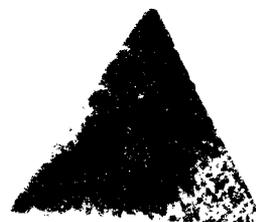


CENTRO LATINOAMERICANO DE DEMOGRAFIA
CELADE-Subsede

CURSO BASICO DE DEMOGRAFIA
1972



EL SALVADOR. ESTIMACION DE LA MORTALIDAD MASCULINA
A PARTIR DE LA INFORMACION DE DOS CENSOS, UTILIZAN-
DO EL SISTEMA LOGITO; 1961 - 1971

Alvaro Pérez Méndez

Trabajo Final de Investigación

DISTRIBUCION INTERNA
San José Costa Rica
1972

INDICE

	<u>Página</u>
INTRODUCCION	1
I. ESTUDIO Y ADECUACION DE LA INFORMACION CENSAL	2
1. Método Utilizado	2
2. Información disponible y utilizada	3
3. Determinación de las Relaciones de Supervivencia	6
4. Cálculo de la mortalidad infantil y juvenil, a partir de la información "hijos tenidos vivos e hijos sobre- vivos"	11
5. Cálculo de L_n^x	16
II. SISTEMA LOGITO Y CONSTRUCCION DE LA TABLA DE MORTALIDAD	20
1. Logito y tabla estándar	20
2. Tabla de mortalidad masculina	30
III. CONCLUSIONES	33
ANEXO	37

INDICE DE CUADROS Y GRAFICOS

Página

CUADRO

1.	El Salvador. Población masculina por grupos de edad según censos de 1961 y 1971 y estimada al 30 de junio de 1961	5
2.	El Salvador. Relaciones de Supervivencia masculinas para el período intercensal 1961 - 1971	6
3.	El Salvador. Mujeres de 15 y más años de edad, por número de hijos nacidos vivos según grupos de edad, censo - 1971	9
4.	El Salvador. Mujeres de 15 y más años de edad, por número de hijos sobrevivientes según grupos de edad, censo de 1971	10
5.	El Salvador. Estimación de la probabilidad de morir desde el nacimiento hasta la edad exacta $x=1,2, \dots, 20$, a través de la información de hijos tenidos vivos (HT) e hijos sobrevivientes (HS)	13
6.	El Salvador. Cálculo de la edad media de la fecundidad	14
7.	El Salvador. Relaciones de supervivencia masculinas, ajustadas y observadas y correspondientes valores de ${}_5L_x$, según grupos de edad.....	18
8.	El Salvador. Valores de α y β y r como relación entre valores reales y cada una de las tablas estándar.....	24
9.	El Salvador. Cálculo de los logitos y de l_x masculinas según tabla estándar.....	29
10.	El Salvador. Tabla abreviada de mortalidad masculina 1961-1971	32

GRAFICO

1.	El Salvador. Relaciones de Supervivencia masculinas Intercensales.....	7
2.	El Salvador. Valores de ${}_5L_x$ calculados por ${}_5L_x = {}_5L_0 \cdot 10^P_x$	19
3.	El Salvador. Ajuste lineal entre logitos de l_x observados y estándar (nivel 10 de Coale y Demeny).....	25

GRAFICO

Página

4.	El Salvador. Ajuste lineal entre logitos de l_x observados y estándar. (nivel 20 Coale y Demeny)..... x	25
5.	El Salvador. Ajuste lineal entre logitos de l_x observados y estándar (nivel 24 Coale y Demeny)	26
6.	El Salvador. Ajuste lineal entre logitos de l_x observados y estándar (Guatemala 1950)	26
7.	El Salvador. Ajuste lineal entre logitos de l_x observados y estándar (Chile 1952 - 1953)..... x	27
8.	El Salvador. Ajuste lineal entre logitos de l_x observados y estándar (Chile 1960 - 1961)..... x	27

INTRODUCCION

La República de El Salvador celebró sus dos últimos censos de población en mayo 2 a 6 de 1961 (III Censo Nacional de Población), y en junio 28 a julio 12 de 1971 (III Censo de Vivienda y IV de Población), es decir, con un intervalo de 10 años y dos meses aproximadamente.

Disponiendo de esta información básica, el presente trabajo tiene como objetivo fundamental la construcción de tablas abreviadas de mortalidad masculinas para el período 1961-1971, sustentando su construcción en los datos proporcionados por los dos referidos censos.

De manera intencional no se ha hecho uso de la información de Estadísticas Vitales, porque en primer lugar el método a ser utilizado no las requiere, y en segundo lugar, por las deficiencias de que estos datos adolecen en la mayoría de los países en desarrollo, debidas principalmente al grado de omisión de los hechos vitales.

La metodología seguida en el trabajo utiliza además la información censal sobre "hijos tenidos vivos e hijos sobrevivientes", como indicadores del nivel de la mortalidad infantil y juvenil, información que ha sido introducida en los censos realizados alrededor de 1970.

I. ESTUDIO Y ADECUACION DE LA INFORMACION CENSAL

1. Métodos Utilizado

La información disponible, ha supeditado la utilización del método.

Inicialmente, se pensó en la utilización conjunta del método de Mortara y el propuesto por el profesor William Brass, para la construcción de la tabla, y confrontar los resultados en la aplicación de ambos métodos, pero se encontraron grandes irregularidades en las relaciones de supervivencia intercensales por lo cual se hacía necesario ya sea ajustar previamente la información básica de cada censo o bien tomar en forma arbitraria un modelo de mortalidad por edad como representativo de la mortalidad del país. Como las estimaciones derivadas por estos procedimientos pueden estar afectadas de importancia por los ajustes introducidos, se prefirió utilizar directamente el método de Brass ¹⁾

Este método parte de las relaciones de supervivencia intercensales observadas.

Utiliza también la información complementaria sobre hijos nacidos e hijos sobrevivientes, la cual permite estimar valores de L_x para las primeras edades. Con estos valores iniciales y las relaciones de supervivencia intercensales se derivan valores de L_x para todas las edades, las que se ajustan por el denominado "sistema logito". El método parece ser más flexible para ajustar información irregular, ya que permite desechar algunos valores irregulares que distorsionan la distribución de la mortalidad.

1) Brass, W. Seminario sobre métodos para medir variables demográficas (fecundidad y mortalidad). CELADE, Subsede, Serie DS 9, San José, Costa Rica, Setiembre 1971.-

La determinación de las relaciones de supervivencia intercensales, lleva implícita la comparabilidad entre los censos y debe cumplir con algunos supuestos tales como:

- Se refieren a la misma entidad territorial,
- Son de la misma naturaleza en cuanto que ambas comprenden la misma población,
- No hay errores de omisión ni mala declaración de edad en ninguno de los dos censos,
- El movimiento migratorio en el período intercensal es nulo y en consecuencia no se considera.

Los dos últimos supuestos son de difícil aceptación en El Salvador, sin embargo, es posible derivar estimaciones aceptables si los errores son comparables en ambos censos y el movimiento migratorio no es de importancia.

2. Información Disponible y Utilizada

La información básica sobre población masculina por grupos de edad que aparece en ambos censos, incluye por separado la población de edad ignorada, por lo tanto, de partida, los de edad ignorada fueron distribuidos entre los grupos de personas con edad declarada, en función de su peso respectivo, cuadro 1.

Se consideró que el censo de 1971, levantado entre junio 28 a julio 12 de dicho año, su población puede considerarse centrada a mediados de este año, sin introducir ningún ajuste, supuesto que se cree no cause ningún defecto en los datos, fuera de los que pueden ser atribuibles al censo mismo.

En el censo de 1961, se determinó llevar su población al 30 de junio del mismo año, en miras a obtener un intervalo intercensal de 10 años exactos. Para ello, se procedió de la siguiente manera:

Proyección de la población al 30 de junio de 1961, mediante ley de crecimiento parabólico. La tasa de crecimiento intercensal se determinó mediante la expresión:

$$r = \frac{2}{t} \frac{N_t - N_o}{N_t + N_o}$$

donde:

- r = tasa de crecimiento intercensal.
- t = período intercensal.
- N_t = población al final del período.
- N_o = población a principios del período.

Los resultados obtenidos se presentan en el siguiente cuadro:

	Población censada en 2-6 mayo 1961	Tasa de incremento intercensal(% o)	Población estima- da al 30 de junio 1961
Hombres	1.236.728	34.7	1.243.902

Se consideró constante la estructura existente a la fecha del censo, y se aplicó a la población estimada en 30 de junio de 1961, obteniéndose de esta forma la población masculina por grupos de edad a mitad del año 1961, cuadro 1.

CUADRO 1
EL SALVADOR. . POBLACION MASCULINA POR GRUPOS DE EDAD
SEGUN CENSOS DE 1961-1971 Y ESTIMADA AL 30 DE JUNIO
DE 1961

Grupos de Edad	Población Masculina censada 1961 a)	Población Masculina estimada al 30 junio 1 9 6 1	Población Masculina censada 1971 b)
Totales	1.236.728	1.243.902	1.760.618
0 - 4	217.703	218.966	300.558
5 - 9	193.439	194.562	293.372
10 - 14	159.864	160.791	237.411
15 - 19	117.283	117.963	175.365
20 - 24	101.405	101.993	146.529
25 - 29	80.892	81.361	111.105
30 - 34	73.065	73.489	97.891
35 - 39	66.128	66.513	91.104
40 - 44	54.889	55.207	75.132
45 - 49	43.729	43.983	57.903
50 - 54	37.251	37.467	47.221
55 - 59	24.775	24.919	34.456
60 - 64	28.820	28.987	34.157
65 - 69	14.202	14.284	21.359
70 - 74	10.269	10.329	19.971
75 y más	13.012	13.087	17.084

- a) Fuente. Tercer censo Nacional de Población 1961.
 Ministerio de Economía. Dirección General de Estadística y Censos
 1965 Cuadro 16 pág. 191.
- b) Censos Nacionales de 1971, III de vivienda IV de población,
 Ministerio de Economía, Dirección General de Estadística y Censos
 junio 1972 Cuadro 2 pág. 72.

Nota: Los de edad ignorada en ambos censos, fueron distribuidos entre los grupos de personas con edad declarada.

