

RINCÓN

CENTRO LATINOAMERICANO DE DEMOGRAFIA
CELADE-Subsede

CURSO BASICO DE DEMOGRAFIA
1973



TRABAJO FINAL DE INVESTIGACION

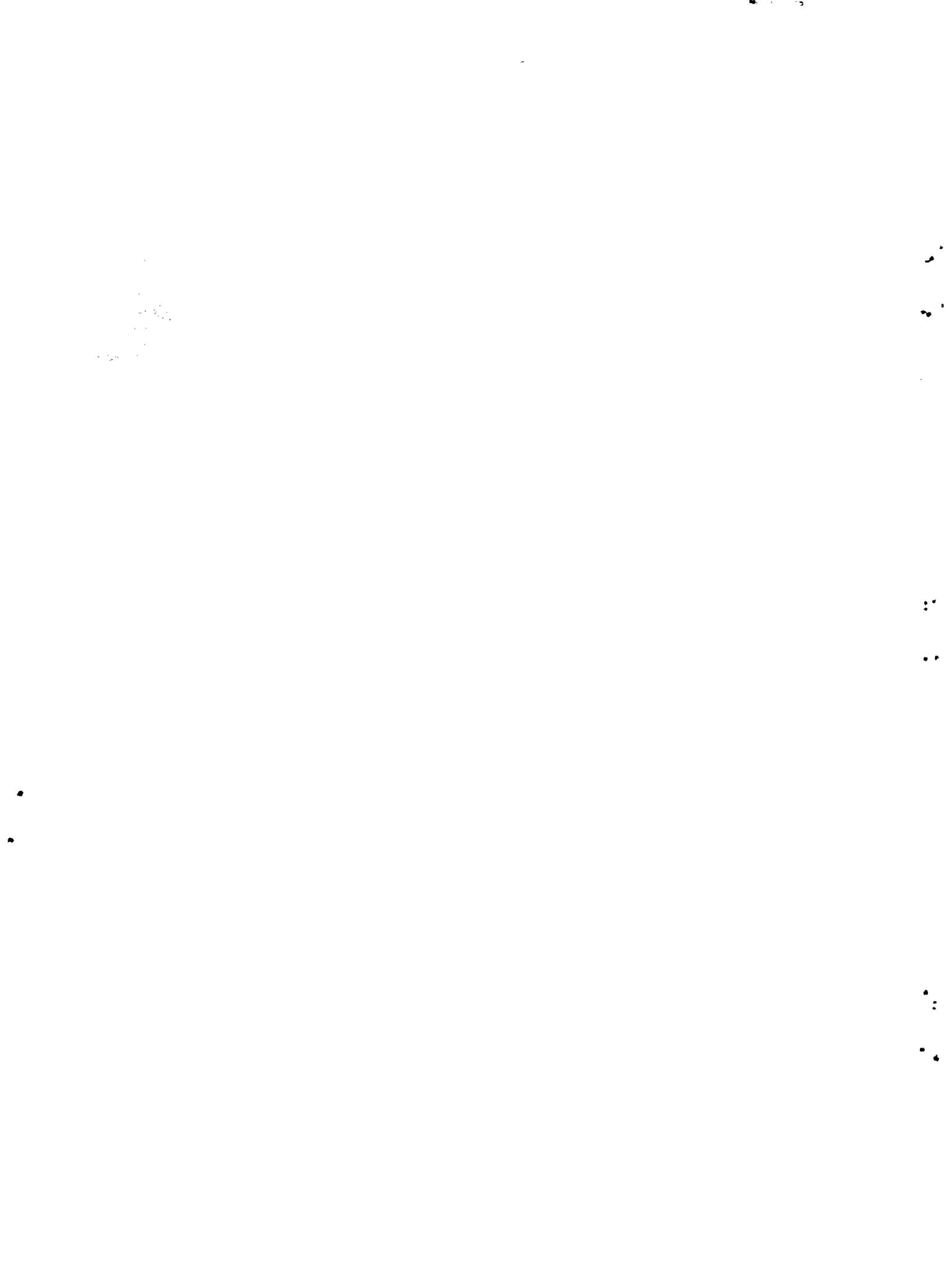
**TITULO: ESTIMACION DE LA MORTALIDAD A PARTIR DE DOS CENSOS
SUCESIVOS, PERIODO 1963-1971, UTILIZANDO:**

- 1 1- EL SISTEMA LOGITO
- 2- EL METODO DE MORTARA

AUTOR: ZULEIKA BARROSO DE GRACIA

ASESOR: ANTONIO ORTEGA

DISTRIBUCION INTERNA
San José, Costa Rica
Diciembre de 1973



INDICE

1. INTRODUCCION
2. Capítulo I. ESTIMACION DE LA MORTALIDAD INTERCENSAL EMPLEANDO
EL SISTEMA LOGITO
3. Capítulo II. ESTIMACION DE LA MORTALIDAD INTERCENSAL MEDIANTE EL
METODO DE MORTARA
4. Capítulo III. COMPARACION ENTRE EL SISTEMA LOGITO Y EL METODO DE
MORTARA
5. CONCLUSIONES



INTRODUCCION

En vista de que las estadísticas vitales en la mayoría de los países en proceso de desarrollo son incompletos, se considera de interés en esta oportunidad hacer estimaciones de la mortalidad femenina en la República de Nicaragua empleando únicamente la información proporcionada por dos censos sucesivos, los levantados en abril de 1963 y 1971, sobre:

- 1° Población femenina por grupos quinquenales de edad 1963-1971.
- 2° Hijos tenidos vivos y sobrevivientes declarados por las mujeres en el censo de 1971.

Para tal propósito, se aplicaron dos metodologías consideradas alternativas: El Sistema Logito, desarrollado por William Brass y el denominado método de Mortara, con el fin posterior de una breve comparación de los resultados obtenidos entre ambas.

Con el objeto de llevar a cabo lo anteriormente citado se presenta en capítulo I, la estimación de la mortalidad intercensal empleando el Sistema Logito y en el capítulo II, la estimación de la mortalidad intercensal empleando el método de mortara. Posteriormente en el capítulo III, se presenta una breve comparación entre ambas; por último las conclusiones.

Capítulo I

ESTIMACION DE LA MORTALIDAD INTERCENSAL

EMPLEANDO EL SISTEMA LOGITO

1. El Sistema Logito:

Este sistema es un modelo para hacer estimaciones de la mortalidad, si milar a las tablas de las Naciones Unidas; o a los modelos regionales de Coale y Demeny. Se diferencia de estos últimos - dice su autor William Brass- en el sentido de no ser un conjunto de tablas modelos de vida el que produce, sino más bien un infinito sistema de relaciones que general e- sas tablas. ^{1/}

William Brass en este considera que los patrones de mortalidad de dos poblaciones pueden relacionarse entre sí aproximadamente, mediante una ecua ción lineal de los logitos de las probabilidades de sobrevivencia, o su com plemento, esto es las probabilidades de muerte. Expresada de la siguiente forma:

$$\text{Logito } (1-l_1(x)) = \alpha + \beta \text{ logito } (1-l_2(x))$$

$$\delta$$

$$Y(x) = \alpha + \beta Y_2(x)$$

donde:

$$Y(x) = \text{logito } (1-l(x)) = \frac{1}{2} \log_e (1-l(x) / l(x))$$

α, β parámetros de la relación anterior que no solo determinan el nivel de la mortalidad sino también su forma.

^{1/} W. Brass. Seminario sobre métodos para medir variables demográficas. CEIADE. Serie DS. No. 9. Sesión VII. Costa Rica. 1973

2

Dicha relación lineal entre los logitos de dos conjuntos cualesquiera de probabilidades de morir hasta una edad exacta x , ($1 - l_{(x)}$), encontrada por el autor permite ajustar o complementar las estimaciones que se tengan de la mortalidad de una población, utilizando para ella una tabla de mortalidad como estándar y encontrando, por medio de algún ajuste lineal sobre los logitos, los parámetros α y β (que relacionan ambos conjuntos).

En esta oportunidad se presenta a continuación, una estimación de la mortalidad utilizando este sistema; para tal se requirió previamente del cálculo de:

- i) Relaciones de Supervivencia observadas - período 1963-1971
- ii) Mortalidad Infantil y Juvenil

para luego acoplar dichas informaciones, y mediante el Sistema Logito, haciendo los ajustes necesarios obtener una tabla de mortalidad femenina para el período 1963-1971.

2. Determinación de la mortalidad infantil y juvenil

Para la estimación de la mortalidad infantil y juvenil basada en información proporcionada por el censo de 1971, sobre el número de hijos tenidos nacidos vivos y del número de hijos sobrevivientes, se utilizó el método propuesto por W. Brass; mediante el cual las proporciones de hijos fallecidos del total de hijos nacidos vivos clasificados según edad de las madres se transforman en medidas convencionales de mortalidad (q_x) l_x

Cuadro 1

NICARAGUA: ESTIMACION DE LOS SOBREVIVIENTES A LA EDAD EXACTA x , $l(x)$ Y DE LAS PROBABILIDADES DE MUERTE HASTA LA EDAD x (${}_xq_0$) CON BASE EN LOS DATOS DE HIJOS NACIDOS Y SOBREVIVIENTES DECLARADOS POR LAS MUJERES DE 15 A 65 AÑOS. CENSO DE 1971

Intervalo	Edad de las mujeres	Mujeres con declaración de HT e HS	Hijos nacidos vivos HNV	Hijos sobre vivientes HS	Promedio de HNV P_i	Promedio de HS S_i	Proporción de hijos fallecidos $1-S_i/P_i$	Multiplicadores K_i a/	Edad x	Proporción de muerte ${}_xq_0$
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)=(4)/(3)	(7)=(5)/(3)	(8)	(9)	(10)	(11)=(8)(9)
1	15-19	77.090	27.344	23.514	0.354702	0.305020	0.140067	0.992	1	0.138946
2	20-24	71.478	133.754	113.266	1.871261	1.584627	0.153177	1.018	2	0.155934
3	25-29	61.508	225.431	188.749	3.665068	3.068690	0.162719	0.998	3	0.162394
4	30-34	46.831	246.634	202.748	5.266469	4.329354	0.177940	1.019	5	0.161321
5	35-39	49.703	320.459	255.723	6.447478	5.145021	0.202010	1.029	10	0.207868
6	40-44	35.977	247.994	192.505	6.893126	5.350780	0.223751	1.007	15	0.225317
7	45-49	29.415	207.960	154.892	7.069862	5.265749	0.255184	1.007	20	0.256970
8	50-54	23.074	150.976	109.484	6.535300	4.744900	0.274000	1.022	25	0.280000
9	55-59	16.101	103.897	72.673	6.452800	4.513500	0.300600	1.024	30	0.307800
10	60-64	15.220	92.999	62.828	6.110300	4.127900	0.324500	1.020	35	0.330900

g/ Los multiplicadores 1, 2, 3 fueron elegidos en base a $P_1/P_2 = 0.190$, el resto por medio de la edad media de la fecundidad $M = 28.9$ 1/.

