

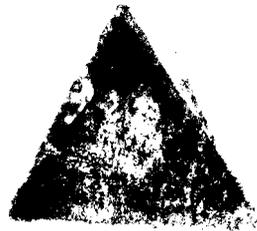
15-20-21-26



CENTRO LATINOAMERICANO DE DEMOGRAFIA  
CELADE - San José

CURSO BASICO DE DEMOGRAFIA  
1974

TRABAJO FINAL DE INVESTIGACION



Titulo : EL SALVADOR: TABLA DE MORTALIDAD INTERCENSAL POR SEXO  
1961-1971. APLICACION DEL SISTEMA MODELO DE BRASS

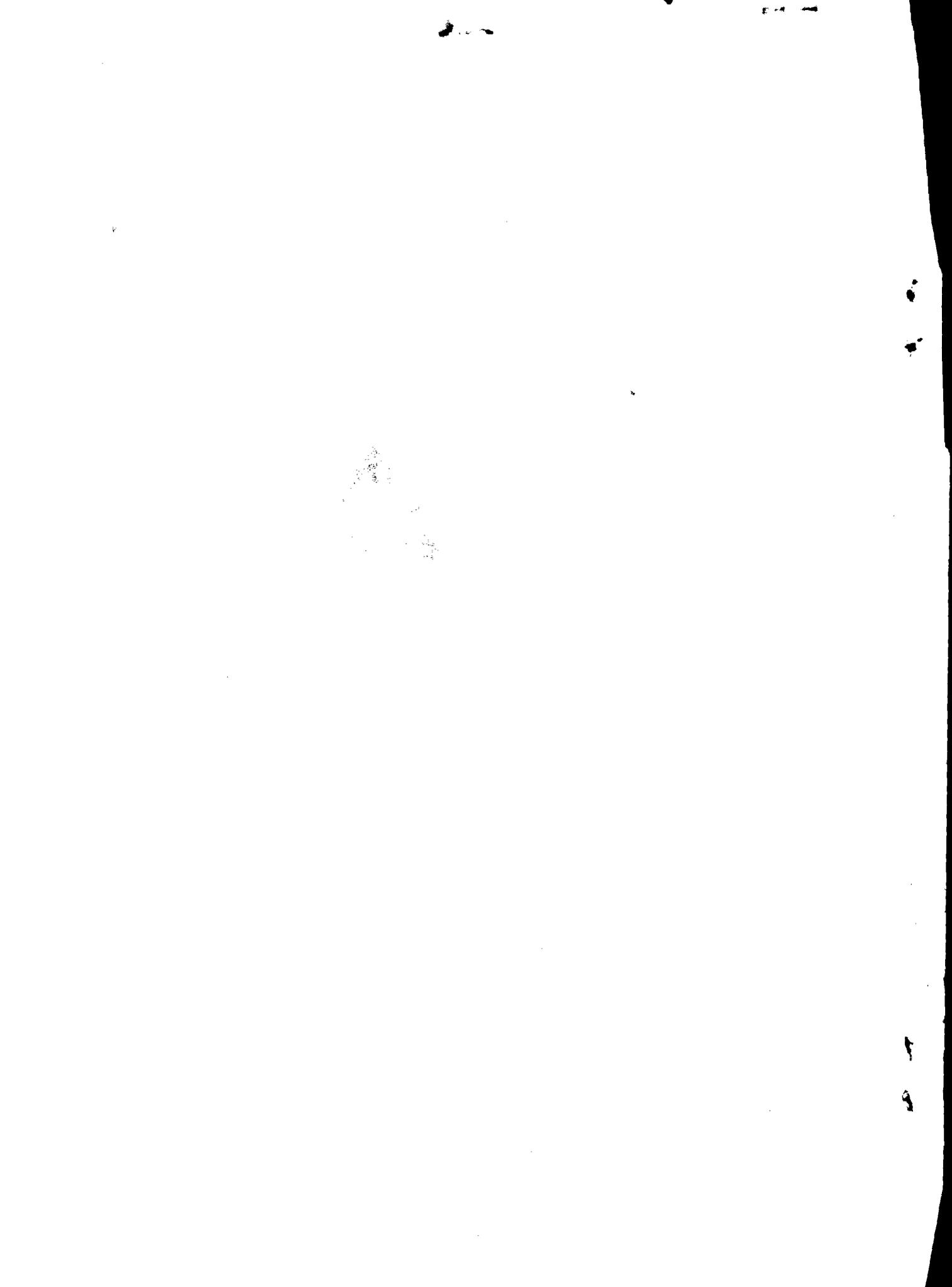
*Titulo*

Autor : Luis Rosero Bixby

Asesor(es) : Guillermo A. Macció  
Juan Chackiel

DISTRIBUCION INTERNA

San José, Costa Rica  
Diciembre de 1974



## CONTENIDO

	Página
INTRODUCCION.....	1
Primera Parte:	
EL SISTEMA LOGITO EN EL ESTUDIO DE LA MORTALIDAD POR SEXO.	
1. Presentación general del sistema logito.....	2
2. Algunas características de la mortalidad por sexo.....	4
3. Problemas para aplicar el sistema logito al estudio de la mortalidad por sexo.....	6
4. La relación fundamental entre los sexos.....	7
5. Contrastación empírica de la relación fundamental entre los sexos.....	8
5.1. Consideraciones previas al ajuste.....	8
5.2. Ajuste de la relación lineal entre los sexos.....	10
5.3. Valores resultantes de los parámetros.....	12
5.4. Calidad del ajuste.....	14
6. Resumen y conclusiones.....	16
Segunda Parte:	
EL SALVADOR: TABLAS ABREVIADAS DE MORTALIDAD INTERCENSALES POR SEXO, 1961-1971. APLICACION DEL METODO DE BRASS.	
1. El método de Brass para la estimación de tablas de mortalidad intercensales.....	18
2. Información utilizada.....	20
3. Estimación preliminar de la población estacionaria.....	21
4. Ajuste lineal de la relación en los logitos.....	25
4.1. Relación lineal entre los sexos.....	25
4.2. Ajuste de cada sexo aplicando un estándar común.....	28
4.3. Coherencia del ajuste con las diferencias en la mortalidad por sexo.....	31
5. Cálculo de las tablas abreviadas de mortalidad por sexo...	33
6. Breve análisis de los resultados.....	37
APENDICE.....	41
BIBLIOGRAFIA.....	46

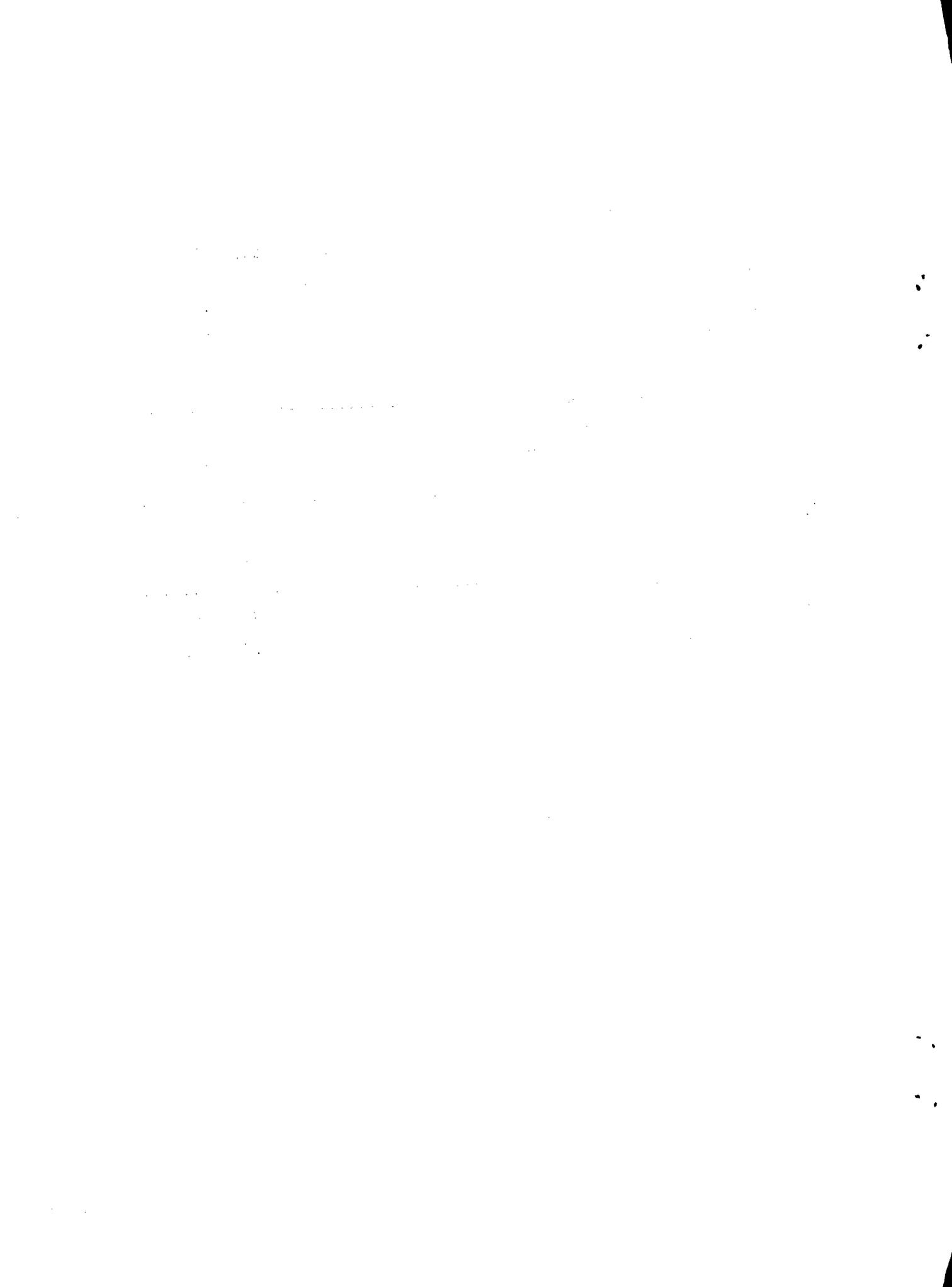
## INDICE DE CUADROS

	Página
1. Indices de mortalidad en cinco poblaciones con distintas esperanzas de vida al nacer.....	5
2. Diferencias entre los logitos de las probabilidades de muerte (varones menos mujeres) en diversas tablas de mortalidad.....	9
3. Algunos resultados del ajuste por mínimos cuadrados de la relación fundamental entre los sexos; para trece tablas de vida.....	11
4. Sobrevivientes de mil nacimientos al final del primer año, observados y ajustados por el sistema logito.....	13
5. El Salvador: Cálculo de la edad media de la fecundidad en base a la información de "Fecundidad actual". 1971.....	22
6. El Salvador: Estimación de la mortalidad infantil y juvenil en base a la información sobre hijos tenidos e hijos sobrevivientes. 1971.....	23
7. El Salvador: Estimación preliminar de la población estacionaria, varones 1961-1971.....	24
8. El Salvador: Estimación preliminar de la población estacionaria, mujeres 1961-1971.....	25
9. El Salvador: Resultados del ajuste de la relación lineal en los logitos respecto a varias estándares.....	29
10. El Salvador: Tabla abreviada de mortalidad masculina 1961-1971.	34
11. El Salvador: Tabla abreviada de mortalidad femenina 1961-1971..	35
12. El Salvador: Tabla abreviada de mortalidad ambos sexos 1961-1971	35
13. El Salvador: Comparación de la esperanza de vida al nacimiento con otras estimaciones.....	37

## INDICE DE GRAFICOS

1. Valores de los parámetros A y B de la relación fundamental y modificaciones que producen en la función $l_x$ del patrón estándar...	3
2. Diferencias entre los logitos (varones menos mujeres) en función de los logitos de las probabilidades de morir de las mujeres.....	10

3.	Indices de sobremortalidad masculina para valores provenientes del ajuste de los logitos y para valores observados en las tablas de vida originales.....	15
4.	El Salvador: Valores observados y ajustados de la relación lineal en los logitos entre los sexos, 1961-1971.....	27
5.	El Salvador: Valores observados y ajuste final nombre aceptado de la relación lineal en los logitos de cada sexo con respecto al estándar chileno. (1961-1971).....	30
6.	El Salvador: Relaciones de supervivencia observadas, ajustadas y correspondientes al Nivel 15 Modelos Oeste de Coale y Demeny (varones).....	38
7.	El Salvador: Relaciones de supervivencia observadas, ajustadas y correspondientes al Nivel 15 Modelos Oeste de Coale y Demeny (mujeres).....	39
8.	El Salvador: Probabilidades de muerte ${}_nq_x$ . Tabla de vida 1961-1971.....	40



## INTRODUCCION

En este trabajo se pretende estimar la mortalidad en la República de El Salvador para el período intercensal 1961-1971, mediante el cálculo de tablas intercensales de mortalidad por sexo. Para ello se utilizará el sistema modelo de Brass <sup>1/</sup>; conocido también como sistema logito.