3. Determinación de las Relaciones de Supervivencia $10P_{x, x+4}$

$$10P_{x, x+4} = \frac{5^{Z+10} x + 10}{5^N x^Z}$$

La relación de supervivencia así definida, indica que las personas que componen un grupo quinquenal de edades en el último censo, son los sobrevivientes de las personas que en el censo anterior están registradas en el grupo quinquenal igual al actual menos el número de años transcurridos entre los dos censos. (10 años).

Con la información de los censos referida, se pasó a calcular las relaciones de supervivencia en grupos quinquenales y para el período de 10 años. Los resultados se presentan en el cuadro 2 y gráfico 1.

CUADRO 2

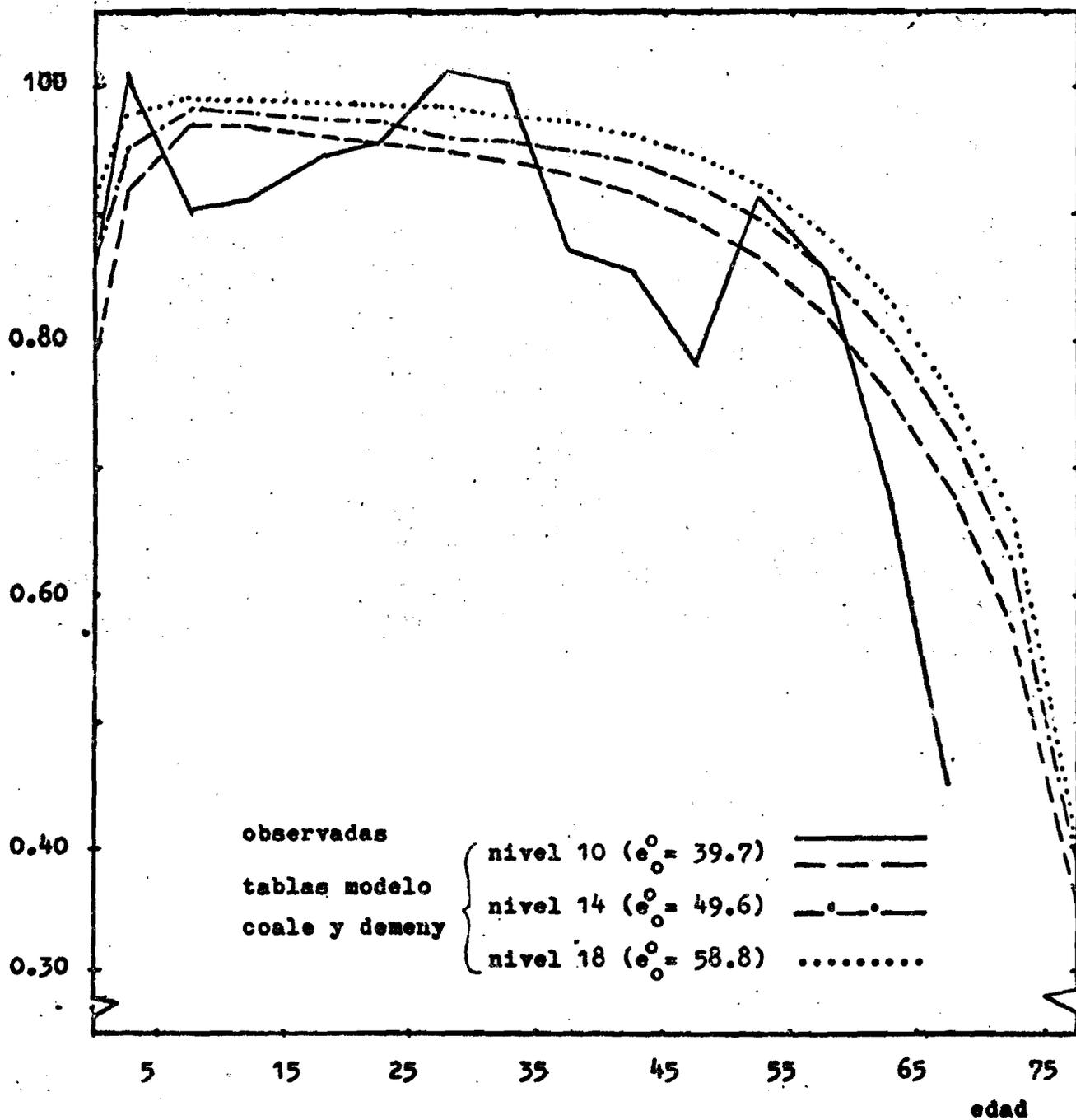
EL SALVADOR. RELACIONES DE SUPERVIVENCIA MASCULINAS PARA EL PERIODO INTERCENSAL 1961-1971

Grupos de edad	$10P_{x, x+4}$
0 - 4	1.08424
5 - 9	0.90133
10 - 14	0.91130
15 - 19	0.94186
20 - 24	0.95978
25 - 29	1.11975
30 - 34	1.02236
35 - 39	0.87055
40 - 44	0.85534
45 - 49	0.78339
50 - 54	0.91166
55 - 59	0.85714
60 - 64	0.68896
65 y más	0.45316

Fuente - Cuadro 1

EL SALVADOR. RELACIONES DE SUPERVIVENCIA MASCULINAS INTERCENSALES
1961 - 1971

$5^P_{x,x+10}$



Fuente. Cuadro 2

ESTADÍSTICA DE SUPERVIVENCIA EN EL SALVADOR
ESTADÍSTICA DE SUPERVIVENCIA EN EL SALVADOR
ESTADÍSTICA DE SUPERVIVENCIA EN EL SALVADOR

Las relaciones de supervivencia obtenidas presentan evidentes irregularidades que harían difícil un ajuste satisfactorio con los mismos valores observados. El gráfico 1 presenta las relaciones de supervivencia observadas, el valor de P_0 corresponde a una estimación ajustada a partir de las preguntas sobre hijos tenidos e hijos sobrevivientes. Se han representado además modelos de mortalidad correspondientes a los niveles 10, 14 y 18 de las tablas de Coale y Demany, modelo Oeste.

Los niveles 10, 14 y 18, se han representado para dar una idea de las irregularidades que presenta la información original, y también para hacer resaltar la dificultad que se encontraría al tratar de hacer cualquier tipo de ajuste. Los referidos valores, corresponden a niveles de esperanza de vida al nacer de:

39,7; 49,6 y 58,8 años respectivamente, dentro de los cuales podría encontrarse la mortalidad de El Salvador. Los niveles 10 y 18, reportan esperanzas de vida muy alejados de lo que puede ser la realidad de la mortalidad en El Salvador, prácticamente en ningún tramo de edad llegan a contener las relaciones de supervivencia observadas.

ESTADÍSTICA DE SUPERVIVENCIA EN EL SALVADOR
ESTADÍSTICA DE SUPERVIVENCIA EN EL SALVADOR
ESTADÍSTICA DE SUPERVIVENCIA EN EL SALVADOR

CUADRO 3

EL SALVADOR. MUJERES DE 15 Y MAS AÑOS DE EDAD, POR NUMERO DE HIJOS NACIDOS VIVOS SEGUN GRUPOS DE EDAD, CENSO DE 1971

Grupos de Edad	Total de Mujeres	Nº de Mujeres											Total Hijos nacidos vivos	
		Nº Hijos Nacidos vivos												
		0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10 y más		
15 - 19	140.158	108.805	21.886	7.638	1.665	464	-	-	-	-	-	-	-	44.013
20 - 24	138.578	42.356	31.653	29.141	19.790	9.823	3.667	2.148	-	-	-	-	-	219.820
25 - 29	117.916	14.782	13.256	18.283	20.804	19.377	15.443	8.132	4.768	1.986	663	422	375.461	
30 - 34	100.453	7.590	6.313	10.350	12.037	13.109	13.946	13.966	9.937	6.470	3.544	3.191	457.174	
35 - 39	93.791	5.097	4.598	7.021	8.189	11.042	10.239	10.269	10.799	9.239	6.810	10.488	528.318	
40 - 44	74.873	4.449	3.756	4.585	5.899	6.782	6.519	6.583	6.959	7.037	6.469	15.835	474.748	
45 - 49	61.143	3.671	3.474	4.359	3.954	5.176	5.216	5.653	5.549	5.276	4.888	13.927	393.923	
50 - 54	50.580	3.540	3.060	3.620	4.100	3.900	3.940	4.560	4.540	3.920	4.180	11.220	319.160	
55 - 59	35.360	2.780	2.360	2.580	2.780	2.780	2.980	2.800	2.740	3.100	2.580	7.880	217.720	
60 - 64	32.481	2.840	2.640	2.220	2.940	2.140	3.060	2.741	2.660	2.620	2.040	6.580	190.706	
65 - 69	21.581	2.240	1.580	1.720	1.880	1.540	1.701	1.880	1.860	1.540	1.560	3.880	121.565	
70 - 74	18.500	1.640	1.400	1.340	1.640	1.620	1.660	1.260	1.480	1.460	1.280	3.720	108.560	
75 - 79	9.060	880	720	680	580	660	900	660	620	820	640	1.900	53.800	
80 - 84	6.380	700	680	580	420	300	460	540	380	620	520	1.180	35.520	
85 y más	1.640	180	180	40	280	80	80	240	80	200	40	240	8.760	

Fuente: Censos Nacionales de 1971, III censo de vivienda, IV de población. Ministerio de Economía. Dirección General de Estadística y Censos. Junio 1972. Cuadro 27, página 159.-

CUADRO 4

EL SALVADOR. MUJERES DE 15 Y MAS AÑOS DE EDAD, POR NUMERO DE HIJOS SOBREVIVIENTES SEGUN GRUPOS DE EDAD. CENSO DE 1971.