1/ Ver anexo 1.

FUENTE: Nicaragua: Resultados definitivos del Censo de 1971.

desde edades infantiles hasta edades jóvenes adultas.

La aplicación del mismo y sus resultados aparecen en el Cuadro 1.

Los resultados representados por el número de sobrevivientes a cada edad x , l_x , suponiendo ($l_0 = 100.000$) se comparan con las l_x correspon-

Cuadro 2

NICARAGUA: NUMERO DE SOBREVIVIENTES A LA EDAD x , l_x ESTIMADOS
(x)
SEGUN EL METODO DE W. BRASS Y VALORES TEORICOS CORRESPONDIENTE A
NIVELES SELECCIONADOS DE LAS TABLAS OESTE DE COALE DEMENY

EDAD	ESTIMADOS	MODELO OESTE DE COALE Y DEMENY (Ambos Sexos)			NIVEL ES- TIMADO POR INTERPOBLA CION
		NIVEL 11	NIVEL 13	NIVEL 15	
0	100.000	100.000	100.000	100.000	--
1	86.105	84.080	87.088	89.740	12.35
2	84.407	80.019	83.901	87.421	13.29
3	83.761	78.220	82.489	86.389	13.55
5	81.868	76.173	80.881	85.205	13.46
10	79.213	74.139	79.186	83.859	13.01
15	77.468	72.647	77.939	82.858	12.82
20	74.303	70.642	76.204	81.407	12.32
25	72.000	68.029	73.918	79.462	12.35
30	69.220	65.222	71.449	77.354	12.28
35	66.910	62.154	68.727	75.016	12.45

dientas a varios niveles de las tablas de mortalidad modelo Jeste Coele Domeny en el cuadro 2.

Dicho cuadro, presenta a su vez también el nivel de mortalidad a que corresponden las l_x en las tablas modelos.

Considerando que las estimaciones más confiables son las de los grupos más jóvenes 20-24, 25-24, 30-34 por referirse a un pasado más reciente que en lo posible contribuye a que las declaraciones de las mujeres esten menos afectada por la mala declaración y las omisiones; el nivel adoptado con el cual se trabaja surge del promedio de estos valores:

<u>EDAD</u>	<u>l_x</u>	<u>NIVEL</u>
2	84407	13.29
3	83761	13.55
5	81868	13.46

nivel medio 13.4 = 13

Este nivel 13 proporcionó dos elementos básicos en el trabajo

- i) El valor de ${}_5P_h$
- ii) Los valores de ${}_5L_0$ y ${}_3L_5$, los cuales son considerados básicos en la determinación de las l_x .

3. Cálculo de las l_x .

La función básica en la determinación de las l_x a partir de ${}_3L_5$ resulta ser las ${}_8P_{x, x+4}$, relaciones de Supervivencia representativas del período intercensal 1963-1971. Las cuales se definen de la siguiente forma:

O sea; a partir de la primera estimación independiente de L_0 y la relación de supervivencia observada por 8 años relativa a ese mismo grupo de edades, se obtiene una estimación de la población estacionaria en el grupo de 8-12 años, luego mediante un procedimiento propuesto por Brass se divide este grupo quinquenal en dos partes: una representativa de la población entre 8 y 10 años y la otra, de la población estacionaria entre 10 y 13 años años multiplicando por $2/5$ y $3/5$ respectivamente el valor proyectada.

La suma de L_8 y la estimación de L_5 obtenida de las tablas modelo oeste de Coale y Demeny nos proporciona la población estacionaria en L_5 .

Y así sucesivamente con cada relación de supervivencia y la respectiva L_x relativa al mismo grupo de edad con la ayuda del sistema simple de desglose de edades propuesto por Brass ^{2/}. Se puede apreciar que el sistema va completando los valores que se buscan, valores quinquenales de la población estacionaria.

El resultado de los cálculos de las mismas se presentan a continuación en el cuadro 3, igual que los valores de $1/5 L_x = 1_{x+2.5}$

^{2/} Brass W. "Seminario sobre métodos para medir variables demográficas, CEIADE Serie OS N° 9 San José, Costa Rica.

Cuadro 3

NICARAGUA: ESTIMACION DE LA POBLACION

ESTACIONARIA L_x Y LOS VALORES $L_{x+2.5}$

Grupos de Edad	L_x	${}^{1/5}L_x = L_{x+2.5}$
0-4	428306	0.85661
5-9	417549	0.83509
10-14	409974	0.81994
15-19	380239	0.76047
20-24	377373	0.75474
25-29	344609	0.68921
30-34	315691	0.63138
35-39	312853	0.62570
40-44	298039	0.59607
45-49	243391	0.48678
50-54	240952	0.46190
55-59	188900	0.37780
60-64	187014	0.37402
65-69	132973	0.26594
70-74	107762	0.21552
75-79	79426	0.15885

4. La tabla estandar y su elección:

De un listado de 43 tablas incluidas en el trabajo de investigación de Rodolfo Corona ^{3/}, 24 de ellas correspondientes a los niveles de Coale y Demeny modelo oeste y las restantes a países en diferentes épocas, fueron seleccionadas 11 tablas para entre ellas obtener una que sirviera finalmente como estándar. (Ver anexo 2).

Se diseñó un programa de computación en lenguaje, Fortran II, con el propósito de obtener el cálculo de la función logito de cada una de la serie de los valores $\frac{1}{5} L_{n x}$ de las tablas seleccionadas, los que constituyen una estimación de la $l_{x+2.5}$.

Una vez obtenidos, se procedió a graficar los logitos observados vs logitos de las tablas estandares para así una vez observada la tendencia lineal de ambas series; ajustar una línea recta que más se aproximara a los valores observados.

Estas líneas rectas se estimaron mediante el método de los dos promedios, el cual da una peso mayor a las edades centrales, que son las que más importa ajustar.

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 $Y_{\bar{x}}(x)$ y de las ordenadas $Y_{(x)}$ para cada uno, de los grupos en forma separada, conformándose de esta manera pares ordenadas de la forma $\left[\bar{Y}'_{s(x)}, Y'_{(x)} \right]$; $\left[\bar{Y}''_{s(x)}, Y''_{(x)} \right]$ que representadas en un diagrama de dispersión, al ser unidas por

^{3/} Corona, Rodolfo. Determinación de la mortalidad por medio de las técnicas de W. Brass, con especial referencia al sistema logito. CEIADE, Costa Rica. 1972 N° publicado.

una línea recta, nos dan la línea que relaciona las dos variables.

La simbología empleada se refiere a:

$Y_{B(x)}$ = valor del logito en la tabla estandar

$Y(x)$ = logito valores observados

Los coeficientes α y β se obtienen así:

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

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

donde:

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

$\bar{Y}'_s(x)$ y $\bar{Y}''_s(x)$: valores medios de los logitos tabla estandar

α y β Coeficientes de ajuste lineal

De las 11 tablas fueron desechadas 6, para finalmente trabajar con 5; aquellas en las cuales se observó una vez determinadas las líneas rectas, que el punto correspondiente a las edades infantiles no se alejara mucho de la línea de regresión trazada. Se adoptó este criterio para así poder, conservar en lo posible la estimación de la mortalidad infantil juvenil - estimada a partir de la información censada sobre hijos nacidos vivos o hijos sobrevivientes el cual normalmente proporciona estimaciones más con fiables en las primeras edades.

Las representaciones obtenidas son presentadas en los Gráficos (1 al 5).

En los mismos además de la relación lineal entre los logitos existentes entre los diferentes esquemas de mortalidad, se presenta la estimación de los coeficientes de correlación (r) el cual nos denota el grado de asociación que existe entre los diferentes esquemas.

Una vez determinada la línea de ajuste

$$Y(x) = \alpha + \beta Y_s(x)$$

donde

$$Y_s(x) = \frac{1}{2} \ln \frac{1 - l_s(x)}{1 + l_s(x)}$$

$l_s(x)$: valor número de la tabla estandar.

Se obtuvieron los valores de l_x mediante la relación

$$l_x = \frac{1}{1 + e^{2Y(x)}}$$

donde

l_x = valores calculados

e = base de los logaritmos neperianos

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

de las 5 tablas elegidas como estándares por, medio de un programa de computación en lenguaje Fortran II diseñado para tal (Ver anexo 3).

GRAFICO 1 : AJUSTE LINEAL ENTRE LOGITOS OBSERVADOS Y ESTANDAR.

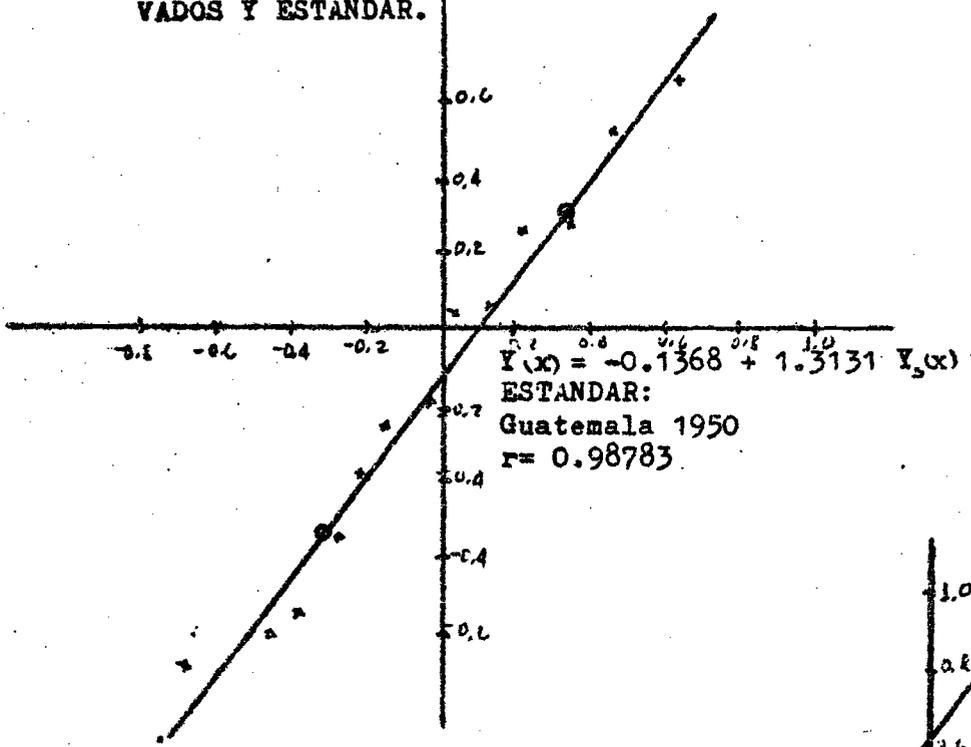


GRAFICO 2 : AJUSTE LINEAL ENTRE LOGITOS OBSERVADOS Y ESTANDAR.

