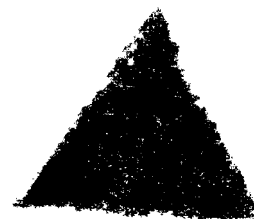


CENTRO LATINOAMERICANO DE DEMOGRAFIA
CELADE-Subsede

CURSO BASICO DE DEMOGRAFIA
1972

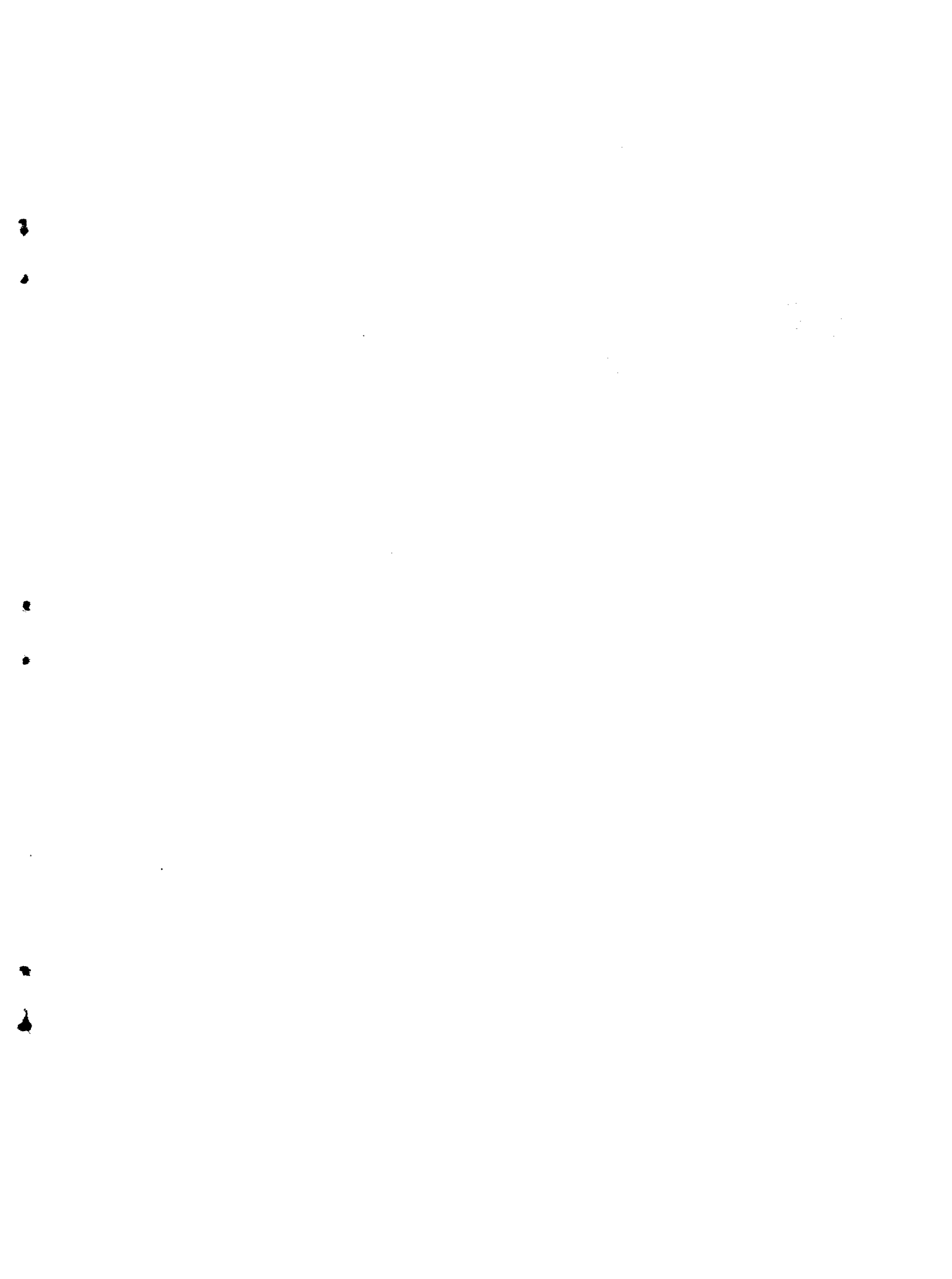


DETERMINACION DE LA MORTALIDAD POR MEDIO DE LAS
TECNICAS DE WILLIAM BRASS, CON ESPECIAL REFERE-
RENCIA AL SISTEMA LOGITO

Rodolfo Corona Vázquez

DISTRIBUCION INTERNA
San José Costa Rica
1972

1
2
3
4
5
6
7
8
9
10
11
12
13
14
15
16
17
18
19
20
21
22
23
24
25
26
27
28
29
30
31
32
33
34
35
36
37
38
39
40
41
42
43
44
45
46
47
48
49
50
51
52
53
54
55
56
57
58
59
60
61
62
63
64
65
66
67
68
69
70
71
72
73
74
75
76
77
78
79
80
81
82
83
84
85
86
87
88
89
90
91
92
93
94
95
96
97
98
99
100



5

6

7

8

9

10

I N D I C E

	Página
INTRODUCCION.....	1
CAPITULO I.- EL SISTEMA LOGITO.....	3
A.- Modelos de Patrones de Mortalidad.....	3
B.- Descripción del Sistema Logito.....	4
C.- Usos del Sistema Logito.....	6
D.- La Tabla de Mortalidad Estandar Básica.....	8
CAPITULO II.- MORTALIDAD INFANTIL Y JUVENIL.....	10
A.- Metodología.....	10
CAPITULO III.- MORTALIDAD ADULTA FEMENINA.....	13
A.- Metodología.....	13
CAPITULO IV.- APLICACIONES.....	18
A.- Información Utilizada.....	18
B.- Determinación de la Mortalidad Infantil y Juvenil.....	19
C.- Determinación de la Mortalidad Femenina Adulta....	25
D.- Determinación de la Tabla Estándar Básica.....	27
E.- Ajuste de las Probabilidades de Sobrevivir Desde el Nacimiento Hasta la Edad $x (1)$	33
F.- Tablas Abreviadas de Mortalidad Femenina.....	42
G.- Breve Análisis de los Resultados.....	44
CONCLUSIONES.....	48
Anexo 1.- Programa de Computador en Lenguaje Fortran II, Elaborado para la Determinación de la Tabla Estándar.....	49
Anexo 2.- Programa de Computador en Lenguaje Fortran II, Elaborado para Realizar Ajustes en Sistema Logito de las Probabilidades de Sobrevivir Desde el Nacimiento Hasta la Edad Exacta $x (X=1,2,3,5,10, \dots, 85)$	53
Anexo 3.- Programa de Computador en Lenguaje Fortran II, Elaborado para la Determinación de Tablas Abreviadas de Mortalidad, Utilizando Como Datos las Probabilidades de Supervivencia Desde el Nacimiento Hasta la Edad Exacta x Años $(X=0, 1,2,3,5,10, \dots, 85)$	57
Anexo 4.-	59
Anexo 5.-	63

Anexo 6.- Determinación de la Relación entre l_{35} y T_{35} , en Base a 24 Tablas de Mortalidad Femenina.....	67
Anexo 7.- Tablas de Mortalidad Femenina Utilizadas Para Determinar las Tablas Estándar	71

INDICE DE CUADROS

1.- Costa Rica: Determinación de las Probabilidades de <u>MO</u> rir desde el Nacimiento hasta la edad Exacta 1,2,3,5, 10,...,35 años por Medio de la Información de Hijos <u>Na</u> cidos vivos (HNB) ₁ e Hijos Sobrevivientes (HS) ₁	20
2.- Guatemala: Determinación de las Probabilidades de <u>Mo</u> rir desde el Nacimiento hasta la edad Exacta 1,2,3,5, 10,...,35 años por medio de la Información de hijos <u>Na</u> cidos vivos (HNB) ₁ e Hijos Sobrevivientes (HS) ₁	21
3.- Costa Rica: Determinación de las Proporciones de <u>Per</u> sonas con <u>Madre</u> viva, para cada Intervalo Quinquenal de Edades (5-9,10-14,..., 60-64).....	26
4.- Guatemala: Determinación de las Proporciones de <u>Per</u> sonas con <u>Madre</u> viva, para cada Intervalo Quinquenal de Edades (5-9, 10-14,..., 60-64).....	26
5.- Costa Rica: Estimación de las Probabilidades de vivir Femeninas en Base a las Proporciones de Personas con <u>Madre</u> viva.....	28
6.- Guatemala: Estimación de las Probabilidades de vivir Femeninas en Base a las Proporciones de Personas con <u>Madre</u> viva.....	29
7.- Costa Rica.- Probabilidades de Supervivencia l_x Desde cero hasta x años, Obtenidos a partir del l_{er}^x y 2do. Ajuste.....	35
8.- Guatemala.- Probabilidades de Supervivencia l_x Desde cero hasta x años, Obtenidos a partir del l_{er}^x y 2do. Ajuste.....	36
9.- Costa Rica: Tabla Abreviada de Mortalidad Femenina...	45
10.- Guatemala: Tabla Abreviada de Mortalidad Femenina.....	46

INDICE DE GRAFICOS

	Página
1.- Costa Rica: Probabilidad de Vivir Femenina desde el Nacimiento hasta 1,2,3,5,10,...., 35 años (l_x).....	23
2.- Guatemala: Probabilidad de Vivir Femenina desde el Nacimiento hasta 1,2,3,5,10,...., 35 años (l_x).....	24
3.- Costa Rica: Representación Gráfica de los Logitos de ($1-l_x$), contra los Correspondientes Logitos de ($1-l_x^s$) de las tres tablas Estándar Elegidas para Costa Rica...	31
4.- Guatemala: Representación Gráfica de los Logitos de ($1-l_x$), contra los Correspondientes Logitos de ($1-l_x^s$) de las tres tablas Estándar Elegidas para Guatemala....	32
5.- Costa Rica: Representación Gráfica de D. Contra Logito ($1-l_x^s$) (de la Tabla Femenina de Guatemala ^x 1950, Z. Camisa).....	38
6.- Guatemala: Representación Gráfica de D. Contra Logito ($1-l_x^s$) (de la Tabla Femenina de México ^x 1959-61: G. Cabrera ^x y R. Benitez).....	39
7.- Costa Rica: Curva de Supervivencia l_x	40
8.- Guatemala: Curva de Supervivencia l_x	41

.....

.....

.....

.....

.....

.....

.....

INTRODUCCION

En el estado actual de subdesarrollo de la mayoría de los países de la región Latinoamericana se hace cada vez más imperiosa la necesidad de contar con indicadores estadísticos actualizados que reflejen la situación social y económica de cada país, así como de las diferentes regiones que los constituyen, para efectos de programar planes de desarrollo a nivel nacional o regional tendientes a elevar el nivel de vida de su población. Para tal fin, resulta indispensable contar con índices demográficos debido a las múltiples relaciones que guardan las variables demográficas con el estado de desarrollo socioeconómico de las naciones.

Siendo la mortalidad, una de las variables demográficas que guardan una estrecha relación con el nivel de vida de las poblaciones es necesario contar con estimaciones confiables de ella, para lo cual se necesitan tanto datos de estadísticas vitales como de censos de población. Sin embargo en la mayor parte de los países Latinoamericanos se presentan serias dificultades para determinar indicadores de la mortalidad ya que las estadísticas de defunciones adolecen de graves errores como la falta de cobertura, las inscripciones tardías, etc. Estos errores generalmente son de distinta magnitud en las diferentes zonas que constituyen cada país, lo cual dificulta aún más la obtención de índices de mortalidad a nivel regional.

Con el objeto de soslayar la limitación que presenta la carencia de estadísticas de mortalidad confiables se han desarrollado técnicas alternativas para obtener éste tipo de información, por ejemplo las encuestas por muestreo, el uso de poblaciones teóricas, las tablas modelo de mortalidad, la inclusión de preguntas retrospectivas en los censos de población etc. Al mismo tiempo se sigue intentando mejorar la calidad de los datos de las estadísticas vitales.

En vista de que los más refinados indicadores de la mortalidad son las funciones biométricas que constituyen las tablas de mortalidad, el presente trabajo tiene como objetivo, desarrollar un marco de referencia para la construcción de tablas abreviadas de mortalidad femenina, en base al Sistema Logito, utilizando como datos, la información parcial obtenida a través de la inclusión de preguntas retrospectivas en un censo de población, mediante las cuales se obtienen estimaciones de la mortalidad infantil y juvenil y de la mortalidad adulta. El sistema logito y los métodos para estimar la mortalidad infantil y la mortalidad adulta a partir de preguntas retrospectivas en un solo censo de población, son técnicas que fueron elaboradas recientemente por el Profesor William Brass a efectos de resolver el problema de la falta de calidad de las estadísticas de registro.

Para llevar a cabo el objetivo anteriormente citado se presenta en el capítulo I una breve descripción del Sistema Logito; el capítulo II es una sucinta descripción de la mortalidad infantil y juvenil, y en el capítulo III se hablará de la mortalidad adulta femenina-estos dos últimos temas se estructuran a partir de las preguntas retrospectivas incluidas en los censos de población-, y por último en el capítulo IV, basándose en la información recabada en los censos experimentales de Costa Rica, marzo de 1968^{1/} y de Guatemala, diciembre 1970^{2/}, se lleva a cabo la determinación de la tabla abreviada de mortalidad femenina correspondiente a cada uno de dichos censos.

1/ Censo Experimental de Costa Rica, marzo 1968.- CELADE Serie A Nº 106.

2/º Guatemala; Resultados del Censo Experimental de Población y Habitación, Diciembre 1972. CELADE Serie AS Nº12.

Capítulo I

EL SISTEMA LOGITO

A.- MODELOS DE PATRONES DE MORTALIDAD.

Desde hace mucho tiempo, autores como Gompertz, Pearson, Makeham, han tratado de encontrar funciones matemáticas que reflejen las características de los patrones de mortalidad en función de la edad. A últimas fecha se han creado "conjuntos de referencia" de tablas de mortalidad ya que mediante el uso de una información parcial se puede elegir una de las tablas de mortalidad modelo para conocer de una manera aproximada la mortalidad que afecta a una determinada región a lo largo de todas las edades de la población. Ejemplos de estos modelos de mortalidad lo son las tablas modelo de mortalidad de la ONU y las tablas regionales de Coale y Demeny.

Las primeras tablas modelo de mortalidad fueron elaboradas por técnicos de la ONU en 1955, estas tablas (varones y mujeres), abarcan 24 niveles y consideran por la forma en que fueron construidas una sola estructura de mortalidad por edades para todos los niveles, por lo que para elegir una de ellas se toma en cuenta únicamente un parámetro: el nivel de la mortalidad. Las tablas modelo regionales de Coale y Demeny (varones y mujeres) representan un esfuerzo por mejorar la falta de flexibilidad de los modelos de la ONU, ya que consideran cuatro tipos de patrones de mortalidad, pero aún así son poco flexibles en vista de que una vez elegida la familia, la tabla de mortalidad que se escoja depende de un solo parámetro, que es el nivel de la mortalidad. Además de la falta de flexibilidad de los dos modelos anteriormente citados se tiene que ambos fueron construidos mediante promedios basándose principalmente en patrones de mortalidad europeos en distintas épocas lo cual representa un problema adicional para la utilización de di-

chos modelos a las poblaciones de países subdesarrollados cuyas características de mortalidad difieren ampliamente.

B.- DESCRIPCIÓN DEL SISTEMA LOGITO.

William Brass creador del sistema logito menciona que, este método "es diferente de los otros en el sentido de que no es un conjunto de tablas modelo de vida al que produce, es más bien un infinito sistema de relaciones que generan esas tablas"^{3/}.

Partiendo de la relación aproximada entre las tasas específicas de mortalidad a la edad exacta x ($\mu(x)$) de dos tablas de mortalidad - $l_1(x) = c \mu_2(x)$., donde c es una constante-, encontrada por Kerneck^{4/}, el Profesor Brass, convirtió las relaciones relativamente complejas entre las probabilidades de morir (a los largo de todas las edades) en dos esquemas cualesquiera de mortalidad en una relación más o menos constante con la edad mediante la siguiente ecuación:

$$1) \quad \frac{\mu_1(x)}{1 - l_1(x)} = c \frac{\mu_2(x)}{1 - l_2(x)}$$

donde $\mu(x)$ es la fuerza de la mortalidad a la edad x , $l(x)$ la probabilidad de sobrevivir hasta la edad exacta x .

Esta ecuación al integrarse, para obtener la relación en función de l_x , da la siguiente fórmula:

$$2) \quad \log_e \frac{(1-l_1(x))}{l_1(x)} = \alpha_0 + \beta_0 \log_e \frac{(1-l_2(x))}{l_2(x)}$$

siendo α_0, β_0 constantes.

^{3/} William Brass. Seminario sobre métodos para medir variables demográficas (Fecundidad y mortalidad) CELADE DS N° 9, San José, Costa Rica, 1971, Sesión 5; p. 23.

^{4/} William Brass, cita. Sobre la escala de la mortalidad. Trad. CELADE DS N° 7, San José, Costa Rica 1971, p. 3.

El autor mencionado anteriormente observando que no altera la relación lineal encontrada entre el $\log_e (1-l_1(x))/l_1(x)$ y el $\log_e (1-l_2(x))/l_2(x)$ multiplica ambos miembros de la relación (2) por 1/2 (quedando únicamente la constante α , reducida a la mitad de su valor en la relación (2), obtiene la fórmula:

$$3) \quad 1/2 \log_e (1-l_1(x))/l_1(x) = \alpha + \beta 1/2 \log_e (1-l_2(x))/l_2(x)$$

donde α, β son constantes. Esta última transformación la realizó con el objeto de utilizar la función logito x (función conocida en estadística y utilizada en experimentos biológicos). La función logito se define como logito $(P) = 1/2 \log_e (P/q)$ donde P es una proporción y $q = 1-P$. De esta manera la relación (3) se expresa de la siguiente forma:

$$4) \quad \begin{aligned} \logito (1-l_1(x)) &= \alpha + \beta \logito (1-l_2(x)) \\ Y_1(x) &= \alpha + \beta Y_2(x) \end{aligned}$$

donde $Y(x) = \logito (1-l(x)) = 1/2 \log_e (1-l(x))/l(x)$

los parámetros α, β de la anterior relación determinan el nivel y la forma de la mortalidad de la población 1 con respecto a la población 2.

Esta relación lineal entre los logitos de dos conjuntos cualesquiera de probabilidades de morir hasta una edad exacta x , $(1-l(x))$, encontrada por el Profesor Brass, permite ajustar o completar las estimaciones que se tengan de la mortalidad de una población, utilizando para ello 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); además el Prof. Brass, menciona que "la transformación logito hace que la tabla derivada que se obtiene tenga todas las propiedades que se imponen a una tabla de mortali-

edad, es decir que varía de 1 a 0 al avanzar la edad, que las probabilidades de muerte son siempre positivas, etc.^{5/}

Por lo tanto el sistema logito presenta una flexibilidad mayor que los modelos de tablas de vida citados en la sección A de este capítulo, porque se tienen dos parámetros, α y β que no sólo determinan el nivel de la mortalidad sino también su forma, es decir por medio del parámetro β se determina si la mortalidad varía más o menos, de manera relativa, en las primeras o las últimas edades, mientras que el parámetro α , una vez determinado β fija el nivel de la mortalidad. Adicionalmente se tiene otra opción que es la elección de la tabla estándar o sea la selección de la forma de la curva de mortalidad que la aplicación específica requiera. Además de esto otra conveniencia del sistema logito es que utiliza una expresión matemática única (logito $(1-l(x)) = \alpha + \beta \log_{10} (1-l^B(x))$) lo cual facilita el uso de los computadores existentes en la actualidad.