10/

Grupos de edad	Total de Mujeres	Nº de Mujeres												Total hijos vivos
		Nº de hijos vivos												
		0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10 y más		
15 - 19	140.458	111.002	21.818	6.374	1.122	142	-	-	-	-	-	-	-	38.500
20 - 24	138.578	45.333	35.544	31.149	17.136	6.892	1.983	541	-	-	-	-	-	189.970
25 - 29	117.916	16.208	16.394	22.193	25.259	19.438	10.815	4.986	1.942	480	181	20	317.563	
30 - 34	100.453	8.584	8.258	13.237	16.023	16.792	15.188	11.976	6.286	2.762	1.061	283	376.400	
35 - 39	93.719	6.346	5.696	10.129	11.794	13.450	13.153	12.228	10.037	5.689	3.085	2.184	420.907	
40 - 44	74.873	5.377	5.206	6.094	8.469	8.992	8.866	9.142	8.177	6.278	4.065	4.207	367.115	
45 - 49	61.143	4.715	4.705	6.047	6.216	7.733	7.422	6.856	6.210	4.427	3.262	3.350	290.752	
50 - 54	50.580	4.500	4.440	5.700	6.240	5.960	6.000	5.320	4.480	2.920	2.280	2.740	225.340	
55 - 59	35.360	3.540	3.460	4.200	4.360	4.220	3.960	3.240	3.140	2.240	1.500	1.500	150.360	
60 - 64	32.481	3.940	3.720	3.920	4.360	3.921	3.660	3.180	2.280	1.660	920	920	125.064	
65 - 69	21.581	3.300	2.560	2.760	2.541	2.580	2.420	1.840	1.320	960	760	540	78.543	
70 - 74	18.500	2.100	2.700	2.320	2.680	2.560	1.980	1.860	900	520	600	280	65.660	
75 - 79	9.060	1.200	1.200	1.360	1.140	1.140	880	780	640	240	240	240	32.120	
80 - 84	6.380	1.100	1.040	940	720	660	540	500	400	280	140	60	20.380	
85 y más	2.981	280	180	160	420	200	140	120	100	20	20	-	5.020	

Fuente: Censos Nacionales de 1971, III de vivienda, IV de población. Ministerio de Economía. Dirección General de Estadística y Censos. Junio 1972. Cuadro 28, página 162.-

4. Cálculo de la Mortalidad infantil y juvenil, a partir de la información "hijos tenidos vivos é hijos sobrevivientes".

El censo de 1971 proporciona información sobre hijos tenidos vivos é hijos sobrevivientes. De él se ha tomado la información pertinente a total de hijos nacidos vivos y total de hijos vivos al momento del censo, por grupos de edad de las mujeres. Se han excluido de los cálculos las mujeres que no declaran la edad o la fecundidad. Los resultados son presentados en los cuadros 3 y 4. La información correspondiente a mujeres menores de 15 años no se ha tomado en cuenta, y sólo se trabaja con mujeres de edad superior a 15 años. Esta información es básica para la aplicación de la metodología ideada por el Profesor Brass, para hacer estimaciones de la probabilidad que tiene una persona de morir entre el momento de su nacimiento y las edades exactas 1, 2, 3, 5, 10, 15, 20, 25, 30 y 35 (a fines del presente trabajo únicamente se utilizan los correspondientes a las edades 2, 3 y 5). Estas probabilidades de muerte son denotadas por x^q_0

El método tiene como fundamento la relación encontrada por el autor, entre la proporción de hijos fallecidos del total de hijos tenidos por las mujeres de cada grupo quinquenal de edades $(1 - \frac{(HS)_i}{(HNV)_i})$ y la probabilidad que tiene de morir una persona desde el momento del nacimiento y una edad exacta determinada. ²⁾

2) Naciones Unidas, Métodos para establecer mediciones demográficas fundamentales a partir de datos incompletos. Capítulos II y VII.-

La estimación de la mortalidad a partir de tasas de sobrevivencia de hijos se presenta en el cuadro 5.

Las proporciones de no sobrevivientes (columna 7) se convierten en estimaciones de $1^q_0, 2^q_0, \dots, 20^q_0$ por medio de multiplicadores K_i elaborados por Brass mediante la relación:

$$x^q_0 = \left(1 - \frac{HS}{HT}\right)_i K_i$$

tomados de la tabla V.1 Manual IV ³⁾

Para obtener estos multiplicadores, se requiere previamente la determinación de la paridez media, definida como el cociente que resulta de dividir el total de hijos tenidos en toda su vida por las mujeres de un grupo quinquenal entre el total de mujeres censadas en ese grupo de edades. Para los efectos del presente trabajo, sólo se requiere determinar el valor de P_1/P_2 , donde P_1 y P_2 son los promedios de hijos nacidos vivos para mujeres de 15-19 y 20-24 años respectivamente.

Además es indispensable contar con el valor de \bar{m} (edad media de la fecundidad). El cálculo de la edad media de la fecundidad se dispone en el cuadro 6.

La relación P_1/P_2 sirve para estimar los valores de 2^q_0 y 3^q_0 , el valor 5^q_0 se obtiene usando el valor de \bar{m} , e interpolando en la referida tabla los multiplicadores respectivos.

3) Naciones Unidas, Métodos para establecer op. cit. Tabla V.1, página 133.-

CUADRO 5

EL SALVADOR. ESTIMACION DE LA PROBABILIDAD DE MORIR DESDE EL NACIMIENTO HASTA LA EDAD EXACTA $x = 1, 2, 3, 5, \dots, 20$ A TRAVES DE LA INFORMACION HIJOS TENIDOS - VIVOS $(HT)_i$ E HIJOS SOBREVIVIENTES $(HS)_i$

proporcion ca hijos fallecido

Edad de las Madres	Edad	Mujeres con declaración de $(HT \text{ é } HS)$	Hijos nacidos vivos (HT)	Hijos sobrevivientes (HS)	Promedio Hijos nacidos vivos (HT)	Promedio Hijos sobrevivientes (HS)	$1 - \frac{HS}{HT}$	Multiplificadores (K_i)	Proporción de muertos a la edad $x: x^q_0$	$1 - x^q_0$
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	
15 - 19	1	140.458	44.013	38.500	0.3134	0.2741	0.125	0.984	0.12300	0.87700
20 - 24	2	138.578	219.820	189.970	1.5863	1.3709	0.136	1.014	0.13790	0.86210
25 - 29	3	117.916	375.461	317.563	3.1841	2.6931	0.154	0.996	0.15338	0.84662
30 - 34	5	100.453	457.174	376.400	4.5511	3.7470	0.177	1.018	0.18019	0.81981
35 - 39	10	93.791	528.318	420.907	5.6329	4.4877	0.203	1.017	0.20645	0.79355
40 - 44	15	74.873	474.748	367.115	6.3407	4.9032	0.227	0.993	0.22541	0.77459
45 - 49	20	61.143	393.923	290.752	6.4427	4.7553	0.262	0.992	0.25990	0.74010

Fuente: Cuadros 3 y 4

$$P_1/P_2 = \frac{0.3134}{1.5863} = 0,198$$

CUADRO 6

EL SALVADOR. CALCULO DE LA EDAD MEDIA DE LA FECUNDIDAD
ESTIMADA PARA EL AÑO 1970. CENSO DE 1971

Grupos de edad	Nº de Mujeres. (N) a)	Hijos tenidos último año (N.H.U.A.) b)	x_i	$f_i = \frac{N.H.U.A.}{N}$	$x_i f_i$
15 - 19	140.458	12.034	17.5	0.0857	1.500
20 - 24	138.578	32.902	22.5	0.2374	5.342
25 - 29	117.916	30.233	27.5	0.2564	7.051
30 - 34	100.453	23.076	32.5	0.2297	7.465
35 - 39	93.791	17.274	37.5	0.1842	6.908
40 - 44	74.873	7.147	42.5	0.0955	4.059
45 - 49	61.143	1.748	47.5	0.0286	1.359
				1.1175	33.684

a) Fuente. Cuadro 5

b) Fuente. Censos Nacionales de 1971, III de vivienda, IV de población, Ministerio de Economía. Dirección General de Estadística y Censos. Junio 1972. Cuadro 25, página 155.

$$\bar{m} = \frac{\sum_{i=1}^7 x_i f_i}{\sum_{i=1}^7 f_i} = \frac{33.684}{1.1175} = 29.6$$

donde: x_i = marca de clase

f_i = fecundidad actual (Nº de hijos tenidos último año sobre número de mujeres por grupos de edad).

De los valores estimados de x^q_0 pasamos a determinar los valores de l_x y los niveles de mortalidad así:

$$l_0 = 1; \quad x^p_0 = l_x$$

$$1 = x^p_0 + x^q_0 \quad \therefore l_x = 1 - x^q_0$$

Los valores de l_x son presentados en la columna 10 del cuadro 5. Los niveles correspondientes a cada uno de los x^q_0 calculados se obtienen por interpolación en la tabla I.2 del manual IV ⁴⁾ los valores obtenidos son los siguientes:

<u>Intervalo</u>	<u>l_x</u>	<u>Nivel</u>
2	86210	14.3
3	84662	14.1
5	81981	13.5

El nivel adoptado con el cual se trabaja, surge del promedio de los tres niveles encontrados:

$$\text{nivel medio} = 13.96 \approx 14.$$

Este nivel 14 proporciona dos elementos básicos en el trabajo:

- el valor de P_b que se presenta en el gráfico 1 para las relaciones de supervivencia observadas, y
- los valores de ${}_5L_0$ y ${}_5L_5$, los cuales son pilares para la estimación de ${}_n l_x$, como se explica en la siguiente sección.

4) Naciones Unidas, métodos para establecer...
op. cit. Tabla I.2, página 101.-

5. Cálculo de ${}_nL_x$

Los valores de ${}_nL_x$ a partir de ${}_5L_0$ y ${}_5L_5$ se obtienen utilizando las relaciones intercensales observadas, mediante las expresiones:

$$\begin{aligned} {}_5L_0 \cdot 10^P_{0-4} &= \widehat{{}_5L_{10}} \\ {}_5L_5 \cdot 10^P_{5-9} &= \widehat{{}_5L_{15}} \\ \widehat{{}_5L_{10}} \cdot 10^P_{10-14} &= \widehat{{}_5L_{20}} \\ &\dots\dots\dots \end{aligned}$$

Los resultados obtenidos se presentan en el cuadro 7 y en el gráfico 2. Los valores de ${}_5L_x$ presentan irregularidades, algo así como si se estuviera trabajando en dos poblaciones en lugar de una; se presentan valores que alternativamente aparecen como muy altos unos y muy bajos los otros. Brass⁵⁾, propone que cuando esto ocurra, las relaciones de supervivencia se pueden ajustar fácilmente mediante la siguiente relación:

$$10^P_0 \cdot 10^P_5 = 5^P_0 \cdot 5^P_5 \cdot 5^P_5 \cdot 5^P_{10}$$

Se puede considerar el producto de dos relaciones de supervivencia sucesivas de 10 años, como el producto de 4 factores. Entonces, la raíz de orden cuarta de este producto de relaciones de supervivencia por 10 años, puede interpretarse aproximadamente como una relación de sobrevivencia por 5 años, relativa al grupo central de edades. Por ejemplo:

$$\sqrt[4]{10^P_0 \cdot 10^P_5} = \sqrt[4]{5^P_0 \cdot 5^P_5 \cdot 5^P_5 \cdot 5^P_{10}} \approx 5^P_5$$

5) Brass, W. op. cit. sesión 7, página 12.-

Haciendo uso de este planteamiento se han corregido las relaciones de supervivencia, ver cuadro 7. En el cuadro también se incluyen las estimaciones de ${}_5L_x$ obtenidas después de aplicarles las relaciones de supervivencia ajustadas. Las relaciones empleadas para calcular los valores de ${}_5L_x$ fueron los siguientes:

$$\begin{aligned}
{}_5L_5 \quad {}_5P_{5-9} &= {}_5\hat{L}_{10} \\
{}_5\hat{L}_{10} \quad {}_5P_{10-14} &= {}_5\hat{L}_{15} \\
{}_5\hat{L}_{15} \quad {}_5P_{15-19} &= {}_5\hat{L}_{20} \\
\text{.....}
\end{aligned}$$

Estos valores de ${}_5L_x$ son presentados también en el gráfico 2. Los valores de ${}_5L_x$ son dispuestos a su vez en $1/5 {}_5L_x$, que son los valores que se ajustan mediante el sistema logito ($1/5 {}_5\hat{L}_x \cong \hat{t}_x$).