Es necesario mencionar, que ante las deficiencias en las estadísticas vitales de El Salvador, resulta pertinente estimar la mortalidad de ese país por medio de un método indirecto que utiliza sólo información censal.

Pero además del interés práctico de contar con tablas de vida por sexo para un país con estadísticas deficientes, conviene destacar el interés metodológico de utilizar el sistema logito, ya que el mismo no fue concebido para aplicarlo al estudio de la mortalidad haciendo la distinción del sexo.

De modo que se ha creído conveniente desarrollar el trabajo en dos niveles: a) una primera parte teórica que se propone explorar las posibilidades de aplicación del modelo de Brass al estudio de la mortalidad por sexo; y, b) una segunda parte de aplicación práctica al caso de El Salvador.

---

<sup>1/</sup> BRASS, William, Sobre la Escala de la Mortalidad. CELADE Serie DS No. 7. 1971. Traducción.

## 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  $(1 - l_{(x)})$  <sup>2/</sup>.

$$\text{logito } (1-l_{(x)}) = A + B \text{ logito } (1-l_{s(x)})$$

En donde,  $l_{(x)}$  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;  $(1-l_{(x)})$  es la probabilidad de morir complementaria a la anterior;  $A$  y  $B$  son los parámetros que determinan la relación lineal; el subíndice  $S$  se aplica a las funciones "estándar"; y, los logitos son:

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

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

$$Y_{(x)} = A + B Y_{s(x)}$$

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

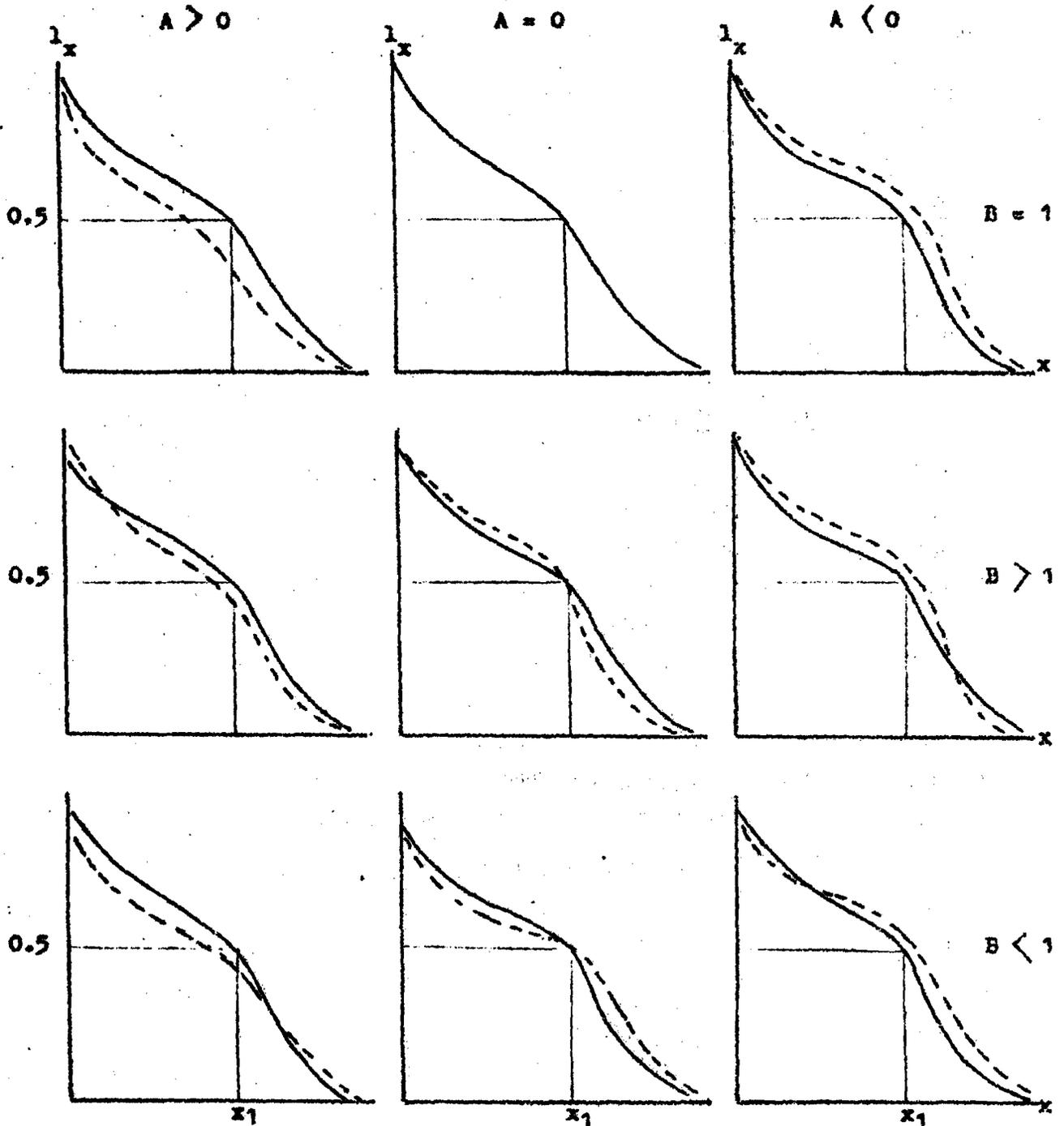
$$D_{(x)} = A + (B-1) Y_{s(x)}$$

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.

GRAFICO 1

VALORES DE LOS PARAMETROS A Y B DE LA RELACION FUNDAMENTAL Y MODIFICACIONES QUE PRODUCEN EN LA FUNCION  $1_x$  DEL PATRON ESTANDAR



— patrón estándar  
 - - - patrón modificado

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"<sup>3/</sup>. Incluso menciona 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"<sup>4/</sup>.

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 otros 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, generalmente, la mortalidad masculina 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 aún invertirse; pero en la actualidad esto ocurre sólo en casos muy aislados y se limita a sociedades muy 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.

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 I que registra un índice de sobremortalidad (tasa específica masculina/ tasa

---

<sup>3/</sup> BRASS, W.: Seminario sobre Métodos para medir Variables Demográficas. Traducción de J.L. Somoza. CELADE, Serie DS No. 9, 1973. Pág. 85.

<sup>4/</sup> IBID. Pág. 89

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 5/

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 1					
año	111.6	113.8	115.5	129.8	126.3
1-4	98.3	93.1	93.2	114.3	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	99.3	132.4	125.2	125.7

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..." 6/.

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.

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 que las funciones  $l(x)$  de las tablas de vida por sexo no se intersecan entre sí.

5/ ELIZAGA, J.: Métodos Demográficos para el Estudio de la Mortalidad . CELADE, Serie E No. 4. 1972. Pág. 67.

6/ ELIZAGA, J.: Métodos.....op. cit, Pág. 58.

Finalmente, conviene destacar la característica 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. <sup>7/</sup>

### 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 presentar - se 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 estándar para cada sexo, a medida que se alejaba de los niveles en torno a la estándar, se encontró con diferencias inaceptables en la mortalidad por sexo <sup>8/</sup>.

Este tipo de ejemplos parecen 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". <sup>9/</sup>

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 posibili

<sup>7/</sup> Ver NACIONES UNIDAS: Foetal, Infant and Early Childhood Mortality. ST/ SOA A/13, Vol. 1. Págs. 38-40.

<sup>8/</sup> HOBcraft, J.: Apuntes provisionales del Seminario sobre Estimaciones Demográficas. CELADE-San José, julio-agosto de 1974. Sesión III. Inédito.

<sup>9/</sup> Ibid.

dad 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:

$$Y_M(x) = A_1 + B_1 Y_S(x) \quad 10/$$

$$Y_F(x) = A_2 + B_2 Y_S(x)$$

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

Si,

$$A_0 = A_1 - A_2 \frac{B_1}{B_2}; \text{ y, } B_0 = \frac{B_1}{B_2}$$

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

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 plausibilidad de derivar satisfactoriamente de un mismo estándar el patrón de mortalidad de cada uno de los se -

---

10/ Con el subíndice M se designa al sexo masculino y con F al femenino.

xos,

Para ello se estudiará 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 sea mayor que cero y B 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 tablas de vida <sup>11/</sup>. Las tablas fueron seleccionadas en base a 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 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.

---

<sup>11/</sup> Las referencias bibliográficas correspondientes constan en el apéndice.

Cuadro 2

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

Edad	México 1940	Guatemala (1963-64)	Chile (1952-53)	Costa Rica (1963)
$e_0^o$ mujeres	42.50	49.5	55.83	54.44
$e_0^o$ varones	40.39	47.9	52.95	60.56
1	.0553	.0300	.0739	.1172
5	.0133	.0244	.0503	.1010
10	.0129	.0179	.0523	.1025
20	.0163	.0255	.0540	.1074
30	.0286	.0215	.0551	.1154
40	.0524	.0309	.0558	.1135
50	.0835	.0538	.0944	.1131
60	.1142	.0813	.1344	.1205
70	.1277	.0759	.1884	.1425
75	.1216	.0637	.2220	.1549

FUENTE: Apéndice.

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 los cuatro casos por arriba de la misma.

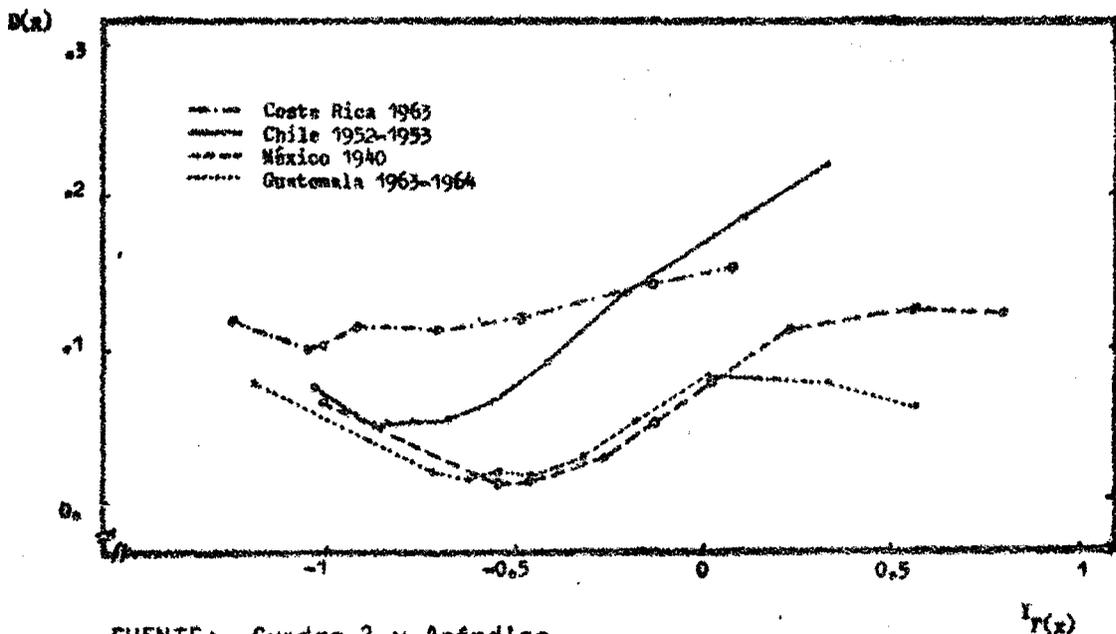
En realidad, Brass <sup>12/</sup> advierte que para el primer año y para las edades avanzadas el ajuste de la relación lineal suele no ser satisfactorio. Por ello, cuando él realiza el ajuste, no acostumbra considerar el primer año. En este trabajo se seguirá la misma política.

<sup>12/</sup> Ver, BRASS, W. Sobre la Escala... op cit.

Los desvíos 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 cierta tendencia en las edades avanzadas a caer por debajo del comportamiento lineal. En el primer año de vida, en cambio, sí es claro que los desvíos a la tendencia 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.