C.- USOS DEL SISTEMA LOGITO

Las aplicaciones y usos del sistema logito, por las características antes mencionadas, pueden ser muy diversas, entre ellas tenemos:

- a) Para hacer proyecciones de mortalidad mediante el análisis de una serie cronológica de los parámetros α y β de la relación fundamental del sistema logito, conservando la misma tabla estándar. Una descripción detallada de esta técnica se presenta en el trabajo de William Brass intitulado "Método de Generaciones para Proyectar tasas de Mortalidad"^{6/}.
- b) Para la construcción de poblaciones estables en vista de que una de las variables necesarias para la construcción de dichas poblaciones es la

^{5/} Op. Cit., p. 25 Sesión 5

^{6/} William Brass.- Método de Generaciones para Proyectar Tasas de Mortalidad. CELADE Serie DS N° 8, 1971.

mortalidad por edades. Las explicaciones detalladas de este método se encuentran en el capítulo IV de la obra de Carrier y Hobcraft "Demographic estimation for Developing Societies"^{7/}.

c) Para evaluación y ajuste de datos de mortalidad analizando los puntos que se aparten de una línea recta al graficar en plano cartesiano los logitos de las probabilidades de morir hasta una edad exacta x , de la información que queremos evaluar, contra las correspondientes logitos de una tabla estándar adecuadamente elegida. Sobre este punto se encuentran amplias descripciones en la sesión 6 del documento del "Seminario Sobre Métodos para Medir Variables Demográficas"^{8/}, que dirigió el Profesor Brass en Costa Rica y en el capítulo V del trabajo de Juan Chackiel "Aplicación de los Logitos al Estudio de la Mortalidad"^{9/}.

d) Para la construcción de tablas de mortalidad.- Para esta aplicación del sistema logito, Brass contempla dos casos, dependiendo de la información disponible y son los siguientes:

1) En el caso de contar con dos censos de población, el último de los cuales haya incluido preguntas sobre hijos tenidos e hijos sobrevivientes, se acoplan la mortalidad infantil y juvenil obtenida de las preguntas retrospectivas y las relaciones de supervivencia intercensales y mediante el sistema logito, haciendo los ajustes necesarios se obtiene la tabla de mortalidad buscada. Una explicación detallada de esta metodología la hace Brass en la sesión 7 del citado Seminario^{10/}.

^{7/} Carrier y Hobcraft. Demographic Estimation for Developing Societies. Population Investigation Committee, London 1971.

^{8/} William Brass. Seminario.....Op. Cit.

^{9/} Juan Chackiel. Aplicación de los Logitos al Estudio de la Mortalidad. CELADE, inédito.

^{10/} Seminario..... Op. Cit.

2) En el caso de contar únicamente con un censo de población que haya incluido las preguntas sobre: hijos tenidos, hijos sobrevivientes y condición de orfandad de madre: se puede elaborar una tabla de mortalidad femenina mediante la combinación de las estimaciones de la mortalidad infantil y juvenil y mortalidad adulta obtenida de las mencionadas preguntas censales por medio del sistema logito^{11/}.

Una aplicación de este tema se halla en el documento de Alfonso Farnós intitulado "Guatemala: Censo Experimental de 1970: Aplicación de las Técnicas del Profesor William Brass para estimar Fecundidad y Mortalidad"^{12/}.

En el presente trabajo se aborda este uso del sistema logito, presentándose en el capítulo IV dos aplicaciones que abarcan la estimación de la mortalidad infantil y juvenil y de la mortalidad adulta femenina y los pasos necesarios para su empalme por medio del sistema logito para la determinación final de dos tablas abreviadas de mortalidad femenina.

D.- LA TABLA DE MORTALIDAD ESTANDAR BASICA.

Para cualquier aplicación del sistema logito es de fundamental importancia el tipo de curva de mortalidad que se escoja como estándar ya que como - menciona Brass en su documento "Sobre la escala de la Mortalidad"^{13/}, no existe en la práctica una linealidad exacta entre los logitos de las probabilidades de morir a las edades correspondientes de dos esquemas cualesquiera de mortalidad y esto es por las características de la mortalidad por edad que - presentan ciertas poblaciones. Además de esto se tiene que las decisiones sobre los ajustes necesarios a las probabilidades de morir de la población en

11/ Seminario.....Op. Cit. Sesión 6

12/ Alfonso Farnós. Guatemala: Censo Experimental de 1970: Aplicación de las Técnicas del Profesor William Brass para estimar fecundidad y mortalidad. CELADE, Serie C Nº 143, Santiago de Chile, 1972.

13/ Op. Cit, p. 8

estudio se determinan por los puntos que se apartan de una tendencia lineal al graficar los logitos de dichas probabilidades de morir contra los logitos de las correspondientes probabilidades de morir de la tabla estándar. De lo anterior resalta la significación que tiene la elección de una tabla de mortalidad adecuada para ser utilizada como patrón estándar en cualquier aplicación particular.

Tomando en consideración la importancia de la selección de la tabla estándar básica y para efectos de las aplicaciones que se presentan en este trabajo se consideró como criterio de selección el máximo coeficiente de correlación lineal existente entre los logitos de las probabilidades de morir desde cero hasta x años (logito $(1-l(x))$), de cada una de las poblaciones en estudio y los correspondientes logitos de los esquemas de mortalidad que se consideró podrían servir, por sus características, como una adecuada tabla estándar básica. Con tal objeto se elaboró un programa de computadora, en el lenguaje FORTRAN II, que obtuviera los mencionados coeficientes de correlación lineal. El programa fuente así como las instrucciones necesarias para su utilización se encuentran en el Anexo 1. A este programa se le dió la flexibilidad necesaria para obtener los coeficientes de correlación lineal entre los correspondientes logitos de todas las edades o solamente de algunas de ellas, esto se hizo con el fin de ir eliminando sucesivamente las estimaciones de la mortalidad que se considerarán erróneas y las de las primeras y últimas edades, lo último por el gran peso relativo que tienen mediante la transformación logito. A través de esta eliminación sucesiva y comparando los coeficientes de correlación lineal obtenidos en cada caso se tiene una mayor seguridad de elegir la tabla de mortalidad más adecuada en cada aplicación.

Capítulo II

MORTALIDAD INFANTIL Y JUVENIL

Para la estimación de la mortalidad infantil y juvenil basada en los informes de las madres acerca del número de hijos que han fallecido de los que han tenido nacidos vivos—información obtenida de las preguntas hechas a las mujeres sobre: el número de hijos tenidos nacidos vivos y el número de hijos sobrevivientes en un Censo de Población o en una encuesta demográfica— se ha desarrollado un método que se encuentra explicado por su autor William Brass tanto en la sesión 4 del "Seminario sobre métodos para medir variables demográficas"^{14/}, como en el capítulo III del documento "The demography of Tropical Africa"^{15/}. En este capítulo del presente trabajo se hará una breve exposición de dicha técnica.

A.- METODOLOGIA

Bajo la suposición de que se cumplan los siguientes puntos:

- 1) La fecundidad por edad sea constante en el tiempo.
- 2) La mortalidad por edad sea constante en el tiempo.
- 3) Que no existan omisiones en la declaración del número de hijos tenidos vivos y número de hijos fallecidos.
- 4) Que no existan errores en la declaración de la edad de la madre.
- 5) Que no exista una relación entre la mortalidad de las madres y la de sus hijos.

Entonces la proporción de hijos fallecidos en el total de hijos tenidos nacidos vivos por mujer en el intervalo de edad $x, x+4$ (que denotaremos por $5Q_x^{16/}$), se puede determinar en función de las leyes de mortalidad y de fe -

14/ Op. Cit. Sesión 4
 15/ William Brass... Métodos de Análisis y Estimación (Traducción del capítulo 3 de The Demography of Tropical Africa) CELADE, Serie D Nº 63, Santiago, Chile, 1970.

16/ La proporción $5Q_x = \frac{(HNV)_{x,x+4} - (HS)_{x,x+4}}{(HNV)_{x,x+4}}$
 donde: $(HNV)_{x,x+4}$ es el número de hijos nacidos vivos a las mujeres con edades entre x y $x+4$ y $(HS)_{x,x+4}$ es el número de hijos sobrevivientes del total de hijos tenidos por las mujeres en el intervalo de edad $x, x+4$.

cundidad por medio de la siguiente relación:

$$1) \quad {}_5Q_x = \frac{\int_x^{x+5} \left[\int_x^x f(t) q(x-t) dt \right] dx}{\int_x^{x+5} \left[\int_x^x f(t) dt \right] dx}$$

siendo: $f(t)$ la tasa instantánea anual de fecundidad por mujer a la edad x ,

$q(x-t)$ la probabilidad que tiene un recién nacido de morir antes de alcanzar la edad exacta $(x-t)$

y α la edad que se considere como límite inferior del período de reproducción de las mujeres.

El profesor Brass, apoyándose en la estrecha relación existente entre la proporción de hijos sobrevivientes y entre la fecundidad y la mortalidad infantil y juvenil que pone de manifiesto la relación(1), creó una serie de coeficientes^{17/} que al multiplicarlos por las proporciones de hijos fallecidos (${}_5Q_x$) convierten dichas proporciones en medidas convencionales de mortalidad infantil y juvenil. Es decir, mediante la utilización de los multiplicadores y bajo las condiciones expuestas al inicio de ésta sección se transforman las proporciones de hijos fallecidos de madres de 15 a 19 años, 20 a 24, 25 a 29, ..., 60 a 64 en probabilidades de morir de los hijos desde el nacimiento hasta 1, 2, 3, 5, 10,.... 35 años, correspondientemente.

Para encontrar los multiplicadores, Brass hizo variar la edad media de la fecundidad (\bar{m}) del patrón de fecundidad que adoptó, para hallar las edades exactas, T , en las que se igualaban las proporciones de hijos fallecidos de cada grupo quinquenal de las madres con las probabilidades de morir desde el nacimiento hasta T años del patrón de mortalidad que utilizó. Una vez encontrados estos valores T , para cada edad media y para cada grupo quinquenal de edad (15-19, 20-24,....., 60-64) y además con el objeto de expresar las probabilidades de morir a las edades comunmente usadas obtuvo los multiplicadores que igualan dichas probabilidades con las proporciones de hijos fallecidos.

^{17/} La tabla de multiplicadores para la conversión de la proporción de hijos fallecidos en probabilidades de morir se encuentra en el anexo 4 (Tabla 1).

Brass utilizó como patrón de mortalidad un promedio de un amplio conjunto de tablas de vida y como patrón de fecundidad usó la relación:

$$2) \quad f(x) = c(x-s)(33+s-x)^2$$

donde: $f(x)$ es la tasa específica de fecundidad a la edad x .

s es la edad inicial de la fecundidad y

c es una constante que fija el nivel de la fecundidad.

Los valores T antes mencionados (y de las cuales se derivan los multiplicadores) están en función de la edad de la madre y de la forma de la curva de fecundidad. Por lo que para la determinación de los factores necesarios para la estimación de las probabilidades de morir en cada aplicación particular basándose en la tabla de multiplicadores creada por Brass, se utilizan dos índices que identifiquen la forma de la fecundidad a saber:

- 1) P_1/P_2 donde P_1, P_2 el número medio de hijos en los grupos quinquenales de madres 15-19 y 20-24 respectivamente
- y 2) \bar{m} que es la edad media de la fecundidad.

El primero de estos índices P_1/P_2 por identificar cómo cambia la fecundidad al principio del período sirve para determinar los multiplicadores en los primeros 3 grupos quinquenales de edad y la edad media de la fecundidad (\bar{m}) se utiliza para la determinación de los coeficientes en los restantes grupos quinquenales de edad de las madres.

Este método de estimación de la mortalidad infantil y juvenil resulta bastante exacto si se cumplen los supuestos citados al inicio del capítulo, pero en la realidad estas condiciones no se cumplen, sin embargo las estimaciones de ${}_2q_0, {}_3q_0$ y ${}_5q_0$ no se ven muy afectadas por el incumplimiento de las anteriores supuestos ya que los cambios en la fecundidad y la mortalidad por

tratarse de estimaciones recientes de la mortalidad las afectan poco y por que los errores de omisión y mala declaración son menores en los grupos 20-24, 25-29, 30-34 de edades de las madres.

En el capítulo IV, sección B se encontrarán 2 aplicaciones de ésta metodología.

Capítulo III

MORTALIDAD ADULTA FEMENINA

La técnica que permitió la estimación de índices convencionales de mortalidad adulta femenina a partir de la condición de orfandad de madre declarada por las personas en un censo o encuesta demográfica fue elaborada también por el Profesor Brass quien la expuso ampliamente en las sesiones 4 y 5 del "Seminario para medir variables demográficas"^{18/} realizado en San José. Este método, como el presentado en el capítulo II, ha sido aplicado en varios países africanos y asiáticos, obteniéndose resultados por demás aceptables. En este capítulo se expone sucintamente la metodología así como las bases teóricas de éste método a fin de poder utilizar la pregunta sobre condición de orfandad de madre realizada en un Censo de Población o encuesta demográfica para la determinación de la mortalidad adulta femenina.

A.- METODOLOGIA.

De las tabulaciones censales que contengan la condición de orfandad de madre - es decir huérfanos y no huérfanos de madre clasificados por grupos quinquenales de edad de los declarantes, tabulaciones obtenidas a partir de las respuestas a la pregunta: Está viva su madre?- se puede obtener la pro-

^{18/} Seminario....Op. Cit., Sesiones 4 y 5

proporción de no huérfanos de madre o proporción de personas con madre viva, con respecto al total de personas en cada grupo quinquenal de edades, proporción que denotaremos por 5^P_x o sea:

$$1) \quad 5^P_x = \frac{1 - 5^H_x}{5^N_x}$$

donde, 5^H_x es el número de huérfanos en el intervalo de edades $x, x+4$ y 5^N_x es el total de personas en el grupo quinquenal de edades $x, x+4$

Haciendo una abstracción de los errores de omisión mala declaración de la edad, etc., y considerando la fecundidad y la mortalidad por edad constantes en el tiempo, la proporción de personas con madre viva (5^P_x) en el grupo de edades $x, x+4$ puede determinarse de la siguiente manera:

$$2) \quad 5^P_x = \frac{\int_x^{x+5} \left[\int_{\alpha}^{\beta} b(y) \frac{1_{x+y}}{1_y} dy \right] dx}{\int_x^{x+5} \left[\int_{\alpha}^{\beta} b(y) dy \right] dx}$$

siendo: $b(y)$ la densidad de nacimientos a mujeres de edad y

$\frac{1_{x+y}}{1_y}$ la probabilidad que tiene una madre de sobrevivir desde la edad y hasta la edad $x+4$

α, β los límites inferior y superior de la fecundidad respectivamente.

Esta relación identifica a la proporción de personas con madre viva (5^P_x) en cada intervalo de edades $x, x+4$ como una ponderación de la probabilidad de vivir de las madres desde la edad y hasta $x+y$, $\left(\frac{1_{x+y}}{1_y}\right)$, por la densidad de madres $b(y)$, y pone de manifiesto la relación existente entre dicha proporción de personas con madre viva (5^P_x) y entre las probabilidades de que una madre sobreviva desde el nacimiento de sus hijos hasta la edad actual de ellos y las edades de las mujeres al nacimiento de sus hijos. Considerando lo anterior y el hecho de que la mayor parte de los nacimientos ocurren en un intervalo pequeño de edades alrededor del promedio de edades de las madres al dar a luz,

la proporción de personas con madre viva (5^R_x) puede igualarse, de una manera aproximada a la probabilidad de sobrevivir de las mujeres desde la edad media de las madres al dar a luz (M) hasta una edad superior \bar{x} años, donde \bar{x} representa la edad central del intervalo $x, x+4$ o sea:

$$3) \quad 5^P_x = \frac{1 - \frac{1}{x + M}}{1 - \frac{1}{M}}$$

En vista de que de la relación (3) se obtienen probabilidades de supervivencia a partir de una edad que generalmente es fraccionaria, el profesor Brass elaboró unas tablas de multiplicadores que convierten las proporciones de personas con madre viva (5^P_x) en probabilidades de sobrevivir a partir de las edades 22.5, 25, 27.5 y 30 años dependiendo esto de el valor de la edad media de las madres, o sea:

$$4) \quad 5^P_x \cdot c_i = \frac{1 - \frac{1}{x + B}}{1 - \frac{1}{B}}$$

siendo: c_i el multiplicador

B la edad base (22.5, 25, 27.5 o 30 años)

y \bar{x} la edad media del grupo quinquenal de edades $x, x+4$.

Estas tablas de multiplicadores, así como la manera de utilizarlas se encuentran en el documento de W. Brass intitulado "Table for converting proportions of Children With mothers still alive into life table survivorship ratios"^{19/}.

Sin embargo las probabilidades de supervivencia - obtenidas a partir de las proporciones de personas con madre viva, en intervalos quinquenales de edad, multiplicados por dichos coeficientes presentan la dificultad de que parten

^{19/} William Brass. Tabla para convertir las proporciones de niños con madres actualmente vivas, en tasas de supervivencia de una tabla de vida.

de una edad base que no es usual (22.5, 27.5), ó en el caso de que la edad base sea 25 o 30 años, las probabilidades de supervivencia llegan a una edad fraccionaria no convencional, por el hecho de que las medias de cada grupo quinquenal de edades de los generalmente utilizados son edades fraccionarias (2.5, 7.5, 12.5 etc.).

A fin de soslayar esta dificultad Brass elaboró una nueva serie de coeficientes que al multiplicarlos de la manera que se expondrá a continuación por las proporciones de huérfanos en intervalos quinquenales, se obtienen relaciones de supervivencia de la forma:

$$5) \quad \frac{l_{25 + N_i}}{l_{25}}$$

donde: N_i son las edades 10, 15, 20..., 60 años.

Estas relaciones presentan la facilidad de que la edad inicial de las probabilidades de supervivencia es en todos los casos 25 años, independientemente de la edad media de las madres además el intervalo de edades que abarca la probabilidad es siempre un número múltiplo de 5.

