

CENTRO LATINOAMERICANO DE DEMOGRAFIA
CELADE - San José

CURSO BASICO DE DEMOGRAFIA
1975



TRABAJO FINAL DE INVESTIGACION

Título : COSTA RICA. ESTIMACION DE LA MORTALIDAD MAS
CULINA ADULTA A PARTIR DE LA ORFANDAD DE PA
DRE POR MEDIO DE TECNICAS DE WILLIAM BRASS.

Autor : Juana Elena Alvarenga Valdez

Asesor : Paulo Campanario

DISTRIBUCION INTERNA

San José, Costa Rica
Diciembre de 1975

1948
1949
1950
1951
1952

1948
1949
1950
1951
1952

INDICE

CAPITULO	Página
I	INTRODUCCION Y OBJETIVOS 1
II	SISTEMA LOGITO 2
	1. Modelos de patrones de mortalidad 2
	2. Descripción del sistema 4
	3. Uso del sistema logito 8
	4. La base de las tablas estándar de mortalidad 8
III	MEDIDAS DE LA MORTALIDAD 9
	1. Mortalidad infantil y juvenil 9
	2. Determinación de la mortalidad adulta masculina..... 16
	3. Construcción de una tabla de vida masculina basada en la información del censo experimental de Costa Rica 1968 23
IV	BREVE ANALISIS DE LOS RESULTADOS 29
	ANEXO 33
	BIBLIOGRAFIA 40

INDICE DE CUADROS

CUADRO	
1.	Costa Rica: Determinación de las probabilidades de morir desde el nacimiento hasta la edad exacta 1,2,3,5,10...35 años, por medio de la información de hijos nacidos vivos e hijos sobrevivientes 13
2.	Costa Rica: Determinación de las proporciones de personas con padre vivo, para cada intervalo quinquenal de edades 5-9,10-14,...60-64.. 21
3.	Costa Rica: Estimación de las probabilidades de vivir masculina en base a las proporciones de personas con padre vivo 22
4.	Costa Rica: Estimación de la ecuación $\hat{Y}_x = \alpha + \beta Y_x^S$ a partir de orfandad de padre ... 25
5.	Costa Rica: Cálculo de los logitos y de \hat{l}_x masculina según tabla estándar 26

II

CUADRO		Página
6.	Costa Rica: Tabla abreviada de mortalidad masculina según resultados del censo experimental 1968	27

INDICE DE GRAFICOS

GRAFICO		
1.	Costa Rica: Probabilidad de morir entre el nacimiento y la edad x de ambos sexos	14
2.	Costa Rica: Ajuste lineal entre logitos observados y logito estándar (Costa Rica 1963) según variación de	14-A
3.	Costa Rica: Curva de supervivencia	28
4.	Costa Rica: Curva de probabilidades de morir	31

I. INTRODUCCION Y OBJETIVOS

El actual grado de desarrollo de los países latinoamericanos requiere del conocimiento cada vez mayor del nivel económico, social, político y cultural que atraviesan, a este fin, el estudio de las variables demográficas se vuelven cada vez más interesantes e importante.

El análisis de estas variables se deben realizar con la mayor precisión posible aplicando aquellas técnicas que permitan obviar las limitaciones propias de la información con que se trabaja para obtener resultados satisfactorios.

Es así como con la aplicación del sistema logito se persigue el objetivo de estimar la mortalidad por métodos indirectos en países con información demográficas incompleta.

En el presente trabajo se pretende calcular el nivel de la mortalidad en la población censada, utilizando los datos obtenidos a través de la inclusión de pregunta retrospectivas en el censo experimental de Costa Rica 1968.

Para satisfacer el objetivo central de este trabajo se presenta a continuación en la primera parte una breve descripción y aplicación del sistema logito hasta llegar a la construcción de una tabla abreviada de mortalidad masculina y en la segunda parte un anexo con las tablas producto de los cálculos efectuados.

II. "SISTEMA LOGITO"

1. Modelos de patrones de mortalidad.

La construcción de tablas de mortalidad es uno de los medios más usados para conocer los niveles de mortalidad de las poblaciones.

Para que la tabla de mortalidad pueda considerarse buena, se debe construir en base a datos confiables tanto de registros como de censos de población.

