE LAS PROBABILIDADES DE MORIR HASTA LA EDAD x , POR SEXO, Y VALORES DE LA FUNCION $\hat{\ell}_x$ (VARONES) AJUSTADOS POR LA RELACION FUNDAMENTAL ENTRE LOS SEXOS. 1963-1964

Edad x	$y_F(x)$	$y_M(x)$	$\hat{\ell}_M(x)$
1	- 1,1945	- 1,1145	0,9135
5	- 0,7215	- 0,6971	0,8002
10	- 0,6341	- 0,6162	0,7700
15	- 0,5989	- 0,5786	0,7570
20	- 0,5582	- 0,5317	0,7413
25	- 0,5016	- 0,4785	0,7185
30	- 0,4434	- 0,4218	0,6937
35	- 0,3832	- 0,3592	0,6669
40	- 0,3240	- 0,2931	0,6394
45	- 0,2600	- 0,2214	0,6086
50	- 0,1899	- 0,1362	0,5739
55	- 0,1053	- 0,0369	0,5310
60	0,0067	0,0880	0,4737
65	0,1513	0,2290	0,4009
70	0,3347	0,4106	0,3148
75	0,5680	0,6317	0,2216
80	0,8651	0,8800	0,1341

Fuente: Alvarez, L., Tablas de mortalidad para la República de Guatemala 1963-1964, CELADE, (inédito).

CHILE: VALORES DE LOS LOGITOS DE LAS PROBABILIDADES DE MORIR HASTA LA EDAD x , POR SEXO, Y VALORES DE LA FUNCION $\hat{\ell}_x$ (VARONES) AJUSTADOS POR LA RELACION FUNDAMENTAL ENTRE LOS SEXOS. 1952-1953

Edad x	$y_F(x)$	$y_M(x)$	$\hat{\ell}_M(x)$
1	- 1,0335	- 0,9596	0,8858
5	- 0,8740	- 0,8237	0,8430
10	- 0,8460	- 0,7937	0,8343
15	- 0,8213	- 0,7684	0,8263
20	- 0,7822	- 0,7282	0,8129
25	- 0,7318	- 0,6774	0,7946
30	- 0,6771	- 0,6220	0,7732
35	- 0,6200	- 0,5612	0,7493
40	- 0,5593	- 0,4925	0,7222
45	- 0,4912	- 0,4125	0,6896
50	- 0,4122	- 0,3178	0,6493
55	- 0,3197	- 0,2066	0,5993
60	- 0,2070	- 0,0726	0,5356
65	- 0,0697	0,0903	0,4566
70	0,1053	0,2937	0,3595
75	0,2107	0,5484	0,2521
80	0,6080	0,8742	0,1497

Fuente: Tacla, O. y Pujol, J., Chile. Tablas abreviadas de mortalidad 1952-1953 y 1960-1961, CELADE, Serie C, Nº 11.

COSTA RICA: VALORES DE LOS LOGITOS DE LAS PROBABILIDADES DE
MORIR HASTA LA EDAD x , POR SEXO, Y VALORES DE LA FUNCION
 ℓ_x (VARONES) AJUSTADOS POR LA RELACION FUNDAMENTAL
ENTRE LOS SEXOS. 1963

Edad x	$\gamma_F(x)$	$\gamma_M(x)$	$\hat{\ell}_M(x)$
1	- 1,2506	- 1,1334	0,9102
5	- 1,0513	- 0,9503	0,8698
10	- 1,0193	- 0,9168	0,8621
15	- 1,0024	- 0,8995	0,8578
20	- 0,9816	- 0,8742	0,8524
25	- 0,9523	- 0,8407	0,8445
30	- 0,9165	- 0,8011	0,8345
35	- 0,8735	- 0,7585	0,8217
40	- 0,8227	- 0,7092	0,8055
45	- 0,7610	- 0,6497	0,7845
50	- 0,6880	- 0,5749	0,7576
55	- 0,5948	- 0,4780	0,7200
60	- 0,4772	- 0,3567	0,6679
65	- 0,3317	- 0,2042	0,5973
70	- 0,1482	- 0,0057	0,5026
75	0,0836	0,2385	0,3835
80	0,3676	0,5423	0,2556

Fuente: Alberts, J., Costa Rica. Tablas abreviadas de mortalidad por provincias. 1962-1964, CELADE, Serie AS, N° 9.