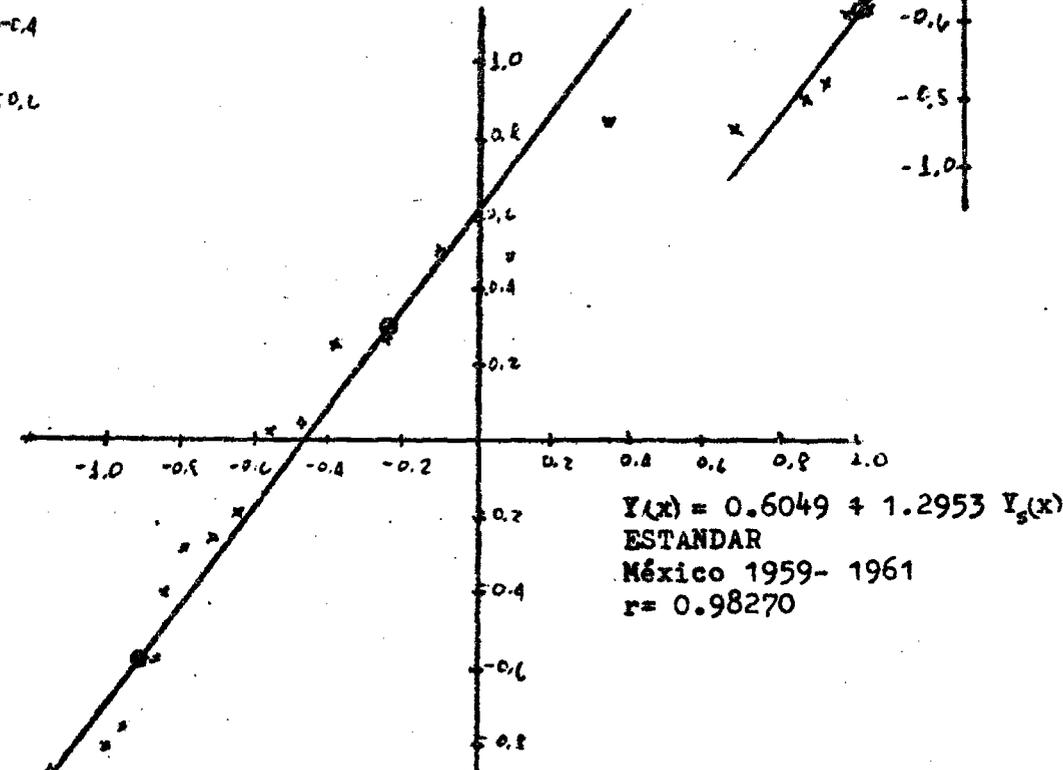
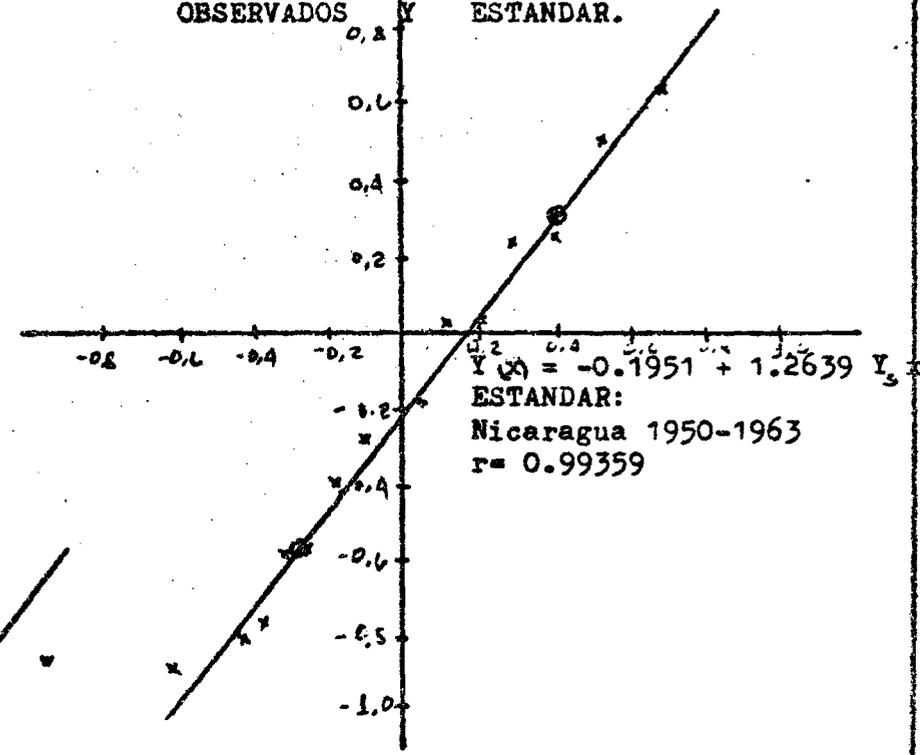


GRAFICO 3 : AJUSTE LINEAL ENTRE LOGITOS OBSERVADOS Y ESTANDAR.

GRAFICO 4 : AJUSTE LINEAL ENTRE LOS LOGITOS
OBSERVADOS Y ESTANDAR.

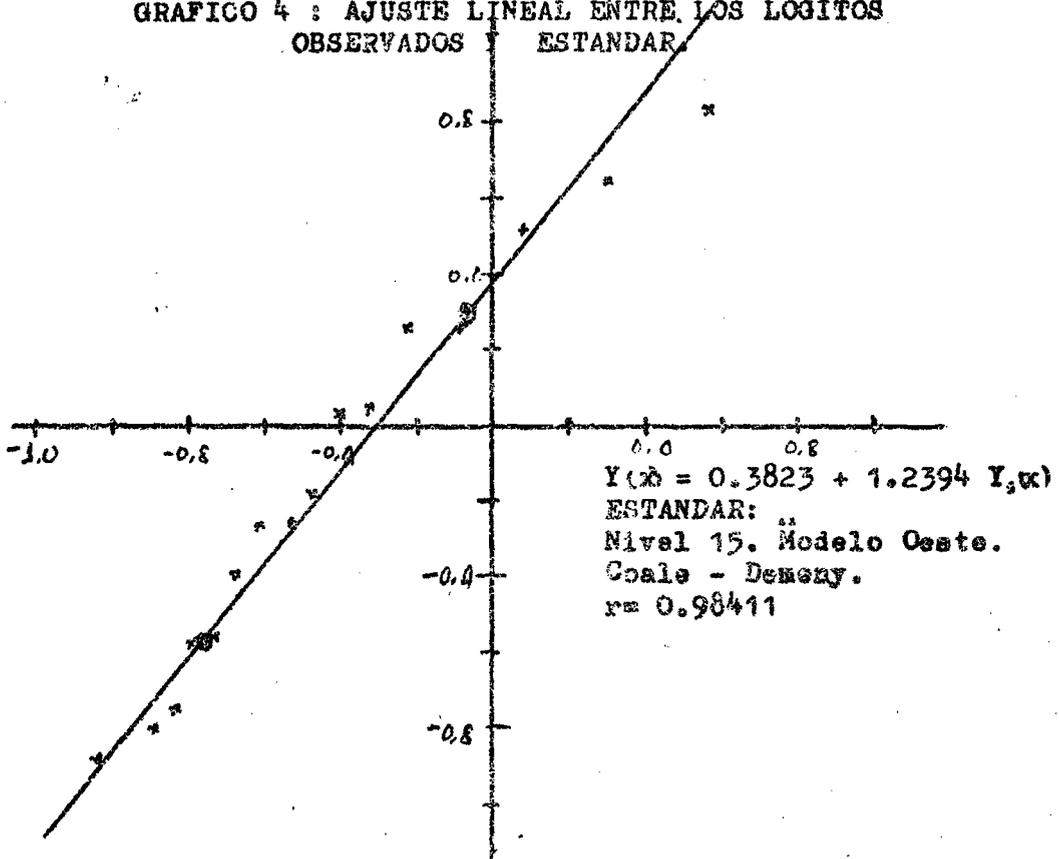
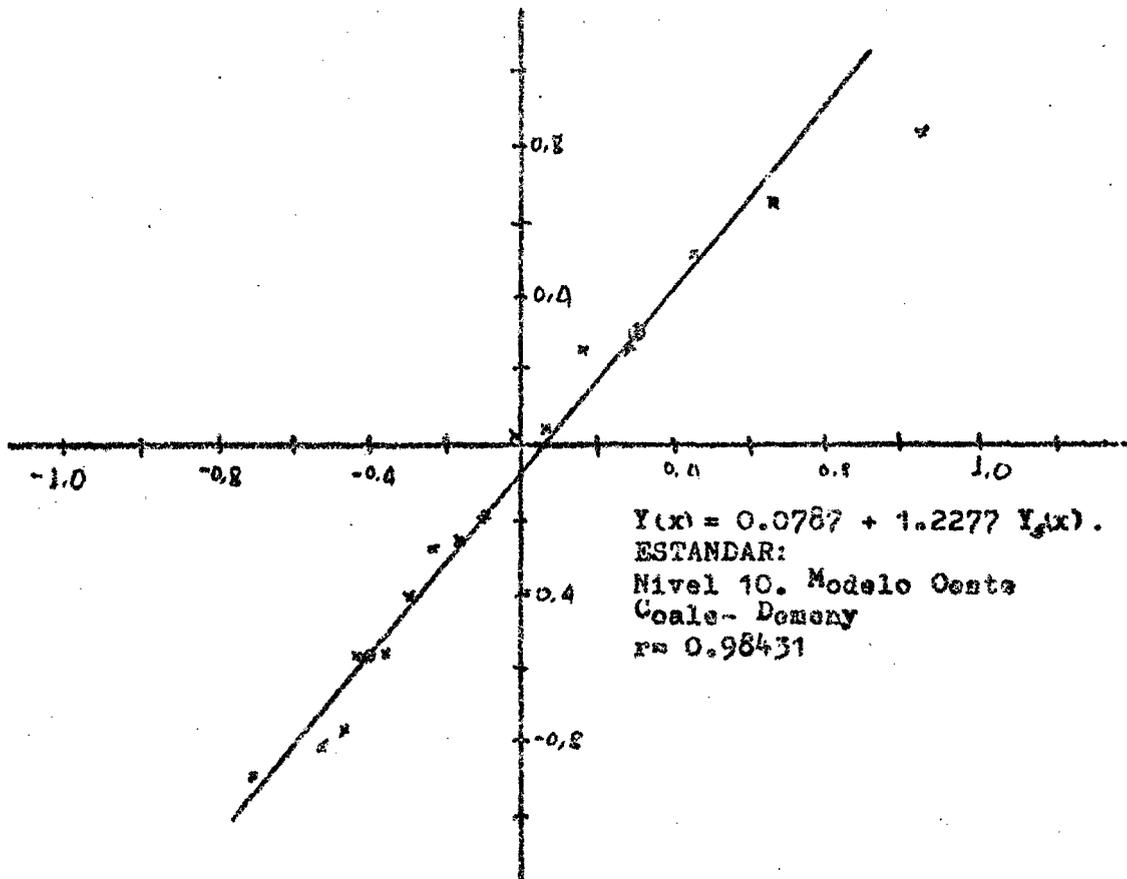


GRAFICO 5 : AJUSTE LINEAL ENTRE LOGITOS
OBSERVADOS Y ESTANDAR.