Pero, como se sabe que en los países insuficientemente desarrollados se carece de buenas informaciones; desde hace mucho tiempo se está tratando de mejorar los registros y los censos. Es así como se ha encontrado que una de las formas de aproximarse a la realidad de estos países son los modelos de mortalidad.

Las características de los patrones de mortalidad que se presentan con cierta regularidad se han reconocido desde hace mucho tiempo y muchas veces se ha intentado construir relaciones matemáticas en función de la edad. En este campo podemos citar a: Gornpertz (1825), Pearson (1948) y Benjamín (1964).

Ultimamente ha habido cambio en el enfoque, creándose "conjuntos de referencias" de tablas de vida que sirvan para tratar de completar el conocimiento de la mortalidad de un país a partir de una información muy parcial.

En realidad no existe un modelo que represente la situación en forma exacta; lo que debe perseguirse es una mayor aproximación a la situación real.

Los primeros modelos de tablas de vida son los de Naciones Unidas (1955) para cada sexo, las cuales trabajan solamente con un parámetro Coale y Demeny (1966) modificaron y ampliaron el sistema de Naciones Unidas, construyendo cuatro grupos de tablas Regionales (varones y mujeres) basados en grupos de poblaciones cuyos patrones de mortalidad mostraban características comunes; pero aun con estas modificaciones quedaron anomalías y desviaciones, ya que una vez elegida la familia, la tabla de vida seleccionada dependía de un solo parámetro, que era el nivel de la mortalidad.

Como puede verse, con un solo parámetro de entrada difícilmente se podrá lograr una descripción adecuada de la mortalidad de un país, ya que los modelos son muy poco flexibles.

Lógicamente esto produce un gran desajuste entre las tablas de vida y la población real. Es por eso que los modelos deben tener las siguientes características:

1. Ser tan flexibles que permita mostrarse a través de ellos las características genuinas.
2. Ser tan flexibles que al permitir a estas características mostrarse, sea cuando ellas se encuentren definidas.
3. Al escogerlos se debe tener el conocimiento empírico necesario que se tenga al alcance.

Uno de los métodos que han llegado a poseer estas características es el Modelo de William Brass. Este método necesita una tabla de vida estándar, la cual debe ser especificada. Las fórmulas relacionadas con el método son funciones que actualmente representan la manera en la cual opera la mortalidad.

Este modelo es bastante eficiente en el caso de datos muy erróneos, así como en el de informes incompletos de sucesos

pasados que casi con certeza ocasionarían un error en la declaración de la mortalidad.

2. Descripción del sistema

Desde la aparición de las tablas modelo de Naciones Unidas y las de Coale y Demeny, hasta el presente se ha dado un período de elaboración de tablas modelo de mortalidad que sean más flexibles que las dos antes mencionadas.

William Brass hace un aporte importante en relación con la flexibilidad del modelo, con la creación del sistema logito, su "sistema es diferente de los otros en el sentido de que no es un conjunto de tablas modelo de vida el que produce, es más bien un infinito sistema de relaciones que generan esas tablas". 1/

El profesor Brass parte de la observación que fue la base del trabajo clásico de Kerwack (1934) 2/ sobre la proyección de mortalidad por generación.

Si se simboliza con $u(x)$ la tasa específica de la mortalidad a la edad exacta "x", la relación de cambio puede expresarse como $u_1(x) = c \cdot u_2(x)$ (1), siendo $u_1(x)$ y $u_2(x)$ las tasas instantáneas de mortalidad para dos períodos.

1/ William Brass: Seminario sobre métodos para medir variables demográficas (mort-fecundidad) CELADE DS N° 9 San José Costa Rica. 1971.

2/ William Brass cita "Sobre la escala de la mortalidad" Trad. CELADE DS N° 7 San José Costa Rica 1971. pág. 3.

Como $u(x) = \frac{l^1(x)}{l(x)}$ la expresión (1) puede escribirse

$$\frac{(l^1_x)'}{l^1_x} = c \frac{(l^2_x)'}{l^2_x} \quad \text{o bien} \quad \ln l^1_x = c \ln l^2_x$$

El profesor Brass vio que las relaciones entre las probabilidades de morir no son proporcionalmente constantes a lo largo de todas las edades, sino que es más complejo y a edades más avanzadas se acercan a 1.