En cada aplicación particular, - a efectos de encontrar los multiplicadores necesarios para convertir las proporciones de personas con madre viva en probabilidades de sobrevivencia a partir de los 25 años de edad de las madres, basándose en la tabla 2 del Anexo 4-es necesario tener una estimación de la edad media de las madres al dar a luz $(M)^{20/}$, para interpolar linealmente entre

20/ Una estimación del valor M en base a las tabulaciones censales está dada por la relación

$$M = \frac{\sum_{x=15}^{45} \bar{x}_1 (NUA)_{x,x+4}}{\sum_{x=15}^{45} (NUA)_{x,x+4}} - 1/2$$

donde $(NUA)_{x,x+4}$ es el número de hijos nacidos vivos tenidos en el año anterior al censo por las mujeres cuya edad en el momento del censo se encuentran en el intervalo quinquenal de edades $x, x+4$ y \bar{x} es la edad central del intervalo de edades $x, x+4$.

las columnas en que se encuentre ubicado dicho valor M, de esta manera se obtienen los multiplicadores (W_{N_i}) correspondientes a cada edad N_i que representa el intervalo de supervivencia de las madres y cuyos valores se encuentran ubicados en la primera columna de la tabla y son 10, 15, 20, ..., 60, entonces se obtienen las probabilidades de supervivencia utilizando para ello la siguiente fórmula:

$$6) \frac{l_{25+N_i}^1}{l_{25}^1} = W_{N_i} \cdot 5^{P_{N_i-5}} + (1-W_{N_i}) \cdot 5^{P_{N_i}}$$

donde $\frac{l_{25+N_i}^1}{l_{25}^1}$ son las probabilidades de supervivencia de las madres desde 25 hasta $25+N_i$ años

$5^{P_{N_i-5}}$, $5^{P_{N_i}}$ son las proporciones de personas con madre viva en los grupos de edades N_i-5 , N_i y N_i , N_i+5 respectivamente
y N_i son las edades 10, 15, 20, ..., 60 años.

Las dificultades prácticas en la aplicación de este método están dados por la asociación que puede existir entre distintos hechos demográficos al recopilar la información sobre orfandad de madre, es decir: la experiencia de la mortalidad de las mujeres que no han tenido hijos no se tomará en cuenta, en cambio la información de la mortalidad de las mujeres que han sido madres es tomada en consideración tantas veces como hijos han tenido; además de esto puede existir una relación directamente proporcional entre la mortalidad de las madres y de los hijos. Sin embargo parece ser que existe cierta compensación entre esos hechos de tal manera que la mortalidad adulta femenina estimada que se obtiene no resulta mayormente alterada.

De esta manera el método se ve afectado principalmente por dos razones, la primera de las cuales, que es la omisión de las personas en el primer grupo quinquenal de edades, se soslaya al omitir en la determinación de los multiplicadores la proporción de no huérfanos de este grupo de edades; la segunda

es el hecho de que las defunciones de las madres declaradas por los hijos de edades avanzadas pueden pertenecer a una mortalidad alejada de la presente y si ésta mortalidad ha disminuido en los últimos años, las estimaciones de la probabilidad de vivir que se tengan estarán subestimadas. A pesar de esto - como se dijo al inicio del presente capítulo, las estimaciones de la mortalidad realizadas en base a éste método han dado resultados satisfactorios y - pueden considerarse como estimaciones máximas de la mortalidad adulta femenina.

Capítulo IV

APLICACIONES

A.- INFORMACION UTILIZADA.- Censos Experimentales de Costa Rica (1968) y Guatemala (1970)

Como se hizo notar en la introducción del presente trabajo, éste tiene como objeto desarrollar un marco de referencia para la determinación de tablas de mortalidad femeninas mediante la aplicación de las técnicas del Prof. Brass expuestas en los capítulos I, II, y III. Para tal fin a continuación se presentan dos aplicaciones, tomando como información la recabada en los censos experimentales realizados en Costa Rica (marzo de 1968)^{21/} y Guatemala (diciembre de 1970)^{22/}. Estos dos Censos fueron escogidos por haber sido incluidos, en ambos, las preguntas sobre número de hijos tenidos nacidos vivos y número de hijos sobrevivientes, así como la pregunta de condición de orfandad de madre; preguntas necesarias para la determinación de la mortalidad infantil y juvenil y la mortalidad adulta femenina utilizando la metodología expuesta en los capítulos II y III respectivamente.

^{21/} Censo Experimental Costa Rica, Marzo 1968.- CELADE Serie A N° 108

^{22/} Guatemala: Resultados del Censo Experimental de Población y Habitación Diciembre 1970, CELADE Serie AS N° 12

El Censo Experimental de Guatemala fue realizado con el propósito de probar las etapas de preparación, empadronamiento y elaboración de los datos, etapas que serán utilizadas en el Censo General de Población a realizarse en 1973; mientras que el de Costa Rica forma parte de un programa latinoamericano encaminado a ensayar procedimientos para obtener datos relacionados con la población.

El Censo Experimental de Costa Rica fue levantado en el mes de marzo de 1968, en dos áreas del cantón de Grecia, provincia de Alajuela, una de ellas típicamente urbana (la ciudad de Grecia) y la otra rural (distritos de San José y San Isidro). El Censo Experimental de Guatemala fue realizado en diciembre de 1970 en tres zonas, a saber: el municipio de Petapa, Departamento de Guatemala, cuya población es predominantemente ladina; el municipio de Sumpango, departamento de Sacatepequez, con población eminentemente indígena; y en tres áreas seleccionadas de la ciudad de Guatemala, estas tres áreas corresponden a tres tipos de segmentos de viviendas (viviendas residenciales, viviendas ocupadas por obreros y empleados y viviendas de tipo marginal).

B.- DETERMINACION DE LA MORTALIDAD FEMENINA INFANTIL Y JUVENIL

Para la estimación de los índices de mortalidad infantil y juvenil, se ha seguido la metodología expuesta en el capítulo II.

Lo primero en obtenerse fueron las proporciones de hijos muertos en cada intervalo quinquenal de edad de las madres (5^Qx); los cálculos que conducen a estos valores, partiendo de la información básica recogida en el Censo, se encuentran detallados en los cuadros 1 y 2, respectivamente para Costa Rica y Guatemala.

A continuación se obtuvieron los coeficientes P_1/P_2 y \bar{m} en la forma indicada en el Anexo 5. De acuerdo a estos coeficientes se interpoló, para

Cuadro 1.-

COSTA RICA: DETERMINACION DE LAS PROBABILIDADES DE MORIR DESDE EL NACIMIENTO HASTA LA EDAD EXACTA
1, 2, 3, 5, 10, ..., 35 AÑOS POR MEDIO DE LA INFORMACION DE HIJOS NACIDOS VIVOS
(HN*V*)_i E HIJOS SOBREVIVIENTES (HS)_i

Edad de las madres	Intervalo (i)	N° de hijos			Proporción de hijos vivos (HS) _i / (HN <i>V</i>) _i	Proporción de hijos muertos (HS) _i / (HN <i>V</i>) _i	Multipl. c _i / a _i	Edad de los hijos x	Probabilidad de morir entre 0 y x años x ^q ₀
		Total N _i ^f	Nacidos vivos (HN <i>V</i>) _i	Sobrevivientes (HS) _i					
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
15-19	1	603	54	52	0.96296	0.03704	1.143	1	0.04234
20-24	2	484	509	472	0.92731	0.07269	1.087	2	0.07901
25-29	3	351	918	841	0.91612	0.08388	1.035	3	0.08682
30-34	4	291	1.305	1.177	0.90192	0.09808	1.041	5	0.10210
35-39	5	304	1.636	1.470	0.89853	0.10147	1.050	10	0.10654
40-44	6	246	1.566	1.360	0.86845	0.13155	1.032	15	0.13576
45-49	7	178	1.272	1.051	0.82626	0.17374	1.034	20	0.17965
50-54	8	164	1.089	885	0.81267	0.18733	1.049	25	0.19651
55-59	9	110	788	581	0.73731	0.26269	1.051	30	0.27609
60-64	10	115	727	500	0.68776	0.31224	1.046	35	0.32660
65 y más		234	1.676	1.129					
Sin de claración		22	101	75					

a/ Ver Anexo 5, Tabla 1

FUENTE: Censo Experimental de Costa Rica, Marzo 1968.
CELADE A N° 108: Capítulo IX (Mortalidad IV)
Cuadro 1.

Cuadro 2.-

GUATEMALA: DETERMINACION DE LA PROBABILIDAD DE MORIR DESDE EL NACIMIENTO HASTA LA EDAD EXACTA
1, 2, 3, 5, 10, ..., 35 AÑOS POR MEDIO DE LA INFORMACION DE HIJOS NACIDOS VIVOS
(HNV)_i E HIJOS SOBREVIVIENTES (HS)_i

Edad de las madres	Intervalo (i)	N° de		Proporción de hijos vivos (HS) _i / (HNV) _i	Proporción de hijos muertos (HS) _i / (HNV) _i	Multiplicadores c _i ^{a/}	Edad de los hijos x	Probabilidad de morir entre 0 y x años x ^{q₀}	
		Total N _i	Nacidos vivos (HNV) _i						Sobrevivientes (HS) _i
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	
15-19	1	1.046	239	221	0.92469	0.07531	1.022	1	0.07697
20-24	2	845	1.199	1.037	0.86489	0.13511	1.033	2	0.13957
25-29	3	623	1.817	1.511	0.83159	0.16841	1.007	3	0.16959
30-34	4	505	2.241	1.854	0.82731	0.17269	1.015	5	0.17528
35-39	5	537	2.972	2.369	0.79711	0.20289	1.025	10	0.20796
40-44	6	441	2.768	2.090	0.75506	0.24494	1.003	15	0.24567
45-49	7	360	2.251	1.615	0.71746	0.28254	1.002	20	0.28311
50-54	8	246	1.550	1.006	0.64903	0.35097	1.018	25	0.35729
55-59	9	181	1.078	729	0.67625	0.32375	1.019	30	0.32990
60-64	10	175	1.059	660	0.62323	0.37677	1.015	35	0.38242
65 y más Sin de- claración		301	1.754	1.023					
		20	74	60					

a/ Ver Anexo 5, Tabla 2

FUENTE: Guatemala: Resultados del Censo Experimental de Población y Habitación, Diciembre 1970.
CELADE AS N° 12 - Cuadro 23.

cada país, en las tablas elaboradas por Brass (véase tabla 1, Anexo 4) a fin de obtener los multiplicadores c_i - tal como se indica en la teoría, el coeficiente P_1/P_2 se utiliza para la determinación de los tres primeros multiplicadores y la edad media de la fecundidad \bar{m} para los restantes. Finalmente mediante la relación:

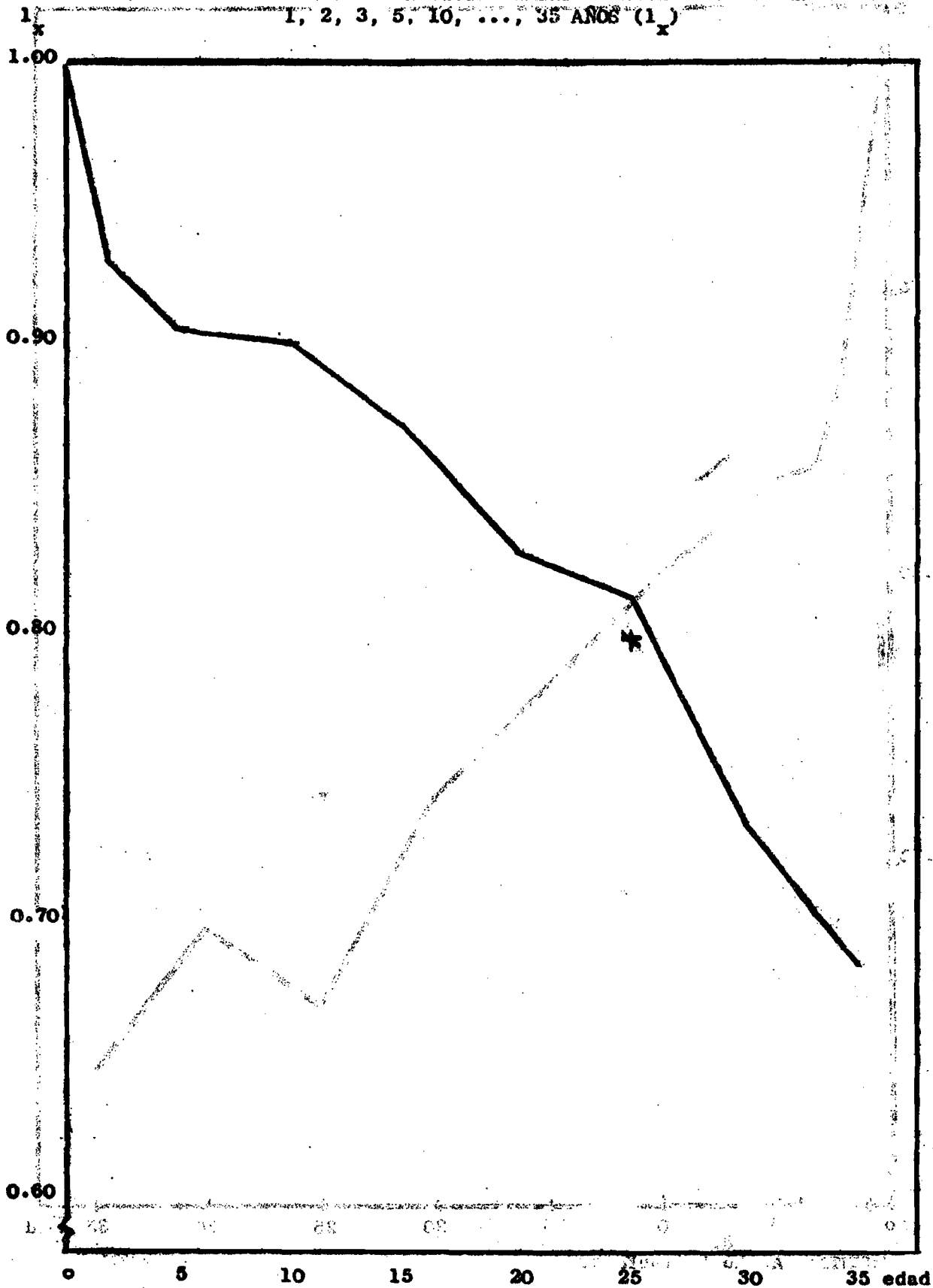
$$1) \quad q_i = c_i Q_i$$

se obtuvieron las probabilidades de morir, para ambos sexos, desde el nacimiento hasta las edades 1, 2, 3, 5, 10, ..., 35 años (véase columna 10 de cuadros 1 y 2).

A fin de obtener las probabilidades de supervivencia femeninas desde cero hasta x años (l_x) necesarios para la utilización del sistema logito y para la determinación final de las tablas abreviadas de mortalidad femenina, para cada una de las aplicaciones se llevaron a cabo los siguientes pasos: primero se obtuvieron las probabilidades de vivir para ambos sexos (l_x^{AS}) para lo cual se consideró $l_0^{AS} = 1$ con lo cual $l_x^{AS} = 1 - xq_0^{AS}$, los resultados de estas diferencias para Costa Rica y Guatemala se encuentran respectivamente en la columna 2 de las tablas 3 y 4 del Anexo 5. Una vez obtenidas las l_x^{AS} para transformarlas en probabilidades de vida femeninas (l_x) y se multiplicaron por los factores v_x ; estos factores se encontraron haciendo el cociente entre l_x (femeninas) y l_x^{AS} de las tablas de mortalidad modelo de Coale y Demeny, región Oeste, que se determinó de acuerdo a los valores l_2^{AS} , l_3^{AS} y l_5^{AS} que se habían obtenido para cada uno de los 2 casos (Costa Rica y Guatemala). Estos pasos se encuentran detallados en las tablas 3 y 4 del Anexo 5 para ambos países. Los gráficos 1 y 2 presentan las probabilidades de vivir femeninas encontradas en esta sección del presente capítulo a partir de la información de los Censos Experimentales de Costa Rica y Guatemala respectivamente.

GRAFICO 1

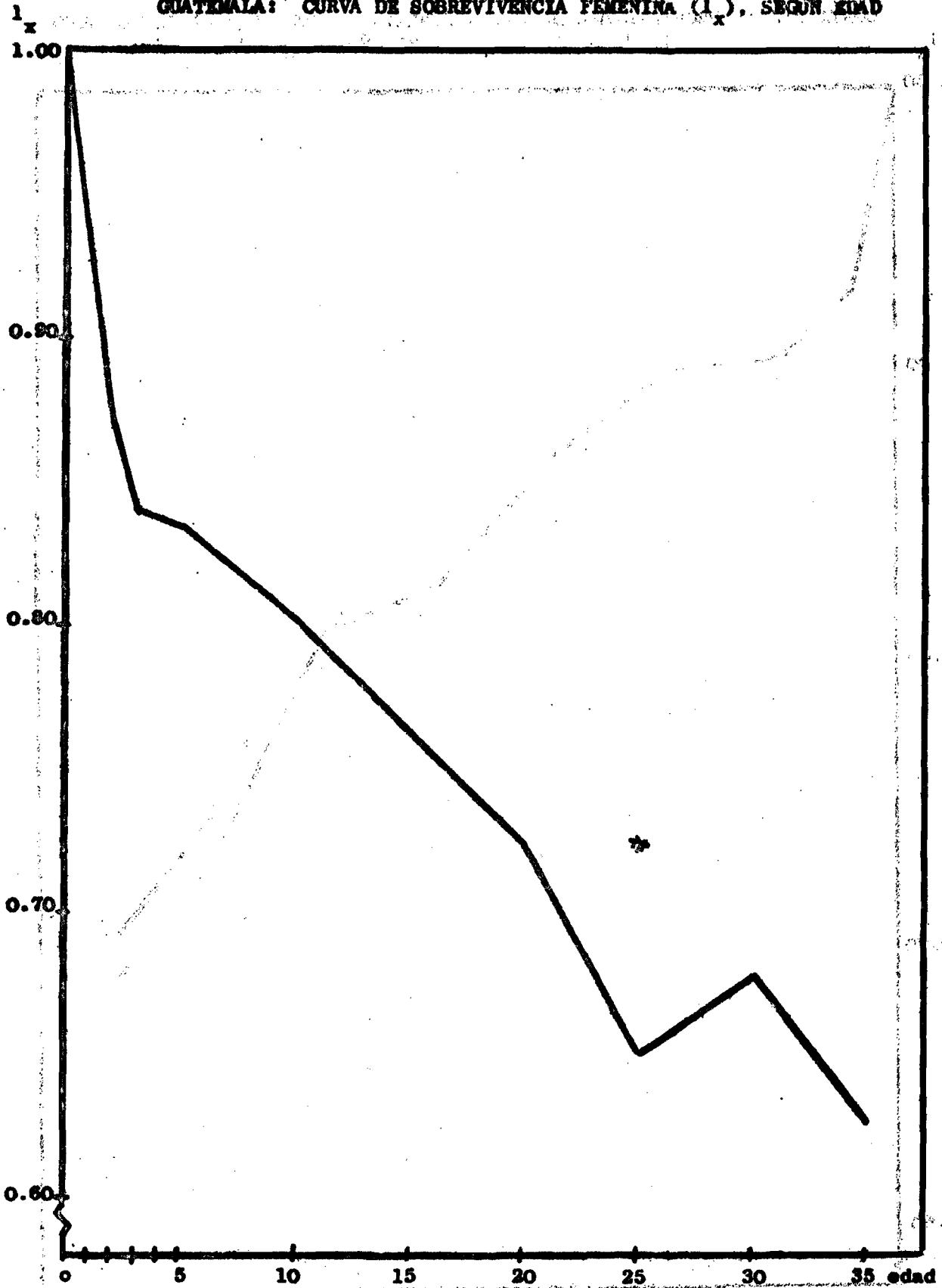
COSTA RICA: PROBABILIDAD DE VIVIR FEMENINA DESDE EL NACIMIENTO HASTA 1, 2, 3, 5, 10, ..., 35 AÑOS (1_x)



FUENTE: Anexo 5, tabla 3.