4. Ajuste del Sistema Logito:

De las 5 tablas inicialmente consideradas fue elegida como estándar la tabla de Nicaragua 1950-1963, ya que presenta una relación lineal más satisfactoria, con un coeficiente de correlación $r = 0,99359$, que es el mayor de las cinco (Ver gráfico 2).

En este caso resulta:

$$\alpha = 0.1951 ; \quad \beta = 1.2639$$

y en consecuencia la relación lineal entre logitos viene dada por la ecuación.

$$Y_{(x)} = - 0.1951 + 1.2639 Y_s(x) \quad (1)$$

El cuadro 4 presenta los valores de l_x ajustados, obtenidos mediante la relación anterior conjuntamente con los valores correspondientes de la tabla estándar. Su representación se observa en el gráfico 6. En el mismo puede apreciarse el significado de un valor de α negativo y $\beta > 1$ sobre los sucesivos valores de l_x .

Partiendo de la relación (1) y restando $Y_s(x)$ en ambos miembros, se tiene:

$$Y_{(x)} - Y_s(x) = - 0.1951 + (1.2639 - 1) Y_s(x)$$

donde:

$$Y_s(x) = \frac{0.1951}{0.2639} = 0.739$$

cuyo valor, $l_x^s = 18.543$, en la estándar está ubicada entre las edades 70 y 75. Este punto cabe notar, corresponde la intersección entre ambas tablas.

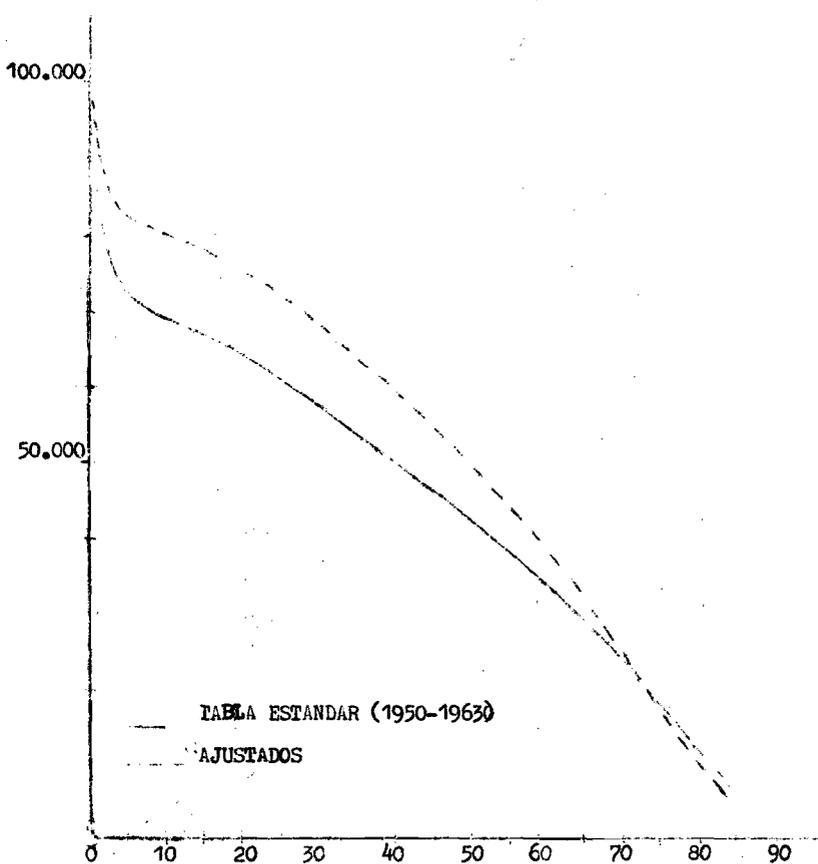
Cuadro 4.

NUMERO DE SOBREVIVIENTES A LA EDAD EXACTA x , l_x OBTENIDOS POR APLICACION DEL SISTEMA LOGITO CONJUNTAMENTE CON LOS DE LA TABLA ESTANDAR DE NICARAGUA. 1950 - 1963

E d a d	Sobrevivientes a la edad exacta x , l_x	
	Valores ajustados	Valores de la tabla estándar
0	100.000	100.000
5	82.160	71.552
10	80.073	68.819
15	78.259	66.921
20	75.647	64.290
25	72.112	60.895
30	68.178	57.300
35	63.987	53.644
40	59.632	49.998
45	55.053	46.299
50	49.963	42.313
55	44.553	38.182
60	38.804	33.868
65	32.012	28.809
70	24.912	23.475
75	17.480	17.702
80	10.074	11.500
85	4.316	5.950

Gráfico 6.

NUMERO DE SOBREVIVIENTES A LA EDAD EXACTA X, l_x , AJUSTADOS EN
COMPARACION CON EL ESTANDAR DE NICARAGUA 1950-1963



6. Construcción de la tabla abreviada

La elaboración de las tablas abreviadas de mortalidad femenina, se llevaron a cabo utilizando las probabilidades de sobrevivencia femeninas (l_x) estimadas siguiendo la metodología del sistema logito.

Las funciones de dichas tablas de mortalidad se construyeron de la siguiente manera:

1. l_x , número de sobrevivientes a la edad exacta X, de 100.000 nacidos vivos. Estos valores se encontraron multiplicando por 100.000 las probabilidades de sobrevivencia.

2. Número de muertes entre las edades x, x,x+n

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

3. Probabilidad de morir en el intervalo de edad x, x+n

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

4. Tiempo vivido por la generación l_0 entre las edades x,x+n.

a) Para $x = 0$

$$L_0 = f_0 l_0 + (1-f_0) l_1, \quad f_0 = 0.35 \quad \frac{4/}{}$$

b) Para $x = 1$

$${}_4 L_1 = f_1 l_1 + (4-f_1) l_5, \quad f_1 = 1.3611 \quad \frac{4/}{}$$

c) Para $x = 5$.

$${}_5 L_x = \frac{5}{2} (l_x + l_{x+5})$$

d) Para $x = 85$

$$wL_{85} = - 11672.37 + 6.23 l_{85} \quad \frac{5/}{}$$

4/ Tomado directamente de las tablas modelo oeste de Coale y Demeny, Nivel 13.

5/ Corona, Rodolfo, Determinación de la mortalidad por medio de las técnicas de W. Brass, con especial referencia al sistema logito- San José, Costa Rica, 1972.

5. Tasa central de mortalidad entre las edades x , $x+n$.

$$n m_x = \frac{d}{n x} \frac{L}{n x}$$

6. Tiempo vivido por la generación l_0 , entre las edades x , w .

$$T_x = \frac{x=w}{x=x} \frac{L}{n x}$$

7. Esperanza de vida a la edad x , o sea número promedio de años que se espera viva una persona a partir de la edad exacta x .

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

Los resultados de una construcción de dichas tablas son presentados en el cuadro 5, tomando como estandar la tabla de Nicaragua 1950-1963.

Cuadro 5

NICARAGUA: TABLA ABREVIADA DE MORTALIDAD FEMENINA
 ELABORADA POR LA APLICACION DEL SISTEMA LOGITO
 PERIODO 1963 - 1971

Edad x	l_x	n^d_x	n^q_x	n^M_x	n^L_x	T_x	e^o_x
0	100.000	11.831	0.11831	0.12817	92.310	4.515.420	45.15
1	88.169	6.009	0.06810	0.01880	336.819	4.423.110	50.17
5	82.160	2.087	0.02540	0.00430	404.871	4.086.291	49.74
10	80.073	1.814	0.02265	0.00450	395.830	3.679.518	45.95
15	78.259	2.612	0.03338	0.00679	384.765	3.283.688	41.96
20	75.647	3.535	0.04673	0.00957	369.398	2.898.923	38.32
25	72.112	3.934	0.05455	0.01122	350.725	2.529.525	35.08
30	68.178	4.191	0.06147	0.01268	330.412	2.178.800	31.96
35	63.987	4.355	0.06806	0.01409	309.048	1.848.388	28.89
40	59.632	4.579	0.07679	0.01597	286.712	1.539.340	25.81
45	55.053	5.090	0.09246	0.01939	262.540	1.252.628	22.75
50	49.963	5.410	0.10828	0.02290	236.290	990.088	19.82
55	44.553	5.749	0.12904	0.02759	208.392	753.798	16.92
60	38.804	6.792	0.17503	0.03836	177.040	545.406	14.06
65	32.012	7.100	0.22179	0.04989	142.310	368.366	11.51
70	24.912	7.432	0.29833	0.07013	105.980	226.056	9.07
75	17.480	7.406	0.42368	0.10751	68.825	120.076	6.87
80	10.074	5.762	0.57197	0.16017	35.975	51.191	5.08
85 y más	4.316	4.316	1.00000	0.27510	15.216	15.216	3.53

Capítulo II

ESTIMACION DE LA MORTALIDAD INTERCENSAL MEDIANTE EL METODO DE MORTARA

1. Fundamento teórico del método:

El método de Mortara tiene como principio fundamental considerar que las personas enumeradas en un segundo censo con edades $x+n$, sean las sobrevivientes de las enumeradas en un censo anterior de edad x . Siempre que se cumplan los siguientes supuestos principales:

- i) Ausencia de movimientos migratorios
- ii) Comparabilidad entre los dos censos en cuanto a grado de integridad y errores de declaración de la edad.

Para la aplicación de Nicaragua, el cumplimiento de tales supuestos pueden no cumplirse cabalmente; sin embargo asimilamos válidos para luego adentrarnos en la metodología.

2. Determinación de la mortalidad intercensal

La información proporcionada por los últimos censos de población 1963, 1971 levantados en la República de Nicaragua sobre población femenina por grupos quinquenales de edad; permitió el cálculo de relaciones de supervivencia definidas así:

$${}_8P_{63,71}^{x,x+4} = \frac{{}_5N_{x+8}^{71}}{{}_5N_x^{63}}$$

donde ${}_5N_x^{63}$ la población de un grupo de edades del año 1963.

${}^7_5N_{x+8}$: sobrevivientes de ese mismo grupo de edades 8 años más tarde.