Para salvar esta irregularidad él sugirió el uso de un sistema que utiliza la proporcionalidad considerando la probabilidad de morir $(1-l_x)$ para los primeros años de vida y no los sobrevivientes (l_x) de las tablas de mortalidad.

Una simple ecuación de este tipo puede expresarse como

$$\ln \frac{1 - l^1_x}{l^1_x} = c \ln \frac{1 - l^2_x}{l^2_x}$$

Diferenciando se tiene

$$\frac{(l^1_x)'}{l^1_x [1-l^1_x]} = c \frac{(l^2_x)'}{l^2_x [1-l^2_x]} \quad \text{o sea}$$

$$\frac{u_1(x)}{1-l^1_x} = c \frac{u_2(x)}{1-l^2_x}$$

donde $u(x)$ es la tasa instantánea de mortalidad a la edad "x" y l_x la probabilidad de sobrevivir hasta la edad exacta "x".

Para obtener una fórmula en términos de l_x debe integrarse la ecuación y da la siguiente expresión,

$$\lg_e \left[\frac{1-l_x^1}{l_x^1} \right] = \alpha_0 + \beta_0 \lg_e \left[\frac{1-l_x^2}{l_x^2} \right] \quad (2)$$

en donde α_0 y β_0 son constantes.

William Brass dice que la relación lineal encontrada no se modifica si ambos miembros se multiplican por 1/2, solamente el valor de α_0 se reduce a la mitad del valor que tiene en la ecuación (2), quedando la fórmula expresada de la siguiente forma:

$$\frac{1}{2} \lg_e \left[\frac{1-l_x^1}{l_x^1} \right] = \alpha + \beta \cdot \frac{1}{2} \lg_e \left[\frac{1-l_x^2}{l_x^2} \right] \quad (3)$$

Como se denomina logito de P a $\frac{1}{2} \lg_e P/q$ donde P es una proporción y q es 1-P función conocida en estadística y muy utilizada en el análisis de bio-ensayos, es conveniente escribir la relación (3) en términos del logito de $1-l_x^1$, al que se le denominará $y(x)$, así tenemos entonces que

$$\text{logito} \left[1-l_x^1 \right] = \alpha + \beta \text{logito} \left[1-l_x^2 \right] \text{ o}$$

bien $y_1(x) = \alpha + \beta y_e(x)$ donde α y β son parámetros.

α está ligado al nivel de la mortalidad y β a la forma según la edad.

Brass dice que puede encontrarse una relación lineal entre el logito $(1-l_x)$ y el logito $(1-l_x^s)$ que usa como patrón de la mortalidad y al que denomina estándar.

Mediante cierto ajuste lineal sobre los logitos pueden determinarse los valores de los parámetros α y β que relacionan la tabla de mortalidad usada como estándar y las estimaciones hechas de la mortalidad de una población, permitiendo de esta manera completar y ajustar esta última.

El sistema logito por trabajar con dos parámetros presenta mayor flexibilidad que los modelos tradicionales (Naciones Unidas y Coale y Demeny); ya que las variaciones de α producen cambios en los niveles de la mortalidad y por medio de β se puede hacer variar la mortalidad más o menos en términos relativos, al comienzo o al final de la tabla.

Entre otras ventajas del sistema se puede mencionar que la misma se resume en una única expresión sencilla y el hecho de usar una fórmula matemática única facilita el uso de computadoras.

"Resumiendo, elegimos una curva estándar y además nos queda todavía libertad para fijar dos parámetros que nos permitan acercarnos adecuadamente a las condiciones de mortalidad que estamos tratando de describir. Es un sistema de dos parámetros más una tabla estándar, lo que produce un enorme intervalo de posibilidades, de formas y de niveles, que contiene el sistema de Naciones Unidas, de las tablas modelo regionales de Coale y que se extienden más allá". 3/

3/ Op.cit. pág. 83 Sesión V.

3. Uso del sistema logito.

Las diferentes formas de usar el sistema logito estan ligadas con respecto a:

1. Crítica de información conocida.
2. Construcción de tablas de vida.
3. Proyecciones de mortalidad.
4. Estudio de poblaciones cuasi-estable

En el caso particular de este trabajo se hará uso del sistema logito, para la construcción de una tabla abreviada de mortalidad masculina, empalmando la mortalidad infantil y juvenil y la mortalidad adulta masculina; para la cual se necesita contar con un solo censo de población en la que se haya incluido las preguntas sobre: hijos tenidos, hijos sobrevivientes y condición de orfandad de padre.