VALORES DE LOS LOGITOS DE LAS PROBABILIDADES DE MORIR HASTA
LA EDAD x , POR SEXO, Y VALORES DE LA FUNCION ℓ_x (VARONES)
AJUSTADOS POR LA RELACION FUNDAMENTAL ENTRE LOS SEXOS
COALE Y DEMENY-OESTE (nivel 7)

Edad x	$y_F(x)$	$y_M(x)$	$\hat{\ell}_M(x)$
1	- 0,6509	- 0,5542	0,7897
5	- 0,3579	- 0,2929	0,6612
10	- 0,2961	- 0,2392	0,6297
15	- 0,2513	- 0,2027	0,6061
20	- 0,1957	- 0,1548	0,5760
25	- 0,1305	- 0,0906	0,5401
30	- 0,0623	- 0,0239	0,5022
35	0,0093	0,0481	0,4622
40	0,0830	0,1271	0,4217
45	0,1575	0,2167	0,3817
50	0,2341	0,3150	0,3422
55	0,3283	0,4327	0,2966
60	0,4423	0,5696	0,2464
65	0,5993	0,7466	0,1871
70	0,7997	0,9727	0,1283
75	1,0788	1,2758	0,0739
80	1,4685	1,7065	0,0320

Fuente: Coale, A. y Demeny, P., Regional model life tables and stable populations, Princeton University Press, Princeton, New Jersey, 1966.

VALORES DE LOS LOGITOS DE LAS PROBABILIDADES DE MORIR HASTA
 LA EDAD x , POR SEXO, Y VALORES DE LA FUNCION ℓ_x (VARONES)
 AJUSTADOS POR LA RELACION FUNDAMENTAL ENTRE LOS SEXOS
 COALE Y DEMENY-OESTE (nivel II)

Edad x	$y_F(x)$	$y_M(x)$	$\hat{\ell}_M(x)$
1	- 0,8827	- 0,7870	0,8543
5	- 0,6152	- 0,5497	0,7639
10	- 0,5569	- 0,4985	0,7397
15	- 0,5149	- 0,4638	0,7213
20	- 0,4623	- 0,4173	0,6972
25	- 0,4006	- 0,3560	0,6675
30	- 0,3366	- 0,2935	0,6352
35	- 0,2701	- 0,2273	0,6003
40	- 0,2020	- 0,1551	0,5635
45	- 0,1326	- 0,0734	0,5253
50	- 0,0600	0,0174	0,4850
55	0,0288	0,1264	0,4359
60	0,1361	0,2549	0,3785
65	0,2803	0,4188	0,3065
70	0,4640	0,6258	0,2271
75	0,7150	0,8989	0,1440
80	1,0597	1,2769	0,0725

Fuente: Coale, A. y Demeny, P., op.cit.

VALORES DE LOS LOGITOS DE LAS PROBABILIDADES DE MORIR HASTA
 LA EDAD x , POR SEXO, Y VALORES DE LA FUNCION ℓ_x (VARONES)
 AJUSTADOS POR LA RELACION FUNDAMENTAL ENTRE LOS SEXOS
 COALE Y DEMENY-OESTE (nivel 15)

Edad x	$y_F(x)$	$y_M(x)$	$\ell_M(x)$
1	- 1,1365	- 1,0385	0,9036
5	- 0,9129	- 0,8414	0,8515
10	- 0,8585	- 0,7924	0,8357
15	- 0,8195	- 0,7588	0,8236
20	- 0,7679	- 0,7112	0,8064
25	- 0,7062	- 0,6491	0,7843
30	- 0,6426	- 0,5880	0,7597
35	- 0,5771	- 0,5243	0,7325
40	- 0,5059	- 0,4548	0,7025
45	- 0,4401	- 0,3754	0,6694
50	- 0,3644	- 0,2841	0,6315
55	- 0,2720	- 0,1734	0,5831
60	- 0,1606	- 0,0405	0,5226
65	- 0,0148	0,1261	0,4426
70	0,1703	0,3329	0,3457
75	0,4171	0,5989	0,2348
80	0,7473	0,9554	0,1292

Fuente: Coale, A. y Demeny, P., op.cit.