GRAFICO 2

DIFERENCIAS ENTRE LOS LOGITOS (HOMBRES MENOS MUJERES) EN FUNCION DE LOS LOGITOS DE LAS PROBABILIDADES DE MORIR DE LAS MUJERES



### 5.2 Ajuste de la relación lineal entre los sexos.

Los ajustes se realizaron por el método estadístico de mínimos cuadrados, mediante el uso de computadora <sup>13/</sup>. Los principales resultados a-

<sup>13/</sup> CHACKIEL, Juan. Uso de los logitos en demografía. Un programa de computación. CELADE, San José. Inédito.

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 <sub>0</sub> MUJERES	PARAMETROS		CORRE- LACION R	TEST "F"	INTER- SECCION l(x <sub>1</sub> ) a/
		A	B			
COALE Y DEMENY-OESTE						
Nivel 7	35.0	.065	1.117	.9994	11917	.752 <sup>b/</sup>
Nivel 11	45.0	.097	1.111	.9994	12486	.850
Nivel 15	55.0	.132	1.101	.9995	14869	.932
Nivel 19	65.0	.185	1.074	.9998	31851	.993
Nivel 23	75.0	.236	1.018	.9997	26081	1.000
MEXICO:						
1930	37.5	.038	1.036	.9996	15628	.881
1940	42.5	.063	1.081	.9992	8318	.826 <sup>b/</sup>
1950	51.0	.107	1.107	.9981	3719	.881 <sup>b/</sup>
1960	60.3	.122	1.073	.9991	7865	.966
1970	63.4	.171	1.086	.9987	5367	.982
GUATEMALA						
(1963-64)	49.5	.046	1.025	.9990	6711	.975
CHILE						
(1952-53)	56.8	.167	1.153	.9998	35960	.899
COSTA RICA						
(1963)	64.4	.150	1.046	.9999	113585	.999

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

b/ Valores para edad posterior al primer año

parecen en el Cuadro 3 (otras cifras sobre el tema, constan en el apéndice) .

Brevemente, conviene destacar que las pruebas estadísticas sobre la bondad de los ajustes, son muy satisfactorias. Así, las magnitudes del coefi - ciente 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, siem - pre superiores a 8.86 (valor de la distribución "F" para 14 grados de liber - tad y un nivel de significación del 1 por ciento), lo que permite, desde el punto de vista estadístico, aceptar con gran seguridad 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 resultó siempre positivo, reflejando de esta mane - ra la mayor mortalidad de los hombres. Por su parte, el parámetro B, contra - riamente a lo esperado resultó en todos los casos diferente de uno; más con - cretamente, siempre resultó mayor que uno.

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

Es decir que el ajuste de la relación fundamental entre los sexos, re - produce una situación similar a la descrita en el gráfico 1 en el segundo es - quema de la columna de la izquierda; según la cual la función  $l(x)$  de los hom - bres sería mayor que la de las mujeres durante un corto tramo al principio de la tabla, para luego de la intersección invertirse permanentemente esa situa - ción hasta la edad omega. En símbolos eso podría expresarse así:

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

$$l_M(x_1) = l_F(x_1) \quad , \quad \text{siendo } l(x_1) > 0.5$$

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

En la última columna del Cuadro 3 constan los valores de  $l(x)$  para los puntos de intersección implícitos en los resultados del ajuste, pudiendo apre - ciarse que, en efecto, esos puntos corresponden a valores muy altos de  $l(x)$  .

Más aún, de gran interés práctico es el hecho de que esos nodos se ubi - can 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 inconsistencia teórica pierde importancia, pues al producirse la intersección generalmente 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 fuertemente 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.

Cuadro 4

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

Tabla de Vida	$l_{(1)}$	$\hat{l}_{(1)}$	Tabla de Vida	$l_{(1)}$	$\hat{l}_{(1)}$
Coale y Demeny Oeste			México 1930	845	859
Nivel 7	752	790	1940	868	887
Nivel 11	328	354	1950	893	909
Nivel 15	889	904	1960	921	928
Nivel 19	937	942	1970	927	931
Nivel 23	978	978	Guatemala (1963-64)	903	914
Chile (1952-53)	872	886	Costa Rica (1963)	906	910

FUENTE: Apéndice

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 mor-

talidad 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. <sup>14/</sup>

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: a menor mortalidad corresponde un valor más alto de A, tanto en la serie de tablas de vida teóricas de Coale y Demeny, como en la serie de tablas de 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. Para las poblaciones estudiadas, el campo de variación de A se encuentra entre 0.03 y 0.24.

Por su parte, las variaciones del parámetro B, 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 más cercanos a 1). El campo de variación observado para este parámetro está comprendido entre 1.02 y 1.15.

#### 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.

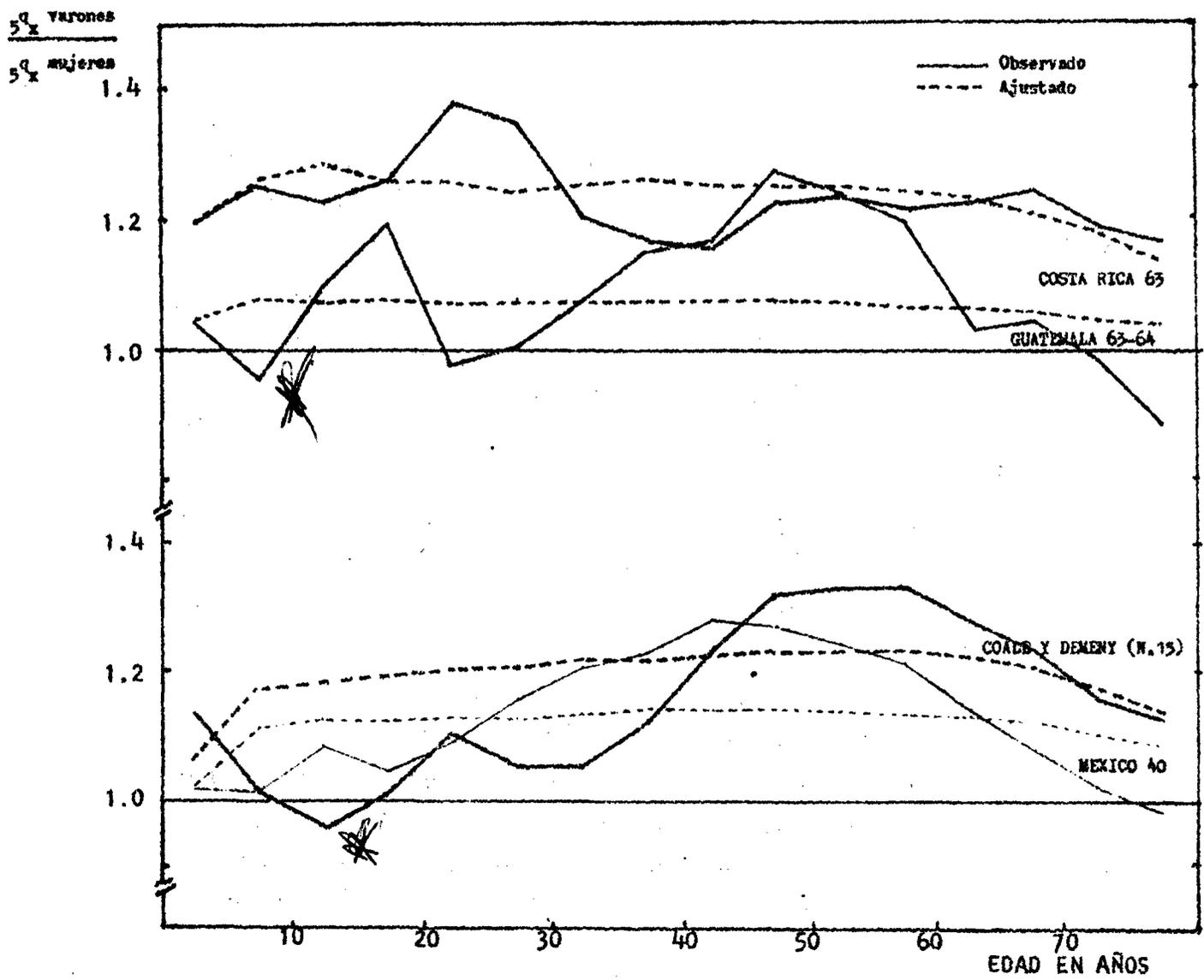
Allí se aprecia claramente que el ajuste reproduce sólo un nivel medio de sobremortalidad masculina y lo mantiene prácticamente constante para todas las edades. Esta sería una limitación del modelo, pues, como se observa en

---

<sup>14/</sup> BRASS, W.: Sobre la Escala... op.cit.,. Pág. 18.

GRAFICO 3

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



FUENTE: Anexo 1 y Tablas de vida correspondientes

*no muestra  
sobremortalidad  
senectaria*

el mismo gráfico, la sobremortalidad masculina es variable con la edad. Dicho en otras palabras, el modelo parece reproducir satisfactoriamente solo 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 hasta aquí 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, solo reproduce un nivel medio de sobremortalidad que lo mantiene prácticamente constante para todas las edades. Sin embargo, las distorsiones que eso produce separadamente 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 es captada por las tablas de vida convencionales.
- c) Relacionado 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 mayores que cero y más altos cuando menor es la mortalidad y valores de B ligeramente superiores a uno. Esto implica (teniendo presentes las relaciones entre los parámetros vistas en el punto 4) que:

$$B_{(M)} \geq B_{(F)} \quad ; \quad y, \quad A_{(M)} > A_{(F)}$$

- 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: TABLAS ABREVIADAS DE MORTALIDAD INTERCENSALES  
 POR SEXO, 1961-1971. APLICACION DEL METODO DE BRASS

1. El método de Brass para la estimación de tablas de mortalidad intercensales <sup>15/</sup>

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:

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

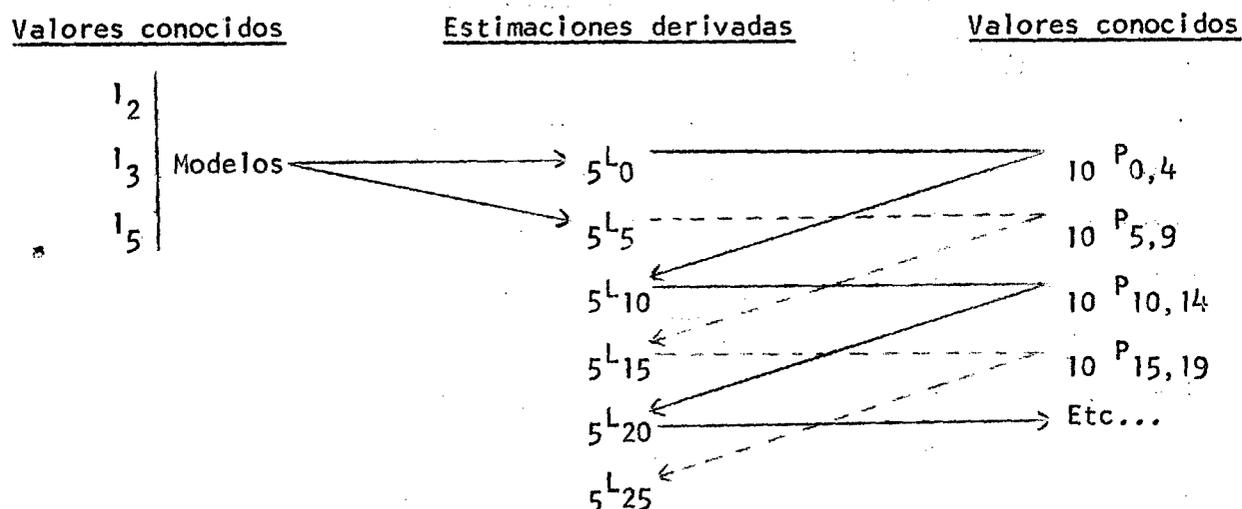
Por otra parte, una estimación de la mortalidad de los nacidos entre los dos censos puede obtenerse con el método ideado por Brass <sup>16/</sup> para estimar la mortalidad infantil y juvenil en base a la información sobre hijos tenidos e hijos sobrevivientes. Este método permite llegar a una aproximación de los dos primeros grupos quinquenales de la población estacionaria. <sup>17/</sup>

<sup>15/</sup> BRASS, W.: Seminario... op.cit., sesión VII.