4. La base de las tablas estándar de mortalidad.

Para cualquier aplicación específica la selección de la tabla de mortalidad estándar debe ser consecuente a los objetivos planteados y a la información disponible.

Así para un estudio de la evolución de la mortalidad en una población, la base más indicada sería una de las tablas de la población en estudio, aunque en algunos casos sea adecuado emplear una secuencia estándar de mortalidad con la que pueda relacionarse las demás.

"Entre las aplicaciones más importantes de la serie de referencia de tablas de mortalidad, se halla la reconstrucción de medidas para los territorios en desarrollo, donde existe poca

evidencia de que sirva de base para una decisión en el sentido de que en particular algún patrón detallado de mortalidad tenga una mayor probabilidad de ser una mejor representación que otros"4/

Debe tenerse mucho cuidado en la selección de la tabla estándar, ya que en la práctica no se verifica la linealidad exacta entre los logitos de las probabilidades de morir a las edades correspondientes de dos esquemas cualesquiera de mortalidad, generalmente debido a determinadas características de la mortalidad por edad que presentan ciertos países.

Existen varios procedimientos a seguir para la selección de la tabla estándar y para efectos de las aplicaciones que se presentan en este trabajo, se ensayó el ajuste tomando diferentes tablas de vida como estándar hasta lograr una, que mediante la transformación logito produjo una serie de puntos aproximadamente alineados.

III. MEDIDAS DE LA MORTALIDAD

1. Mortalidad infantil y juvenil.

Con el fin de estimar el nivel de la mortalidad infantil y juvenil se ha recurrido a la declaración hecha por las madres en los censos, respecto al número de hijos sobrevivientes o que han fallecido.

4/ William Brass: Método para estimar la fecundidad y la mortalidad en poblaciones con datos limitados. CELADE. pág. 144.

Es bien conocido que la estimación hecha por este método no da resultados perfectos, pero sí mucho más confiable que cualquier otro método.

En general al ampliar los métodos para obtener estimaciones de la mortalidad después de los 3 o de los 10 años de edad, los resultados obtenidos ya no son confiables por que se basan en declaraciones de mujeres mayores que talvés omiten a los hijos muertos en sus declaraciones, o sus hijos pudieron haber experimetado niveles de mortalidad diferente a los actuales.

En la estimación de la mortalidad por este método se debe suponer que: las tasas de fecundidad y mortalidad por edad específicas permanecen constantes durante el período de tiempo requerido y que la experiencia de las mujeres supervivientes es la misma que la de los totales de mujeres expuestas al riesgo de nacimiento y de muertes de niños.

Las declaraciones hechas por las madres se tabulan por grupos quinquenales de edad de ellas, y aplicando el método ideado por William Brass, se puede estimar la probabilidad que tiene de morir una persona entre el momento de su nacimiento y las edades exactas 1,2,3,4,5,10,.... y 35 años.

a. Metodología utilizada.

Para estimar la mortalidad infantil y juvenil se ha seguido el método explicado por el profesor Brass en el seminario de Costa Rica, y cuya explicación más detallada se encuentra en la sesión 4 del "Seminario para medir variables demográficas" 5/, en "The

5/ Op. cit. Sesión 4.

Demography of Tropical Africa" 6/, como en el Manual IV de Naciones Unidas, que trata sobre la estimación de medidas demográficas. 7/

El profesor Brass basándose en la relación existente entre la proporción de hijos sobrevivientes y entre la fecundidad y mortalidad infantil, elaboró una serie de multiplicadores que al aplicarle a la proporción de hijos fallecidos, quedan convertidos en medidas convencionales de mortalidad infantil y juvenil. Estos multiplicadores se pueden ver en la tabla V-1 del Manual IV 8/. Por tanto lo primero que se calculó fue la proporción de hijos muertos del total tenido por las mujeres de cada grupo quinquenal, estos resultados se encuentran detallados en el cuadro 1.

Para entrar en la tabla se necesitan dos indicadores: uno la edad media de la fecundidad (\bar{x}) y el otro, la relación entre la paridez media del primer y segundo intervalo de edades P_1/P_2 , se procedió a calcular dichos indicadores y de acuerdo a los valores obtenidos se interpoló en las tablas, con el fin de obtener los multiplicadores c_1 .