CUADRO 7

EL SALVADOR. RELACIONES DE SUPERVIVENCIA OBSERVADAS Y AJUSTADAS, Y CORRESPONDIENTES VALORES DE $5L_x$ Y $1/5 \hat{5L}_x$ SEGUN GRUPOS DE EDAD

Grupos de edad	$10P_{x,x+4}$ ¹⁾	$5L_x$ ²⁾	$5P_{x,x+4}$ ³⁾	$\hat{5L}_x$	$1/5 \hat{5L}_x = \hat{1}_x$
0 - 4	1.08424	427.916 ^{a)}	-	427.916 ^{c)}	8.5583
5 - 9	0.90133	407.719 ^{b)}	0.99427	407.719 ^{d)}	8.1544
10 - 14	0.91130	463.964	0.95200	405.383	8.1077
15 - 19	0.94186	367.489	0.96252	385.925	7.7185
20 - 24	0.95978	422.810	0.975508	371.460	7.4292
25 - 29	1.11975	346.123	1.01818	362.203	7.2441
30 - 34	1.02236	405.805	1.03438	368.788	7.3758
35 - 39	0.87055	387.571	0.97129	381.467	7.6293
40 - 44	0.85534	414.879	0.92893	370.515	7.4103
45 - 49	0.78339	337.400	0.90475	344.183	6.8837
50 - 54	0.91166	354.863	0.91929	311.399	6.2280
55 - 59	0.85714	264.316	0.94020	286.266	5.7253
60 - 64	0.68896	323.514	0.87662	269.148	5.3830
65 - 69	0.45316 ^{e)}	226.556	-	235.940	4.7188
70 - 74		222.888			

a), b), c), d) Valores tabla Coale y Demeny Nivel 14.

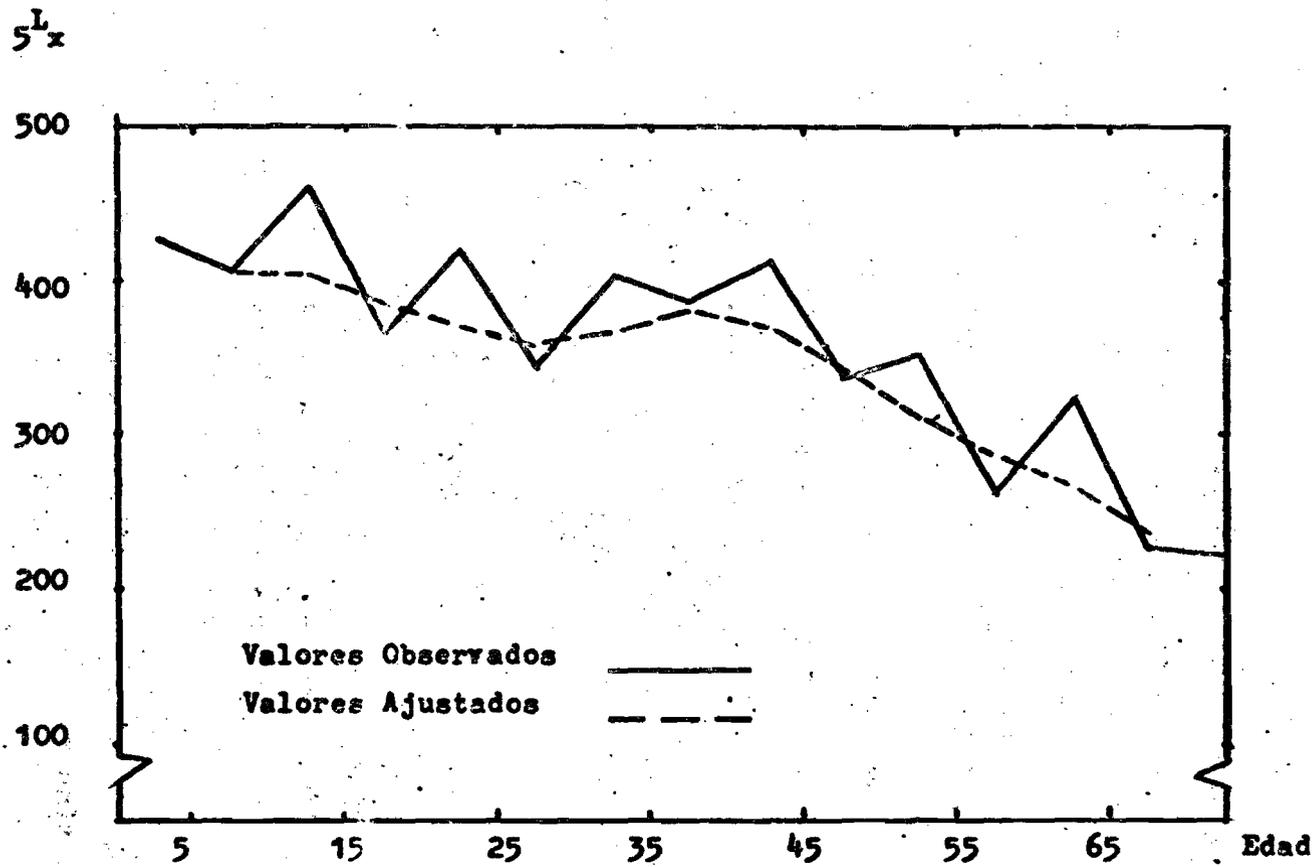
e) P_{65} y más

1. Fuente. Cuadro 2.

2. Obtenidos mediante: $\hat{5L}_x = 5L_x \cdot 5P_x$

3. Ajustadas según: $\sqrt[4]{10P_{x,x+4} \cdot 10P_{x,x+4}} \approx 5P_x$

GRAFICO 2
EL SALVADOR. VALORES DE $5L_x$ OBSERVADOS Y AJUSTADOS



II. SISTEMA LOGITO Y CONSTRUCCION DE LA TABLA DE MORTALIDAD

1. Logito y tabla estándar.

La descripción del sistema logito que aquí se presenta, es una relación sucinta de la metodología del sistema y explicación detallada del mismo existe en publicaciones tales como: "Sobre la Escala de la Mortalidad" ⁶⁾; "Seminario sobre Métodos para medir Variables Demográficas" ⁷⁾; "Métodos de Análisis y Estimación" ⁸⁾.

La definición del logito se basa en:

$$(1) \text{ logito } (1-l_x) = \alpha + \beta \text{ logito } (1-l_x^*)$$

$$(2) \text{ logito } (1-l_x) = 1/2 \log_e \frac{1-l_x}{l_x}$$

En la relación (1) l_x valor de los sobrevivientes a la edad exacta x de una tabla de vida; α y β son los coeficientes del ajuste lineal; l_x^* valores de sobrevivientes de una tabla tomada como modelo o estándar.

La relación logito, tiene como característica hacer variar una cantidad P comprendida entre 0 y 1, a la que se le aplica esta relación, entre $-\infty$ y $+\infty$. Esto hace que la función varíe en forma lineal y por lo tanto se le pueden atribuir todas las propiedades de las funciones lineales.

Vista así la relación, el problema radica en encontrar esta tabla estándar.

6) Brass, W. "Sobre la escala de la Mortalidad" Celade DS N°7 San José, Costa Rica, 1971.

7) Seminario sobre métodos, ... op, cit. sesión 5 páginas 23 y siguientes.

8) Métodos de Análisis y Estimación, Serie D N°63, X/1970 San José, Costa Rica.

En la presente aplicación del sistema, la obtención de la tabla estándar se realiza mediante los siguientes pasos:

De un listado de 43 tablas incluidas en el programa de computación para el estudio "Determinación de la mortalidad por medio de las técnicas de William Brass con especial referencia al sistema logito", de Rodolfo Corona, 24 de ellas correspondientes a los niveles de Coale y Demeny, modelo Oeste y las restantes a diferentes países en diversas épocas; fueron seleccionadas 6 tablas, para de ellas obtener una que sirviera de estándar. El criterio de selección de estas 6 tablas fue: aquellas que presentaron diferentes formas de ajuste, cuando se las comparó en el trabajo mencionado, con los valores reales de Costa Rica. La selección recayó en las tablas de Coale y Demeny⁹⁾ niveles 10, 20 y 24 y las tablas correspondientes a Guatemala 1950¹⁰⁾; Chile 1952-1953 y Chile 1960-1961¹¹⁾.

Es de notar que los coeficientes de correlación obtenidos cuando se confrontan datos del país y de las tablas tomadas como estándar, están denotando la asociación existente entre las estructuras de mortalidad. A mayor coeficiente de correlación, indica mayor asociación entre la mortalidad del país y de la tabla modelo.

9) Coale, A y Demeny P. "Regional Model Life Tables and Stable Populations, Princeton University Press, 1966.

10) Camiza, Z. "Las Estadísticas Demográficas y la Mortalidad en Guatemala, hacia 1950-1964. CELADE AS N°2 pág. 48.-

11) Tacla O, y Pujol, J. "República de Chile, Tablas Abreviadas de Mortalidad 1952-1953 y 1960-1961. CELADE C11 pág. 30 y 32.