<sup>16/</sup> BRASS, W. y COALE, J.: Métodos de Estimación. (Traducción del capítulo 3 de "The Demography of Tropical Africa"). CELADE, Serie D No. 63. 1970.

<sup>17/</sup> 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. pp 38-40.

Con los valores hasta aquí obtenidos, se pasa a determinar la población estacionaria, según se ilustra en el esquema siguiente:



En el esquema se aprecia que los valores de  $5^{L_x}$  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 ellos estimar nuevamente la población estacionaria. Para ello, propone la siguiente relación aproximada:

$$5^{P_{x,x+4}} \approx \sqrt[4]{10^{P_x - 5,x} \cdot 10^{P_{x+4}}}$$

Ahora bien, lo fundamental del método propuesto por Brass consiste en ajustar con el sistema logito los valores de  $5^{L_x}$  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  $5^{L_x}$  es igual a un valor de  $l(x)$  para cierta edad intermedia del intervalo correspondiente, la relación a ajustar con un estándar adecuado sería:

$$\text{logito} (1 - 1/5 \ 5^{L_x}) = A + B \text{ logito} (1 - 1/5 \ 5^{L_s(x)})$$

Una vez que se ha realizado el ajuste, la función  $l(x)$  se obtiene aplicando los parámetros A y B estimados, a los valores de los logitos de  $l_s(x)$  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 trata de estimar son para el período comprendido entre el censo realizado del 2 al 15 de mayo de 1961 y el llevado a cabo del 28 de junio al 12 de julio de 1971.

Se trabajará con la población <sup>activa</sup> ~~activa~~ <sup>¿por qué?</sup> clasificada por grupos quinquenales de edad y por sexo, de ambos censos, 18/

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.

Un problema que dificulta la comparabilidad entre estos censos, es la migración internacional en el decenio.

El Salvador ha tenido tradicionalmente un saldo neto migratorio negativo. Pero, luego del conflicto bélico de 1959, 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 confiable 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 fundamen-

---

18/ DIRECCION GENERAL DE ESTADISTICA: III Censo de Población, 1961, Cuadro 16. IV Censo de Población, 1971, Cuadro 24.

tal a corregir este tipo de errores.

Por otra parte, para la estimación de la mortalidad infantil y juvenil, se requerirá del censo de 1971 <sup>19/</sup> la información de hijos tenidos e hijos sobrevivientes y, también, de hijos tenidos el último año, de las mujeres clasificadas en grupos quinquenales de edad.

### 3. Estimación preliminar de la población estacionaria

En los cuadros 5 y 6 constan los cálculos para estimar la mortalidad infantil y juvenil, los valores a <sup>10</sup> que se llegó corresponden a los siguientes niveles de mortalidad según los modelos Oeste de Coale y Demeny.

Edad	$l(x)$	Nivel
2	.8506	13.56
3	.8441	13.99
5	.8189	13.46

13.83

Se aceptó el nivel medio de las estimaciones para 2 y 3 años de edad, es decir: 13.83. Con este nivel de mortalidad se obtuvo de los modelos los siguientes valores de  $L_x$  para los dos primeros grupos de edad:

	Varones	Mujeres
$5L_0$	425 898	435 016
$5L_5$	405 057	414 159

En los cuadros 7 y 8 aparecen los cálculos para estimar los valores de la población estacionaria y los logitos correspondientes. Allí cabe destacar el comportamiento muy irregular de las relaciones de supervivencia intercensales, comportamiento que se aprecia mejor en los gráficos 6 y 7, donde están representadas.

La aplicación de esas relaciones a los dos primeros valores de  $L_x$ , determinados anteriormente, da lugar a una primera estimación de la población estacionaria que representa una esperanza de vida al nacimiento de 54.81 para los hombres y 58.31 años para las mujeres; valores tal vez exagerados por el movimiento migratorio ocurrido en el período.

## Cuadro 5

## EL SALVADOR

## CALCULO DE LA EDAD MEDIA DE LA FECUNDIDAD EN BASE

## A LA INFORMACION DE "FECUNDIDAD ACTUAL". 1971

Edad x	$\bar{x}_i$	Mujeres que declararon	Hijos tenidos en 1970	Fecundidad actual $f_i$	$\bar{x}_i f_i$
14	14.5	34 325	64	.0019	.0276
15-19	17.5	160 589	12 943	.0778	1.3615
20-24	22.5	143 479	34 093	.2376	5.3460
25-29	27.5	116 572	34 442	.2955	8.1263
30-34	32.5	97 928	22 340	.2281	7.4133
35-39	37.5	93 020	17 465	.1877	7.0388
40-44	42.5	74 563	6 653	.0892	3.7910
45-49	47.5	60 835	1 603	.0263	1.2493
$\Sigma$				1.1441	34.3538

Fuente: D. G. E. C., IV censo de población 1971, cuadro 49

$$\bar{m}' = \frac{\sum \bar{x}_i \cdot f_i}{\sum f_i} = 30.027$$

Nota: la pregunta se refiere a un período en que las madres tenían en promedio un año menos que la edad declarada en la época del censo, por tanto:

$$\bar{m} = 29.027$$

CUADRO 6

EL SALVADOR: ESTIMACION DE LA MORTALIDAD INFANTIL Y JUVENIL EN  
BASE A LA INFORMACION SOBRE HIJOS TENIDOS E HIJOS SOBREVIVIENTES  
1971

x	Edad	Mujeres que declararon hijos naci- dos vivos	Hijos naci- dos vivos	Mujeres que declararon hijos sobre vivos	Hijos sobre vivos	$\overline{HMV}$ ( $P_i$ )	$\overline{HS}$ ( $S_i$ )	$1 - \frac{S_i}{P_i}$	$K_i$	$x^{q_0}$	$l_x$
1	15-19	160978	44614	160934	38919	.2771	.2413	.1274	1.0066	.1282	.8718
2	20-24	144648	227300	144561	194071	1.5714	1.3425	.1457	1.0253	.1494	.8506
3	25-29	117861	376410	117797	318649	3.1937	2.7051	.1530	1.0189	.1559	.8441
5	30-34	99132	452900	99077	372371	4.5687	3.7584	.1774	1.0209	.1811	.8189
10	35-39	92296	539263	94241	428339	5.8428	4.5451	.2221	1.0306	.2289	.7711
15	40-44	75781	479856	75718	364997	6.3321	4.8205	.2387	1.0096	.2410	.7590
20	45-49	62037	399677	61996	293923	6.4426	4.7410	.2641	1.0089	.2664	.7336

NOTA:  $\frac{P_1}{P_2} = .1763$   
 $\bar{m} = 29.027$

FUENTE: Dirección General de Estadística y Censos. IV Censo de Población. Cuadros 47 y 48

## Cuadro 7

EL SALVADOR: ESTIMACION PRELIMINAR DE LA POBLACION  
ESTACIONARIA, VARONES  
1961-1971

Grupos de Edad	Población Nativa		$10^P_{x+4}$	$5^L_x$	$5^P_{x+4} \frac{a/}{}$	$5^L_x$	logito( $1 - \frac{1}{5} \frac{L_x}{}$ )
	$5^N_x$ 1961	1971					
0-4	218213		1.09293	425898		425898	-.8744
5-9	193586		.89912	405067	.99564	405067	-.7254
10-14	159828	238492	.89281	465477	.94655	403301	-.7140
15-19	117358	174058	.92787	364204	.95403	381745	-.5860
20-24	101369	142697	.96975	415583	.97395	364197	-.4932
25-29	80798	108893	1.11406	337934	1.01951	354710	-.4463
30-34	72849	98303	1.01474	403012	1.03113	361631	-.4804
35-39	65931	90014	.88803	376479	.97431	372889	-.5381
40-44	54748	73923	.86471	408953	.93610	363310	-.4888
45-49	43556	58549	.77128	334325	.90369	340095	-.3773
50-54	37066	47341	.90306	353626	.91355	307341	-.2335
55-59	24577	33594	.84595	257859	.93490	280772	-.1237
60-64	28620	33473	.63047	319346	.85457	262494	-.0500
65-69	14078	20791	.62843	218136	.79338	224320	.1031
70-74	10181	18044	.50899 <sup>d/</sup>	201338	.75204	177971	.2965
75-79	12840 <sup>b/</sup>	8847	.31893 <sup>c/</sup>	69571		133842	.5032
80-84		5182		102479			
85 y más		4095		22188			

$\Sigma = 5481(\text{miles})$

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

$$\frac{b/}{N_{75 y +}^{1961}}$$

$$\frac{c/}{10^P_{75 y +}} \quad \frac{d/}{10^P_{70 y +}}$$

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

## Cuadro 8

EL SALVADOR: ESTIMACION PRELIMINAR DE LA POBLACION  
ESTACIONARIA, MUJERES  
1961-1971

Grupos de Edad	Población Nativa		$10^P_{x+4}$	$5^L_x$	$5^P_{x+4} \frac{a/}{}$	$5^L_x$	logito( $1 - \frac{1}{5} \frac{L_x}{}$ )
	$5^N_x$						
	1961	1971					
0-4	214529		1.06149	435016		435016	-.9506
5-9	190364		.96154	414159	1.00514	414159	-.7869
10-14	149531	227721	1.01510	461765	.99396	416288	-.8020
15-19	124902	183047	.95923	398230	.99336	413774	-.7842
20-24	113232	151789	.88128	468738	.95887	411027	-.7651
25-29	91285	119810	1.03660	381994	.97764	394121	-.6572
30-34	77313	99789	.98282	413089	1.00467	385308	-.6060
35-39	72567	94626	.85796	395975	.95826	387107	-.6161
40-44	56697	75985	.88509	405992	.93350	370949	-.5279
45-49	45999	62260	.77919	339731	.91129	346281	-.4061
50-54	38389	50182	.87911	359339	.90974	315562	-.2685
55-59	25963	35841	.88010	264708	.93787	287079	-.1494
60-64	29087	33748	.66164	315899	.87355	269243	-.0771
65-69	14836	22850	.65152	232970	.81028	235197	.0593
70-74	11125	19245	.46723 a)	209011	.79278	190575	.2423
75-79	16022 b/	9666	.37068 c/	151785		151084	.4185
80-84		6745		126721			
85 y más		12684		56264			

$\Sigma = 5831$ (miles).

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

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

$$c/ 10^P_{75} y + \quad d/ 10^P_{70} y +$$

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

La estimación de los sobrevivientes de la población estacionaria ( $L_x$ ) con las relaciones decenales de sobrevivencia, muestra el comportamiento irregular descrito en la presentación de la metodología, por ello se hizo la corrección allí señalada, llegándose a un conjunto de  $L_x$  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

En primer lugar se tratará de evaluar 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 de este trabajo.

El gráfico 4 muestra la forma como se relacionan los logitos entre los sexos. Es evidente que el notorio desvío a la tendencia lineal que se presenta para los puntos correspondientes a las edades comprendidas entre los 20 y 40 años, sólo puede atribuirse a los defectos de la información utilizada; de modo que parece no ser conveniente tomarlos en cuenta para el ajuste. Por otra parte, siguiendo con la política adoptada en este trabajo, tampoco se considerará el primer punto.