GRAFICO 2

GUATEMALA: CURVA DE SOBREVIVENCIA FEMENINA (l_x), SEGUN EDAD



FUENTE: Anexo 5, tabla 4.

C.- DETERMINACION DE LA MORTALIDAD FEMINA ADULTA

En esta sección se presentan las etapas necesarias para la determinación de la mortalidad adulta femenina de acuerdo a la metodología expuesta en el capítulo III, utilizando la información sobre condición de orfandad de madre recabada en los censos experimentales de Costa Rica y Guatemala. Lo primero en obtenerse fueron las proporciones de personas con madre viva, para cada grupo quinquenal de edad de los hijos; los cuadros 3 y 4 contienen éstas proporciones y los datos utilizados para su obtención, corresponden al Censo Experimental de Costa Rica el cuadro 3 y al de Guatemala el cuadro 4. El segundo paso fue encontrar los multiplicadores para lo cual se interpoló en la tabla elaborada por W. Brass para tal fin (Anexo 4, tabla 2), interpolación hecha de acuerdo a la edad media de las madres (M) obtenida para cada caso (Anexo 5, tablas 1 y 2). Los multiplicadores y las operaciones realizadas a fin de obtener las probabilidades de supervivencia a partir de los 25 años, así como dichas probabilidades se hallan en los cuadros 5 (Costa Rica) y 6 (Guatemala).

Con el objeto de convertir las probabilidades de supervivencia a partir de los 25 años en probabilidades desde la edad cero años y en vista de que el valor l_{25} encontrado para cada aplicación en la sección anterior, se consideró estaba defectuosamente estimado ya que en ninguno de los dos casos la curva de sobrevivencia (gráficos 1 y 2) sigue una tendencia suave, a la edad 25 años; se hizo una nueva estimación del valor l_{25} , para lo cual se interpoló por medio de una parábola de segundo grado, utilizando como puntos de apoyo (o pivotes) l_5 , l_{10} y l_{30} para Costa Rica y l_3 , l_5 y l_{30} para Guatemala, obteniéndose de esta manera $\hat{l}_{25} = 0.79843$ y $\hat{l}_{25} = 0.72178$ para Costa Rica y Guatemala respectivamente, estos dos valores se encuentran marcados con el símbolo * en los gráficos 1 y 2. Cabe hacer notar que el valor \hat{l}_{25} , recién estimado, es provisional ya que mediante la utilización del sistema lo-

Cuadro 3.-

COSTA RICA: DETERMINACION DE LAS PROPORCIONES DE PERSONAS CON MADRE VIVA, PARA CADA INTERVALO QUINQUENAL DE EDADES (5-9, 10-14, ..., 60-64)

Grupos de edad (años)	Intervalo (i)	Población		Proporción de personas con madre viva $5P_x$
		Total $\frac{1}{}$	Con madre viva	
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
5 - 9	1	1.796	1.777	0.98942
10 - 14	2	1.630	1.586	0.97301
15 - 19	3	1.165	1.124	0.96481
20 - 24	4	889	822	0.92463
25 - 29	5	658	592	0.89970
30 - 34	6	531	422	0.79473
35 - 39	7	568	407	0.71655
40 - 44	8	446	270	0.60538
45 - 49	9	342	169	0.49415
50 - 54	10	324	117	0.36111
55 - 59	11	221	60	0.37267
60 - 64	12	200	23	0.12994

1/ Se excluyeron las personas que no declararon su condición de orfandad.

FUENTE: Censo Experimental de Costa Rica, marzo 1968, CELADE A N° 108: Capítulo IX (IV Mortalidad) Cuadro 1.

Cuadro 4.-

GUATEMALA: DETERMINACION DE LAS PROPORCIONES DE PERSONAS CON MADRE VIVA, PARA CADA INTERVALO QUINQUENAL DE EDADES (5-9, 10-14, ..., 60-64)

Grupos de edad (años)	Intervalo (i)	Población		Proporción de personas con madre viva $5P_x$
		Total	Con madre viva	
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
5 - 9	1	2.945	2.896	0.98336
10 - 14	2	2.436	2.367	0.97167
15 - 19	3	2.044	1.916	0.93738
20 - 24	4	1.610	1.417	0.88012
25 - 29	5	1.127	885	0.78527
30 - 34	6	996	682	0.68474
35 - 39	7	990	553	0.55859
40 - 44	8	875	431	0.49257
45 - 49	9	695	239	0.34388
50 - 54	10	510	108	0.21176
55 - 59	11	407	62	0.15233
60 - 64	12	378	26	0.06878

FUENTE: Guatemala: Resultados del Censo Experimental de Población y Habitación, Diciembre 1970.

CELADE AS N° 12.- Cuadro 21.

gito, que se hará a continuación, se determina la estimación final de esta probabilidad (l_{25}).

A continuación se obtuvieron los valores $l_{35}, l_{40}, \dots, l_{85}$ para cada caso multiplicando los valores recién estimados de \hat{l}_{25} por las probabilidades de supervivencia a partir de los 25 años. Las probabilidades encontradas de esta manera se encuentran en la última columna de los cuadros 5 y 6, correspondientemente para Costa Rica y Guatemala.

D.- DETERMINACION DE LA TABLA ESTANDAR BASICA

Para la elección de la tabla estandar se empleo como criterio de selección el máximo coeficiente de correlación lineal existente entre los logitos de $(1-l_x)$ de los valores estimados en las secciones B y C del presente capítulo (para Costa Rica y Guatemala) y entre los correspondientes logitos de $(1-l_x^s)$ de 43 tablas de mortalidad femenina. La relación utilizada para obtener dicho coeficiente de correlación lineal fue la siguiente:

$$c.c. = \sqrt{\frac{\sum_x (Y_x - Y_x^s/N)^2}{\sum_x (Y_x - Y_x^s/N)^2}}$$

donde: $Y_x = \text{logito } (1-l_x)$

$Y_x^s = \text{logito } (1-l_x^s)$

$Y_x = a_0 + a_1 Y_x^s$; siendo a_0 y a_1 los parámetros que determinan la recta de mínimos cuadrados entre Y_x y Y_x^s

N es el número de valores considerados

Como se mencionó en el capítulo I, sección D se elaboró un programa de computadora en lenguaje FORTRAN II, que obtiene los coeficientes de correlación lineal (véase Anexo 1).

Cuadro 5.-

COSTA RICA: ESTIMACION DE LAS PROBABILIDADES DE VIVIR FEMENINAS EN BASE A LAS PROPORCIONES DE PERSONAS CON MADRE VIVA

N	Proporción de personas con madre viva		w_N a/	$1 - w_N$	b/ $\frac{l_{25+N}}{l_{25}}$	c/ $l_{25+N} = (0.79843) \frac{l_{25+N}}{l_{25}}$
	5^P_{N-5}	5^P_N				
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
10	0.98942	0.97301	0.706	0.294	0.98459	0.78613
15	0.97301	0.96481	0.847	0.153	0.97176	0.77588
20	0.96481	0.92463	0.982	0.018	0.96408	0.76975
25	0.92463	0.89970	1.091	-0.091	0.92690	0.74006
30	0.89970	0.79473	1.171	-0.171	0.91765	0.73268
35	0.79473	0.71655	1.233	-0.233	0.81294	0.64908
40	0.71655	0.60538	1.232	-0.232	0.74234	0.59271
45	0.60538	0.49415	1.201	-0.201	0.62774	0.50121
50	0.49415	0.36111	1.041	-0.041	0.49960	0.39890
55	0.36111	0.37267	0.801	0.199	0.36341	0.29016
60	0.37267	0.12994	0.526	0.474	0.25761	0.20568

a/ Los valores w_N se obtuvieron interpolando entre las columnas de la tabla 2, Anexo 4, para $M=28,74$.

b/ $l_{25+N}/l_{25} = w_N 5^P_{N-5} + (1-w_N) 5^P_N$

c/ El valor $l_{25} = 0.79843$ se obtuvo por interpolación cuadrática entre los valores l_5 , l_{10} y l_{30} de la columna 4 de la tabla 3, Anexo 5.

FUENTE: Las Proporciones de no Huérfanos 5^P_x se tomaron de la columna 5 del cuadro 3.

Cuadro 6.-

GUATEMALA: ESTIMACION DE LAS PROBABILIDADES DE VIVIR FEMENINAS EN BASE A LAS PROPORCIONES DE PERSONAS CON MADRE VIVA

N	Proporción de personas con madre viva		W_N (Para $M=26.81$)	$1 - W_N$	$\frac{l_{25+N}}{l_{25}}$	$l_{25+N} = (0.72178) \frac{l_{25+N}}{l_{25}}$
	$\frac{5^P_x}{5^P_{N-5}}$	$\frac{5^P_N}{5^P_N}$				
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
10	0.98336	0.97167	0.627	0.373	0.97900	0.70662
15	0.97167	0.93738	0.727	0.273	0.96230	0.69457
20	0.93738	0.88012	0.823	0.177	0.92724	0.66926
25	0.88012	0.78527	0.894	0.106	0.87007	0.62800
30	0.78527	0.68474	0.933	0.067	0.77854	0.56193
35	0.68474	0.55859	0.959	0.041	0.67957	0.49050
40	0.55859	0.49257	0.920	0.080	0.55331	0.39937
45	0.49257	0.34338	0.851	0.149	0.47042	0.33954
50	0.34338	0.21176	0.664	0.336	0.29949	0.21617
55	0.21176	0.15233	0.420	0.580	0.17729	0.12796
60	0.15233	0.06878	0.188	0.812	0.08449	0.06098

a/ Los valores W_N se obtuvieron interpolando linealmente entre las columnas de la tabla 2, Anexo 4 para $M=26.81$

b/
$$l_{25+N}/l_{25} = W_N \frac{5^P_{N-5}}{5^P_N} + (1-W_N) \frac{5^P_N}{5^P_N}$$

c/ El valor $l_{25} = 0.72178$ se obtuvo por interpolación cuadrática entre los valores l_3 , l_5 y l_{30} de la columna 4, tabla4, Anexo 5.

FUENTE: Las proporciones $\frac{5^P_x}{5^P_N}$ fueron tomadas de la columna 5 del cuadro 4.

De las 43 tablas de mortalidad femenina, 24 corresponden a todos los niveles de las tablas modelo, Región Oeste, de Coale y Demeny. Las restantes 19 tablas pertenecen a países latinoamericanos; fueron elaboradas en distintas épocas y abarcan un amplio intervalo de niveles de esperanza de vida (véase Anexo 7).

A fin de evitar que la selección de la tabla estandar, se viera influenciada por el peso mayor que en sistema logito tienen las edades extremas y por los puntos que obviamente estaban erróneos, se corrió el programa varias veces quitando sucesivamente los puntos anteriores citados.

De esta forma, se determinaron para cada aplicación 3 tablas estandar que fueron las que en las distintas corridas del programa dieron, para cada caso, los mayores coeficientes de correlación lineal entre logitos. Estas tablas fueron, en orden de prioridad, de acuerdo a los coeficientes de correlación lineal, para Costa Rica las tablas abreviadas de mortalidad femenina de:

- 1) Guatemala 1950 con $e_0^o = 40.89$ ($cc = 0.99683$) (véase Anexo 7, Tabla N° 12)
- 2) Argentina (zona nordeste), 1946-48, con $e_0^o = 59.43$, ($cc = 0.99524$), (véase Anexo 7, tabla N° 4)
- 3) México, 1939-41, con $e_0^o = 42.5$ ($cc = 0.99492$), (véase Anexo 7, tabla N° 15)

y para Guatemala las tablas abreviadas de mortalidad femenina de:

- 1) México, 1959-61, con $e_0^o = 60.32$ ($cc = 0.99665$), (véase Anexo 7, tabla N° 17)
- 2) México, 1959-61, con $e_0^o = 60.24$ ($cc = 0.99652$), (véase Anexo 7, tabla N° 18)
- 3) Argentina (zona Nordeste), 1946-48, con $e_0^o = 59.43$ ($cc = 0.99528$), (véase Anexo 7, tabla N° 4).

En los gráficos 3 y 4 se presentan correspondientemente para Costa Rica y Guatemala, graficados los logitos de $(1-l_x)$ de las estimaciones de l_x realizadas en las secciones B y C para las edades 1, 2, 3, 5, 10, 35, 40, ..., 80

GRAFICO 3

COSTA RICA: REPRESENTACION GRAFICA DE LOS LOGITOS DE $(1-l_x)$, CONTRA LOS CORRESPONDIENTES LOGITOS DE $(1-l_x^s)$ DE LAS TRES TABLAS ESTANDAR ELEGIDAS PARA COSTA RICA

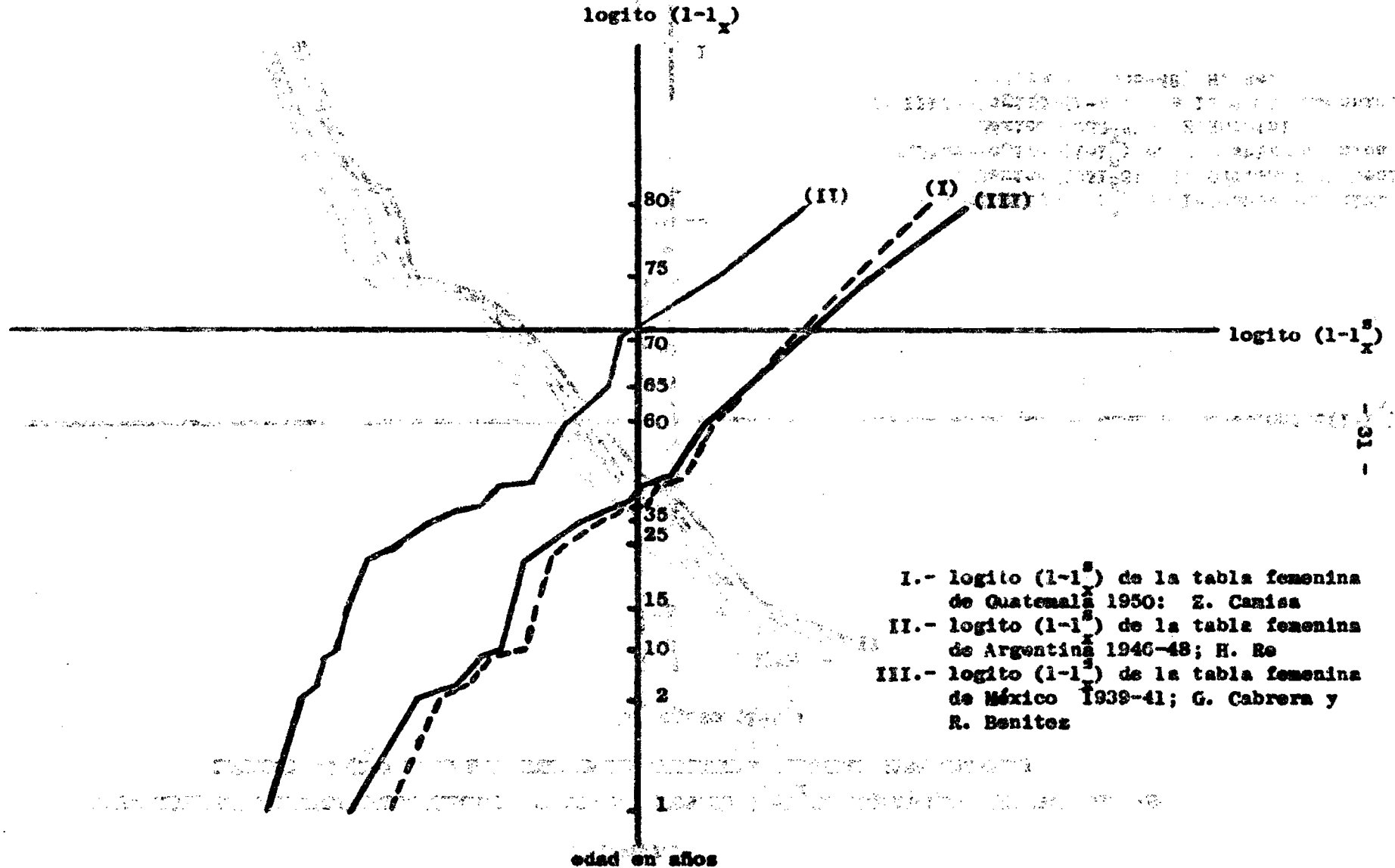
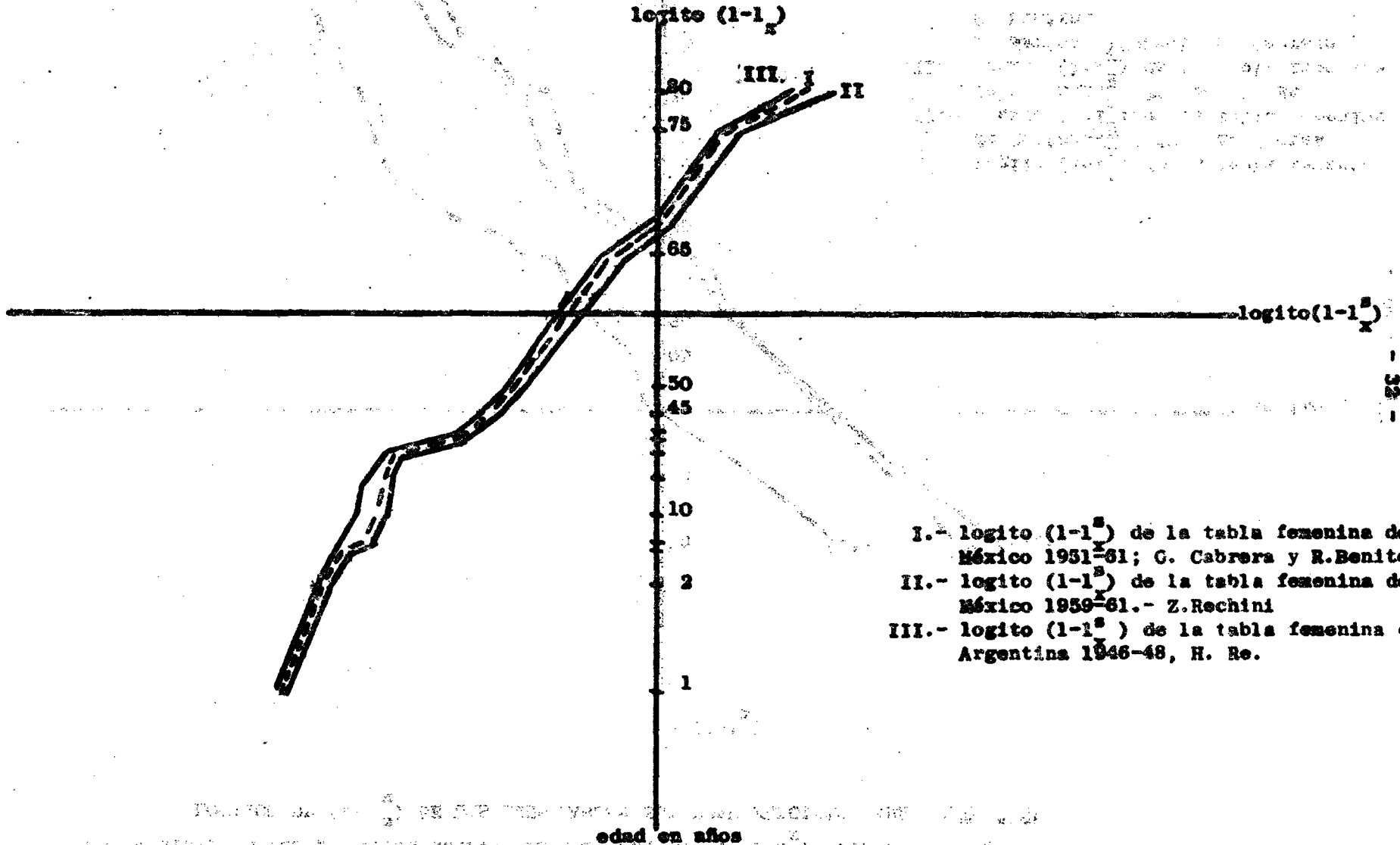


GRAFICO 4

GUATEMALA: REPRESENTACION GRAFICA DE LOS LOGITOS DE $(1-l_x)$, CONTRA LOS CORRESPONDIENTES LOGITOS DE $(1-l_x^0)$ DE LAS TRES TABLAS ESTADISTICAS ELEGIDAS PARA GUATEMALA



- I.- logito $(1-l_x^0)$ de la tabla femenina de México 1951-61; G. Cabrera y R. Benitez
- II.- logito $(1-l_x^0)$ de la tabla femenina de México 1959-61.- Z. Rechini
- III.- logito $(1-l_x^0)$ de la tabla femenina de Argentina 1946-48, H. Re.

edad en años

El presente gráfico muestra la relación entre los logitos de la probabilidad de morir (logito $(1-l_x)$) y los logitos de la probabilidad de morir en la tabla de mortalidad (logito $(1-l_x^0)$) para Guatemala. Se comparan tres tablas estadísticas: la tabla femenina de México 1951-61 (I), la tabla femenina de México 1959-61 (II), y la tabla femenina de Argentina 1946-48 (III). Las curvas muestran una fuerte correlación positiva, lo que indica que las tablas de mortalidad de México y Argentina son muy similares en términos de la probabilidad de morir a diferentes edades.

años contra los correspondientes logitos de los valores $(1-l_x^S)$ de las 3 tablas antes mencionadas para cada caso.