VALORES DE LOS LOGITOS DE LAS PROBABILIDADES DE MORIR HASTA
LA EDAD x , POR SEXO, Y VALORES DE LA FUNCION ℓ_x (VARONES)
AJUSTADOS POR LA RELACION FUNDAMENTAL ENTRE LOS SEXOS
COALE Y DEMENY-OESTE (nivel 19)

Edad x	$y_F(x)$	$y_M(x)$	$\hat{\ell}_M(x)$
1	- 1,4729	- 1,3509	0,9423
5	- 1,3090	- 1,2040	0,9199
10	- 1,2606	- 1,1571	0,9119
15	- 1,2256	- 1,1238	0,9057
20	- 1,1761	- 1,0727	0,8962
25	- 1,1154	- 1,0077	0,8834
30	- 1,0516	- 0,9466	0,8686
35	- 0,9853	- 0,8843	0,8514
40	- 0,9145	- 0,8153	0,8312
45	- 0,8367	- 0,7333	0,8064
50	- 0,7465	- 0,6326	0,7744
55	- 0,6370	- 0,5078	0,7306
60	- 0,5059	- 0,3552	0,6718
65	- 0,3416	- 0,1702	0,5898
70	- 0,1363	0,0522	0,4806
75	0,1256	0,3267	0,3452
80	0,4613	0,6778	0,2040

Fuente: Coale, A. y Demeny, P., op.cit.

VALORES DE LOS LOGITOS DE LAS PROBABILIDADES DE MORIR HASTA
 LA EDAD x , POR SEXO, Y VALORES DE LA FUNCION l_x (VARONES)
 AJUSTADOS POR LA RELACION FUNDAMENTAL ENTRE LOS SEXOS
 COALE Y DEMENY-OESTE (nivel 23)

Edad x	$\gamma_F(x)$	$\gamma_M(x)$	$\hat{l}_M(x)$
1	- 2,0869	- 1,9104	0,9776
5	- 2,0133	- 1,8361	0,9742
10	- 1,9783	- 1,7928	0,9722
15	- 1,9508	- 1,7589	0,9707
20	- 1,9080	- 1,6980	0,9681
25	- 1,8523	- 1,6241	0,9644
30	- 1,7894	- 1,5602	0,9598
35	- 1,7182	- 1,4966	0,9538
40	- 1,6322	- 1,4231	0,9454
45	- 1,5236	- 1,3262	0,9328
50	- 1,3824	- 1,1917	0,9124
55	- 1,2163	- 1,0205	0,8813
60	- 1,0262	- 0,8110	0,8344
65	- 0,8092	- 0,5762	0,7641
70	- 0,5506	- 0,3129	0,6567
75	- 0,2466	- 0,0118	0,5074
80	0,1141	0,3446	0,3307

Fuente: Coale, A. y Demeny, P., op.cit.

MEXICO: VALORES DE LOS LOGITOS DE LAS PROBABILIDADES DE MORIR HASTA LA EDAD ℓ , POR SEXO, Y VALORES DE LA FUNCION $\hat{\ell}_x$ (VARONES) AJUSTADOS POR LA RELACION FUNDAMENTAL ENTRE LOS SEXOS. 1930

Edad x	$y_F(x)$	$y_M(x)$	$\hat{\ell}_M(x)$
1	- 0,9091	- 0,8475	0,8591
5	- 0,4390	- 0,4232	0,6970
10	- 0,3475	- 0,3333	0,6556
15	- 0,3070	- 0,2914	0,6364
20	- 0,2568	- 0,2406	0,6119
25	- 0,1987	- 0,1788	0,5830
30	- 0,1340	- 0,1086	0,5509
35	- 0,0672	- 0,0332	0,5156
40	0,0048	0,0472	0,4783
45	0,0822	0,1340	0,4385
50	0,1687	0,2295	0,3949
55	0,2684	0,3371	0,3468
60	0,3878	0,4630	0,2930
65	0,5391	0,6162	0,2325
70	0,7340	0,8106	0,1682
75	0,9977	1,0690	0,1048
80	1,3729	1,4245	0,0510

Fuente: Benítez, R. y Cabrera, G., Tablas abreviadas de la población de México, 1930, 1940, 1950, 1960, Colegio de México, 1967.