Por último se procedió a determinar los valores de ${}_xq_0$ para ambos sexos por medio de la siguiente relación:

$${}_xq_0 = c - Di$$

cuyos resultados pueden verse en la columna (10) del cuadro 1.

6/ William Brass, Coale Ansley J y otros "The Demography of Tropical Africa" cap.III.

7/ Naciones Unidas: "Métodos para establecer mediciones demográficas a partir de datos incompletos" Manual IV ST/SOA/Serie A N°42 Cap.II y VII Nueva York 1968.

8/ Naciones Unidas: "Métodos para establecer op.cit.tabla V-1 pág. 133.

Si se analiza la variación de dichos resultados se puede ver como va aumentando a medida que se avanza en las edades, a pesar de que esta variación no nos garantiza los resultados, están de mostrando cierta estabilidad en la información.

No debe olvidarse que las ${}_xq_0$ calculadas no son representativas de los niveles de mortalidad existente en el período dado sino más bien están reseñando los niveles de mortalidad de épocas, tanto más alejada desde el momento del censo, cuanto mayor es la edad de las mujeres informantes.

Para observar mejor la variación de los valores obtenidos de las ${}_xq_0$, se graficó junto con los de la tabla de vida de Costa Rica 1963, usando esta tabla como patrón.

Observando el gráfico 1 se puede ver que los valores de ${}_xq_0$ para el censo experimental de Costa Rica está por abajo de los valores dado para la tabla de vida 1963, 9/ lo que parece lógico, pues el nivel de la mortalidad debería ir descendiendo a medida que pasan los años, pero sólo se verifica hasta los 10 años, a partir de esa edad ya los valores calculados son superiores a los de la tabla de vida utilizada como patrón, notándose la influencia de las tendencias pasadas de la mortalidad.

Con esto queda demostrado que el método da resultado confiable como medida de la mortalidad reciente en las primeras edades. Sin embargo para edades superiores a los 10 años ya no son confiables, pues están sobre estimando el nivel de la mortalidad de Costa Rica en 1968.

9/ Romero M, Gómez M, Alfaro J, Ruiz J. Tablas de vida de Costa Rica 1962-64. Instituto Centroamericano de Estadística Universidad de Costa Rica.

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 E HIJOS SOBREVIVIENTES

Edad de las madres	Intervalo	Total de mujeres N_1^f (13)	NO de hijos		Proporción de hijos vivos P_1 (6)	Proporción de hijos muertos D_1 (7)	Multiplificadores C_1 (8)	Edad de los hijos (9)	Probabilidad de morir entre 0 y x años. x^{q_0} (10)
			Nacidos vivos (4)	Sobrevivientes (5)					
15-19	1	603	54	52	0.96296	0.03704	1143	1	0.04234
20-24	2	484	509	472	0.92731	0.07269	1087	2	0.07901
25-29	3	351	918	841	0.91612	0.08388	1035	3	0.08682
30-34	4	291	1.305	1.177	0.90192	0.09808	1041	5	0.10210
35-39	5	304	1.636	1.470	0.89853	0.10147	1050	10	0.10654
40-44	6	246	1.566	1.360	0.86846	0.13154	1032	15	0.13576
45-49	7	178	1.272	1.051	0.82626	0.17374	1034	20	0.17965
50-54	8	164	1.089	885	0.81267	0.18733	1049	25	0.19651
55-59	9	110	788	581	0.73731	0.26269	1051	30	0.27609
60-64	10	115	727	500	0.68776	0.31224	1046	35	0.32660
65 y más		234	1.676	1.129	0.67363	0.32637			
Sin declaración		22	101	75	0.74257	0.25743			