Las relaciones de supervivencia, espaciadas en 8 años exactos, obtenidos de esta manera, fueron posteriormente convertidas en relaciones de supervivencia para un período de 5 años mediante la metodología detallada en el anexo 4. (Ver cuadro 6 y gráfico 7).

Las evidentes irregularidades presentadas por esta serie de valores hacen realmente difícil un ajuste satisfactorio sobre los mismos valores; sin embargo se optó por aplicar diversos modelos oeste de Coale Demeny para así, poder adoptar un criterio de ajuste.

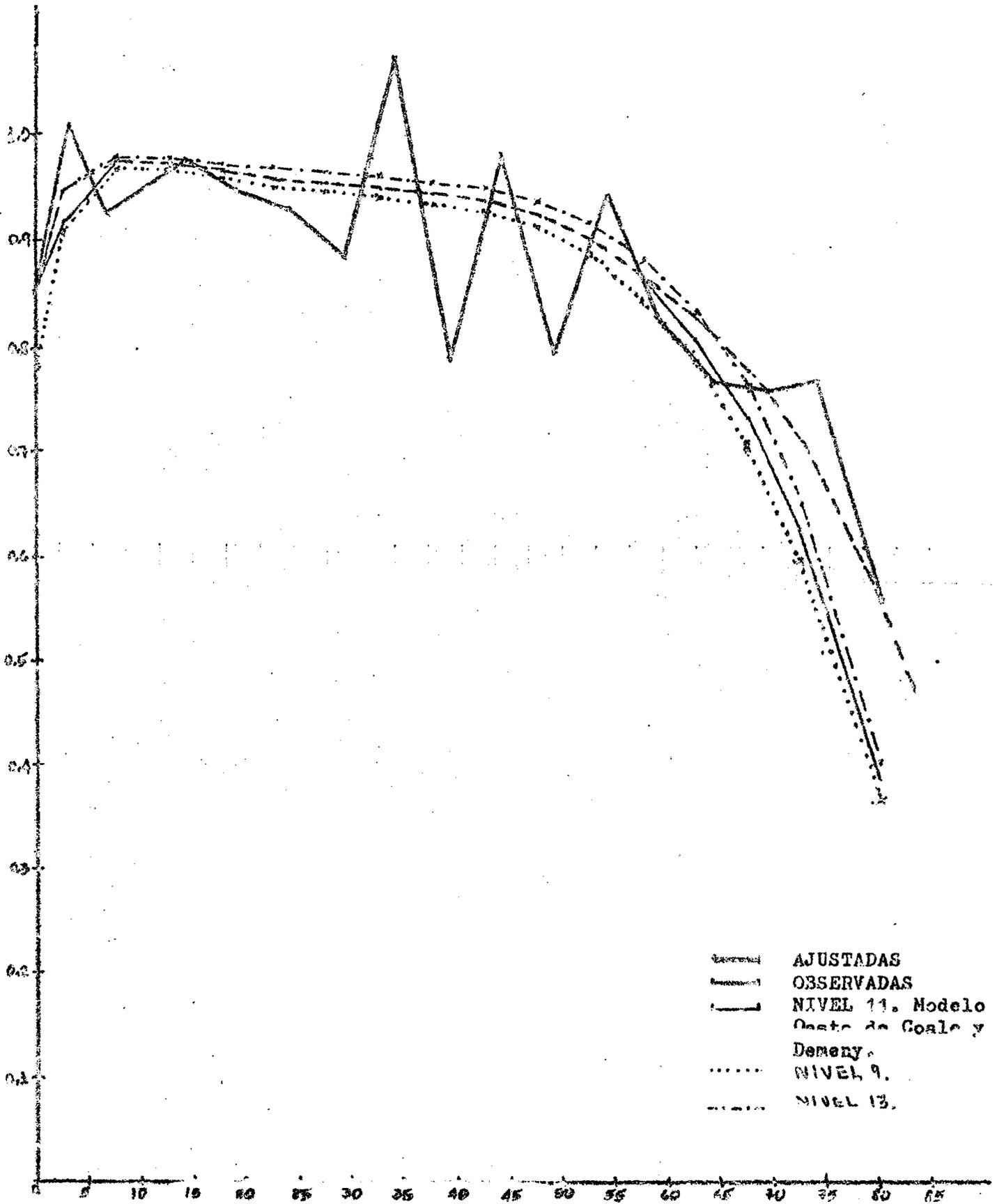
En el gráfico 7 se han representado los niveles 9, 11 y 13 con el fin de dar una idea de las irregularidades de la serie de supervivencia observadas en el período intercensal. En general ninguno de los modelos da un ajuste satisfactorio para todas las edades. Particularmente, las relaciones de supervivencia intercensales observadas caen al parecer más suavemente en las últimas edades. Por lo que se creyó conveniente proceder en las últimas edades a un ajuste a mano alzada.

De la aplicación del método de la "ojiva" de Ansley Coale y Paul Demeny presentada en el cuadro 7 se eligió el nivel 11 modelo oeste, resultando del promedio de los niveles estimados por este método, como representativo de la mortalidad en el tramo de edades comprendido entre los 5 y los 55 años de edades. La elección se considera de cierta manera razonable, luego de varios intentos en la elección de este.

CUADRO 6. NICARAGUA. RELACIONES DE SUPERVIVENCIA FAMILIARES
 OBSERVADAS PARA FORMAS EN QUINQUENALES Y JUSTO
 DAS PERIODO 1963-1971.

GRUPOS DE EDAD (1)	INTERCENSALES OBSERVADAS (2)	GRUPOS DE EDAD (3)	TRANSFORMACIONES EN QUINQUENALES (4)	GRUPOS DE EDAD	MODELO DE ESTE DE CUADRO Y DEMAS NIVEL II.	MODELO MODIFICADO DE CUADRO Y DEMAS
0-4	1.01925	3.1	1.01201	0-4	0.8219	0.8566
5-9	0.88634	6.7	0.92736	5-9	0.9288	0.94530
10-14	0.96460	14.0	0.97733	10-14	0.97576	0.97576
15-19	0.92111	18.9	0.94994	15-19	0.97524	0.97524
20-24	0.89079	23.9	0.93027	20-24	0.96789	0.96789
25-29	0.82699	29.2	0.88805	25-29	0.96180	0.96180
30-34	1.12341	30.1	1.07504	30-34	0.95685	0.95685
35-39	0.68121	39.2	0.79669	35-39	0.95162	0.95162
40-44	0.96900	40.1	0.98051	40-44	0.94646	0.94646
45-49	0.69510	49.1	0.79667	45-49	0.94022	0.94022
50-54	0.90672	51.2	0.94064	50-54	0.92669	0.92669
55-59	0.74019	59.1	0.82859	55-59	0.90393	0.90393
60-64	0.65609	60.1	1.76843	60-64	0.86689	0.86689
65-69	0.64192	69.1	0.75801	65-69	0.8127	0.83000
70-74	0.65450	70.1	0.76726	70-74	0.7367	0.78000
75+	0.00026	-	0.66074	75+	0.6304	0.72000
					0.3856	0.52400

GRAFICO 7: NICARAGUA. RELACIONES DE SUPERVIVENCIA FEMENINAS OBSERVADAS Y AJUSTADAS. PERIODO 1963-1971.



CUADRO 7. NICARAGUA. POBLACION DEMONSTRATIVA DE EDAD x años y años separada y estimada año 1971.

Edad x años	CENSUALES AÑO 1971	ESTIMADAS EN EL AÑO 1971 CON DISTINTOS NIVELES DE MORTALIDAD a)					NIVEL 24	NIVEL ESTIMADO POR INTERPOLACION
		NIVEL 7	NIVEL 9	NIVEL 13	NIVEL 17	NIVEL 24		
8 +	677959	677959	642034	715382	734302	-	10.33	
13 +	559701	559144	564642	587186	601264	-	7.11	
18 +	444575	436684	445844	461164	473394	-	8.72	
23 +	351611	346470	354547	368070	378816	-	8.27	
28 +	280575	275475	282503	294286	303599	-	8.45	
33 +	223203	216990	223018	233141	241095	-	9.07	
38 +	176038	165829	170877	179371	186003	-	11.43	
43 +	128821	128574	132843	140040	145633	-	7.12	
48 +	99499	90817	94262	100089	104604	-	12.59	
53 +	70615	65093	67947	72790	76549	-	11.20	
58 +	53184	44187	46483	50393	53436	-	16.67	
63 +	34102	27679	29412	32377	34702	-	15.57	
68 +	24014	17488	19276	21490	23247	27959	18.14	
73 +	13567	8181	8859	10055	11039	13741	23.55	
78 +	8743	4439	4854	5558	6185	7425	bf	

a) Se refiere a poblaciones estimadas proyectando la población censada de 1963 a año 1971 con los supuestos de supervivencia de años establecidos en base a los modelos Oeste de Coale

b) Demosny y Davis que muestra la edad en el momento de la encuesta (1971) y la edad en el momento de la estimación (1971) y la edad en el momento de la estimación (1971) y la edad en el momento de la estimación (1971).

La ${}_5P_5$ y ${}_5P_0$ nos las proporcionó la estimación de la mortalidad a partir de la pregunta sobre hijos tenidos vivos y sobrevivientes la cual normalmente proporciona información confiable en las primeras edades.

Finalmente las relaciones de supervivencia que en definitiva se adoptaron, son presentadas en el cuadro 6, conjuntamente con las del modelo utilizado y las relaciones de supervivencia observadas en el período intercensal. ^{6/}

3. Construcción de la tabla de mortalidad

Al corregirse las relaciones de supervivencia se estuvo en condiciones de deducir los nuevos valores de sobrevivientes con edades comprendidas en un determinado intervalo (${}_nL_x$). Para tal se aplicó al siguiente procedimiento:

$$\begin{aligned}
 {}_5P_B &= \frac{{}_5L_0}{{}_5B} ; & {}_5L_0 &= {}_5B ({}_5P_B) \\
 {}_5P_0 &= \frac{{}_5L_5}{{}_5L_0} ; & {}_5L_5 &= {}_5P_0 {}_5L_0 \\
 {}_5P_{70y+} &= \frac{{}_5L_{75y+}}{{}_5L_{70y+}} ; & {}_5L_{75y+} &= \frac{{}_5P_{70y+} {}_5L_{70}}{1 - {}_5P_{70y+}}
 \end{aligned}$$

^{6/} Para una descripción técnica del método, supuestos en que se basa, sus ventajas y limitaciones, véase: Naciones Unidas, Manual IV Métodos para establecer mediciones demográficas fundamentales a partir de datos incompletos. ST SCA Serie A/42. Cap. I Sección A. 2 y Capítulo VI Sección 14.