E.- AJUSTE DE LAS PROBABILIDADES DE SOBREVIVIR DESDE EL NACIMIENTO HASTA LA EDAD x , (l_x) .

Los procedimientos seguidos para el empalme de las estimaciones de mortalidad femenina infantil y juvenil y de mortalidad femenina adulta, así como para el ajuste definitivo de las probabilidades de supervivencia (l_x) por medio del sistema logito, se detallarán a continuación, tanto para Costa Rica como para Guatemala, únicamente para la primera tabla estandar seleccionada en cada caso. Sin embargo se trabajó simultáneamente con las tres tablas estandar elegidas para cada país siguiendo exactamente los mismos pasos a fin de comparar las estimaciones finales de l_x obtenidas a partir de cada una de ellas. Mas adelante se presentan los resultados finales, es decir las l_x ajustadas, obtenidas usando la segunda y tercera tabla estándar tanto para Costa Rica como para Guatemala.

El primer paso consistió en hacer un nuevo ajuste a los valores \hat{l}_{25} - encontrados en la sección C del presente capítulo en vista de que se los consideró subestimados en ambos países, para lo cual se hizo la suposición de que

$$(3) \quad \text{logito } (1-l_{25}^S) = D_z + Y_{25}^S$$

donde: D_z es la diferencia entre los logitos de $(1-l_z)$ de el valor estimado para Costa Rica y Guatemala de l_z , y el correspondiente valor de la tabla estandar, siendo $z=3$ para Costa Rica y $z=2$ para Guatemala

Y_{25}^S es el logito de $(1-l_{25}^S)$ de la tabla estandar.

Ambas suposiciones equivalen a considerar el valor de la relación fundamental del sistema logito, igual a uno, es decir, considerar como de igual forma

la mortalidad de Costa Rica y Guatemala con la mortalidad dada por las respectivas tablas estándar y suponer también que el nivel de la mortalidad a la edad 25 es el mismo que el nivel dado por las estimaciones de l_3 y l_2 para Costa Rica y Guatemala respectivamente. Este paso se ejemplifica en los gráficos 5 y 6 (identificado con el número (1)) trazando una línea paralela al eje de las D_x ($D_x = \text{logito}(1-l_x) - \text{logito}(1-l_x^S)$) que une los logitos de $(1-l_x)$ de la edad 3 con la edad 25 para Costa Rica y de la edad 2 con la edad 25 para Guatemala. De esta manera se estima un nuevo valor para el logito de $(1-l_{25})$, entonces, haciendo la transformación inversa al logito $\frac{23}{2}$ se obtiene la nueva estimación de l_{25} que para Costa Rica es $\hat{l}_{25} = 0.85408$ y para Guatemala $\hat{l}_{25} = 0.78706$. Este valor se multiplicó por las relaciones de supervivencia a partir de los 25 años, obteniéndose una nueva estimación de los valores $l_{35}, l_{40}, \dots, l_{80}$ tanto para Costa Rica como para Guatemala. Estos valores se encuentran en la columna 2 de los cuadros 7 y 8.

A continuación se graficaron las diferencias, en escala logito entre $(1-l_x)$ de Costa Rica y Guatemala y $(1-l_x^S)$ de las correspondientes tablas estándar contra los logitos de $(1-l_x^S)$ de dichas tablas estándar, a fin de observar los puntos que se alejaban de la tendencia lineal y que por lo tanto estaban obviamente subestimando o sobreestimando la mortalidad.

Mediante este análisis gráfico se optó por considerar, los puntos correspondientes a las edades 2,3,5,10,45,50,55,65,70,80 para Costa Rica y los puntos correspondientes a las edades 2,3,5,40,45,50,55,60,70 y 80 PARA Guatemala a fin de que sirvieran como puntos de apoyo para estimar la línea recta, en escala logito, que identificara relación existente entre las mortalidades de las estimaciones hechas para Costa Rica y Guatemala con sus correspondientes tablas es-

23/

$$\text{Si } Y_x = \text{logito}(1-l_x) = 1/2 \log_e \left[\frac{(1-l_x)}{l_x} \right]$$

$$\text{entonces } l_x = 1/(1 + e^{2 \cdot Y_x})$$

Cuadro 7

COSTA RICA: PROBABILIDADES DE SUPERVIVENCIA l_x DESDE CERO HASTA x AÑOS
OBTENIDOS POR MEDIO DEL l_{er0} y 2do. AJUSTE

Edad-en años (x) (1)	Primer ajuste l_x (2)	l_x Segundo ajuste:		
		Usando tabla estandar 1 (3)	Usando tabla estandar 2 (4)	Usando tabla estandar 3 (5)
1		0.95335	0.94036	0.95823
2		0.93696	0.92695	0.93690
3		0.92515	0.92154	0.92301
5		0.91130	0.91680	0.90962
10		0.89620	0.91010	0.89840
15		0.88729	0.90585	0.89287
20		0.87616	0.89516	0.88423
25		0.86346	0.88124	0.87235
30		0.84848	0.86647	0.85853
35	0.84092	0.83180	0.85059	0.84314
40	0.82990	0.81360	0.83130	0.82550
45	0.82340	0.79315	0.81189	0.80579
50	0.79165	0.76988	0.78596	0.78207
55	0.78375	0.74083	0.75579	0.75211
60	0.69431	0.70144	0.71529	0.71240
65	0.63402	0.64745	0.66223	0.65762
70	0.53610	0.57430	0.58700	0.58010
75	0.42670	0.47449	0.48954	0.47131
80	0.31038	0.34364	0.36347	0.33083
85		0.18800	0.21927	0.16475

Cuadro 8

GUATEMALA: PROBABILIDADES DE SUPERVIVENCIA l_x , DESDE CERO HASTA x AÑOS
OBTENIDOS POR MEDIO DEL 1ero. y x 2do. AJUSTE

Edad en años (x) (1)	Primer ajuste l_x (2)	l_x Segundo ajuste		
		Usando tabla estandar 1 (3)	Usando tabla estandar 2 (4)	Usando tabla estandar 3 (5)
1		0.91152	0.91182	0.90146
2		0.88209	0.88228	0.87734
3		0.86411	0.86424	0.86761
5		0.84709	0.84719	0.85908
10		0.83100	0.83110	0.84710
15		0.82317	0.82328	0.83942
20		0.81179	0.81246	0.82033
25		0.79553	0.79143	0.79570
30		0.77477	0.77062	0.76989
35	0.77053	0.75022	0.74629	0.74207
40	0.75730	0.72100	0.71730	0.71020
45	0.72979	0.68710	0.68459	0.67825
50	0.68479	0.64674	0.64577	0.63706
55	0.61275	0.59884	0.59820	0.59119
60	0.53486	0.53854	0.53738	0.53312
65	0.43548	0.46331	0.46131	0.46300
70	0.37020	0.36950	0.36950	0.37460
75	0.23571	0.26815	0.26570	0.27720
80	0.13953	0.16779	0.16436	0.17569
85		0.08116	0.07942	0.08709

tándar. Esta línea recta se estimó siguiendo el método de Wald que determina la recta que une los dos puntos estimados del promedio de la primera mitad de valores con el promedio de la segunda mitad de valores. O sea se considera:

$$(4) \quad \begin{aligned} \bar{Y}_1 &= \alpha + \beta \bar{Y}_1^S \\ \bar{Y}_2 &= \alpha + \beta \bar{Y}_2^S \end{aligned}$$

siendo \bar{Y}_i la media de los logitos de $(1-l_x)$ para la mitad $i, (i=1,2)$, de valores x , de las estimaciones de l_x de Costa Rica y Guatemala
 \bar{Y}_i^S la media de los logitos de $(1-l_x^S)$ para la mitad $i (i=1,2)$ de valores x , de las tablas estándar.

De donde se obtienen los parámetros α y β de la siguiente manera:

$$(5) \quad \begin{aligned} \beta &= (\bar{Y}_2 - \bar{Y}_1) / (\bar{Y}_2^S - \bar{Y}_1^S) \\ \alpha &= \beta \bar{Y}_1^S - \bar{Y}_1 = \beta \bar{Y}_2^S - \bar{Y}_2 \end{aligned}$$

La recta encontrada, así como los puntos considerados para su obtención (unidos por una línea punteada) se encuentran en los gráficos 5 y 6 para Costa Rica y Guatemala respectivamente.

Una vez encontrada la relación analítica lineal, se obtuvieron los logitos de $(1-l_x)$ para ambos casos, es decir mediante la relación.

$$(6) \quad \text{logito } (1-l_x) = \alpha + \beta \text{ logito } (1-l_x^S)$$

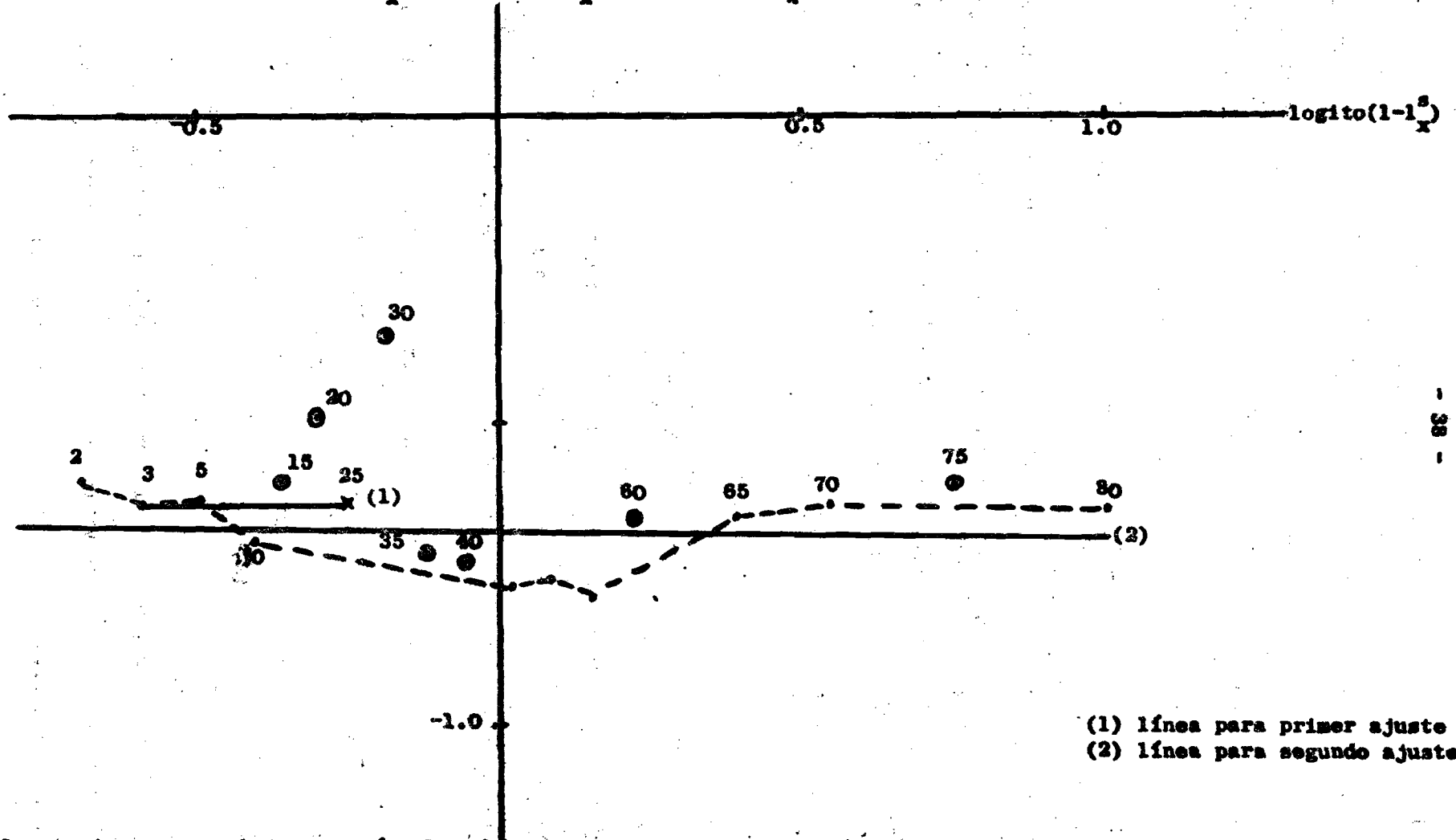
donde: l_x^S son las probabilidades de supervivencia de la tabla estándar.

De esta manera, haciendo la transformación inversa al logito se obtuvieron las probabilidades de sobrevivir ajustadas desde el nacimiento hasta x años, ($x=1,2,3,5,10,\dots,80$), para ambos países; probabilidades que se presentan en la columna 3 de los cuadros 7 (Costa Rica) y 8 (Guatemala). En los gráficos 7 y 8 se encuentran las curvas de supervivencia obtenidas para Costa Rica y

GRAFICO 5

COSTA RICA: REPRESENTACION GRAFICA DE D_x CONTRA LOGITO (1-1²/_x)
 (DE LA TABLA FEMENINA DE GUATEMALA 1950, Z. CAMISA)

$$D_x = \text{logito} (1-1_x) - \text{logito} (1-1_x^2)$$



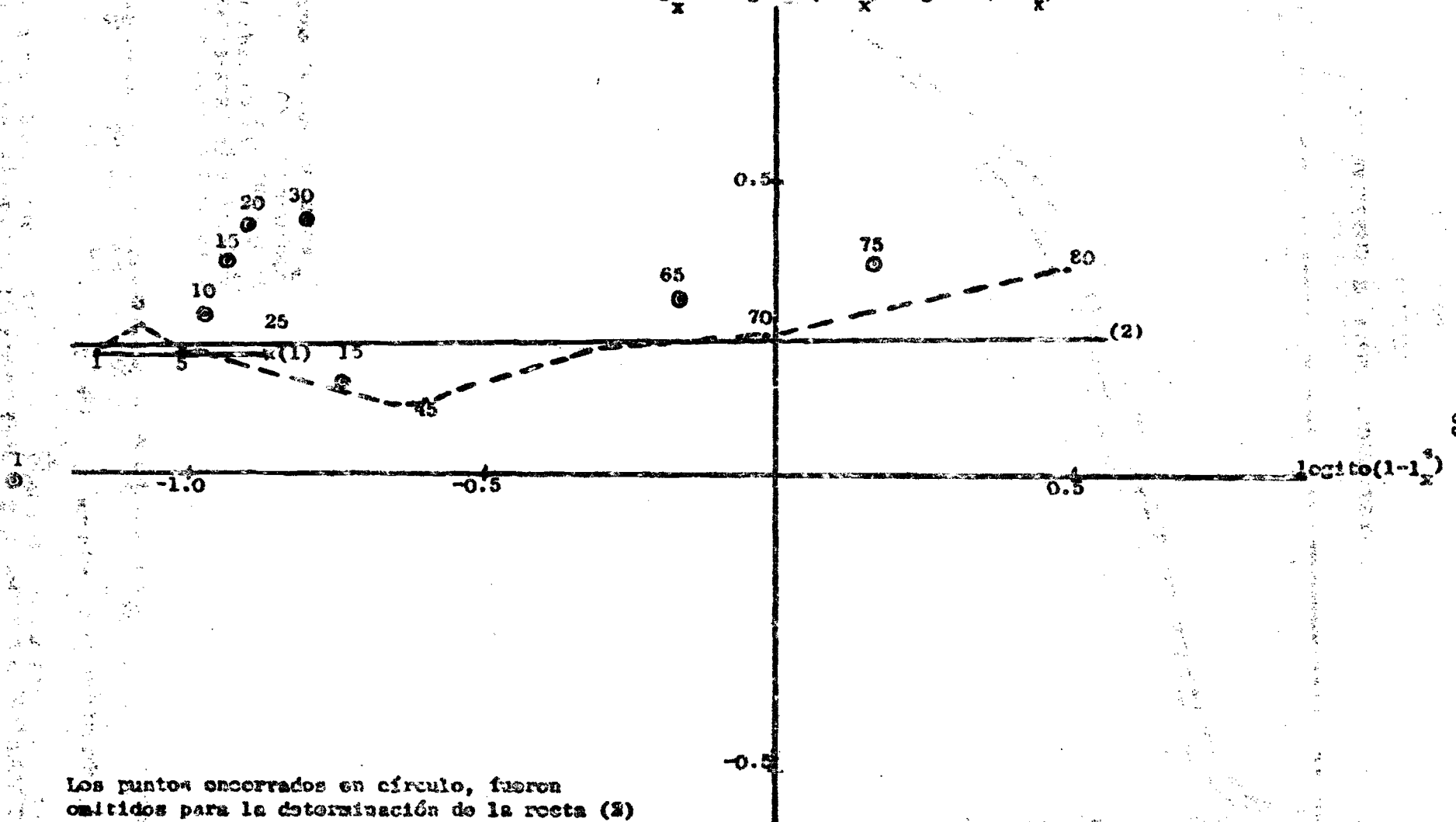
(1) línea para primer ajuste
 (2) línea para segundo ajuste