MEXICO: VALORES DE LOS LOGITOS DE LAS PROBABILIDADES DE MORIR HASTA LA EDAD x , POR SEXO, Y VALORES DE LA FUNCIÓN $\hat{\ell}_x$ (VARONES) AJUSTADOS POR LA RELACION FUNDAMENTAL ENTRE LOS SEXOS. 1940

Edad x	$\gamma_F(x)$	$\gamma_M(x)$	$\hat{\ell}_M(x)$
1	- 1,0091	- 0,9438	0,8865
5	- 0,5499	- 0,5366	0,7432
10	- 0,4781	- 0,4652	0,7125
15	- 0,4448	- 0,4297	0,6975
20	- 0,3962	- 0,3799	0,6749
25	- 0,3342	- 0,3138	0,6448
30	- 0,2680	- 0,2394	0,6114
35	- 0,2004	- 0,1605	0,5762
40	- 0,1293	- 0,0769	0,5382
45	- 0,0561	0,0116	0,4988
50	0,0247	0,1082	0,4552
55	0,1183	0,2172	0,4056
60	0,2313	0,3455	0,3483
65	0,3731	0,4968	0,2823
70	0,5565	0,6842	0,2092
75	0,8009	0,9225	0,1349
80	1,1294	1,2338	0,0712

Fuente: Benítez, R. y Cabrera, G., op.cit.

MEXICO: VALORES DE LOS LOGITOS DE LAS PROBABILIDADES DE MORIR HASTA LA EDAD x , POR SEXO, Y VALORES DE LA FUNCION $\hat{\ell}_x$ (VARONES) AJUSTADOS POR LA RELACION FUNDAMENTAL ENTRE LOS SEXOS. 1950

Edad x	$y_F(x)$	$y_M(x)$	$\hat{\ell}_M(x)$
1	- 1,1288	- 1,0583	0,9077
5	- 0,7173	- 0,7022	0,7982
10	- 0,6572	- 0,6420	0,7755
15	- 0,6286	- 0,6117	0,7647
20	- 0,5912	- 0,5663	0,7495
25	- 0,5449	- 0,5109	0,7297
30	- 0,4910	- 0,4483	0,7055
35	- 0,4341	- 0,3796	0,6787
40	- 0,3730	- 0,3055	0,6486
45	- 0,3079	- 0,2217	0,6151
50	- 0,2351	- 0,1279	0,5762
55	- 0,1497	- 0,0221	0,5295
60	- 0,0452	0,0997	0,4718
65	0,0869	0,2438	0,4000
70	0,2577	0,4174	0,3136
75	0,4830	0,6333	0,2172
80	0,7876	0,9089	0,1238

Fuente: Benítez, R. y Cabrera, G., op.cit.

MEXICO: VALORES DE LOS LOGITOS DE LAS PROBABILIDADES DE MORIR HASTA LA EDAD x , POR SEXO, Y VALORES DE LA FUNCION $\hat{\ell}_x$ (VARONES) AJUSTADOS POR LA RELACION FUNDAMENTAL ENTRE LOS SEXOS. 1960

Edad x	$y_F(x)$	$y_M(x)$	$\hat{\ell}_M(x)$
1	- 1,3047	- 1,2285	0,9280
5	- 1,0212	- 0,9879	0,8752
10	- 0,9688	- 0,9353	0,8618
15	- 0,9417	- 0,9069	0,8553
20	- 0,9069	- 0,8644	0,8458
25	- 0,8597	- 0,8072	0,8321
30	- 0,8035	- 0,7413	0,8146
35	- 0,7415	- 0,6699	0,7937
40	- 0,6729	- 0,5941	0,7685
45	- 0,5984	- 0,5104	0,7388
50	- 0,5153	- 0,4147	0,7030
55	- 0,4220	- 0,3059	0,6596
60	- 0,3096	- 0,1799	0,6035
65	- 0,1718	- 0,0347	0,5311
70	0,0052	0,1389	0,4365
75	0,2198	0,3505	0,3283
80	0,4927	0,6031	0,2139

Fuente: Benítez, R. y Cabrera, G., op.cit.