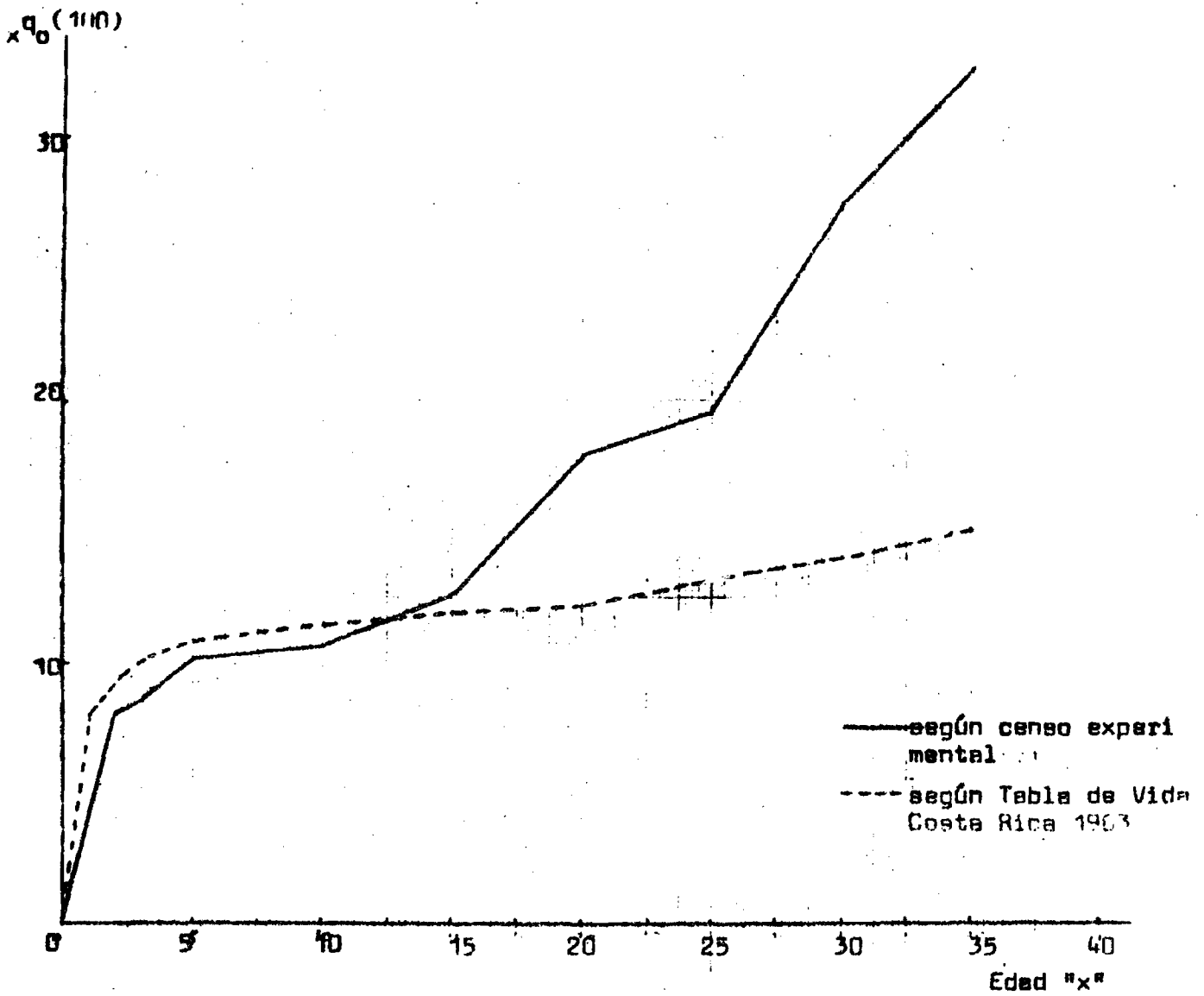
FUENTE: Censo Experimental de Costa Rica, Marzo 1968.

CELADE A NO 108: Capítulo IX (Mortalidad IV)

Cuadro 1

Gráfico 1

COSTA RICA: PROBABILIDAD DE MORIR ENTRE EL NACIMIENTO Y LA EDAD "x" DE AMBOS SEXOS



FUENTE: Cuadro 1

Como el objeto de este trabajo es el de calcular la mortalidad masculina adulta, se debe conocer la supervivencia masculina desde cero hasta "x" años (l_x) con el fin de aplicar el sistema logito y construir la tabla abreviada de mortalidad masculina, para eso se procedió de la siguiente manera: primero se calculó el valor de l_x para ambos sexos por el método de Brass utilizando la relación

$$l_x^{AS} = 1 - q_x^{AS} ,$$

posteriormente se calculó este mismo valor l_x^{AS} por el método de Sullivan; éste a diferencia de Brass hace uso de la relación de P_2/P_3 para efectuar dicho cálculo.