De las tablas seleccionadas como estándar, se toman los valores $\frac{1}{5} L_x$ correspondientes a los grupos de edad existentes en El Salvador. Estos valores de $\frac{1}{5} L_x$ constituyen una estimación de l_x , valor con el cual nos introducimos en el sistema logito.

El programa de computación está diseñado para proporcionar los logitos de ambas series, los coeficientes α y β de la relación existente entre los logitos por dos métodos: mínimos cuadrados y dos promedios y el coeficiente de correlación (r) entre las variables (anexo). El programa fue corrido en el computador de la Universidad de Costa Rica. Los resultados del programa pueden verse también en el anexo.

Como quiera que los coeficientes α y β obtenidos por mínimos cuadrados no dan resultados satisfactorios, ya que la transformación logito le da pesos exagerados a los valores extremos, para las edades jóvenes los logitos son sumamente grandes en sentido negativo, en tanto que para edades avanzadas, los logitos son grandes en sentido positivo. Brass¹²⁾ recomienda trabajar con los coeficientes obtenidos por el método de dos promedios.

El método consiste en lo siguiente: dividir los pares de datos que se están relacionando en dos partes (aproximadamente por el valor mediano), y calcular el valor promedio de los valores de las abscisas $Y_s(x)$ y de las ordenadas $Y(x)$ para cada uno de los grupos en forma separada, conformándose de esta manera pares ordenados de la forma $[\bar{Y}'_s(x), \bar{Y}'(x)]$; $[\bar{Y}''_s(x), \bar{Y}''(x)]$ que representadas en un diagrama de dispersión, al ser unidas por una línea recta, nos dan la línea que relaciona las dos variables.

La simbología empleada se refiere a:

$Y_s(x)$ = valor del logito en la tabla estándar.

$Y(x)$ = logito valores observados.

12) Braxx, W. "Seminario sobre Métodos"...op.pág. 18 y siguientes.

Los coeficientes α y β se obtienen así:

$$\hat{\beta} = \frac{\bar{Y}''(x) - Y'(x)}{\bar{Y}'''(x) - \bar{Y}S(x)}$$

$$\bar{Y}''(x) = \hat{\alpha} + \hat{\beta} \bar{Y}'''(x) \therefore \hat{\alpha} = \bar{Y}''(x) - \hat{\beta} \bar{Y}'''(x)$$

donde:

$\bar{Y}'(x)$ y $\bar{Y}''(x)$: Valores medios de los logitos observados.

$Y's(x)$ y $\bar{Y}'''(x)$: Valores medios de los logitos tabla estándar.

α y β : Coeficientes de ajuste lineal.

La circunstancia de que los logitos exageren la importancia para las edades extremas hace que el método propuesto sea más aceptable que el de mínimos cuadrados, ya que dan un mayor peso a las edades centrales, que son las que más importa ajustar.

Como de antemano quedó establecido, al programa de computador fueron introducidos valores de $1/5 \cdot L_x$ para los valores observados y cada una de las 6 tablas consideradas como estándar. Los resultados obtenidos en cuanto a α y β y coeficiente de correlación en cada caso son presentados en el siguiente cuadro:

CUADRO 8

EL SALVADOR. VALORES DE α , β y COEFICIENTE DE CORRELACION (r) COMO RELACION ENTRE VALORES REALES Y DE CADA UNA DE LAS TABLAS ESTANDAR

Tabla estándar	$\hat{\alpha}$	$\hat{\beta}$	r
Nivel 10	-0.45972	0.5992	0.96518
Nivel 20	-0.02630	0.5384	0.96634
Nivel 24	-0.16046	0.4210	0.96482
Guatemala 1950	-0.40346	0.6997	0.97395
Chile 1952-1953	-0.11627	0.7106	0.96840
Chile 1960-1961	-0.10834	0.6845	0.95787

Además cada uno de estos resultados fueron representados gráficamente (gráficos 3 a 8).

La tabla que presenta el mejor ajuste lineal es la de Guatemala¹³⁾, que en definitiva fue tomada como estándar.

Una vez determinada la línea de ajuste se obtuvieron los valores numéricos de l_x a partir de los valores de esta función de la tabla estándar.

Los cuadros han sido dispuestos en el cuadro 8:

- columna 1. Valores de l_x en la tabla estándar a edades exactas.
- columnas 2, 3 y 4. Cálculo del logito correspondiente.
- columna 5. Cálculo del logito ($1-l_x$) mediante el empleo de los coeficientes α y β obtenidos por el método de dos promedios.

13) Camiza, Z., op. cit.

GRAFICO 3

EL SALVADOR. AJUSTE LINEAL ENTRE LOGITOS OBSERVADOS Y ESTANDAR.

(Nivel 10)

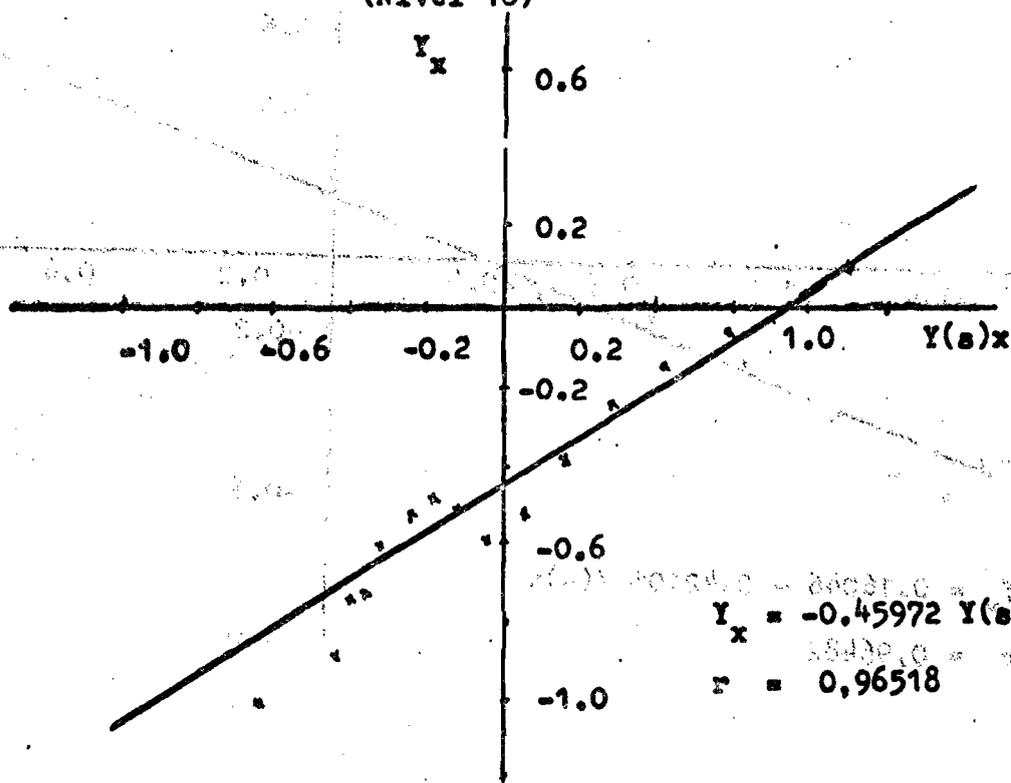


GRAFICO 4

EL SALVADOR. AJUSTE LINEAL ENTRE LOGITOS OBSERVADOS Y ESTANDAR

(Nivel 20)

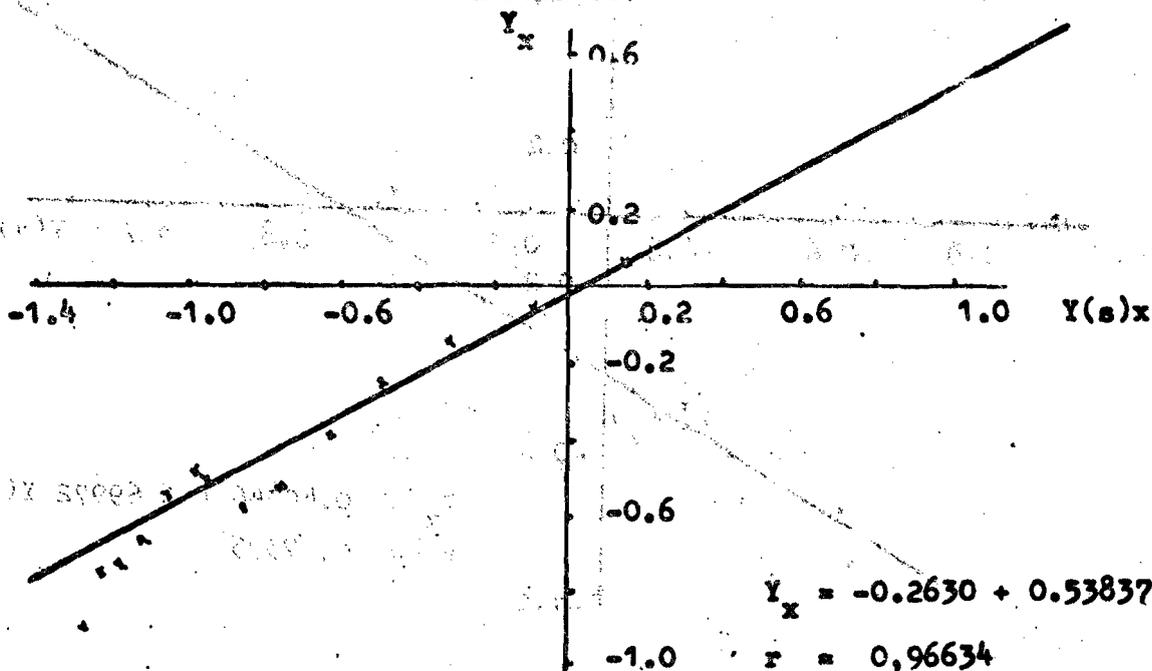


GRAFICO 5

EL SALVADOR. AJUSTE LINEAL ENTRE LOGITOS OBSERVADOS Y ESTANDAR

(Nivel 24)