Los puntos encerrados en un círculo, fueron omitidos para la determinación de la recta (2)

GRAFICO 6

GUATEMALA: REPRESENTACION GRAFICA DE D_x CONTRA LOGITO $(1-1_x^B)$
 (DE LA TABLA FEMENINA DE MEXICO 1959-61; G. CARRERA Y R. BENITEZ)

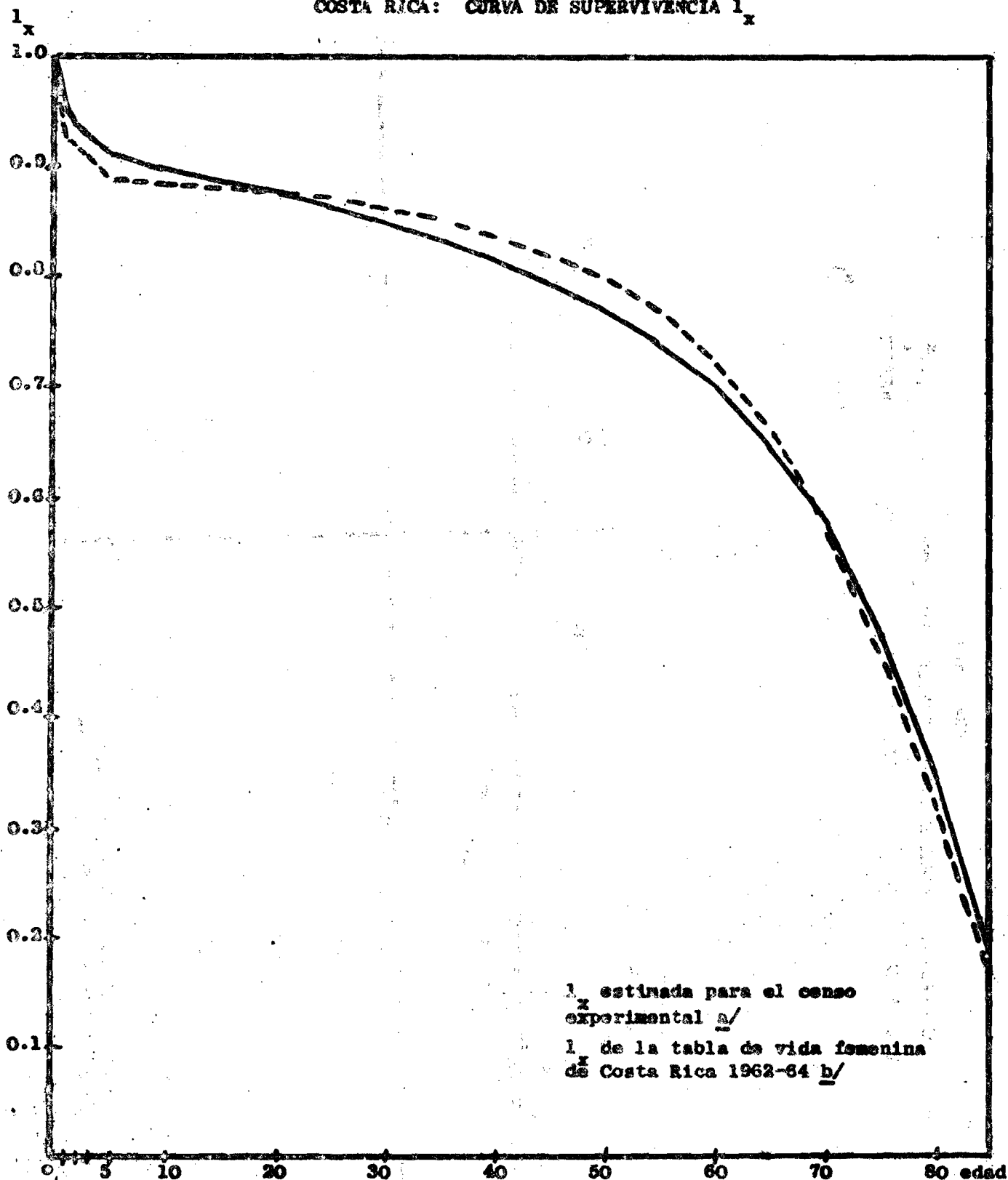
$$D_x = \text{logito}(1-1_x) - \text{logito}(1-1_x^B)$$



Los puntos encerrados en círculo, fueron omitidos para la determinación de la recta (2)

GRAFICO 7

COSTA RICA: CURVA DE SUPERVIVENCIA l_x

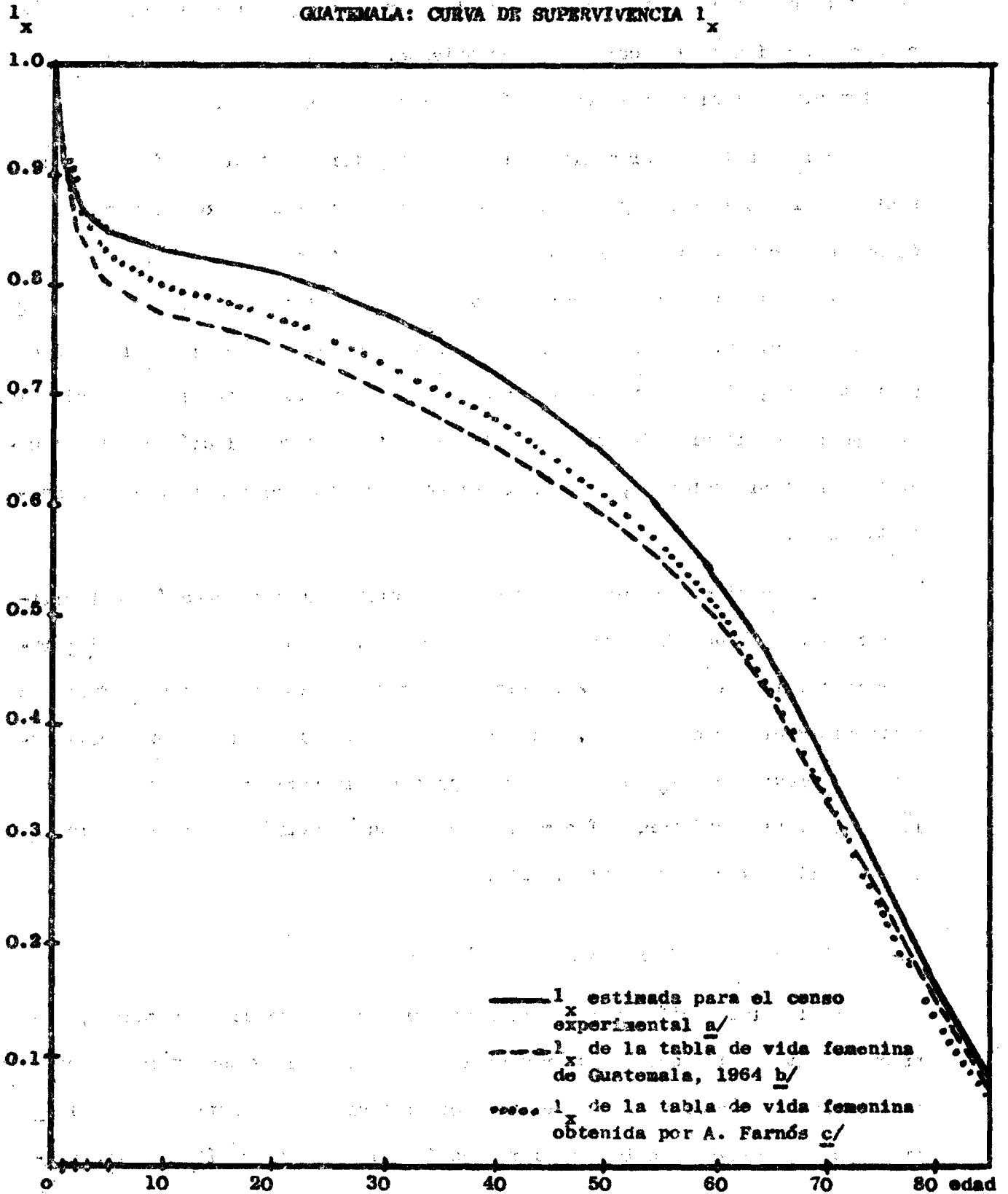


a/ l_x obtenidas de la columna 5, cuadro 7.

b/ Joep Alberts; Costa Rica: tablas abreviadas de mortalidad, por provincias. CHLARS, Serie AS, No. 9, San José, Costa Rica, 1970. p. 68.

GRAFICO 8

GUATEMALA: CURVA DE SUPERVIVENCIA l_x



a/ l_x obtenida de la columna 5, Cuadro 8.

b/ Zulma C. Carrisa.- Las estadísticas demográficas y la mortalidad en Guatemala, hacia 1950 y 1964.- CELADE, Serie AS No. 2, San José, Costa Rica, 1969, p. 65.

c/ Alfonso Farnós.- Guatemala.... op. cit., p. 28.

Guatemala respectivamente por medio de la primera tabla estándar elegida en cada caso, así como las curvas de sobrevivencia de algunas tablas de mortalidad femenina obtenidas para cada país en distintas ocasiones.

Las l_x ajustadas por medio de la segunda y tercera tabla estándar se presentan en las columnas 4 y 5 de los cuadros 7 (Costa Rica) y 8 (Guatemala). Al hacer la comparación entre los valores l_x para todas las edades, estimados por medio de las tres tablas estándar vemos que en el caso de Guatemala son sumamente parecidas, no así en el caso de Costa Rica que aunque los valores son bastante semejantes no tienen el parecido que se observa entre los de Guatemala. El estudio de la significación de estos resultados y su relación con la elección de la tabla estándar, merecen la atención de posteriores trabajos de investigación.

La elaboración mecánica de los pasos descritos en esta sección se facilita por el uso de un programa de computador (en lenguaje FORTRAN II), elaborado para tal fin (véase Anexo 2). Dicho programa realiza todas las operaciones y transformaciones necesarias, utilizando como datos la serie de probabilidades de sobrevivencia l_x que se quieren ajustar y la serie correspondiente de l_x^s de la tabla estándar, así como las edades que servirán de pivotes para estimar la línea recta en escala logito.

F.- TABLAS ABREVIADAS DE MORTALIDAD FEMENINA

Para la elaboración de las tablas abreviadas de mortalidad femenina, correspondientes a los censos experimentales de Costa Rica y Guatemala, se utilizaron las probabilidades de sobrevivencia femeninas (l_x) estimadas en el último ajuste realizado en la anterior sección del presente capítulo para cada caso.

Las funciones de las tablas de mortalidad se detuvieron 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 obtenidas en la sección anterior
- 2.- n^d_x número de muertas entre las edades x y $x+n$; $n^d_x = l_x - l_{x+n}$
- 3.- n^q_x probabilidad de morir en el intervalo de edades $x, x+n$; $n^q_x = n^d_x / l_x$
- 4.- 5^m_x tasa central de mortalidad entre las edades x y $x+5$

$$5^m_x = (-5 + \sqrt{25 - 4 \cdot \log_e (1 - 5^q_x)}) / 2 \quad \underline{24/}$$

para $x = 5, 10, \dots, 80$

- 5.- n^L_x tiempo vivido, en conjunto, por las personas entre las edades x y $x+n$

$$5^L_x = 5^d_x / 5^m_x \quad \text{para } x = 5, 10, \dots, 80$$

$$L_0 = f_0 l_0 + (1-f_0) l_1 \quad \text{conde } f_0 = 0.2917 \quad \underline{25/}$$

$$L_1 = f_1 l_1 + (1-f_1) l_2$$

$$L_2 = f_2 l_2 + (1-f_2) l_3$$

$$2^L_3 = 2(f_3+f_4) l_3 + (2-2(f_3+f_4)) l_5; \quad \text{conde } f_1=0.41, f_2=0.47$$

$$\text{y } f_3=f_4=0.48 \quad \underline{26/}$$

24/ Esta ecuación se obtuvo de la fórmula encontrada por L.J.Reed y M.Merrel, que relaciona 5^q_x con 5^m_x , a saber:

$$5^q_x = 1 - e^{-5^m_x} - 0.008 (5)^2 5^m_x$$

L.J.Reed y M.Merrell.- Un método rápido para la construcción de una tabla de vida abreviada.- CELADE.- Reproducción del documento.- Serie D. N° 49.

25/ El factor $f_0 = 0.2917$ se determinó como un promedio de los factores f_0 encontrados para México 1950 y 1960 por R. Benitez y G. Cabrera; para Guatemala 1950 por Z. Camisa y para Costa Rica 1963 por J. Alberts.

26/ Los factores f_1, f_2, f_3 y f_4 son los encontrados en Alemania con informe - ción de la edad al momento de la defunción y de la fecha de nacimiento. M. Spiegelman. Introduction to Demography.- The Society of Actuaries, 1955, p. 75.

$$L_{85} y + = - 11 672.27 + 6.23 l_{85} \frac{27/}{}$$

6.- T_x tiempo vivido en conjunto por las personas desde la edad x hasta su muerte

$$T_x = \sum_x^{\infty} n L_x$$

7.- e_x^{00} Esperanza de vida a la edad x, o sea el número de años que se espera viva una persona, en promedio, a partir de la edad x

$$e_x^{00} = T_x / l_x$$

Para la elaboración de las tablas abreviadas de mortalidad se hizo un programa de computador (en lenguaje FORTRAN II), el cual se presenta en el Anexo 3.

Las tablas abreviadas de mortalidad femenina determinadas para los censos experimentales de Costa Rica y Guatemala se presentan en los cuadros 9 y 10, únicamente para los valores l_x encontrados a partir de la primera tabla estándar seleccionada para cada caso.

G.- BREVE ANALISIS DE LOS RESULTADOS

En el caso del censo experimental de Costa Rica se obtuvo una esperanza de vida al nacimiento de 63.86 años, determinada a partir de los valores l_x , ajustadas mediante el sistema logito, tomando como tabla estándar la de mayor coeficiente de correlación lineal entre logitos; lo cual es un resultado bastante aceptable si lo comparamos con el obtenido para Costa Rica (1962-64) por J. Alberts^{28/}, que es una esperanza de vida al nacimiento de 64.44 años,

27/ Esta relación se determinó ajustando una recta entre los valores de l_{85} y $L_{85} y +$ de 24 tablas de mortalidad femenina, elaboradas para distintos países latinoamericanos en diferentes épocas, en vista de la linealidad que se encontró al graficarlos (véase gráfico 1 Anexo 6)

28/ Joop Alberts. (Véase tabla 7, Anexo 6.)

Cuadro 9

COSTA RICA: TABLA ABREVIADA DE MORTALIDAD FEMENINA

Edad en años x	Intervalo de edades n	m n_x	q n_x	l x	d n_x	L n_x	T x	e x
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
0	1		0.04665	100,000	4,665	96,695	6,386,249	63.86
1	1		0.01719	95,335	1,639	94,367	6,289,553	65.97
2	1		0.01260	93,696	1,181	93,070	6,195,185	66.12
3	2		0.01497	92,515	1,385	183,603	6,102,115	65.95
5	5	0.00333	0.01658	91,130	1,510	452,170	5,018,512	64.94
10	5	0.00199	0.00994	89,620	891	446,057	5,466,341	60.99
15	5	0.00252	0.01254	88,729	1,113	441,089	5,020,284	56.57
20	5	0.00291	0.01449	87,616	1,270	435,162	4,579,195	52.26
25	5	0.00349	0.01734	86,346	1,498	428,275	4,144,032	47.99
30	5	0.00396	0.01965	84,848	1,668	420,394	3,715,757	43.79
35	5	0.00442	0.02188	83,180	1,820	411,704	3,295,363	39.61
40	5	0.00508	0.02513	81,360	2,045	402,080	2,883,658	35.44
45	5	0.00594	0.02933	79,315	2,327	391,197	2,481,578	31.28
50	5	0.00768	0.03773	76,988	2,905	378,213	2,090,381	27.15
55	5	0.01090	0.05317	74,083	3,939	361,266	1,712,167	23.11
60	5	0.01596	0.07697	70,144	5,399	338,119	1,350,901	19.25
65	5	0.02386	0.11293	64,745	7,315	306,528	1,012,782	15.64
70	5	0.03789	0.17379	57,430	9,981	263,385	706,253	12.29
75	5	0.06371	0.27576	47,449	13,085	205,360	442,867	9.33
80	5	0.11785	0.45291	34,364	15,564	132,063	237,507	6.91
85	00		1.00000	18,800	18,800	105,444	105,444	5.60

Cuadro 10

GUATEMALA: TABLA ABREVIADA DE MORTALIDAD FEMENINA

Edad en años x	Intervalo de edades n	m $n^m x$	q $n^q x$	l l_x	d $n^d x$	L $n^L x$	T T_x	e e_x^o
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
0	1		0.03848	100,000	8,848	93,732	5,343,375	53.43
1	1		0.03228	91,152	2,943	89,415	5,249,642	57.59
2	1		0.02038	88,209	1,798	87,256	5,160,226	58.50
3	2		0.01969	86,411	1,702	171,068	5,072,970	58.70
5	5	0.00383	0.01899	84,709	1,609	419,835	4,901,901	57.86
10	5	0.00189	0.00942	83,100	783	413,716	4,482,065	53.93
15	5	0.00278	0.01382	82,317	1,138	408,962	4,068,349	49.42
20	5	0.00404	0.02002	81,179	1,626	402,146	3,659,386	45.07
25	5	0.00528	0.02609	79,553	2,076	392,969	3,257,240	40.94
30	5	0.00643	0.03168	77,477	2,455	381,709	2,864,270	36.96
35	5	0.00793	0.03894	75,022	2,922	368,341	2,482,561	33.09
40	5	0.00961	0.04701	72,100	3,390	352,634	2,114,219	29.32
45	5	0.01207	0.05873	68,710	4,036	334,165	1,761,585	25.63
50	5	0.01534	0.07406	64,674	4,790	312,197	1,427,419	22.07
55	5	0.02113	0.10069	59,884	6,030	285,280	1,115,222	18.62
60	5	0.02991	0.13969	53,854	7,523	251,487	829,941	15.41
65	5	0.04484	0.20247	46,331	9,381	209,178	578,450	12.48
70	5	0.06331	0.27428	36,950	10,135	160,062	369,276	9.99
75	5	0.09207	0.37426	26,815	10,036	109,002	209,213	7.80
80	5	0.14126	0.51630	16,779	8,663	61,323	100,210	5.97
85	00		1.00000	8,116	8,116	38,887	38,887	4.79

considerando que el censo experimental de Costa Rica comprendió una pequeña zona del país y fue realizado aproximadamente 5 años después de realizada la estimación antes mencionada y que, debido a que la estimación de la mortalidad fue hecha en base a preguntas retrospectivas, esta estimación corresponde, en forma aproximada, a la mortalidad de 5 años atrás. Los resultados obtenidos a partir del ajuste realizado basándose en la segunda y tercera tabla estándar seleccionada fueron $e_0^o = 65.37$ y $e_0^o = 64.17$ respectivamente.