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

$$Y_M(x) = .045 + 1.019 Y_F(x)$$

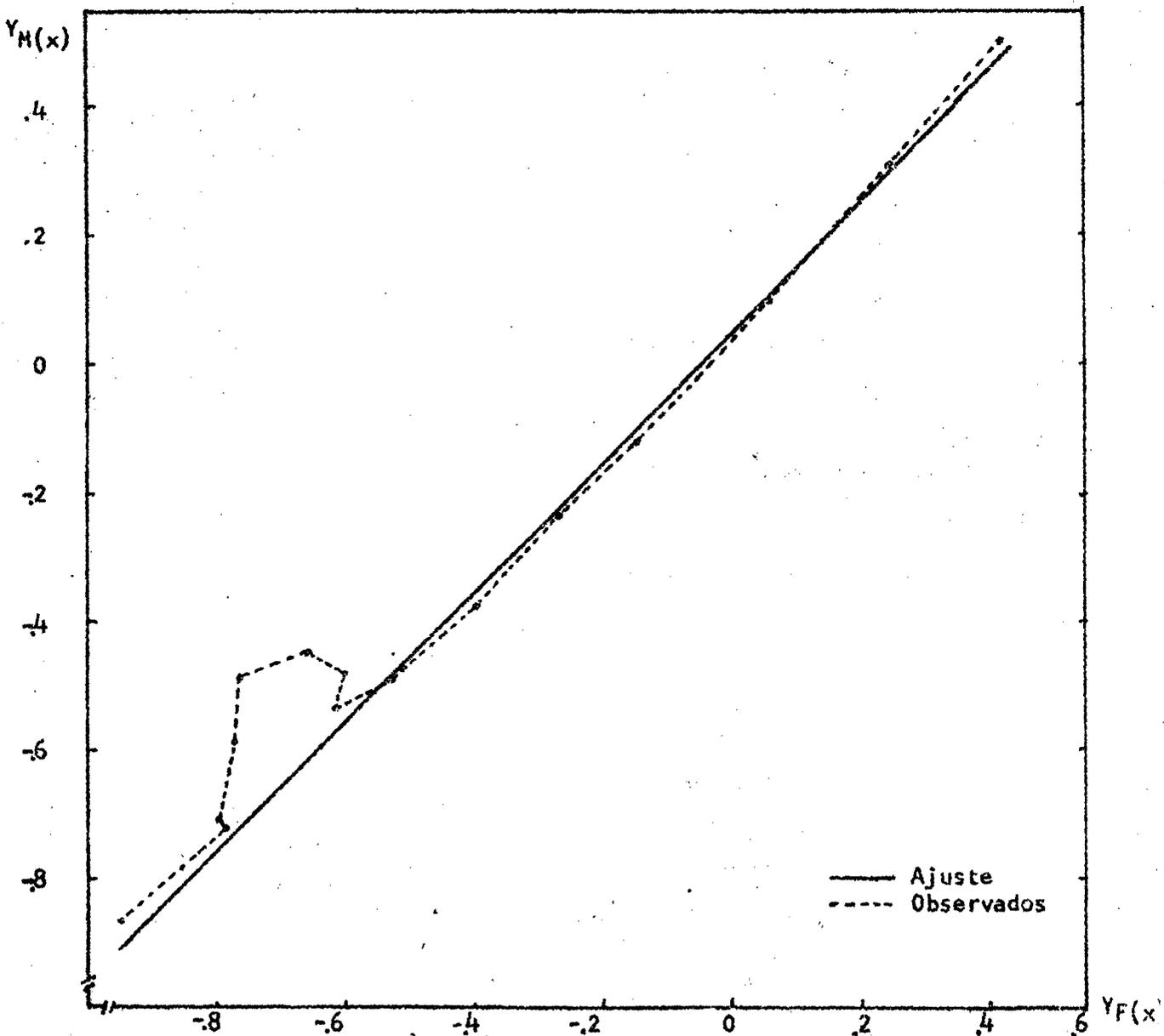
Los valores de los parámetros, son coherentes con las conclusiones de la Primera Parte del trabajo, aunque parecería que son un poco inferiores a lo que sería de esperarse para el nivel de la mortalidad de El Salvador; especialmente, la intersección con las ordenadas da la impresión de establecer un nivel de sobremortalidad masculina muy bajo. Sin embargo, es interesante destacar que en las tablas de mortalidad de Guatemala 1953-1954 <sup>20/</sup> se llegó a valores bastante parecidos.

---

20/ ALVAREZ, L.: Tablas de mortalidad para la República de Guatemala 1953-1954. CELADE, Sub.

GRAFICO 4

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



FUENTE: Cuadros 7 y 8

#### 4.2. Ajuste de cada sexo aplicando un estándar común.

Primero está el problema de seleccionar un estándar adecuado; es decir, un estándar común del que pueda derivarse satisfactoriamente el patrón de mortalidad de la población salvadoreña para cada uno de los sexos.

El Cuadro 9 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).

En el cuadro, el valor del error estándar de estimación, sugiere que un mejor alineamiento de los puntos se logra para los dos sexos tomando como estándar, ya sea la tabla de Chile, ambos sexos 1952-53 <sup>21/</sup>, o la de Coale y Demeny, nivel 15 Oeste masculina. <sup>22</sup>

Se decidió finalmente seleccionar a la tabla chilena, considerando que su patrón de mortalidad se parece más al de El Salvador que el de Coale y Demeny, pues los parámetros A y B son, para los dos sexos, más cercanos a cero y a uno, respectivamente. (En efecto, la tabla de Chile se caracteriza por una relativamente alta mortalidad en la niñez y una relativamente baja mortalidad en las edades avanzadas; características que parecen ser las de la mortalidad en El Salvador).

En el gráfico  aparecen representadas las relaciones en los logitos de cada uno de los sexos respecto al estándar escogido. Lo que allí se observa determina los siguientes criterios para el ajuste:

- a) Para el sexo masculino se presentan claramente dos tipos de desvíos a la tendencia lineal: para los puntos correspondientes a las edades comprendidas entre 15 y 30 años la información estaría mostrando una mortalidad sobreestimada y para las edades entre 35 y 45 años una mortalidad subestimada. Por ello, se adoptó el criterio de no considerar para el ajuste dichos puntos.

---

<sup>21/</sup> TACLA y PUJOL. op.cit.

<sup>22/</sup> COALE y DEMENY. op. cit

Cuadro 9

## EL SALVADOR

RESULTADOS DEL AJUSTE LINEAL DE LA RELACION EN LOS  
LOGITOS DE CADA SEXO RESPECTO A VARIAS ESTANDAR

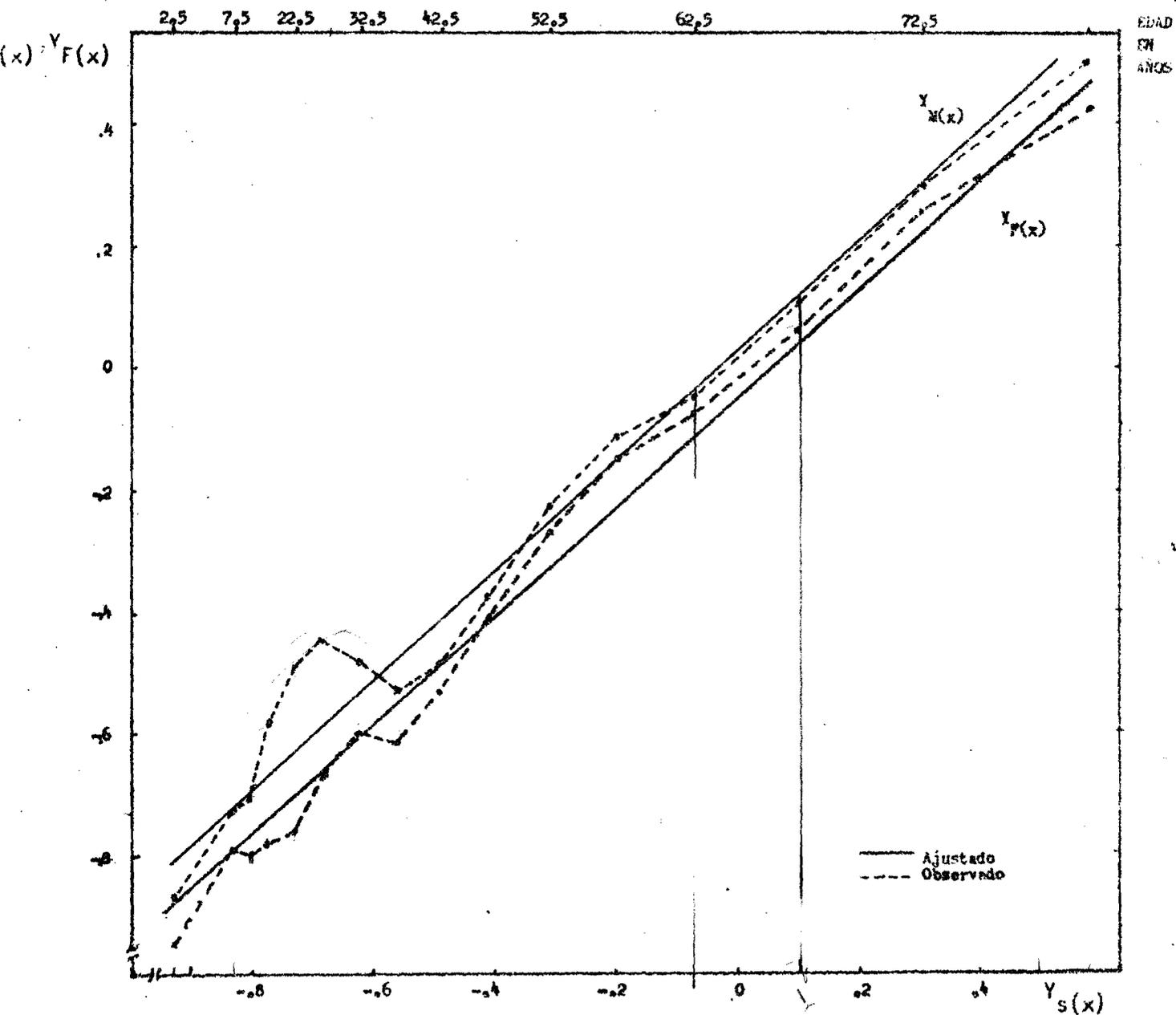
TABLA ESTANDAR:	MASCULINO			FEMENINO			E.S. <sub>1</sub> +
	A <sub>1</sub>	B <sub>1</sub>	E.S. <sub>1</sub> x100 <sup>1</sup>	A <sub>2</sub>	B <sub>2</sub>	E.S. <sub>2</sub> x100 <sup>2</sup>	E.S. <sub>2</sub> x100 <sup>2</sup>
México ambos sexos 1940	-.315	.786	6.6	-.404	.849	5.1	11.7
Guatemala a. s. 1963-64	-.146	.857	6.1	-.222	.912	5.6	11.7
Chile a. s. 1952-53	.018	.858	6.3	-.044	.929	4.4	<u>10.7</u>
Costa Rica a.s. 1963	.264	.939	6.3	.218	1.011	6.1	12.4
Coale y Demeny Oeste:							
Masculino nivel 15	-.074	.774	6.1	-.144	.836	4.5	<u>10.6</u>
Femenino nivel 15	-.025	.843	6.3	-.037	.910	5.1	11.4

Fuente: -Cuadros 7 y 8

-Tablas de mortalidad correspondientes (citadas en el apéndice)

GRAFICO 5

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



FUENTE: Cuadros 7 y 8  
 Tacla y Pujol, op.cit.

- b) Para el sexo femenino, en cambio, se decidió considerar todos los puntos para el ajuste, pues las irregularidades que allí se observan no sugieren la presencia de una tendencia clara como para intentar hacer algo más elaborado.

Finalmente, el ajuste por mínimos cuadrados arrojó los siguientes resultados:

$$\hat{Y}_{M(x)} = .020 + .357 Y_s(x) \quad , \quad (\text{E.S.} \times 100 = 3.5)$$

$$\hat{Y}_{F(x)} = .044 + .929 Y_s(x) \quad , \quad (\text{E.S.} \times 100 = 4.4)$$

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

Por lo que se vió en sección 4 de la 1era. parte, se conoce que 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 mismo estándar, por las siguientes relaciones:

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

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

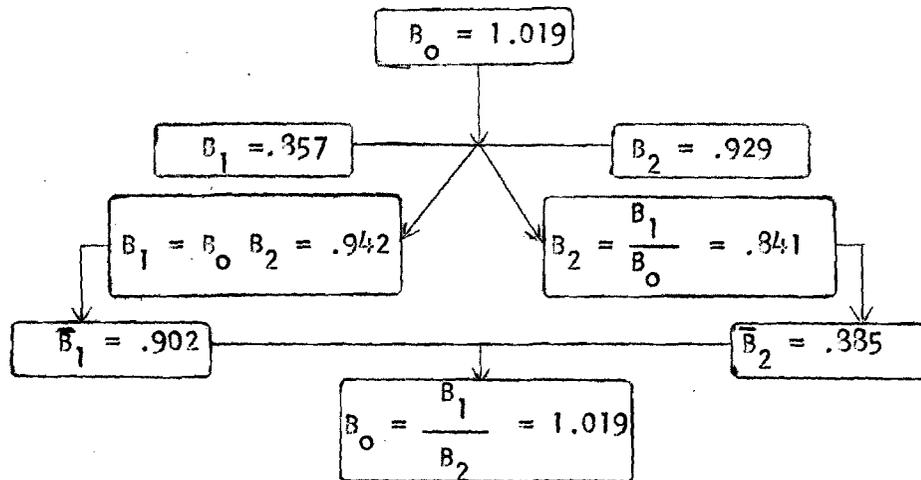
De donde, los ajustes realizados en el punto anterior implicarían los siguientes valores de los parámetros de la relación entre los sexos:

$$A_0 = .051 \quad ; \quad B_0 = .922$$

Llama la atención el valor del coeficiente angular, pues empíricamente se ha visto que siempre resulta mayor que uno. Por ello, se creyó conveniente adaptar al modelo para que cumpla con esa condición. Más concretamente, se tomó para  $B_0$  el valor 1.019 que fue estimado en la sección 4.1.