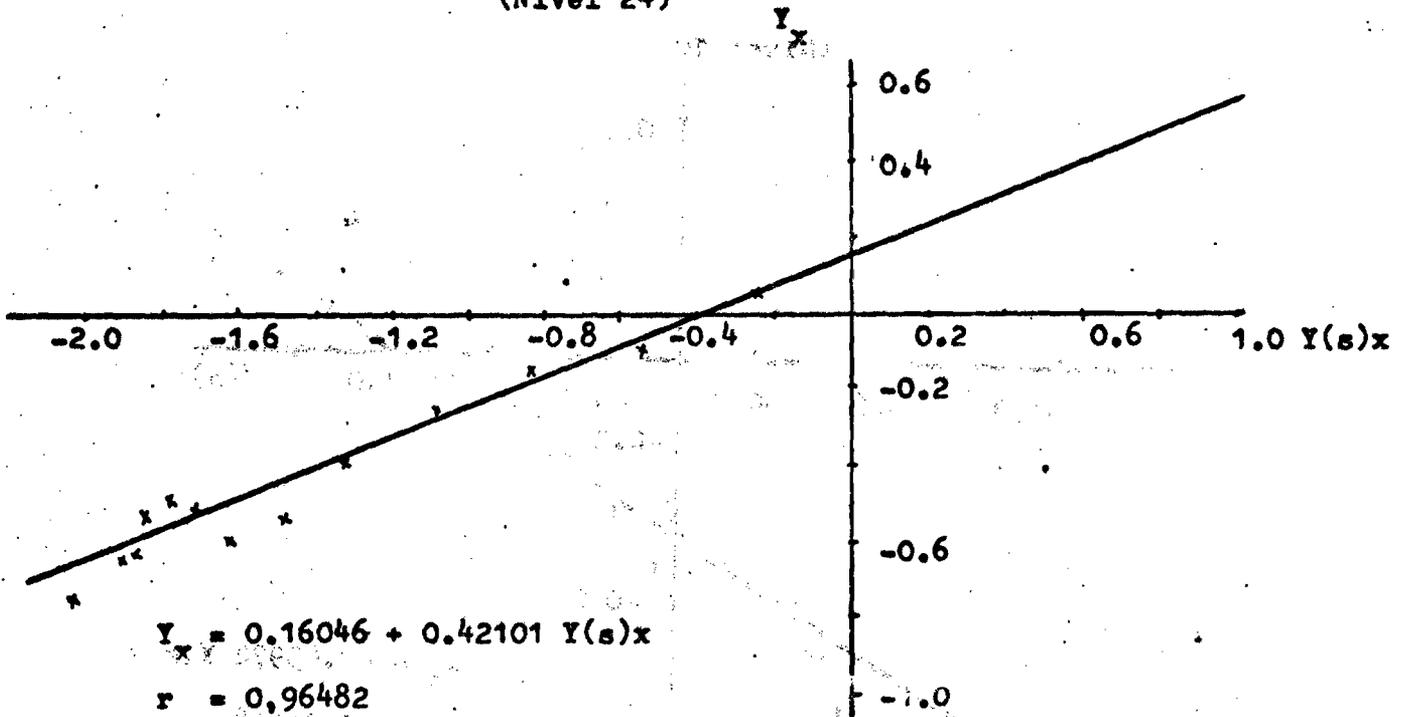


GRAFICO 6

EL SALVADOR. AJUSTE LINEAL ENTRE LOGITOS OBSERVADOS Y ESTANDAR

(GUATEMALA 1950)

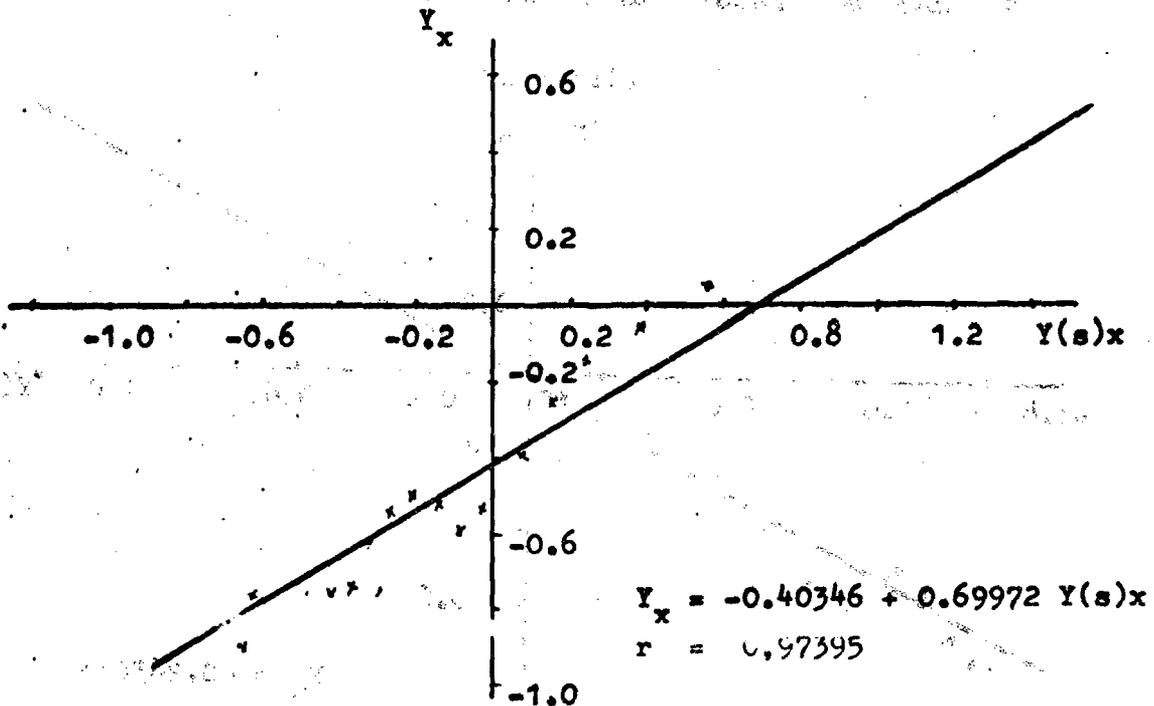


GRAFICO 4

EL SALVADOR. AJUSTE LINEAL ENTRE LOGITOS OBSERVADOS Y ESTANDAR...
(CHILE 1952 - 1953)

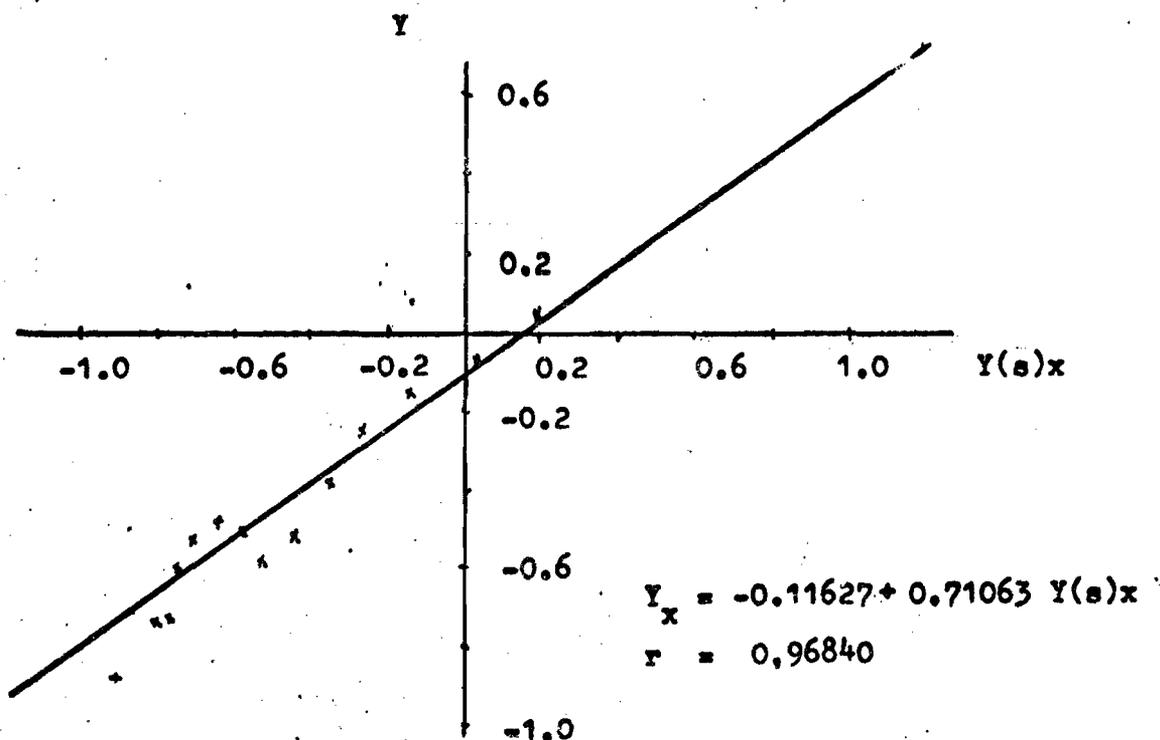
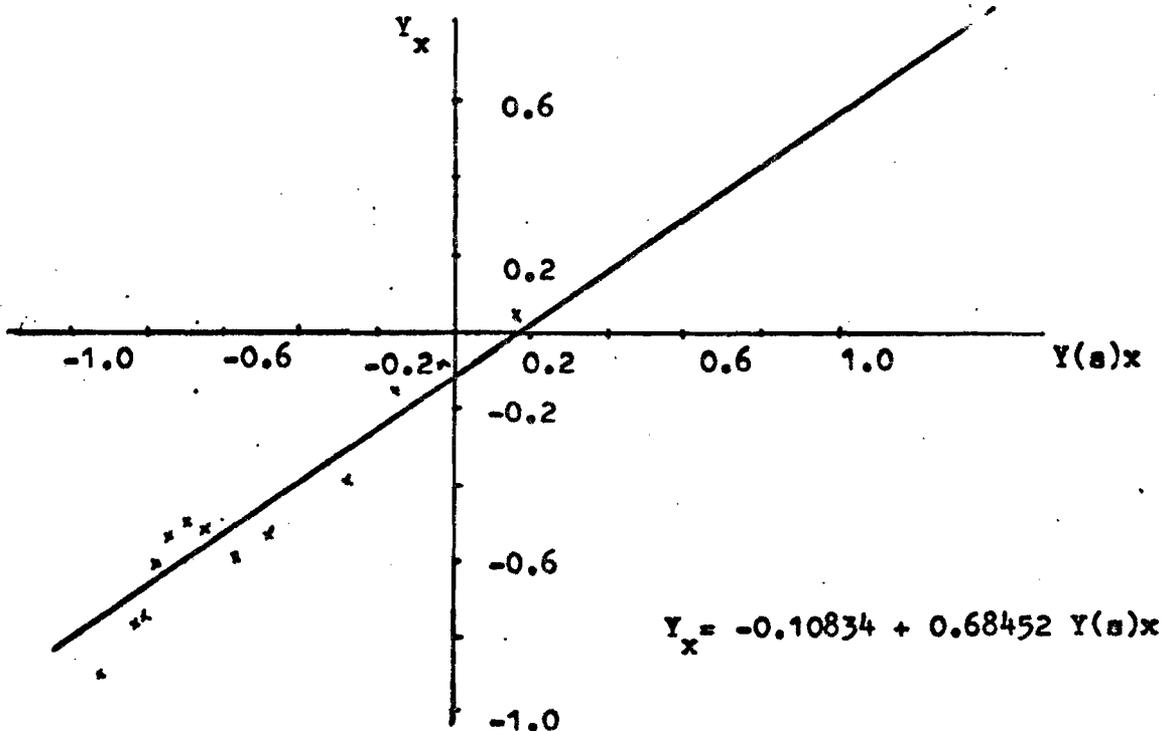