Ahora bien, para pasar de la función ${}_nL_x$ a la de sobrevivientes con edad exacta x , (l_x) se supuso que estos siguen una ley de tipo.

$$l_x = a + b x + c x^2 \quad \underline{7/}$$

donde a, b y c son parámetros que dependen de los valores ${}_nL_x$ considerados. Dicha ley se adoptó, por considerar que se aproximaban más a la tabla de Honduras,^{8/} luego de varios intentos con otras leyes. Esta tabla fue escogida como prueba pues las condiciones de mortalidad de Honduras que no resultan dan diferentes a las de Nicaragua.

Los valores de l_1 , l_5 , fueron tomados directamente del nivel 13 modelo oeste de Coale Demeny.

Una vez obtenidas las l_x las otras funciones de la tabla fueron determinadas de la siguiente manera.

1. Número de muertes entre las edades x , $x+n$.

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

2. Probabilidad de morir en el intervalo de edad $x, x+n$

$${}_n q_{x:n} = \frac{{}_n d_x}{l_x}$$

3. Tasa central de mortalidad entre las edades $x, x+n$

$${}_n m_x = \frac{{}_n d_x}{n L_x}$$

7/ Bocaz, Albino: Cálculo de los valores l_x conocido a los ${}_nL_x$ (CEIADE, 1966 (Inédito).

8/ Ortega Antonio, Demographic Estimates in countries with incomplete statistical Data the Honduras National Demographic Survey (EDENH) CEIADE San José, Costa Rica.

4. Tiempo vivido por la generación l_0 , entre las edades x, w

$$T_x = \sum_{x=x}^{x=w} \frac{L}{n_x}$$

5. Esperanza de vida a la edad x

$$e_x^o = T_x / l_x$$

Los resultados de la construcción de esta tabla se presenta en el cuadro 8.

Cuadro 8

NICARAGUA: TABLA ABREVIADA DE MORTALIDAD FEMENINA
 ELABORADA POR EL METODO DE MORTARA
 PERIODO 1963 - 1971

Edad x	nL_x	l_x	n^d_x	n^q_x	n^M_x	T_x	e_x^o
0	92.310	100.000	11.831	0.118310	0.128166	4.800.529	48.01
1	335.996	88.169	6.321	0.071692	0.018813	4.708.219	53.40
5	404.871	81.848	1.991	0.024326	0.004918	4.372.233	53.42
10	395.057	79.857	1.737	0.021751	0.004397	3.967.352	49.68
15	385.275	78.120	2.240	0.028674	0.005814	3.572.295	45.73
20	372.904	75.880	2.683	0.035358	0.007195	3.187.020	42.00
25	358.660	73.197	2.975	0.040644	0.008295	2.814.116	38.45
30	343.184	70.222	3.216	0.045798	0.009371	2.455.456	34.97
35	326.581	67.006	3.405	0.050816	0.010426	2.112.272	31.52
40	309.096	63.601	3.535	0.055581	0.011437	1.785.691	28.08
45	290.618	60.066	3.921	0.065278	0.013492	1.476.595	24.58
50	269.313	56.145	4.652	0.082857	0.017274	1.185.977	21.12
55	243.440	51.493	5.930	0.115161	0.024359	916.664	17.80
60	211.036	45.563	6.855	0.150451	0.032483	673.224	14.78
65	175.160	38.708	7.457	0.192648	0.042572	462.188	11.94
70	136.625	31.251	7.839	0.250840	0.057376	287.028	9.18
75	150.403	23.412	23.412	1.000000	0.155600	150.403	6.42

Capítulo III

COMPARACION ENTRE EL SISTEMA LOGITO Y EL METODO DE MORTARA

El hecho de contar con tablas de mortalidad de dos metodologías, las expuestas en los capítulos anteriores, nos lleva posteriormente a una comparación entre ambas; como consecuencia de sus aplicaciones y los resultados obtenidos por las mismas.

Tal comparación es presentada a lo largo de este capítulo, con el objeto de cumplir con los objetivos planteados.

1. Comparación y Análisis de los resultados

a) Relaciones de supervivencia ajustadas por las dos metodologías.

El cuadro 8 presenta las relaciones de supervivencia observadas, representativas del período intercensal, y las ajustadas a través de uno y otro método. Sus representaciones son además presentadas en el gráfico 8.

En los mismos se observa inmediatamente que el método de mortara ha conducido a relaciones de supervivencia mayores en casi todas las edades. Probablemente la manifiesta irregularidad de los valores observados ha dificultado el ajuste por uno y otro método. Así por ejemplo, en el método de Mortara para el ajuste de las relaciones de 5 a los 55 años de edad, se adoptó el nivel 11 del modelo Oeste de Coale y Demeny. Este nivel resultó del promedio de los niveles estimados en el cuadro 7 (ver página 24). Pero si en cambio se toma la mediana de los 9 primeros valores, como se recomienda en el Manual IV ^{9/}, el nivel resultaría igual a 8.72 lo que significa una diferencia de 5.7 años en términos de esperanza de vida.

En este primer tramo, hasta los 55 a 60 años de edad, el sistema logito, conduce, al parecer, a un ajuste más satisfactorio. En cambio en las últimas edades el sistema logito produce en este caso relaciones de supervivencia menos aproximadas a los valores observados que el método de Mortara.

^{9/} Métodos para establecer mediciones demográficas fundamentales a partir de datos incompletos ST/SOA/ Serie 14/42 Capítulo VII B.

CUADRO 9.

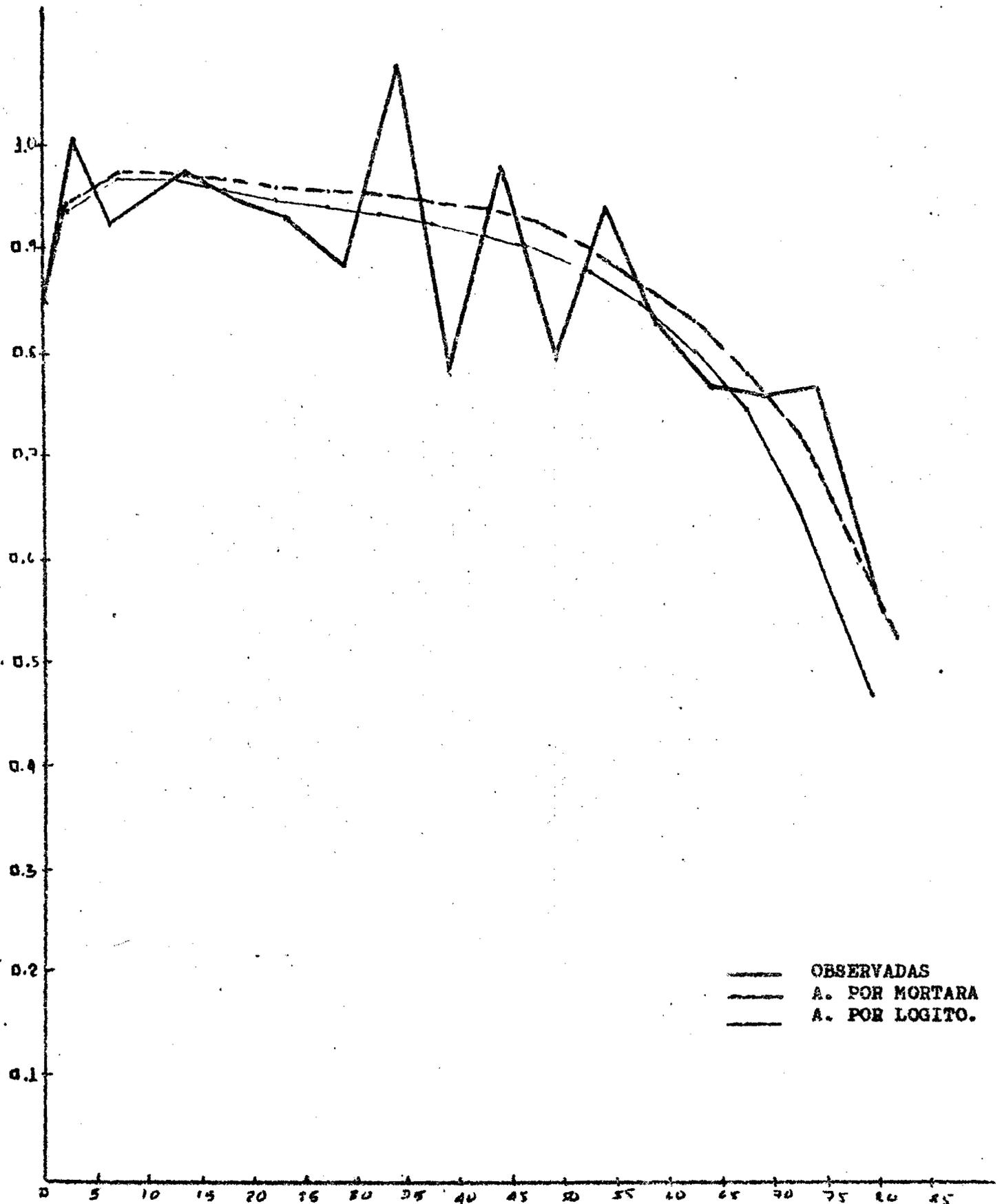
NICARAGUA: RELACIONES DE SUPERVIVENCIA
FEMENINAS OBSERVADAS Y AJUSTADAS
POR EL SISTEMA LOGITO Y EL MÉTODO
DE MORTARA

EDAD CENTRAL DEL INTER.	OBSERVADAS $\frac{P_{x+5}}{P_x, x+4}$	GRUPOS DE EDAD $\frac{P}{P_x}$	AJUSTADAS	
			SISTEMA LOGITO $\frac{P_{x+5}}{P_x, x+4}$	MÉTODO DE MORTARA $\frac{P_{x+5}}{P_x, x+4}$
3.1	1.012007	0-4	0.8566	0.8566
6.6	0.927362	5-9	0.9434	0.94530
14.0	0.977326	10-14	0.9736	0.97576
18.9	0.977326	15-19	0.9720	0.97524
23.9	0.949939	20-24	0.9600	0.96789
29.2	0.930270	25-29	0.9494	0.96180
34.1	0.888053	30-34	0.9420	0.95685
39.2	1.075444	35-39	0.9353	0.95162
44.1	0.786687	40-44	0.9277	0.94646
49.1	0.980514	45-49	0.9156	0.94022
54.2	0.796670	50-54	0.9000	0.92669
59.1	0.940637	55-59	0.8819	0.90393
64.1	0.828588	60-64	0.8695	0.86689
69.1	0.768428	65-69	0.8038	0.83000
74.1	0.756008	70-74	0.7447	0.78000
79.1	0.767263	75-79	0.6499	0.72000
79.1	0.564237	75+	0.3036	0.52400

FUENTE) CUADROS 5 y 6

a) Adoptado NIVEL 13. MODELO DE ESTE COLE Y DEMENY.

GRAFICO 8 : NICARAGUA. RELACIONES DE SUPERVIVENCIA OBSERVADAS Y AJUSTADAS POR LAS DOS METODOLOGIAS APLICADAS. PERIODO 1963-1971.