Para el censo experimental de Guatemala se obtuvieron valores de esperanza de vida al nacimiento de 53.43, 53.27 y 53.55 correspondientes a las estimaciones de l_x basadas en las tres tablas estándar seleccionadas, estos valores resultaron más altos que el valor estimado ($e_0^o = 50.27$) por Alfonso Farnós^{29/} para el mismo censo experimental y utilizando, para encontrarlo también, el sistema logito. Sin embargo se considera que son valores aceptables si se les compara con la esperanza de vida al nacimiento de 49.01 años, valor determinado por Z. Camisa^{30/}, utilizando datos del Censo General de Población de Guatemala de 1963 y datos de estadísticas vitales, ya que la distancia entre ambos censos es de aproximadamente 7 años. Además hay que tener en consideración que los censos experimentales de Costa Rica y Guatemala fueron realizados con fines distintos a la estimación de la mortalidad de ambos países.

^{29/} Alfonso Farnós.- Guatemala: Censo Experimental de 1970: Aplicación de las técnicas del Profesor W. Brass para estimar fecundidad y mortalidad CELADE.- Serie C., N° 143, Santiago de Chile, Mayo de 1972.- p. 26.

^{30/} Zulma C. Camisa.- Las Estadísticas Demográficas y la Mortalidad en Guatemala hacia 1950 y 1964.- CELADE.- Serie AS N° 2, San José, Costa Rica, 1969.- p. 65.

CONCLUSIONES

Por medio de las aplicaciones realizadas en el capítulo IV se ha tratado de hacer notar la sencillez de la determinación de índices de mortalidad, así como su confiabilidad al obtenerlos por medio de las técnicas elaboradas por el profesor William Brass. La importancia de esto se debe principalmente a que dichos índices de mortalidad se pueden obtener a partir de preguntas realizadas en un censo único de población, lo que permite realizar estimaciones de la mortalidad para el total del país donde se levante dicho censo y para las divisiones político administrativas que componen al país. La significación de lo anteriormente expuesto es relevante en vista de que hoy día los censos de población siguen siendo la fuente principal de información demográfica debido a las irregularidades que presentan los datos recabados en los Registros Civiles.

A N E X O I

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

```
DIMENSION Y(14),YS(14),YE(14),SOB(14)
1  FORMAT(7X,4(F7.5),2E8X,F7.5/9(F7.5))
2  FORMAT(5X,I2/6(2X,I2,2X,F8.5)/6(2X,I2,2X,F8.5)/2(2X,I2,2X,F8.5)//)
3  FORMAT(//1X,2HA=F9.5,1X,2HB=F9.5,1X,3HCD=F9.5,1X,3HCC=F9.5,1X,3HAB
1=F9.5,1X,3HBB=F9.5////)
R=14.0
N=14
M=43
READ 1,(Y(I),I=1,N)
PRINT 2,M,(I,Y(I),I=1,N)
DO 10 I=1,N
10 Y(I)=
PRINT 2,M,(I,Y(I),I=1,N)
DO 20 J=1,M
READ 1,(YS(I),I=1,N)
PRINT 2,J,(I,YS(I),I=1,N)
SY=0.0
SYXYS=0.0
SYS=0.0
S2YS=0.0
VE=0.0
VT=0.0
BS1Y=0.0
BS1YS=0.0
BS2Y=0.0
BS2YS=0.0
DO 30 I=1,N
YS(I)=0.5*LOGF((1.0-YS(I))/YS(I))
SY=SY+Y(I)
SYXYS=SYXYS+Y(I)*YS(I)
SYS=SYS+YS(I)
30 S2YS=S2YS+YS(I)**2
A=(SY*S2YS-SYS*SYXYS)/(R*S2YS-SYS**2)
B=(R*SYXYS-SY*SYS)/(R*S2YS-SYS**2)
DO 40 I=1,N
YE(I)=A+B*YS(I)
VE=VE+(YE(I)-SY/R)**2
40 VT=VT+(Y(I)-SY/R)**2
CD=VE/VT
CC=SQRTF(CD)
```

```
PRINT 2, J, (I, YS(I), I=1, N)
PRINT 2, J, (I, YE(I), I=1, N)
DO 50 I=1, N
T=2.0*YE(I)
IF(T)4, 5, 5
4 T=T*(-1.0)
SOB(I)=1.0/(1.0+1.0/EXPF(I))
GO TO 50
5 SOB(I)=1.0/(1.0+EXPF(T))
50 CONTINUE
PRINT 2, J, (I, SOB(I), I=1, N)
DO 100 I=1, 7
BS1Y=BS1Y+Y(I)
100 BS1YS=B S1YS+YS(I)
DO 110 I=8, 14
BS2Y=BS2Y+Y(I)
110 BS2YS=BS2YS+YS(I)
BB=(BS2Y-BS1Y)/(BS2YS-BS1YS)
AB=(BS1Y-BB*BS1YS)/(R*0.5)
DO 120 I=1, N
YE(I)=AB+BB*YS(I)
T=2.0*YE(I)
IF(T)111, 112, 112
111 T=T*(-1.0)
SOB(I)=1.0/(1.0+1.0/EXPF(T))
GO TO 120
112 SOB(I)=1.0/(1.0+EXPF(T))
120 CONTINUE
PRINT 2, J, (I, YE (I), I=1, N)
PRINT 2, J, (I, SOB(I), I=1, N)
PRINT 3, A, B, CD, CC, AB, BB
20 CONTINUE
CALL EXIT
END
```

The first part of the document discusses the importance of maintaining accurate records of all transactions. It emphasizes that every entry should be supported by a valid receipt or invoice. This not only helps in tracking expenses but also ensures compliance with tax regulations.

In the second section, the author outlines the various methods used for data collection and analysis. It includes a detailed description of the survey process, from the selection of participants to the distribution of questionnaires. The results of the survey are then presented in a clear and concise manner, highlighting the key findings and trends.

The third part of the document focuses on the implementation of the proposed system. It describes the steps involved in the development and testing of the software, as well as the challenges faced during the process. The author also provides a timeline for the project, showing the progress made to date.

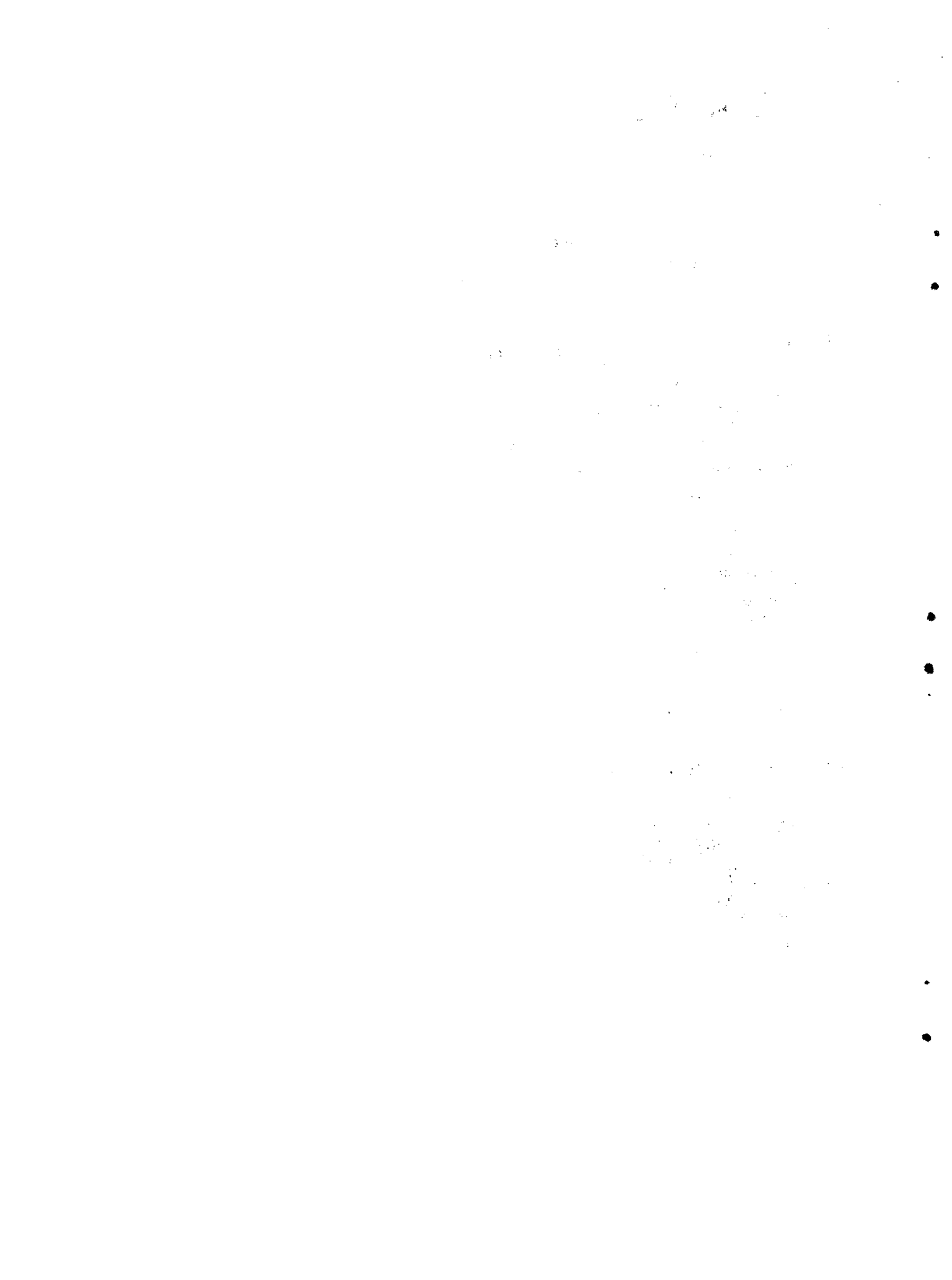
Finally, the document concludes with a summary of the overall findings and recommendations. It suggests that the proposed system is a viable solution for the organization and that further research is needed to optimize its performance. The author also expresses their gratitude to the staff and management for their support and cooperation throughout the project.

A N E X O 2.

**PROGRAMA DE COMPUTADOR EN LENGUAJE FORTRAN II
ELABORADO PARA REALIZAR AJUSTES EN SISTEMA LOGITO DE LAS
PROBABILIDADES DE SOBREVIVIR DESDE EL NACIMIENTO HASTA
LA EDAD EXACTA X (X=1,2,3,5,10,..., 85)**

```
DIMENSION SOB(19),SOBS(19),REL(10),Y(19),D(19),YS(19)
1  FORMAT(10(F7.5)/9(F7.5))
2  format(10(F7.5))
3  FORMAT(F8.5)
4  FORMAT(5X,I2/6(2X,I2,2X,F8.5)/6(2X,I2,2X,F8.5)/6(2X,I2,2X,F8.5/2X
1,I2,2X,F8.5/)
5  FORMAT(2X,2HA=F8.5,2X,2HB=F8.5///)
   DO 100 J=1,6
   READ 1,(SOB(I),I=1,19)
   READ 1,(SOBS(I),I=1,19)
   READ 2,(REL(I),I=1,10)
   READ 3,DIFE
   DO 10 I=1,19
   Y(I)=0.5*LOGF((1.0-SOB(I))/SOB(I))
10  YS(I)=0.5*LOGF((1.0-SOBS(I))/SOBS(I))
   S1D=0.
   S2D=0.
   S1YS=0.
   S2YS=0.
   M=J+10
   PRINT 4,M,(I,SOB(I),I=1,19)
   PRINT 4,M,(I,Y(I),I=1,19)
   PRINT 4,J,(I,SOBS(I),I=1,19)
   PRINT 4,J,(I,YS(I),I=1,19)
   D(8)=DIFE
   Y(8)=D(8)+YS(8)
   T=2.0*Y(8)
   IF(T)25,35,35
25  T=T*(-1.0)
   SOB(8)=1.0/(1.0+1.0/EXPF(T))
   GO TO 26
35  SOB(8) = 1.0/(1.0+EXPF(T))
26  DO 20 I=10,19
   K=I-9
   SOB(I)=SOB(8)*REL(K)
20  Y(I)=0.5*LOGF((1.0-SOB(I))/SOB(I))
   PRINT 4,M,(I,SOB(I),I=1,19)
   PRINT 4,M,(I,Y(I),I=1,19)
```

```
DO 30 I=1,19
30 D(I)= Y(I)-YS(I)
   PRINT 4, J, (I, D(I), I=1, 19)
   IF(J-3)61, 61, 62
62 S1D=D(2)+D(3)+D(4)+D(11)+D(12)
   S2D=D(13)+D(14)+D(15)+D(17)+D(19)
   S1YS=YS(2)+YS(3)+YS(4)+YS(11)+YS(12)
   S2YS=YS(13)+YS(14)+YS(15)+YS(17)+YS(19)
   GO TO 63
61 S2D=D(13)+D(14)+D(16)+D(17)+D(19)
   S1D=D(12)+D( 3)+D(4)+D(5)+D(12)
   S1YS=YS(2)+YS(3)+YS(4)+YS(5)+YS(12)
   S2YS=YS(13)+YS(14)+YS(16)+YS(17)+YS(19)
63 B=1.+(S2D-S1D)/(S2YS-S1YS)
   A=(S1D-(B-1.)*S1YS)/5
   PRINT 5, A, B
   DO 40 I=1, 19
   Y(I)=A+B*YS(I)
   T=2.0*Y(I)
   IF(T)45, 55, 55
45 T=T*(-1.0)
   SOB(I)=1.0/(1.0+1.0/EXPF(T))
   GO TO 40
55 SOB(I)=1.0/(1.0+EXPF(T))
40 CONTINUE
   PRINT 4, M, (I, Y(I), I=1, 19)
   PRINT 4, M, (I, SOB(I), I=1, 19)
100 CONTINUE
   CALL EXIT
   END
```



A N E X O 3

**PROGRAMA DE COMPUTADOR EN LENGUAJE FORTRAN II
ELABORADO PARA LA DETERMINACION DE TABLAS ABREVIADAS DE MORTALIDAD,
UTILIZANDO COMO DATOS LAS PROBABILIDADES DE SUPERVIVENCIA DESDE EL
NACIMIENTO HASTA LA EDAD EXACTA X AÑOS ($x=0,1,2,3,5,10,\dots,85$)**

```
DIMENSION SOB(21),XD(21),XQ(21),XL(21),XT(21),XE(21),XM(21),INTER (
121),IEDAD(21)
1  FORMAT (12(F6.0)/9(F6.0))
2  FORMAT(21(I2))
3  FORMAT(///5X,I2,1X,I2,F8.5,F8.5,F8.0,F7.0,F8.0,F9.0,F6.2)
   DO 23 L=1,6
     READ 1,(SOB(I),I=1,21)
     READ 2,(IEDAD(I),I=1,21)
     READ 2,(INTER(I),I=1,21)
     XD(21)=SOB(21)
     DO 100 I=1,20
100  XD(I)=SOB(I)-SOB(I+1)
     DO 200 I=1,21
200  XQ(I)=XD(I)/SOB(I)
     DO 300 I=5,20
     XM(I)=0.5*(-5.+SQRTF(25.-4.*LOGF(1.-XQ(I))))
300  XL(I)=XD(I)/XM(I)
     XL(21)=6.22959*SOB(21)-11672.26945
     XL(1)=0.2917*SOB(1)+0.7083*SOB(2)
     XL(2)=0.41*SOB(2)+0.59*SOB(3)
     XL(3)=0.47*SOB(3)+0.53*SOB(4)
     XL(4)=0.97*SOB(4)+1.03*SOB(5)
     XM(1)=0.
     XM(2)=0.
     XM(3)=0.
     XM(4)=0.
     XM(21)=0.
     XT(21)=XL(21)
     DO 400 I=1,20
     K=21-I
     J=22-I
400  XT(K)=XT(J)+XL(K)
     DO 500 I=1,21
     XE(I)=XT(I)/SOB(I)
     PRINT 3,IEDAD(I),INTER(I),XM(I),XQ(I),SOB(I),XD(I),XL(I),XT(I),XE(
1 I)
500  CONTINUE
23  CONTINUE
     CALL EXIT
     END
```

THE UNITED STATES OF AMERICA
DEPARTMENT OF THE ARMY
HEADQUARTERS, ARMY AIRCRAFT MATERIAL CENTER
WRIGHT-PATTERSON AIRFIELD, OHIO

1. TITLE: [Illegible]

2. AUTHOR: [Illegible]

3. PERIODICITY: [Illegible]

4. DATE: [Illegible]

5. NUMBER OF PAGES: [Illegible]

6. PRICE: [Illegible]

7. DISTRIBUTION STATEMENT: [Illegible]

8. SECURITY CLASSIFICATION: [Illegible]

9. ABSTRACT: [Illegible]

10. NOTES: [Illegible]

11. REFERENCES: [Illegible]

12. SUBJECT TERMS: [Illegible]

13. DISTRIBUTION STATEMENT: [Illegible]

14. SECURITY CLASSIFICATION: [Illegible]

15. ABSTRACT: [Illegible]

16. NOTES: [Illegible]

17. REFERENCES: [Illegible]

18. SUBJECT TERMS: [Illegible]

Tabla 1

COEFICIENTES PARA ESTIMAR LA PROPORCION DE NIÑOS NACIDOS VIVOS QUE MUEREN A LA EDAD $a - q(a)$ - A PARTIR DE LA PROPORCION DE MUERTOS ENTRE LOS NIÑOS NACIDOS Y DECLARADOS POR MUJERES CLASIFICADAS EN INTERVALOS DE CINCO AÑOS

Medida estimada de mortalidad (1)	Límites exactos del intervalo de edades de las mujeres (2)	Coeficientes para obtener $q(a)$ que aparecen en la columna 1 a partir de la proporción de niños declarados como muertos por mujeres comprendidas en las edades identificadas en la columna 2; para los valores P_1/P_2 , \bar{m} y \bar{m}' según se especifican en la parte inferior de la tabla.							
$q(1)$	15-20	0.859	0.890	0.928	0.977	1.041	1.129	1.254	1.425
$q(2)$	20-25	0.938	0.959	0.983	1.010	1.043	1.082	1.129	1.188
$q(3)$	25-30	0.948	0.962	0.978	0.994	1.012	1.033	1.055	1.081
$q(5)$	30-35	0.961	0.975	0.988	1.002	1.016	1.031	1.046	1.063
$q(10)$	35-40	0.966	0.982	0.996	1.011	1.026	1.040	1.054	1.069
$q(15)$	40-45	0.938	0.955	0.971	0.988	1.004	1.021	1.037	1.052
$q(20)$	45-50	0.937	0.953	0.969	0.986	1.003	1.021	1.039	1.057
$q(25)$	50-55	0.949	0.966	0.983	1.001	1.019	1.036	1.054	1.072
$q(30)$	55-60..	0.951	0.968	0.985	1.002	1.020	1.039	1.058	1.076
$q(35)$	60-65	0.949	0.965	0.982	0.999	1.016	1.034	1.052	1.070
	P_1/P_2	0.387	0.330	0.268	0.205	0.143	0.090	0.045	0.014
	\bar{m}	24.7	25.7	26.7	27.7	28.7	29.7	30.7	31.7
	\bar{m}'	24.2	25.2	26.2	27.2	28.2	24.2	30.2	31.2

FUENTE: Naciones Unidas.- Manual IV; Métodos para establecer mediciones demográficas fundamentales a partir de datos incompletos.