GRAFICO 8

EL SALVADOR. AJUSTE LINEAL ENTRE LOGITOS OBSERVADOS Y ESTANDAR...
(CHILE 1960 - 1961)



$$\hat{Y}(x) = \alpha + \beta \hat{Y}_S(x)$$

donde:

$$\hat{Y}_x = 1/2 \ln \frac{1-l_x}{l_x}$$

$$\hat{Y}_S(x) = \frac{1}{2} \ln \frac{1-l_x}{l_x}$$

- columna 6. Valores de la \hat{l}_x obtenidos mediante:

$$\hat{l}_x = \frac{1}{1 + e^{2\hat{Y}_x}}$$

donde:

$$\hat{l}_x = \text{valores calculados}$$

e = base de las logaritmos neperianos

$$\hat{Y}_x = \frac{1}{2} \ln \frac{1-l_x}{l_x}$$

Los valores de \hat{l}_x así obtenidos son los utilizados en la construcción de la tabla.

CUADRO 9

EL SALVADOR. CALCULO DE LOS LOGITOS Y DE l_x MASCULINAS
SEGUN TABLA ESTANDAR. (GUATEMALA x -1950)

Edad	1) l_x^s (1)	$\frac{1-l_x^s}{l_x^s}$ (2)	$\log \frac{1-l_x^s}{l_x^s}$ (3)	$Y_s(x) = \frac{1-l_x^s}{2 \ln l_x^s}$ (4)	2) $Y(x) = \alpha + \beta Y_s(x)$	$\hat{l}_x = \frac{1}{1+e^{2Y(x)}}$
0	1.00000					
1	0.82830	0.20729	1.316590	-0.78681	-0.95401	87079
2	0.78148	0.27962	1.446568	-0.63717	-0.84930	84535
3	0.75093	0.33168	1.520719	-0.55180	-0.78957	82908
4	0.73219	0.36577	1.563220	-0.50286	-0.75532	81915
5	0.71931	0.39022	1.591309	-0.47053	-0.73270	81235
10	0.68406	0.46186	1.664510	-0.38625	-0.67373	79686
15	0.66572	0.50213	1.700815	-0.34445	-0.64448	78398
20	0.64331	0.55446	1.743870	-0.29488	-0.60979	77200
25	0.61774	0.61880	1.791550	-0.23999	-0.57139	75819
30	0.59036	0.69388	1.841284	-0.18273	-0.53132	74318
35	0.55982	0.78629	1.895583	-0.12022	-0.48758	72615
40	0.52820	0.89932	1.953906	-0.05307	-0.44059	70707
45	0.48968	1.04215	0.017930	0.02064	-0.38499	68352
50	0.44739	1.23519	0.091734	0.10561	-0.32956	65906
55	0.39959	1.50257	0.176835	0.20359	-0.26100	62761
60	0.34711	1.88093	0.274375	0.31589	-0.18243	59022
65	0.28374	2.52435	0.402149	0.46299	-0.07950	53967
70	0.21597	3.63027	0.559939	0.64466	0.04762	47631
75	0.14990	5.67111	0.753745	0.86779	0.20375	40071
80	0.08955	10.16695	1.007191	1.15958	0.40792	30699
85 y +	0.03881	24.76656	1.393866	1.60476	0.71942	19291

1) Valores de l_x en la tabla estándar para edades exactas.

2) $Y(x) = -0,40346 + 0,69972 Y_s(x)$

2. Tabla de Mortalidad Masculina

El ingreso a la construcción de la tabla, se hace mediante los l_x ajustados por la transformación logito de los valores correspondientes a la tabla estándar.

Las restantes funciones de la tabla abreviada de mortalidad masculina cuadro 9 se calculan fijando como raíz de la tabla $l_0=100.000$ y utilizando en cada caso las relaciones siguientes:

- a) Número de muertes entre la edad x y $x+n$:

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

- b) Probabilidad de morir entre la edad x y $x+n$:

$${}_n q_x = \frac{{}_n d_x}{l_x}$$

- c) Número de sobrevivientes de edad comprendida entre x y $x+n$:

- i) Para la edad 0:

$$L_0 = 0,25 l_0 + 0,75 l_1$$

- ii) Para las edades 1 a 4:

$$L_x = l_x - \frac{1}{2} (d_x)$$

(supuesta linealidad de l_x)

- iii) Para las edades 5 en adelante:

$$L_x = \frac{5}{2} (l_x + l_{x+n})$$

- iv) Para 85 y +:

$$L_{85 \text{ y más}} = (\log l_{85 \text{ y más}}) l_{85 \text{ y más}}$$

- d) Tasa Central de Mortalidad:

- i) Para las edades 0.-4

$$m_x = \frac{2 q_x}{2 - q_x}$$

ii) Para la edad 5 en adelante:

$$n^m_x = \frac{n^d_x}{n^l_x}$$

e) Número de años que se espera que vivan los sobrevivientes que alcanzan la edad x :

$$T_x = \sum_x^w n^l_x$$

f) Esperanza de vida:

$$e_x = \frac{T_x}{l_x}$$

CUADRO 10
 EL SALVADOR. TABLA ABREVIADA DE MORTALIDAD MASCU-
 LINA. 1961 - 1971

Edad $x, x+n$	l_x	n^d_x	n^q_x	n^m_x	n^L_x	T_x	o_e_x
0	100.000	12.921	0.12921	0.13813	90.309	5.554.573	55.55
1	87.079	2.544	0.02921	0.02964	85.807	5.464.264	62.65
2	84.535	1.627	0.01925	0.01944	83.722	5.378.457	63.62
3	82.908	993	0.01198	0.00986	82.412	5.294.735	63.86
4	81.915	680	0.00830	0.00834	81.575	5.212.323	63.63
5 - 9	81.235	1.549	0.01907	0.00385	402.303	5.130.748	63.16
10 -14	79.686	1.288	0.01616	0.00326	395.210	4.728.445	59.34
15 -19	78.398	1.198	0.01528	0.00308	388.995	4.333.235	55.27
20 - 24	77.200	1.381	0.01789	0.00361	382.548	3.944.424	51.09
25 - 29	75.819	1.501	0.01980	0.00400	375.343	3.561.692	46.98
30 - 34	74.318	1.703	0.02292	0.00464	367.333	3.186.349	42.87
35 - 39	72.615	1.908	0.02628	0.00533	358.305	2.819.016	38.82
40 - 44	70.707	2.355	0.03331	0.00677	347.648	2.460.711	34.80
45 - 49	68.352	2.446	0.03579	0.00729	335.645	2.113.063	30.91
50 - 54	65.906	3.145	0.04772	0.00978	321.668	1.777.418	26.97
55 - 59	62.761	3.739	0.05958	0.01228	304.458	1.455.750	23.20
60 - 64	59.022	5.055	0.08565	0.01790	282.473	1.151.292	19.51
65 - 69	53.967	6.336	0.11741	0.02095	253.995	868.819	16.10
70 - 74	47.631	7.560	0.15872	0.03048	219.255	614.824	12.91
75 - 79	40.071	9.372	0.23389	0.05297	176.925	395.569	9.87
80 - 84	30.699	11.408	0.37161	0.09128	124.975	218.644	7.12
85 y más	19.291	19.291	1.00000	0.20595	93.669	93.669	4.86

III. CONCLUSIONES

La estimación de la mortalidad a partir de la información de dos censos es una de las formas más promisorias de estimación de esta variable en los países que no cuentan con Estadísticas Vitales suficientemente bien desarrolladas, hecho muy común en los países de América Latina.

En el desarrollo del trabajo, se tuvo como meta la consecución de indicadores de la mortalidad, sin recurrir a las Estadísticas Vitales, superando de esta forma la posible mala calidad de ellos en el Salvador, aunque los datos obtenidos pueden no ser de buena calidad, circunstancia que puede atribuirse al no cumplimiento de los supuestos planteados y defectos de la información básica utilizada: censos de población 1961 y 1971.

Con respecto a las operaciones censales referidas, en el gráfico 1 pág. 7 se pueden observar las irregularidades marcadas que presentan las relaciones de supervivencia, indicador de posibles defectos en la realización de los censos. Con todo, se prefirió, no someter a los resultados censales a ningún tipo de ajuste, para en lo posible sustentar la bondad del método.

Aprovechando la información sobre número de hijos tenidos y número de hijos sobrevivientes, contenida en el último censo, se obtuvieron estimaciones de la mortalidad infantil y juvenil, resultados que se juzgan conformes con las condiciones de mortalidad en El Salvador en la época.

De ser cierta esta coherencia, estaría significando una buena declaración por parte de las mujeres de su fecundidad y de la mortalidad, supuesto que se cree tenga fundamento sólido, puesto que únicamente se requieren para la estimación de la mortalidad en este sector de edades de la declaración sobre el tema de las mujeres más jóvenes, que como se sabe, proporcionan información de mayor calidad sobre estos eventos.

El nivel de la mortalidad obtenido corresponde al nivel 14 de las tablas de Coale y Demeny, Modelo Oeste ¹⁴⁾, que generó los elementos fundamentales para introducirnos en la metodología para la construcción de la tabla de mortalidad.