FUENTE: CUADRO 9

b) Otras funciones de las tablas de mortalidad femeninas elaboradas con la aplicación del sistema logito y el método de mortara.

b.1. Número de sobrevivientes a la edad exacta x , l_x .

Los valores de esta función, l_x , de ambas tablas (ver cuadros 5 y 8) se representan en el gráfico 9.

En el mismo se observa una caída más rápida de la función en las edades adultas y avanzadas como resultado de la aplicación del sistema logito y además una gran similitud de las mismas en las edades infantiles explicada por la gran confiabilidad dada a la estimación de la mortalidad obtenida por el método de Brass.

b.2. Probabilidad de morir entre las edades x , $x+n$. nq_x .

El cuadro 10, presenta esta serie de probabilidades de morir entre las edades x , $x+n$ estimadas por la aplicación del sistema logito y el método de mortara. En este se presenta además las diferencias relativas entre ambos, con el propósito de dar una idea de las desviaciones relativas de una con respecto a otra. La representación gráfica de estos valores se observa en el gráfico 10.

b.2. Esperanza de vida a la edad exacta x

El gráfico 11 muestra la representación de esta función e_x^0 , obtenidas de los cuadros 5 y 8 respectivamente.

Cabe resaltar la diferencia en esperanza de vida a edad x obtenidas como consecuencia de la diferente mortalidad derivada de la aplicación de estas metodologías como era de esperarse.

CUADRO 10

NICARAGUA . PROYUCCION DE MORIR ENTRE LAS
EDADES X, Y, Y M, OBTENIDOS COMO RESULTADO
DE LA APLICACION DEL SISTEMA LOGITO
Y EL MÉTODO DE MORTALIDAD EN LA
POBLACION FEMENINA .

EDAD X	MORTALIDAD (1)	LOGITO (2)	DIFERENCIA RELATIVA [(1) - (2)] / (1) . 100
0	0,11831	0,11831	-
1	0,07169	0,06810	+5,01
5	0,02433	0,02540	-4,40
10	0,02195	0,02265	-4,14
15	0,02867	0,03398	-16,43
20	0,03536	0,04673	-32,16
25	0,04064	0,05455	-34,23
30	0,04580	0,06137	-34,87
35	0,05082	0,06806	-33,92
40	0,05558	0,07679	-36,16
45	0,06528	0,09246	-41,64
50	0,08286	0,10828	-30,68
55	0,11516	0,12904	-12,05
60	0,15045	0,17503	-16,34
65	0,19265	0,22179	-15,13
70	0,25084	0,29833	-16,93

GRAFICO 9 : NUMERO DE SOBREVIVIENTES A LA EDAD EXACTA X, l_x , OBTENIDOS POR LA APLICACION DE LAS DOS METODOLOGIAS.

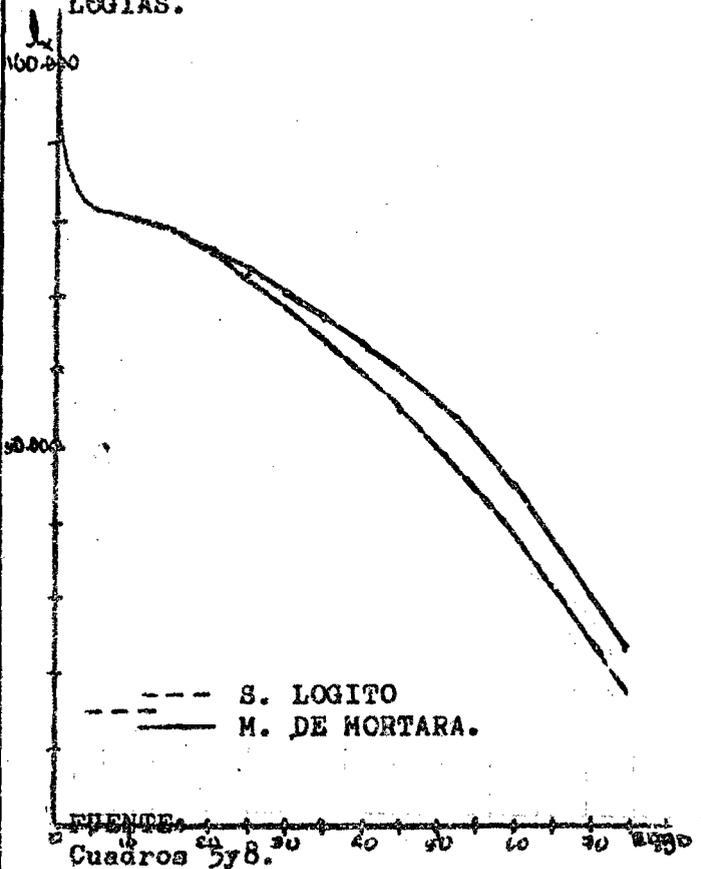


GRAFICO 10 : PROBABILIDAD DE MORIR ENTRE LAS EDADES X, X+N OBTENIDOS POR LAS DOS METODOLOGIAS APLICADAS.

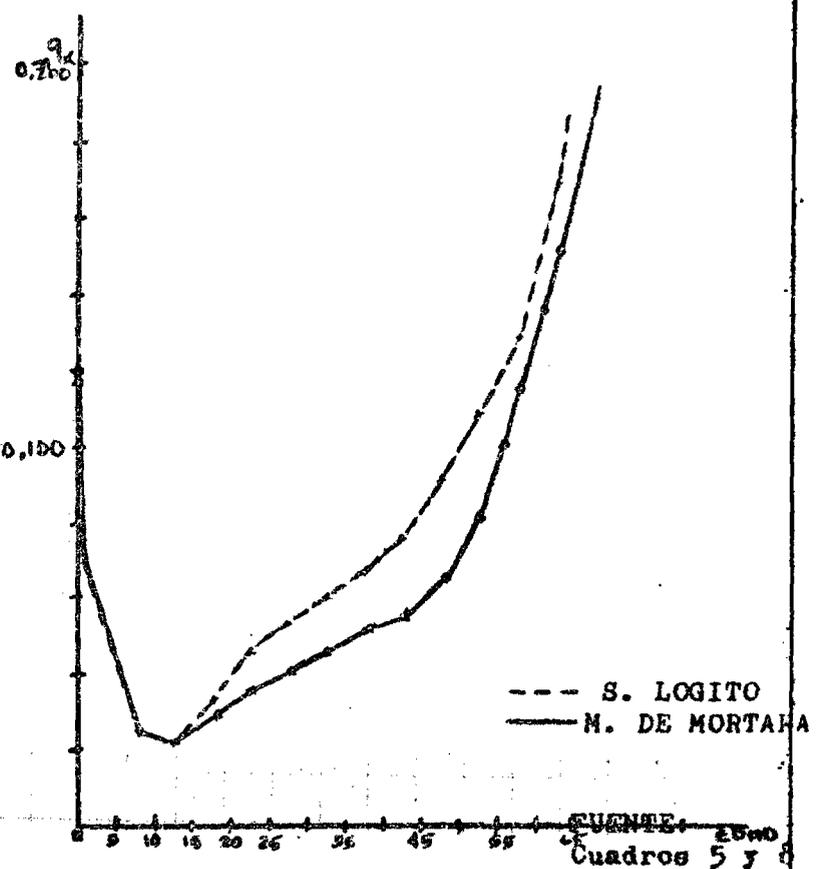
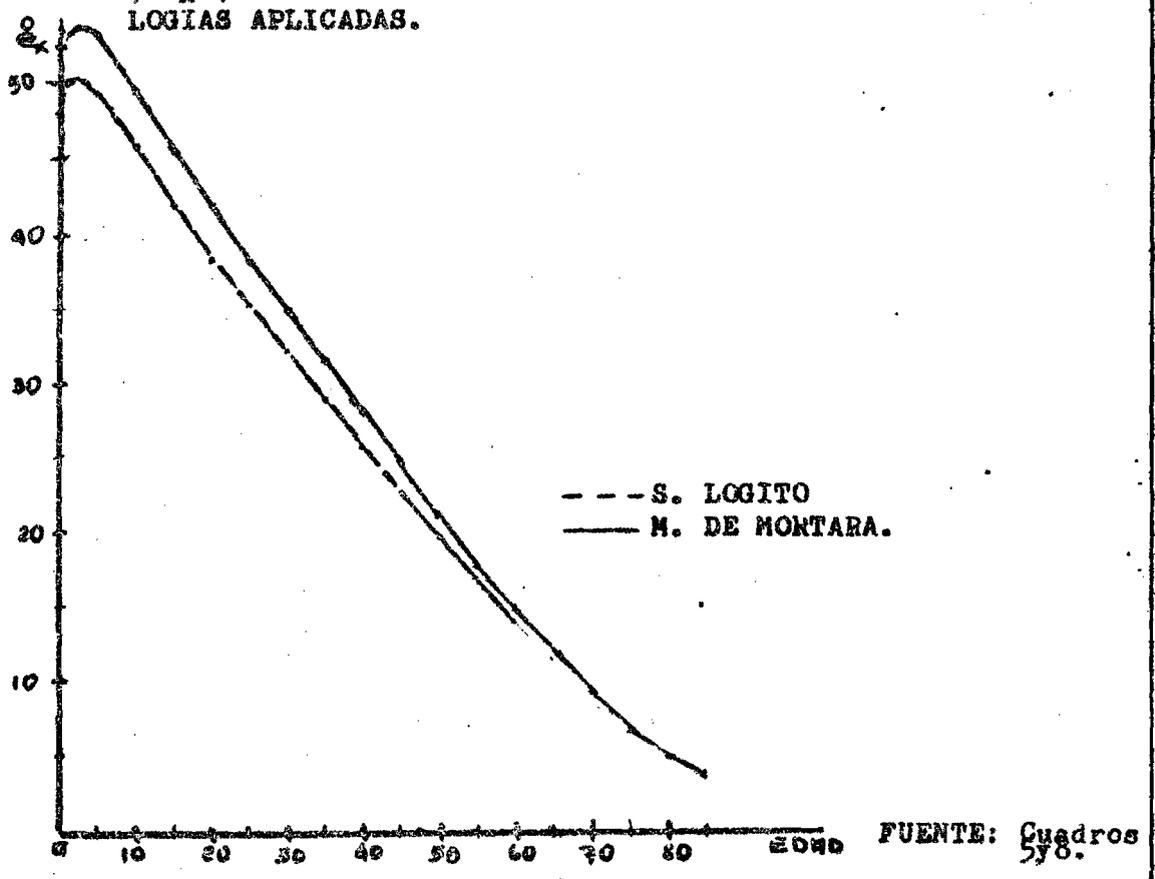


GRAFICO 11 : ESPERANZA DE VIDA A LA EDAD X, e_x , OBTENIDOS POR LAS DOS METODOLOGIAS APLICADAS.