Una forma de lograrlo hubiese sido aceptar el coeficiente angular correspondiente al ajuste de uno de los sexos y, en combinación con el valor conocido de  $B_0$ , obtener el coeficiente angular para el ajuste del otro sexo.

Pero como no habría razones para aceptar el parámetro obtenido en el ajuste de uno de los sexos y rechazar el otro, se adoptó una solución media consistente en corregir por igual el coeficiente angular de los dos sexos. Se trabajó, entonces, como se ilustra en el diagrama siguiente:



Con los parámetros así determinados, el ajuste consistió en seleccionar la mejor recta del conjunto de esa familia de rectas paralelas, mediante:

$$\sum Y(x) = n A + \hat{B} \sum Y_s(x)$$

El ajuste finalmente aceptado fue, entonces:

$$\hat{Y}_{M(x)} = .03206 + .90172 Y_s(x)$$

$$\hat{Y}_{F(x)} = - .05173 + .83510 Y_s(x)$$

Las rectas de ajuste son las que aparecen en el gráfico 7. Los parámetros finalmente aceptados implican la siguiente relación lineal entre los sexos:

$$Y_{M(x)} = .095 + 1.019 Y_{F(x)}$$

### 5. Cálculo de las tablas abreviadas de mortalidad por sexo

Los cuadros 10, 11 y 12 contienen a las tablas abreviadas de mortalidad estimadas para El Salvador para el período intercensal 1969-1971. El significado y el método de cálculo de las funciones que allí aparecen son los mismos que los de las tablas de mortalidad tradicionales. Sólo conviene señalar los siguientes aspectos particulares.

- a) Los sobrevivientes a edad exacta  $l_{(x)}$  por sexo provienen del ajuste lineal en los logitos y de los valores correspondientes del estándar utilizado. Para la tabla de ambos sexos, en cambio, la función se calculó suponiendo un índice de masculinidad al nacimiento de 1.05.
- b) Para el primer año se adoptó el valor  $l_{(1)}$  de los modelos Oeste de Coale y Demeny correspondientes al nivel 13.83, que fue el estimado con la información de hijos tenidos e hijos sobrevivientes. Se prefirió esta estimación a la obtenida por el sistema logito, porque es conocido que dicho sistema no funciona bien para el primer año.
- c) En el cálculo de  $L_0$  y  ${}_4L_1$  se supuso factores de separación de 0.3 y 0.35, respectivamente; en analogía a niveles similares de mortalidad.
- d) Finalmente, el valor de  $T_{35}$  se calculó utilizando una relación estimada por Rodolfo Corona <sup>23/</sup> en base a lo observado para una serie de tablas de vida de la región:

$$T_{35} = -11672.27 + 5.22 l_{(35)}$$

---

<sup>23/</sup> CORONA, Rodolfo.: Determinación de la Mortalidad por medio de las Técnicas de William Brass, con Especial Referencia al Sistema Logito. CE LADE, Curso Básico de Demografía, 1972. Inédito.

## Cuadro 10

## EL SALVADOR

## TABLA ABREVIADA DE MORTALIDAD MASCULINA 1961-1971

Edad	$l(x)$	$n^m_x$	$n^q_x$	$n^L_x$	$10^P_{x,x+4}$	$T_x$	$e^o_x$
0	100000	.1403	.1278	91055	.8285 <sup>a/</sup>	5305815	53.06
1-4	87222	.0180	.0686	333322	.9433 <sup>b/</sup>	5214760	59.79
5-9	81235	.0020	.0100	404140	.9788	4881438	60.09
10-14	80421	.0018	.0089	400308	.9709	4477298	55.67
15-19	79702	.0030	.0148	395555	.9612	4076990	51.15
20-24	78520	.0041	.0201	388663	.9535	3681435	46.89
25-29	76945	.0047	.0234	380208	.9459	3292772	42.79
30-34	75138	.0055	.0271	370598	.9353	2912564	38.76
35-39	73101	.0065	.0321	359633	.9196	2541966	34.77
40-44	70752	.0082	.0403	346625	.8975	2182333	30.84
45-49	67898	.0106	.0517	330708	.8667	1835708	27.04
50-54	64385	.0139	.0673	311095	.8236	1505000	23.38
55-59	60053	.0190	.0908	286640	.7624	1193905	19.88
60-64	54603	.0262	.1231	256215	.6780	907265	16.62
65-69	47833	.0382	.1744	218538	.5708	651050	13.60
70-74	39532	.0551	.2422	173720	.4450	432512	10.94
75-79	29956	.0803	.3343	124745	.2192 <sup>c/</sup>	258792	8.64
80-84	19942	.1159	.4494	77308		134047	6.72
85 y +	10981	.1935	1.0000	56739		56739	5.17

a/  $10^P_b$ b/  $10^P_{0,4}$ c/  $T_{85}/T_{75}$

## Cuadro 11

EL SALVADOR.  
 TABLA ABREVIADA DE MORTALIDAD FEMENINA  
 1961-71

Edad	$l(x)$	$n^m_x$	$n^q_x$	$n^L_x$	$10^P_{x,x+4}$	$T_x$	$e^o_x$
0	100000	.1168	.1030	92442	.8505 <sup>a/</sup>	5610139	56.10
1 - 4	89203	.0174	.0634	342099	.9493 <sup>b/</sup>	5517697	61.86
5 - 9	83544	.0017	.0086	415918	.9317	5175598	61.95
10 - 14	82823	.0015	.0077	412520	.9749	4759680	57.47
15 - 19	82185	.0026	.0123	408298	.9664	4347160	52.89
20 - 24	81134	.0035	.0173	402155	.9597	3938362	48.55
25 - 29	79728	.0041	.0203	394593	.9530	3536707	44.36
30 - 34	78109	.0048	.0235	385955	.9437	3142144	40.23
35 - 39	76273	.0056	.0279	376043	.9297	2756159	36.14
40 - 44	74144	.0072	.0351	364208	.9099	2380116	32.10
45 - 49	71539	.0093	.0453	349598	.8821	2015908	28.18
50 - 54	68300	.0122	.0592	331395	.8424	1666310	24.40
55 - 59	64258	.0167	.0805	308365	.7851	1334915	20.77
60 - 64	59088	.0233	.1102	279168	.7040	1026550	17.37
65 - 69	52579	.0344	.1583	242088	.5979	747382 <sup>c/</sup>	14.21
70 - 74	44256	.0504	.2236	196538	.324 <sup>b</sup> .4697 <sup>d/</sup>	505294	11.42
75 - 79	34359	.0747	.3148	144755	.2322 <sup>e/</sup>	308756	8.99
80 - 84	23543	.1101	.4316	92310		164001	6.97
85 y más	13381	.1866	1.0000	71691		71691	5.36

a/  $10^P_b$

b/  $10^P_{0,4}$

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

d/  $T_{80}/T_{70}$

Cuadro 12  
EL SALVADOR.  
TABLA ABREVIADA DE MORTALIDAD AMBOS SEXOS  
1961-1971

Edad	$l(x)$	$n^m_x$	$n^q_x$	$n^L_x$	$10^P_{x,x+4}$	$T_x$	$e^o_x$
0	100000	.1288	.1181	91732	.8385 <sup>a/</sup>	5452873	54.53
1 - 4	88138	.0173	.0661	337602	.9447 <sup>b/</sup>	5361141	60.79
5 - 9	37361	.0026	.0127	409139	.9819	5023539	60.99
10 - 14	81315	.0010	.0049	405571	.9745	4614350	56.75
15 - 19	80913	.0028	.0138	401770	.9638	4208779	52.02
20 - 24	79795	.0038	.0187	395244	.9566	3807009	47.71
25 - 29	78303	.0044	.0219	387226	.9494	3411765	43.57
30 - 34	76587	.0051	.0253	378088	.9395	3024539	39.49
35 - 39	74648	.0061	.0300	367637	.9246	2646451	35.45
40 - 44	72407	.0077	.0377	355203	.9037	2278814	31.47
45 - 49	69674	.0099	.0485	339922	.8744	1923611	27.61
50 - 54	66295	.0131	.0632	320998	.8331	1583689	23.89
55 - 59	62104	.0179	.0856	297237	.7739	1262691	20.33
60 - 64	56791	.0247	.1165	267412	.6913	965454	17.00
65 - 69	50174	.0362	.1662	230026	.5847	698042	13.91
70 - 74	41836	.0527	.2326	184850	.4578	468016	11.19
75 - 79	32103	.0774	.3241	13454	.2261 <sup>c/</sup>	283166	8.82
80 - 84	21699	.1128	.4400	84627		148662	6.85
85 y más	12152	.1898	1.0000	64035		64035	5.27

a/  $10^P_b$

b/  $10^P_{0,4}$

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

## 6. Breve análisis de los resultados

En cuanto al nivel general de la mortalidad, 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 <sup>24/</sup> o con las proyectadas para el período en estudio <sup>25/</sup>, muestra bastante coherencia.

Cuadro 13

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

Tabla de Vida para	Esperanza de Vida	
	Varones	Mujeres
1961-1971	53.06	56.10
1951-1961	44.71	47.39
Proyección para 1961 1971 <sup>a/</sup>	51.9	55.4

<sup>a/</sup> Promedio de las proyecciones para 1961-66 y 1966-1971.

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

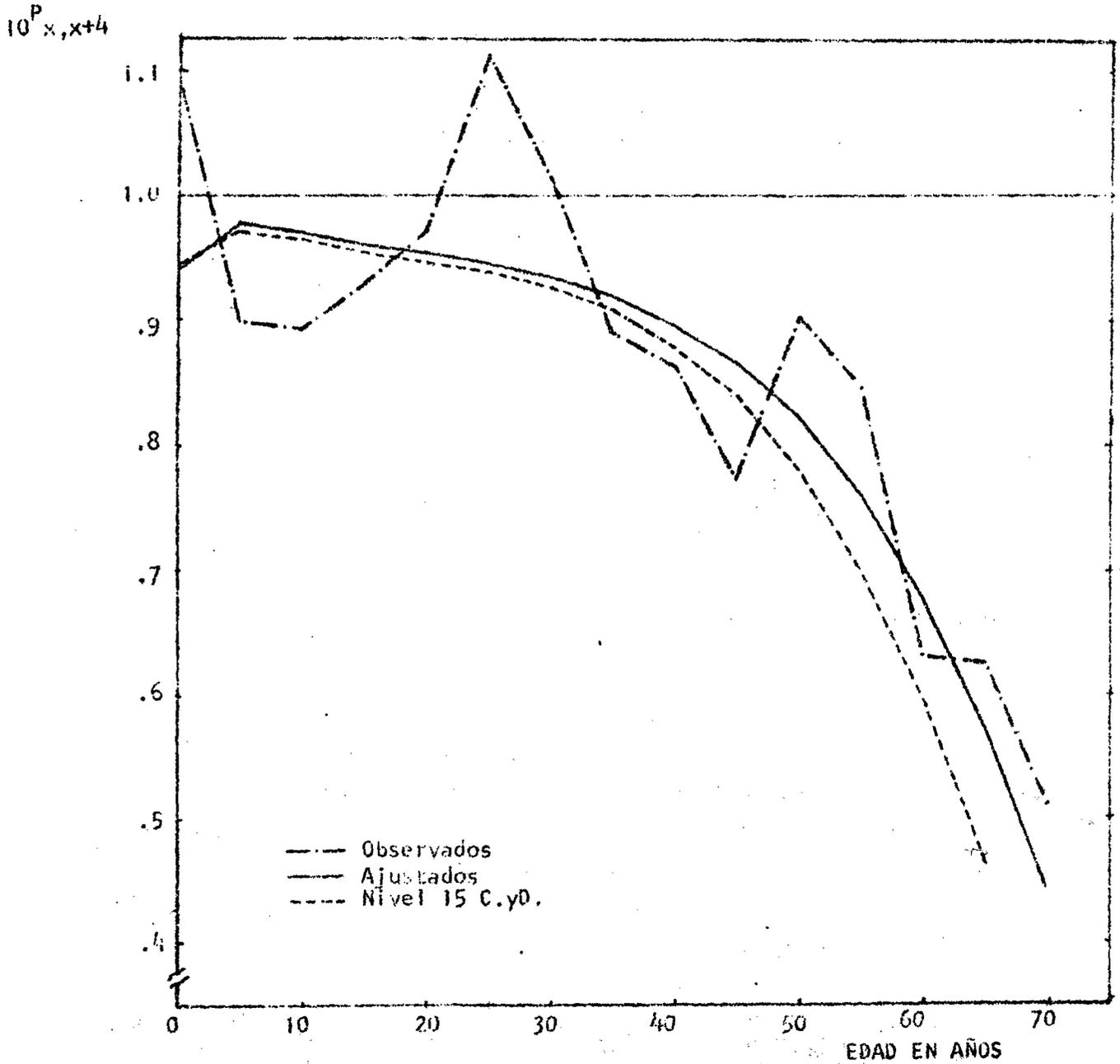
En los mismos gráficos están representadas las relaciones de supervivencia correspondientes al Nivel 15, modelos Oeste de Coale y Demeny, lo que permite apreciar que los modelos presentan una relativamente mayor mortalidad en las edades avanzadas. Hecho coherente con lo que se ha observado cuando se 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.