MEXICO: VALORES DE LOS LOGITOS DE LAS PROBABILIDADES DE MORIR HASTA LA EDAD x , POR SEXO, Y VALORES DE LA FUNCION \hat{L}_x (VARONES) AJUSTADOS POR LA RELACION FUNDAMENTAL ENTRE LOS SEXOS. 1970

Edad x	$y_F(x)$	$y_M(x)$	$\hat{L}_M(x)$
1	- 1,3566	- 1,2686	0,9312
5	- 1,1118	- 1,0603	0,8883
10	- 1,0649	- 1,0144	0,8778
15	- 1,0415	- 0,9880	0,8722
20	- 1,0110	- 0,9477	0,8647
25	- 0,9677	- 0,8901	0,8533
30	- 0,9153	- 0,8236	0,8384
35	- 0,8545	- 0,7499	0,8197
40	- 0,7861	- 0,6679	0,7968
45	- 0,7113	- 0,5782	0,7692
50	- 0,6275	- 0,4796	0,7352
55	- 0,5276	- 0,3662	0,6909
60	- 0,4043	- 0,2343	0,6310
65	- 0,2511	- 0,0786	0,5508
70	- 0,0663	0,1039	0,4507
75	0,1548	0,3204	0,3367
80	0,4196	0,5800	0,2222

Fuentes: Benítez, R. y Cabrera, G., Tablas abreviadas de mortalidad de la población de México, 1970, (inéditas).

BIBLIOGRAFIA

- Alberts, J., Costa Rica. Tablas abreviadas de mortalidad por provincias. 1962-1964, CELADE, Serie AS, No. 9.
- Alens, A., República de El Salvador. Estimación de los niveles de mortalidad en base a los Censos de 1950 y 1961, CELADE, (inédito).
- Alvarez, L., Tablas de mortalidad para la República de Guatemala 1963-1964, CELADE, (inédito).
- Arretx, C., "El Salvador: Proyecciones de la población por sexo y edad, 1961-1981", en Seminario sobre la situación demográfica en América Central: Perspectivas y consecuencias, CELADE, San José, Costa Rica, 1972.
- Benítez, R. y Cabrera, G., Tablas abreviadas de mortalidad de la población de México 1930, 1940, 1950, 1960, El Colegio de México, 1967.
- Benítez, R. y Cabrera, G., Tablas abreviadas de mortalidad de México 1970, (inédito).
- Brass, W., Seminario sobre métodos para medir variables demográficas, CELADE, Serie DS, No. 9, 1973.
- Brass, W., Sobre la escala de la mortalidad, CELADE, Serie DS, No. 7, 1971.
- Brass, W., y Coale, A., Métodos de estimación, (traducción del capítulo 3 de "The Demography of Tropical Africa"), CELADE, Serie D, No. 63, 1970.
- Coale, A. y Demeny, P., Regional Model Life Tables and Stable Populations, Princeton University Press, Princeton, New Jersey, 1966.
- Corona, R., Determinación de la mortalidad por medio de las técnicas de William Brass, con especial referencia al sistema logito. CELADE, San José, Costa Rica, 1972, (inédito).
- Chackiel, J., Uso de los logitos en demografía. Un programa de computación, CELADE-San José, San José, Costa Rica, (inédito).

Dirección General de Estadística y Censos, República de El Salvador.
III Censo de Población, 1961.

Dirección General de Estadística y Censos, República de El Salvador.
IV Censo de Población, 1971.

Elizaga, J.C., Métodos demográficos para el estudio de la mortalidad,
CELADE, Serie E, No. 4, 1972.

Hobcraft, J., Apuntes provisionales del Seminario sobre Estimaciones
Demográficas, CELADE-San José, julio-agosto, 1974, (inédito).

Naciones Unidas, Foetal, Infant and Early Childhood Mortality, ST/SOA/
Serie A/13, Vol. I.

Naciones Unidas, Manual IV. Métodos para establecer mediciones demo-
gráficas fundamentales a partir de datos incompletos, ST/SOA/
Serie A/42.

Tacla, O. y Pujol, J., Chile. Tablas abreviadas de mortalidad 1952-
1953 y 1960-1961, CELADE, Serie C, No. 11.

* * *

Fórm. 532-200, Abril de 1976

Mecanografía: V. Méndez y
M. Chaverri

CENTRO LATINOAMERICANO DE DEMOGRAFIA

**CELADE - Santiago
J.M. Infante 9. Casilla 91
Santiago, Chile**

**CELADE - San José
Apartado Postal 5249
San José, Costa Rica**