O.N.U. ST/SOA/Serie A/42. Nueva York 1968. p. 133.

Tabla 2

FACTORES W_N PARA CONVERTIR LAS PROPORCIONES DE PERSONAS CON MADRE VIVA CLASIFICADAS SEGUN INTERVALOS QUINQUENALES DE EDAD EN PROBABILIDADES DE SUPERVIVENCIA FEMENINA A PARTIR DE LOS 25 AÑOS

N	Factores W_N									<u>a/</u>
10	0.420	0.470	0.517	0.557	0.596	0.634	0.674	0.717	0.758	
15	0.418	0.489	0.556	0.618	0.678	0.738	0.800	0.863	0.924	
20	0.404	0.500	0.590	0.673	0.756	0.838	0.921	1.004	1.085	
25	0.366	0.485	0.598	0.704	0.809	0.913	1.016	1.118	1.218	
30	0.303	0.445	0.580	0.708	0.834	0.957	1.080	1.203	1.323	
35	0.241	0.401	0.554	0.701	0.844	0.986	1.128	1.270	1.412	
40	0.125	0.299	0.467	0.630	0.791	0.950	1.111	1.274	1.442	
45	0.004	0.186	0.361	0.535	0.708	0.884	1.063	1.250	1.447	
50	-0.190	-0.014	0.158	0.334	0.514	0.699	0.890	1.095	1.318	
55	-0.368	-0.220	-0.059	0.101	0.270	0.456	0.645	0.856	1.083	
60	-0.466	-0.352	-0.217	-0.084	0.053	0.220	0.378	0.579	0.800	
<u>b/</u> M=	22	23	24	25	26	27	28	29	30	

a/ $\frac{l_{25+N}}{l_{25}} = W_N \cdot 5^P_{N-5} + (1-W_N) \cdot 5^P_N$ donde 5^P_N representa la proporción de personas con madre viva en el grupo de edades N, N+4.

b/ M es la edad media de las madres al dar a luz

FUENTE: Brass, William.- Nuevos factores multiplicadores de Brass para la pregunta de orfandad.- CELADE, INEDITO, 1972

10/10/2000

2000-10-10

10/10/2000

10/10/2000

10/10/2000

10/10/2000

10/10/2000

10/10/2000

10/10/2000

10/10/2000

10/10/2000

10/10/2000

10/10/2000

10/10/2000

A N E X O 5

Tabla 1

COSTA RICA: ESTIMACION DE LOS VALORES M , \bar{m} y P_1/P_2 .

Grupos de edad (años)	Intervalo (i)	N° medio de hijos por mujer en el intervalo i $P_i = \frac{(HNV)_i}{N_i} f_i$	N° de hijos nacidos vivos tenidos en el año anterior (NUA) _i	Fecundidad actual $f_i = \frac{(NUA)_i}{N_i}$	Total de mujeres N_i	Multiplicadores c_i		Edad media de cada intervalo \bar{x}_i
						$P_1/P_2 = 0.08515$	$\bar{m} = 30.38$	
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
15 - 19	1	0.08955	22	0.03648	603	1.143	1.214	17.5
20 - 24	2	1.05165	100	0.20661	484	1.087	1.114	27.5
25 - 29	3	2.61538	101	0.28775	351	1.035	1.048	22.5
30 - 34	4	4.48454	82	0.28179	291	1.033	1.041	32.5
35 - 39	5	5.38158	82	0.17105	304	1.042	1.050	37.5
40 - 44	6	6.36585	24	0.09756	246	1.023	1.032	42.5;
45 - 49	7	7.14607	5	0.02809	178	1.023	1.034	47.5
50 - 54	8				164	1.038	1.049	
55 - 59	9				110	1.044	1.051	
60 - 64	10				115	1.036	1.046	

FUENTE: Censo Experimental de Costa Rica, Marzo 1968
 CELADE A N° 108.- Capítulo III Fecundidad
 Cuadros 1 y 2.

$$M = \left[\sum_1^7 \bar{x}_i \cdot \frac{(NUA)_i}{N_i} / \sum_1^7 (NUA)_i \right]^{-1/2} = 28.74$$

$$\bar{m} = \left[\sum_1^7 \bar{x}_i f_i / \sum_1^7 f_i \right]^{-1/2} = 30.38$$

$$P_1/P_2 = 0.08515$$

Tabla 2

GUATEMALA: ESTIMACION DE LOS VALORES M , \bar{m} y P_1/P_2

Grupos de edad (años)	Intervalo (i)	N° medio de hijos por mujer en el intervalo i $P_i = \frac{(HNV)_i}{N_i}$	N° de hijos nacidos vivos tenidos en el año anterior $(NUA)_i$	Fecundidad actual $f_i = \frac{(NUA)_i}{N_i}$	Total de mujeres N_i	Multiplicadores c_i		Edad media de cada intervalo \bar{X}_i
						$P_1/P_2 = 0.16103$	$\bar{m} = 28.63$	
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
15 - 19	1	0.22849	93	0.03891	1.046	1.022	1.036	17.5
20 - 24	2	1.41893	212	0.25089	845	1.033	1.041	22.5
25 - 29	3	2.91653	139	0.22311	623	1.007	1.011	27.5
30 - 34	4	4.43762	107	0.21188	505	1.012	1.015	32.5
35 - 39	5	5.53445	83	0.15456	537	1.022	1.025	37.5
40 - 44	6	6.27664	28	0.06349	441	0.999	1.003	42.5
45 - 49	7	6.25278	4	0.01111	360	0.998	1.002	47.5
50 - 54	8				246	1.014	1.018	
55 - 59	9				181	1.015	1.019	
60 - 64	10				175	1.011	1.015	

FUENTE: GUATEMALA: Resultados del Censo Experimental de Población y habitación, Diciembre 1970. CELADE AS, No. 12, Cuadros 20 y 22.

$$M = \left[\sum_{i=1}^7 \bar{x}_i \cdot (NUA)_i / \sum_{i=1}^7 (NUA)_i \right]^{-1/2} = 26.81$$

$$\bar{m} = \left[\sum_{i=1}^7 \bar{x}_i \cdot f_i / \sum_{i=1}^7 f_i \right]^{-1/2} = 28.63$$

$$P_1/P_2 = 0.16103$$

Tabla 3

COSTA RICA: ESTIMACION DE LAS PROBABILIDADES DE SUPERVIVENCIA
DESDE EL NACIMIENTO HASTA 1, 2, 3, 5, 10, ..., 35 AÑOS

Edad en años x	$l_x^{AS} = 1 - \frac{a}{x^q}$	NIVEL 13 b/ $r_x = \frac{l_x^f}{l_x^{AS}}$	l_x^{AS} femenina $l_x = l_x^{AS} r_x$
(1)	(2)	(3)	(4)
1	0.95766	1.00733	0.96516
2	0.92099	1.00327	0.92361
3	0.91313	1.00354	0.92098
5	0.89790	1.00336	0.90586
10	0.89346	1.00940	0.90186
15	0.86424	1.00969	0.87261
20	0.82035	1.01056	0.82901
25	0.80349	1.01221	0.81330
30	0.72391	1.01322	0.73348
35	0.67340	1.01421	0.68297

FUENTE: Regional Model Life Tables and Stable Populations.- Ansley J. Coale and Paul Demeny, Nivel 13 Region Oeste.

a/ Los valores l_x^{AS} fueron obtenidos de la última columna del cuadro 1, capítulo IV.

b/ $l_x^{AS} = 0.4878 l_x^f + 0.5122 l_x^m$

Tabla 4

GUATEMALA: ESTIMACION DE LAS PROBABILIDADES DE SUPERVIVENCIA
DESDE EL NACIMIENTO HASTA 1, 2, 3, 5, 10, ..., 35 AÑOS

Edad en años x	$l_x^{AS} = 1 - \frac{a}{x^q}$	NIVEL 13.7 b/ $r_x = \frac{l_x^f}{l_x^{AS}}$	l_x^{AS} femenina $l_x = l_x^{AS} r_x$
(1)	(2)	(3)	(4)
1	0.92303	1.01146	0.93361
2	0.86043	1.01162	0.87043
3	0.83041	1.01151	0.83997
5	0.82472	1.01149	0.83423
10	0.79204	1.01119	0.80090
15	0.75433	1.01057	0.76230
20	0.71689	1.01023	0.72426
25	0.64271	1.01130	0.64997
30	0.67010	1.01124	0.67803
35	0.61758	1.01268	0.62541

FUENTE: Regional Model Life Tables and Stable Populations.- Ansley J. Coale and Paul Demeny, Niveles 13 y 14 Región Oeste.

a/ Los valores l_x^{AS} fueron obtenidos de la última columna del cuadro 2, capítulo IV.

b/ $l_x^{AS} = 0.4878 l_x^f + 0.5122 l_x^m$

Faded text, likely bleed-through from the reverse side of the page. The text is illegible due to low contrast and blurring.

A N E X O 6

**DETERMINACION DE LA RELACION ENTRE l_{85} Y T_{35} EN BASE A 24
TABLAS DE MORTALIDAD FEMENINA**

Faded table content, likely bleed-through from the reverse side. The table structure is not clearly discernible due to the quality of the scan.

Para determinar el valor T_{85} ($= L_{85}$ y +) en base al número de sobrevivientes, de 100.000 nacidos vivos, a la edad 85 años - es decir l_{85} considerando $l_0 = 100.000$ - se graficó l_{85} contra T_{85} (véase gráfico 1) y en base a la linealidad que se observa, se obtuvo la recta de mínimos cuadrados que los unia, a saber:

$$T_{85} = -11672.27 + 6.23 l_{85}.$$

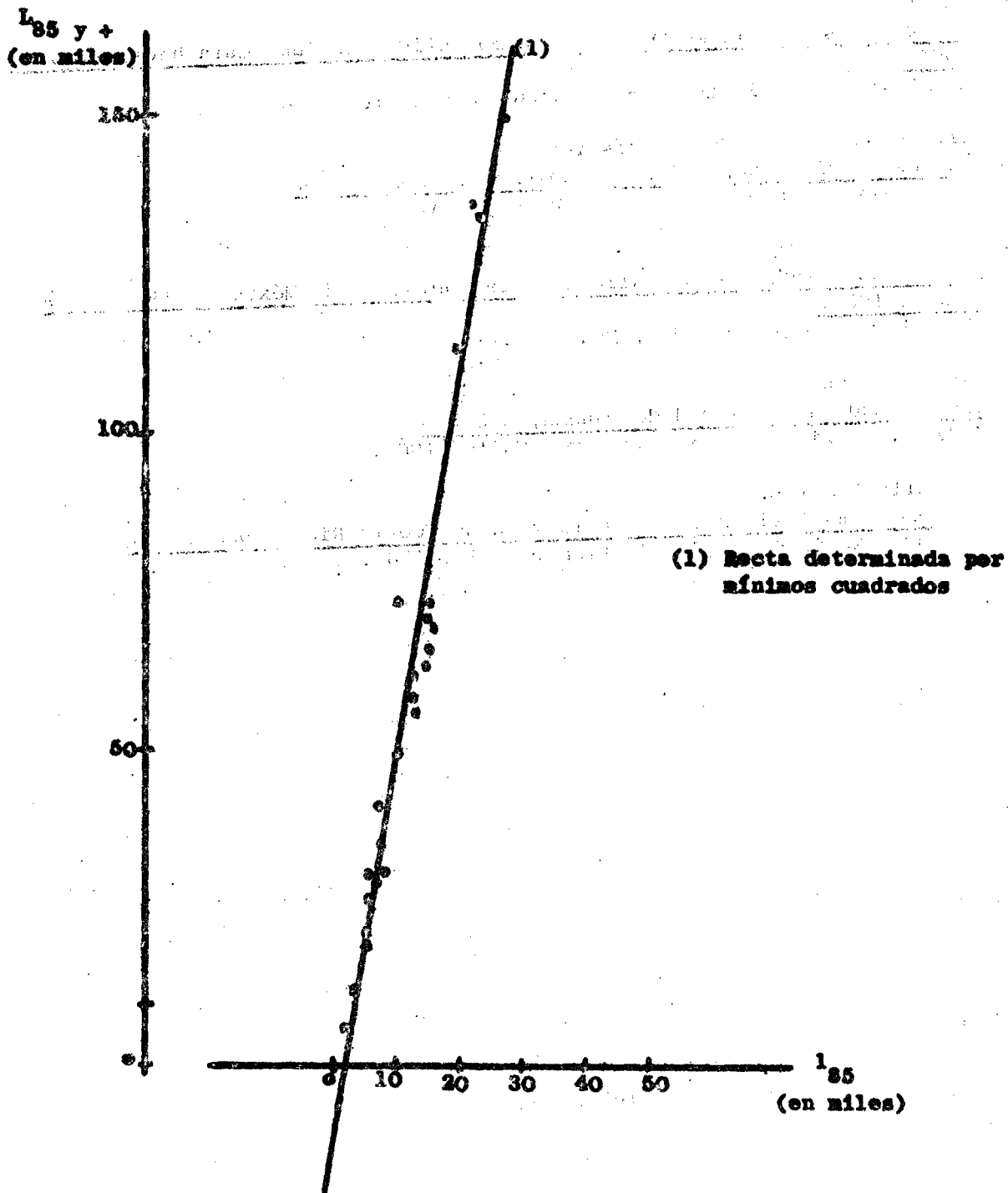
Tablas de mortalidad femenina usadas para la determinación de la relación lineal entre l_{85} y T_{85} .

No.	<u>Tabla</u>
1	Camisa Zulma <u>Tabla abreviada de mortalidad de la región pampeana de la República Argentina 1946-48</u> CELADE, Serie C No. 23, 1964, Santiago, Chile
2	Camisa Zulma <u>Tabla abreviada de mortalidad, República Argentina 1946-48</u> CELADE, Serie C No. 18 - Santiago, Chile, 1964.
3	Camisa Zulma <u>Evaluación y ajuste del Censo de Población de 1960 por sexo y edad y tabla abreviada de mortalidad, 1959-61</u> CELADE, Serie C. No. 32 - Santiago, Chile
4	Re Hilda A. <u>República Argentina: Tabla abreviada de mortalidad para la zona Nordeste, 1946-48</u> CELADE, Serie C No. 31 - Santiago, Chile, 1965
5	Muller María <u>Tablas abreviadas de Mortalidad para la República Argentina 1946-48</u> CELADE, Serie C No. 39, - Santiago, Chile, 1962
6	Ortega Antonio <u>Tablas completas de mortalidad para la República Argentina, 1959-61</u> CELADE, Serie C No. 103 - Santiago, Chile, 1967
7	Alberts Joop <u>Costa Rica: Tablas abreviadas de mortalidad por provincias 1962-64</u> CELADE.- Serie AS No. 9, San José, Costa Rica, 1970
8,9	Maccio Guillermo <u>La mortalidad en la República de Cuba, 1943-53 y 1961-63</u> CELADE.- Serie C No. 92 - Santiago, Chile
10-13	Somoza J. y Tada O. <u>La mortalidad en Chile según las tablas de vida de 1920, 1930, 1940, 1952 y 1960.</u> CELADE.- Serie A No. 17 - Santiago Chile 1966.

- 14 Alvarez L.
Tablas de mortalidad para la República de Guatemala 1963-64
Publicaciones - CELADE-Subsede para América Central, San José, Costa Rica
- 15,16 Camisa Zulma
Las estadísticas demográficas y la mortalidad en Guatemala hacia 1950 y 1964.
CELADE.- Serie AS No. 2 - San José, Costa Rica, 1969
- 17,18 Dirección General de Estadística
Tablas de vida, República de Guatemala, 1950 y 1964
Ministerio de Economía, 1967, Guatemala A.C.
- 19,22 Benitez R. y Cabrera G.
Tablas abreviadas de mortalidad de la población de México, 1930, 1940, 1950 y 1960.
El Colegio de México 1967, México D.F.
- 23 Médica Vilma
Mortalidad en la Ciudad de Panamá, 1950-60
CELADE.- Serie C No. 30 Santiago, Chile, 1964.
- 24 Carvallo Angel L.
Tablas de mortalidad y de nupcialidad de Puerto Rico, 1950 y 1960.
CELADE.- Serie C No. 7 - Santiago, Chile, 1964.

GRAFICO 1

REPRESENTACION GRAFICA DE l_{85} CONTRA L_{85} y + DE 24 TABLAS
DE MORTALIDAD FEMENINA DE AMERICA LATINA



A N E X O 7

**TABLAS DE MORTALIDAD FEMENINA UTILIZADAS PARA DETERMINAR
LAS TABLAS ESTANDAR**

Tablas de mortalidad femenina que fueron usadas para determinar, de ellas, la tabla estandar básica utilizada en cada aplicación

<u>No.</u>	<u>e_0^o (femenina)</u>	<u>Tabla</u>
1	65.56	Camisa, Zulma.- tabla 1, Anexo 6
2	62.95	Camisa, Zulma.- tabla 2, Anexo 6
3	68.88	Camisa, Zulma.- tabla 3, Anexo 6
4	59.43	Re, Hilda.- tabla 4, Anexo 6
5	63.37	Muller, M.- tabla 5, Anexo 6
6	68.89	Ortega, Antonio.- tabla 6, Anexo 6
7	32.21 (1919-22)	Somoza, J. y Tada O.- tabla 10-B, Anexo 6
8	41.75(1929-32)	Somoza, J. y Tada O.- tabla 10-B, Anexo 6
9	43.06(1939-42)	Somoza J, y Tada O.- tabla 10-B, Anexo 6
10	56.78(1952-53)	Somoza J, y Tada O.- tabla 10-B, Anexo 6
11	59.91(1960-61)	Somoza J, y Tada O.- tabla 10-B, Anexo 6
12	40.89(1950)	Camisa Zulma.- tabla 15, Anexo 6
13	49.01(1964)	Camisa Zulma.- tabla 15, Anexo 6
14	37.49(1930)	Benitez R. y Cabrera G.- tabla 19-22, Anexo 6
15	42.5(1939-41)	Benitez R. y Cabrera G. tabla 19-22, Anexo 6
16	51.04(1949-51)	Benitez R. y Cabrera G. tabla 19-22, Anexo 6
17	60.32(1959-61)	Benitez R. y Cabrera G. tabla 19-22, Anexo 6
18	60.29	Recchini Zulma Tabla abreviada de mortalidad República de México 1959-61.
19	71.43	Medica V.- tabla 23, Anexo 6
20-43	-	Coale A. J. y Demeny P. (Región Oeste) <u>Regional Model life tables and stable populations</u> Princeton University Press, Princeton, New Jersey, 1966.

•
•
•

•
•
•

•
•
•
•