<sup>24/</sup> 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.

<sup>25/</sup> ARRETX, Carmen.: El Salvador, Proyecciones de la población por sexo y edad, en: Seminario sobre la situación demográfica de América Central. CELADE, San José. 1972.

## GRAFICO 6

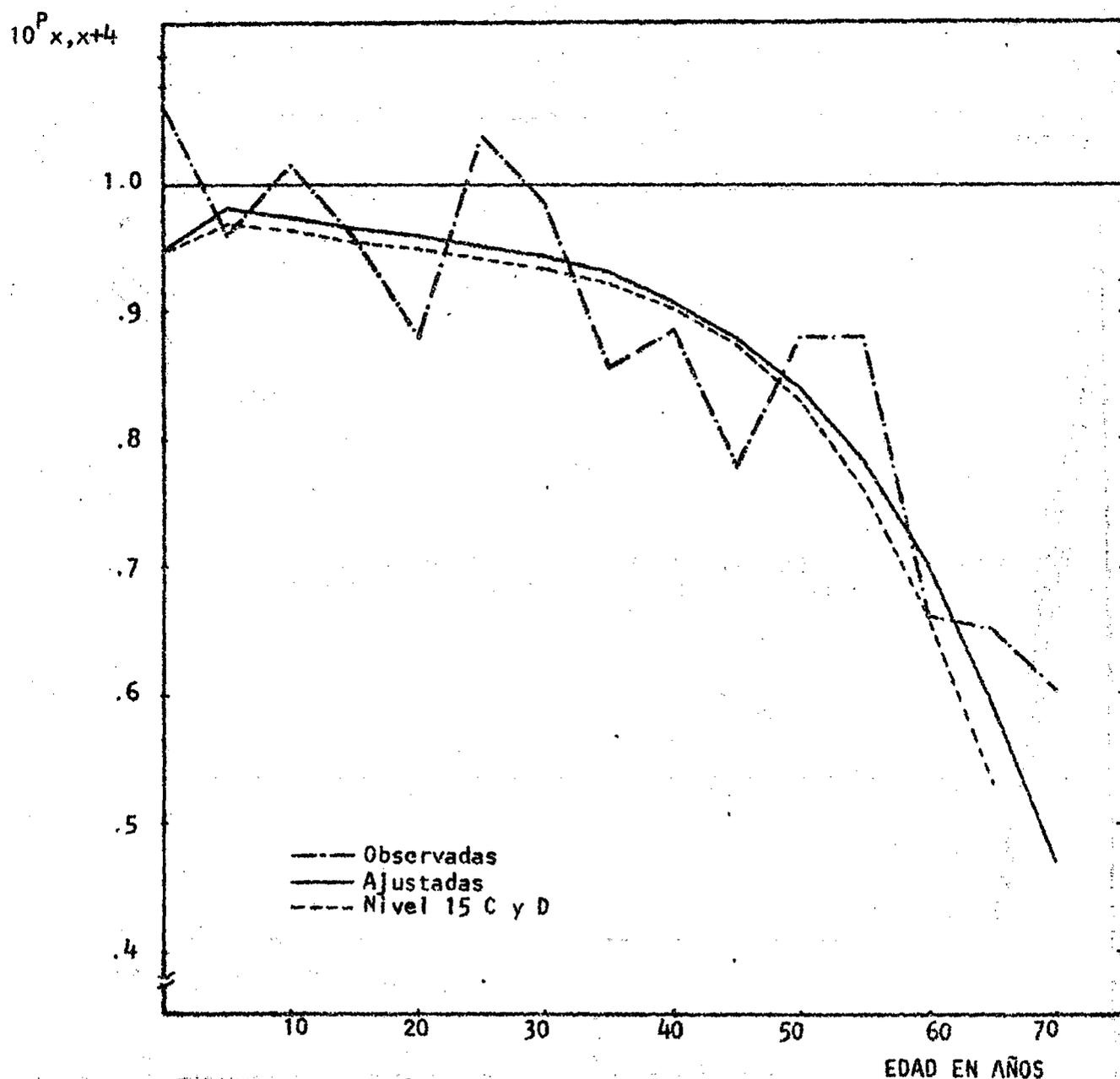
EL SALVADOR: RELACIONES DE SUPERVIVENCIA OBSERVADAS, AJUSTADAS Y CORRESPONDIENTES AL NIVEL 15 MODELOS DESTE DE COALE Y DEMENY (VARONES)



FUENTE: Cuadros 7 y 10  
Coale y Demeny op.cit.

GRAFICO 7

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



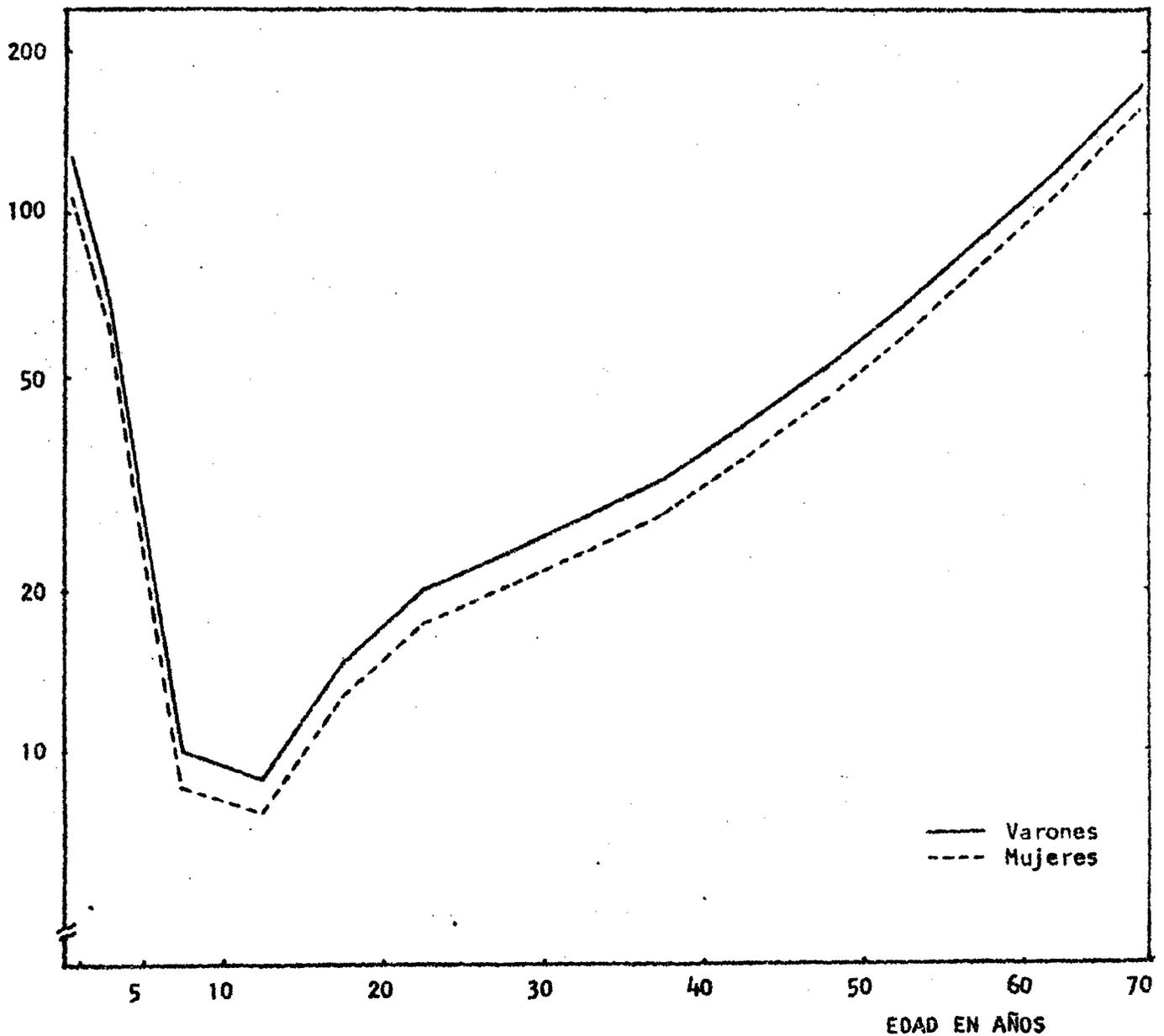
FUENTE: Cuadros 8 y 11  
Coale y Demeny op.cit.

Finalmente, el gráfico 8 registra las probabilidades de morir calculadas en las tablas, mostrando las series para los dos sexos un comportamiento aceptable.

GRAFICO 8

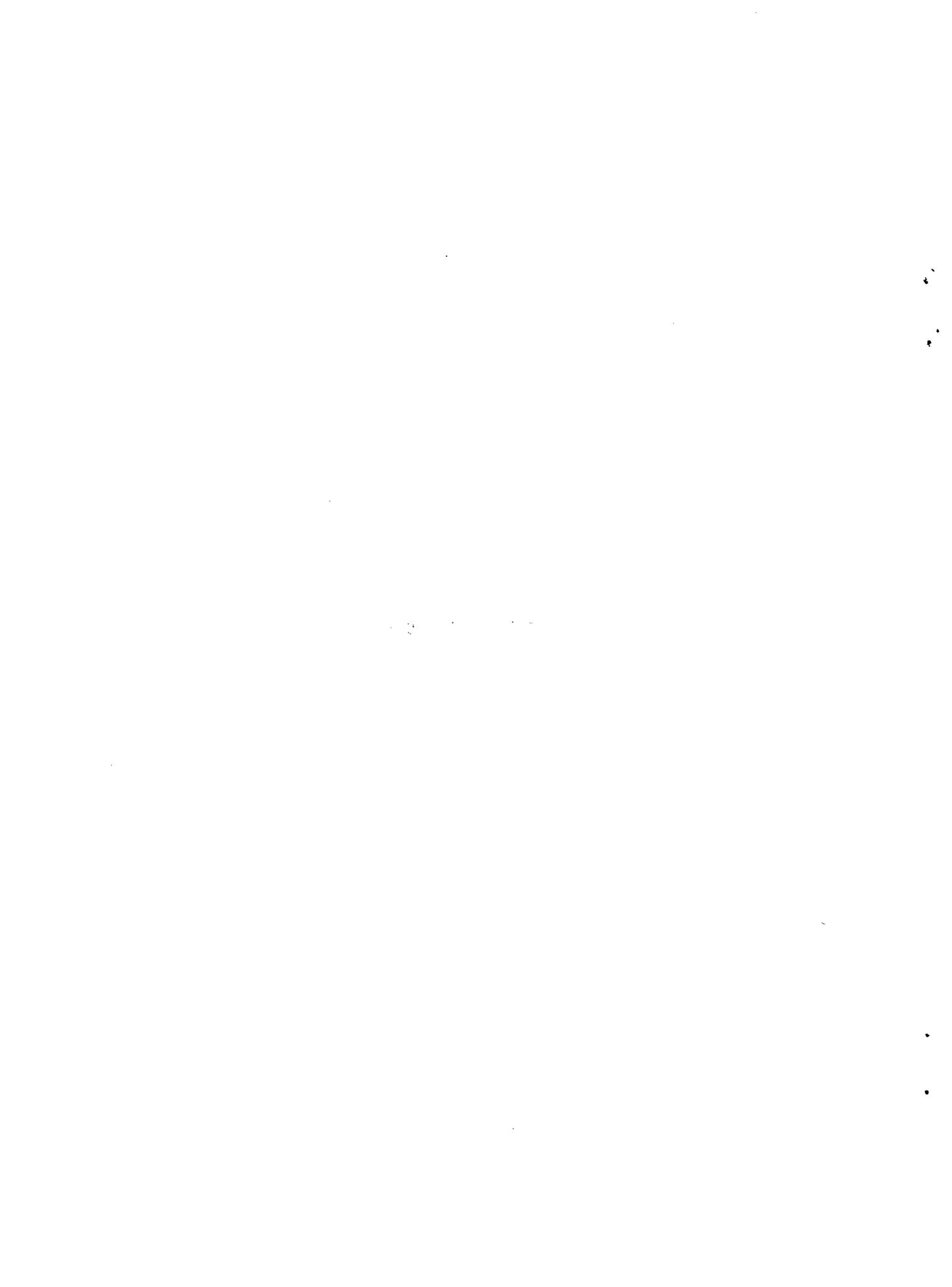
EL SALVADOR: PROBABILIDADES DE MUERTE  $nq_x$   
 TABLA DE VIDA 1961-1971

$nq_x$  (o/oo)



FUENTE: Cuadros 10 y 11

A P E N D I C E



APENDICE :

Valores de los logitos de las probabilidades de morir hasta la edad  $x$ , por sexo y valores de la función  $\mu(x)$  - varones - ajustados por la relación fundamental entre los sexos; para trece tablas de vida.