Así por ejemplo:

Si se compara el valor de la e_n^0 , esperanza de vida al nacer obtenido por medio de la aplicación del sistema logito con la tabla de Nicaragua 1950-1963 ^{10/} se observa una ganancia de 0,68 años por año calendario resultado que de cierta manera se considera razonable con los aumentos prefijados en Naciones Unidas 0,5 año por cada año calendario. No así con la tabla obtenida por el método de mortara en el que se tiene una ganancia 0,97 años por año calendario. Sin embargo es de pensar que el nivel de mortalidad de Nicaragua no esta lejos de los estimados.

2. Consideraciones generales sobre las dos metodologías.

La experiencia llevada a cabo en este trabajo de investigación lleva posteriormente a consideraciones generales respecto a una y otra metodología como resultado de sus aplicaciones,

En forma resumida respecto a las mismas puede señalarse los siguiente:

Del Método de Mortara.

1. La transformación de relaciones de supervivencia de 8 años en quinquenales puede ser muy arbitrario. La misma, en este caso particular pudo introducir además algún tipo de sesgo dado el supuesto implícito en el procedimiento adoptado para sus conversiones - La mortalidad permanece constante a lo largo del periodo intercensal; supuesto que puede no ser cierto.

^{10/} Macció G. Nicaragua, Proyecciones de Población por sexo y grupos de edad 1950-1978. CELADE, San José, Costa Rica 1971.

2. Los resultados dependen mucho del procedimiento de ajustamiento adoptado; en este caso se recurrió al uso de modelos de tabla de vida y otra vez más esto depende mucho del criterio que se ri
ga.
3. El uso de modelo, cabe destacar una vez más posee importantes limi
mitaciones cuando por medio de ellos se intenta representar una realidad dada.
4. Una vez obtenida la población estacionaria quinquenal ${}_n L_x$ en cada grupo de edad $x, x+n$; el paso de la misma a la función l_x , nú
mero de sobrevivientes a edad exacta x , no ha sido satisfactoria
mente resuelto.

Con respecto al Sistema Logit.

- 1° Los resultados dependen en gran parte de la tabla estándar que se utilice. De allí que la elección de la misma tiene una gran importancia.
- 2° La mortalidad infantil puede ser muy diferente según el ajuste que se utilice. Tal afirmación se explica por los resultados obtenidos de la elaboración de las 5 tablas.
- 3° El ajuste es muy sensible a los datos básicos. Esta idea es la base del método, pero probablemente en determinadas edades la mortalidad sea particularmente baja o alta más bien debido a errores de la información que a formas particulares de la mortalidad.

Finalmente, con respecto a ambas metodologías habría que recalcar que los dos métodos no nos dicen nada sobre la mortalidad al comienzo de la vida, lo cual constituye una limitación para la aplicación de las mismas. Sin embargo en este caso la pregunta sobre hijos nacidos vivos y sobrevivientes solucionó este problema. Además en las aplicaciones de ambas se plantearon dos supuestos principales:

a) Población cerrada

b) Comparabilidad entre los dos censos en cuanto a grado de integridad y errores de declaración de la edad.

los cuales pudieron no cumplirse cabalmente hecho que de alguna manera pudo haber afectado la estimación de nuestros resultados.

CONCLUSIONES

De acuerdo con los objetivos planteados se tuvo como meta principal la consecución de indicadores de mortalidad femenina en la República de Nicaragua a partir de la información proporcionada por dos censos sucesivos; mediante la aplicación de dos metodologías consideradas alternativas:

1° El Sistema Logito

2° El Método de Mortara

para una posterior comparación de éstas y de sus resultados obtenidos como consecuencia de sus aplicaciones.

A pesar de que los resultados obtenidos puedan ser probablemente aproximados, circunstancias que pueden atribuirse al no cumplimiento de los supuestos planteados y defectos de la información básica utilizada: censos de población de 1963 y 1971; cabe recalcar una vez más la importancia de las metodologías aplicadas a lo largo de este trabajo, principalmente en países cuyas estadísticas vitales son consideradas incompletas, frente a la necesidad de obtener estimaciones de calidad aceptable por otras fuentes de información al mismo tiempo que se hacen esfuerzos por mejorar la calidad de los mismos.

VICARAGUA: ESTIMACION DE LA EDAD MEDIA DE LA FECUNDIDAD AÑO 1971

GRUPOS DE EDADES	NUMERO DE MUJERES	HISTOGRAMA DE LOS ENFERMOS ULTIMO AÑO N.U.V.A.	x_i	$f_i = \frac{N_{UVA}}{N}$	$x_i f_i$
15-19	77090	7743	17.5	0.100441	1.757718
20-24	71478	18528	22.5	0.259213	5.832292
25-29	61508	16863	27.5	0.234159	7.539372
30-34	46831	10959	32.5	0.234012	7.605390
35-39	49703	9200	37.5	0.185099	6.941212
40-44	35977	3081	42.5	0.085638	3.639615
45-49	29415	912	47.5	0.031005	1.472738
				$\Sigma f_i = 1.167567$	$\Sigma x_i f_i = 30.78337$

$$\bar{x} = \frac{\Sigma x_i f_i}{\Sigma f_i} = \frac{30.78337}{1.167567} = 26.36$$

ANEXO 2

Tablas de mortalidad que fueron usadas para determinar detalles, la tabla estándar básica utilizada en la aplicación.

Nº	e ^o _o (femenina)	Publicación
1	56.78 (1952-53)	Somoza J, y Tada O.
2	59.91 (1960-61)	La mortalidad en Chile según las tablas de vida de 1920, 1930, 1940, 1952 y 1960. CEIADE. Serie N° 17 Santiago de Chile 1966.
3	40.89 (1950)	Camisa Zulma
4	49.01 (1964)	Las estadísticas demográficas y la mortalidad en Guatemala hacia 1950-y 1964. CEIADE, Serie AS N° 2. San José, Costa Rica, 1969.
5	42.5 (1939-41)	Benitez R. y Cabrera C.
6	51.04 (1949-51)	Tablas abreviadas de mortalidad de la población de México, 1930, 1940, 1950 y 1960.
7	60.32 (1959-61)	El Colegio de México, 1967, México D. F.

N°	e_0^2 (femenina)	Publicación
8	38.30(1950-63)	Macció Guillermo Nicaragua. Proyecciones de población por sexo y grupos de edad 1950-1978.
9	Nivel 10	Coale A. J. y Demeny P. (Región Oeste)
10	Nivel 15	Regional Model life tables and stable populations. Princeton University Press, Princeton, New Jersey, 1966.

Anexo 3

PROGRAMA DE COMPUTACION EN LENGUAJE FORTRAN II,

ELABORADO PARA EL CALCULO DE LAS I_x

```

Dimensión YL(24), YS(24).YX (24)

Read 130, NNK

130 Format (14)

DO 999 KK= 1, NNK

Read 100, A, B, NAIS, NNO, NX

Print 10, A, B, NAIS, NNO.

100 Format (2 x, F 9.6, 9 x, F 9.6, 11x, 12, 8x, 14, 1x, 12)

10 Format (141, 5 HALFA =, F 9.6, 8 H BETA = F 9.6,
BETA =, F 9.6, 10 x, 5 H PAIS -, 13,5 x, AHAWO = 14
1, ///)

Read 110, (YL (I), I= 1, NX)

110 Format (11 F 7.5, 3 x )

Print 210, (YL (I), I = 1, NX)

210 Format (1 H0, 10 = 10.6)

DO 7 I = 1, NX

YS(I) = 0.5 (LOGF)((1.0 - YL (=) / YL (I) ))

YX (I) = A + ( B YS (I) )

XX = 2.0 YX (I)

7 YL (I) = 1.0 / (1.0+ EXPF (XX) )

Print 210, (YS (I), I = 1, NX)

```

Print 210, (YS (I), I = 1, NX)

Print 210, (YX (I) , I = 1, NX)

Print 210, (YL (I), I = 1, NX)

999 Continue

Call Exit

End.

Anexo 4

CALCULO DE RELACIONES DE SUPERVIVENCIA QUINQUENALES A PARTIR
DE RELACIONES DE SUPERVIVENCIA DE 8 AÑOS

Se describe a continuación el procedimiento para obtener relaciones de supervivencia de ocho años.

i) Extracción de la raíz $8/5$. Al extraerse la raíz $8/5$ a las $8^P_{x, x+4}$ se obtienen $5^P_{z, z+4}$, es decir, una relación de supervivencia quinquenal.

ii) Una vez obtenidas las relaciones de supervivencia quinquenal se presentaba el problema de determinar cual era la edad central del grupo $z+2.5$ de cada una de las relaciones, puesto que ya no era la misma relación de supervivencia de 8 años.

Para la asignación de la edad central se utilizó el mismo procedimiento utilizando en el documento. "Colombia, ajuste del censo de población de 1964 ^{1/}.

Para tal, a partir de tablas completas de mortalidad para la República de Argentina ^{2/}, se calcularon las relaciones de supervivencia para 8 años, por grupos quinquenales de edad, se extrajo la raíz $8/5$ y se buscó en la tabla completa las edades a que correspondían las relaciones de supervivencia quinquenales, y esas mismas fueron asignadas a Nicaragua.

^{1/} Arévalo Jorge, "Colombia", Ajuste del censo de población de 1964, Santiago, CELADE, Serie A, N° 89.
^{2/} Ortega, Antonio. "tablas completas de mortalidad para la República de Argentina, " Santiago, CELADE, Serie c, N° 103.

BIBLIOGRAFIA

1. W Brass
Seminario sobre métodos para medir variables demográficas (fertilidad y mortalidad).
Serie D. S. N° 9 San José, Costa Rica, 1972
2. Métodos para establecer mediciones demográficas fundamentales a partir de datos incompletos. Manual IV. St/SUA/Serie A-42.
3. Seminario sobre la Situación Demográfica de América Central: Perspectivas y consecuencias. San José, Costa Rica, 1971.
4. Pérez Méndez, A. El Salvador Estimación de la mortalidad masculina a partir de la información de dos censos, utilizando el Sistema Logito 1961-1971. San José, Costa Rica, Trabajo de Investigación 1972.
5. Arévalo P. Ajuste del Censo de Población de Colombia 1962.
6. Brass W. Sobre la Escala de la mortalidad. CEIAD, Serie D.S. N° 7.
7. Métodos de Análisis y Estimación. Serie D, N° 63. X/1970/.
San José, Costa Rica.

8. Rodolfo Corona, Determinación de la mortalidad por medio de las técnicas de William Brass, con especial referencia al sistema logito. Trabajo de Investigación. CELADE, San José, Costa Rica.
9. Bocaz A. Cálculo de los valores l_x , conocidos los L_x . Inédito.
10. Ortega Antonio: tablas completas de mortalidad para la República de Argentina, Santiago, CELADE, Serie C, N° 103.