Debido a las irregularidades presentadas en las relaciones de supervivencia observadas, antes de ingresar al sistema logito, se hizo necesario introducir un ajuste en ésta función, para suavizar los valores obtenidos de la función L_n^x que como se observa en el gráfico 2 pág. 19 presentaban un comportamiento irregular y por lo tanto afectaban al logito de los valores observados. Con el ajuste se obtuvo buena coherencia en los valores iniciales de la función, no así en las edades intermedias y tardías que aunque mejoran su comportamiento, aún no presentan una tendencia definida, que pueden afectar la posterior relación y asociación que debe establecerse con los valores generados por la tabla adoptada como estándar.

Corroboración a lo anterior se pone de manifiesto, al observar los ajustes presentados en los gráficos 3 a 8. En ellos se observa una marcada dispersión en torno a las líneas de regresión que sugieren para una reafirmación del sistema logito, dejar de lado algunos de estos puntos, para lograr una mejor representatividad de la línea y por consiguiente mayor aproximación en la selección de la tabla estándar. Esta situación se deja únicamente planteada para una aplicación posterior de la metodología.

Al obtener los coeficientes de correlación entre los valores de los logitos observados y cada una de las 6 tablas estándar, se obtienen resultados suficientemente altos, que marcan una asociación intensa entre los valores. En definitiva, se tomó la tabla correspondiente a

14) Coale y Demeny, P, op. cit.

Guatemala 1950¹⁵⁾ como estándar.

Con respecto a las funciones de la tabla, se hace necesario, resaltar:

- a) el comportamiento bastante satisfactorio que presenta la función l_x que se asemeja bastante bien al comportamiento que se tiene de esta función en las tablas de Coale y Demeny en los niveles 14 a 16. Como era de esperarse las tablas modelo presentan una caída de la función l_x más intensa en las últimas edades, en tanto que los valores aquí obtenidos tienen un descenso más leve que las referidas tablas modelo. Los modelos sobreestiman la mortalidad en las últimas edades, cuando son tomadas para servir de modelo en países latinoamericanos.
- b) La tasa de mortalidad, y la tasa central de mortalidad, todavía presentan valores muy elevados especialmente en lo referente a menores de un año. Es notorio los bajos valores que se obtienen en estas funciones hasta la edad de 4 años y el aumento progresivo aunque lento para los grupos quinquenales, a partir del grupo 5 - 9 años. Mención especial requieren los valores obtenidos en los grupos superiores a los 60 años, que se presentan muy bajos.
- c) Probablemente el método ha conducido a una sobreestimación de la función como consecuencia de las irregularidades ostensibles presentadas por las relaciones de supervivencia intercensales observadas.

15) Camiza, Z. op. cit. pág. 48.-

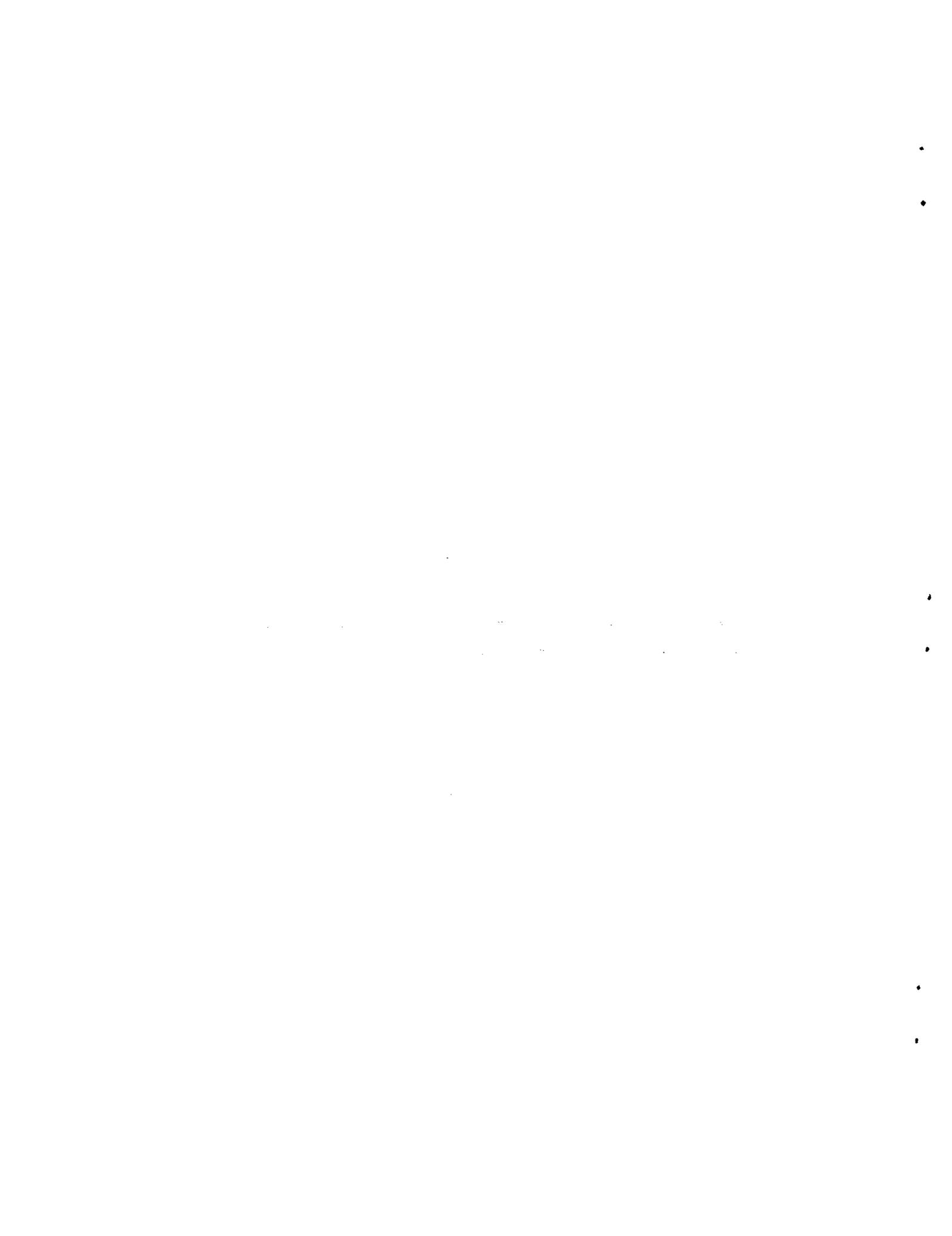
Si se le compara el valor de la e_0 obtenida en el presente trabajo con la encontrada para el período 1951-1961 elaborada por Alens¹⁶⁾, se observa una ganancia de 1.08 años por año calendario entre estos períodos intercensales, resultado que se supone es muy elevado.

Como consideración final, es necesario plantear que los supuestos implícitos y quizás las características de la información censal hayan incidido a que los resultados obtenidos no sean de buena calidad. Con información básica de mejores cualidades muy posiblemente el método funciones en forma más satisfactoria.

16) Alens, Alex, "República de El Salvador. Proyección de la Población por sexo y grupos de edades, 1961-1981. CELADE, c/25. 1964.

A N E X O

PROGRAMA DE COMPUTADOR EN LENGUAJE FORTRAN II
ELABORADO PARA LA DETERMINACION DE LA TABLA ESTANDAR



```

DIMENSION Y(14), YS (14), SOB(14)
1  FOMAT (10(F7.5)/4(F7.5))
2  FORMAT (5X,12/6(2X,I2,2X,F8.5)/6(2X,I2,2X,F8.5)/2(2X,I2,2X,F8.5)//)
3  FORMAT (//1X,2HA=F9.5,1X,2HB=F9.5,1X,3HCD=F9.5,1X,3HCC=F9.5,1X,3HAB
1=F9.5,1X,3HBB=F9.5/////)
R=14.0
N=14
M=6
READ 1,(Y(I),I=1,N)
PRINT 2,M,(I,Y(I),I=1,N)
DO 10 I=1,N
10 Y(I)=0.5*LOGF((1.0-Y(I))/Y(I))
PRINT 2,M,(I,Y(I),I=1,N)
DO 20 J=1,M
READ 1,(YS(I),I=1,N)
PRINT 2,J,(I,YS(I),I=1,N)
SY=0.0
SYXYS=0.0
SYS=0.0
VE=0.0
VT=0.0
BS1Y=0.0
BS1YS=0.0
BS2Y=0.0
BS2YS=0.0
DO 30 I=1,N
YS(I)=0.5*LOGF((1.0-YS(I))/YS(I))
SY=SY+Y(I)
SYXYS=SYXYS+Y(I)*YS(I)
SYS=SYS+YS(I)
30 S2YS=S2YS+YS(I)**YS(I)

```

```
A=(SY*S2YS-SYS*SYXYS)/(R*S2YS-SYS**2)
B=(R*SYXYS-SY*SYS)/(R*S2YS-SYS**2)
DO 40 I=1,N
YE(I)=A+B*YS(I)
VE=VE+(YE(I)=SY/R)**2
40 VT=VT+(Y(I)=SY!R)**2
CD=VE/VT
CC=SQRTF(CD)
PRINT 2,J,(I,YS(I),I=1,N)
PRINT 2,J,(I,YE(I),I=1,N)
DO 50 I=1,N
T=2.0*YE(I)
IF(T)4,5,5
4 T=T*(-1.0)
SOB(I)=1.0/(1.0+1.0!EXPF(T))
GO TO 50
5 SOB(I)=1.0/(1.0+EXPF(T))
50 CONTINUE
PRINT 2,J,(I,SOB(I),I=1,N)
DO 100 I=1,7
BS1Y=BS1Y+Y(I)
100 BS1YS=BS1YS+YS(I)
DO 110 I=8,14
BS2Y=BS2Y+Y(I)
110 BS2YS=BS2YS+YS(I)
BB=(BS2Y-BS1Y)/(BS2YS-BS1YS)
AB=(BS1Y-BB*BS1YS)/(R*0.5)
DO 120 I=1,N
YE(I)=AB+BB*YS(I)
T=2.0*YE(I)
IF(T)111,112,112
111 T=T*(-1.0)
SOB(I)=1.0/(1.0+1.0!EXPF(T))
GO TO 120
112 SOB(I)=1.0/(1.0+EXPF(T))
```

```
120  CONTINUE
      PRINT 2,J,(I,YE(I),I=1,N)
      PRINT 2,J,(I,SOB(I),I=1,N)
20   CONTINUE
      CALL EXIT
      END
```