Edad $x$	GUATEMALA (1963-1964) q		CHILE (1952-1953) b1		COSTA RICA (1963) s1			
	$\mu(x)$	$\mu(x)$	$\mu(x)$	$\mu(x)$	$\mu(x)$	$\mu(x)$		
1	-1.1945	0.9135	-1.0335	-0.9596	0.8858	-1.2506	-1.1324	0.9102
5	-0.7215	0.8002	-0.8740	-0.8237	0.8430	-1.0513	-0.9503	0.8698
10	-0.6341	0.7700	-0.8460	-0.7937	0.8343	-1.0193	-0.9168	0.8621
15	-0.5989	0.7570	-0.8213	-0.7684	0.8263	-1.0024	-0.8995	0.8578
20	-0.5582	0.7413	-0.7822	-0.7282	0.8129	-0.9816	-0.8742	0.8524
25	-0.5016	0.7185	-0.7318	-0.6774	0.7946	-0.9523	-0.8407	0.8445
30	-0.4434	0.6937	-0.6771	-0.6220	0.7732	-0.9165	-0.8011	0.8345
35	-0.3832	0.6669	-0.6200	-0.5612	0.7493	-0.8735	-0.7585	0.8217
40	-0.3240	0.6394	-0.5593	-0.4925	0.7222	-0.8227	-0.7092	0.8055
45	-0.2600	0.6086	-0.4912	-0.4125	0.6996	-0.7610	-0.6497	0.7845
50	-0.1899	0.5739	-0.4122	-0.3178	0.6493	-0.6880	-0.5749	0.7576
55	-0.1053	0.5310	-0.3197	-0.2066	0.5993	-0.5948	-0.4780	0.7200
60	0.0067	0.4737	-0.2070	-0.0726	0.5356	-0.4772	-0.3567	0.6679
65	0.1513	0.4009	-0.0697	0.0903	0.4566	-0.3317	-0.2042	0.5973
70	0.3347	0.4106	0.1053	0.2937	0.3595	-0.1482	-0.0057	0.5026
75	0.5680	0.6317	0.2107	0.5484	0.2521	0.0836	0.2385	0.3835
80	0.8651	0.8800	0.6080	0.8742	0.1497	0.3676	0.5423	0.2556

Continuacion

Edad x	COLLE Y DEBEUY - OESTE Nivel 7		COLLE Y DEBEUY - OESTE Nivel 11		COLLE Y DEBEUY - OESTE Nivel 15				
	Y (x)	Y (x)	Y (x)	Y (x)	Y (x)	Y (x)			
1	-0.6509	-0.5542	0.7897	-0.8827	-0.7870	0.8543	-1.1365	-1.0385	0.9036
5	-0.3579	-0.2929	0.6612	-0.6152	-0.5497	0.7639	-0.9129	-0.8414	0.8515
10	-0.2961	-0.2392	0.6297	-0.5569	-0.4985	0.7397	-0.8585	-0.7924	0.8357
15	-0.2513	-0.2027	0.6061	-0.5149	-0.4638	0.7213	-0.8195	-0.7588	0.8236
20	-0.1957	-0.1548	0.5760	-0.4623	-0.4173	0.6972	-0.7679	-0.7112	0.8064
25	-0.1305	-0.0906	0.5401	-0.4006	-0.3560	0.6675	-0.7062	-0.6491	0.7843
30	-0.0623	-0.0239	0.5022	-0.3366	-0.2935	0.6362	-0.6426	-0.5860	0.7597
35	0.0093	0.0481	0.4622	-0.2701	-0.2273	0.6003	-0.5771	-0.5243	0.7325
40	0.0830	0.1271	0.4217	-0.2020	-0.1551	0.5625	-0.5059	-0.4548	0.7025
45	0.1575	0.2167	0.3817	-0.1326	-0.0734	0.5253	-0.4401	-0.3754	0.6694
50	0.2341	0.3150	0.3422	-0.0600	0.0174	0.4850	-0.3644	-0.2841	0.6315
55	0.3283	0.4327	0.2966	0.0288	0.1264	0.4359	-0.2720	-0.1734	0.5831
60	0.4423	0.5696	0.2464	0.1361	0.2549	0.3785	-0.1606	-0.0405	0.5226
65	0.5993	0.7466	0.1871	0.2803	0.4188	0.3065	-0.0148	0.1261	0.4426
70	0.7997	0.9727	0.1283	0.4640	0.6258	0.2271	0.1703	0.3329	0.3457
75	1.0788	1.2758	0.0739	0.7150	0.8989	0.1440	0.4171	0.5989	0.2348
80	1.4685	1.7065	0.0320	1.0597	1.2769	0.0725	0.7473	0.9554	0.1292

Continuación

Edad r	CALE Y DEHENV. OESTE Nivel 19 dl			CALE Y DEHENV. OESTE Nivel 23 dl			MEXICO (1930)			e1 \$ Mex)
	Y Mex)	Y Mex)	\$ Mex)	Y Mex)	Y Mex)	\$ Mex)	Y Mex)	Y Mex)	\$ Mex)	
1	-1.4729	-1.3509	0.9423	-2.0869	-1.9104	0.9776	-0.9091	-0.8475	0.8591	
5	-1.3090	-1.2040	0.9199	-2.0133	-1.8361	0.9742	-0.4390	-0.4232	0.6970	
10	-1.2606	-1.1571	0.9119	-1.9783	-1.7928	0.9722	-0.3475	-0.3333	0.6556	
15	-1.2256	-1.1238	0.9057	-1.9508	-1.7589	0.9707	-0.3070	-0.2914	0.6364	
20	-1.1761	-1.0727	0.8962	-1.9080	-1.6980	0.9681	-0.2568	-0.2406	0.6119	
25	-1.1154	-1.0077	0.8834	-1.8523	-1.6241	0.9644	-0.1987	-0.1788	0.5830	
30	-1.0516	-0.9466	0.8686	-1.7894	-1.5602	0.9598	-0.1340	-0.1086	0.5509	
35	-0.9853	-0.8843	0.8514	-1.7182	-1.4966	0.9538	-0.0672	-0.0332	0.5156	
40	-0.9145	-0.8153	0.8312	-1.6322	-1.4231	0.9454	0.0048	0.0472	0.4783	
45	-0.8367	-0.7333	0.8064	-1.5236	-1.3262	0.9328	0.0822	0.1340	0.4385	
50	-0.7465	-0.6326	0.7744	-1.3824	-1.1917	0.9124	0.1687	0.2295	0.3949	
55	-0.6370	-0.5076	0.7306	-1.2163	-1.0205	0.8813	0.2684	0.3371	0.3468	
60	-0.5059	-0.3552	0.6718	-1.0262	-0.8110	0.8344	0.3878	0.4620	0.2930	
65	-0.3416	-0.1702	0.5898	-0.8092	-0.5762	0.7641	0.5391	0.6162	0.2325	
70	-0.1363	0.0522	0.4806	-0.5506	-0.3129	0.6567	0.7340	0.8106	0.1682	
75	0.1256	0.3267	0.3452	-0.2466	-0.0118	0.5074	0.9977	1.0690	0.1048	
80	0.4613	0.6778	0.2040	0.1141	0.3446	0.3307	1.3729	1.4245	0.0510	



Continuación.

Edad x	MEXICO (1970) $f_j$	$y_{f(x)}$	$y_{M(x)}$	$\hat{y}_{M(x)}$
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	0.1029	0.4507	
75	0.1548	0.3204	0.3367	
80	0.4196	0.5800	0.2222	

- a) ALVAREZ, Leonel. Tablas de mortalidad para la república de Guatemala 1963-1964. CELADE. Sub.
- b) TACLA, O y PUJOL, J. Chile. Tablas abreviadas de mortalidad 1952-1953 y 1960-1961. CELADE. Serie C Nº 11
- c) ALBERTS, J. Costa Rica. Tablas abreviadas de mortalidad por provincias. 1962-1964. CELADE Serie A.S. Nº 9
- d) COALE, A. y DEMENY, P. Regional model life tables and stable populations. Princeton University press, Princeton, New Jersey. 1966
- e) BENITEZ, R y CABRERA, G. Tablas abreviadas de la población de México 1930, 1940, 1950, 1960. El Colegio de México. 1967
- f) BENITEZ, R y CABRERA, G. Tablas abreviadas de mortalidad de la población de México. 1970. Inéditas

## BIBLIOGRAFIA

1. ALBERTS, Joop.: Costa Rica. Tablas Abreviadas de Mortalidad por Provincias. 1952-1964. CELADE, Serie A.S. No. 9.
2. ALENS, Alex.: República de El Salvador. Estimación de los Niveles de Mortalidad en base a los Censos de 1950 y 1961. CELADE. Inédito.
3. ALVAREZ, Leonel.: Tablas de Mortalidad para la República de Guatemala 1953-1964. CELADE, Sub.
4. ARRETX, Carmen.: Proyecciones de la Población por Sexo y Edad, en: Seminario sobre la Situación Demográfica en América Latina. CELADE, San José.
5. BENITEZ y CABRERA.: Tablas Abreviadas de Mortalidad de la Población de México 1930, 1940, 1950, 1960. El Colegio de México, 1967.
6. BENITEZ y CABRERA.: Tablas Abreviadas de Mortalidad de México 1950. Inéditas.
7. BRASS, William.: Sobre la Escala de la Mortalidad. CELADE, Serie DS. No. 7, 1971. Traducción.
8. BRASS, William.: Seminario sobre Métodos para medir Variables Demográficas. Traducción de J.L. Somoza. CELADE, Serie DS No. 9, 1973.
9. BRASS, William y COALE, J.: Métodos de Estimación. Traducción del Capítulo 3 de "The Demography of Tropical Africa. CELADE, Serie D No. 63 1970.
10. COALE y DEMENY.: Regional Model Life Tables and Stable Populations . Princeton University Press. Princeton, New Jersey, 1965.
11. CHACKIEL, Juan.: Uso de los Logitos en Demografía. Un Programa de Computación. CELADE, San José. Inédito.
12. DIRECCION GENERAL DE ESTADISTICA Y CENSOS.: República de El Salvador . III Censo de Población 1961.
13. DIRECCION GENERAL DE ESTADISTICA Y CENSOS.: República de El Salvador . IV Censo de Población 1971.
14. ELIZAGA, Juan.: Métodos Demográficos para el Estudio de la Mortalidad. CELADE, Serie E No. 4. 1972.

15. HOBcraft, John.: Apuntes provisionales del Seminario sobre Estimaciones Demográficas. CELADE, San José, julio-agosto de 1974. Inédito.
16. NACIONES UNIDAS.: Foetal, Infant and Early Childhood Mortality. ST/SOA A/13. Vol. 1.
17. NACIONES UNIDAS.: Manual IV. ST/SOA, Serie A/42.
18. TACLA, O. y PUJOL, J.: Chile. Tablas Abreviadas de Mortalidad 1952-1953 y 1960-1961. CELADE, Serie C No. 11.

*Corona 2*