Los valores obtenidos por Brass y Sullivan fueron ajustados por el sistema logito y los resultados arrojados pueden verse en los cuadros 5 y 6 del anexo; de estos valores se eligió el $l_2^{AS} = 0.92109$ determinado por el método de Brass pues como puede verse ambos valores o sea los determinados por el método de Brass y por el método Sullivan, reflejan resultados muy semejantes.

Se tomó para este trabajo el valor l_2^{AS} por ser el más confiable y puede aceptarse como indicador de la mortalidad infantil más reciente, pues son declaraciones hechas por mujeres más jóvenes.

Conocido este valor de l_2^{AS} para convertir en probabilidad de vida masculina se multiplica por un factor r_2 que se calcula relacionando la l_2^m y l_2^{AS} de la tabla de Coale y Demeny región Oeste que se determinó de acuerdo al valor de l_2^{AS} que se obtuvo por el método de Brass. Estos cálculos se encuentran detallados al pie del cuadro 4 del anexo.

2. Determinación de la mortalidad adulta masculina.

En este punto se presentan los pasos necesarios para la determinación de la mortalidad adulta masculina de acuerdo al método ideado por el profesor Brass.^{10/} Este método está basado en la información proporcionada por la pregunta: ¿está su padre vivo?, obtenida a través del censo experimental de Costa Rica. ^{11/}

En cuanto al procedimiento a seguir es exactamente los mismos principios que para las mujeres cuya aplicación se halla detallado en el documento de Alfonso Farnos. ^{12/}

a. Metodología y limitaciones.

Si bien el profesor Brass confiaba en la posibilidad de usar la información de orfandad de madre para determinar estimaciones de la mortalidad, no creía de que se pudiera lograr buenos resultados de una pregunta similar en torno a la orfandad de padre y esto por diversos motivos.

Uno de ellos sería la distribución de la fecundidad masculina por edades, pues presenta problemas, en la forma y otras características son prácticamente desconocidas.

^{10/} Op. cit. pág. 75 Sesión V

^{11/} Censo experimental Costa Rica, Marzo 1968 CELADE, Serie A N° 108

^{12/} Alfonso Farnos. Guatemala: Censo experimental 1970: "Aplicación de las Técnicas del Profesor William Brass para estimar fecundidad y mortalidad. CELADE Serie C N° 143 Santiago Chile, 1972.

La distribución por edad de los padres es mucho más extendida que la de las madres, pues tiene una duración global mayor, especialmente en las sociedades polígamas y a la vez comienzan más tarde que la distribución femenina. El nivel sumamente alto de la mortalidad en las edades mayores, hace que la proporción de padres supervivientes por edad de los hijos sean sensibles a las variaciones de la fecundidad.

El profesor Brass dice que la estimación de la mortalidad masculina adulta a partir de la supervivencia de los padres, se justifica probablemente en aquellos países donde no se disponga de otro tipo de recurso para efectuar dicha medición o sea que él no considera que éste sea un método confiable.

Para representar las características de la distribución de la fecundidad masculina Blacke y Hill han sugerido la siguiente expresión:

$$f(t) = OK(t-s) (s+60-t)^3 \quad (1)$$

Las diferencias que pueden observarse en el modelo adoptado para representar la fecundidad masculina con respecto al modelo de la fecundidad femenina, es que, en ésta última el período de procreación tenía una extensión de 33 años, mientras que en la de los hombres se toman 60 años, y el polinomio ahora es de cuarto grado, ya que el factor que en la expresión que representa el modelo de la fecundidad femenina, está elevado al cuadrado, en esta, está elevado al cubo.

Otra modificación que se introdujo con respecto a la orfandad de madre, es el que tiene que ver con el parámetro N, pues tenía que considerarse el hecho de que el padre debió estar vivo al

momento de la concepción del niño, por lo tanto se vio la necesidad de agregar tres cuartas partes de un año a la edad del encuestado para tomar en cuenta el período de exposición al riesgo de muerte de su padre; de esta manera N se convierte en $N+3/4$, número poco conveniente para trabajar, debido a eso ha resultado más preciso "no considerar la relación de sobrevivencia de padres por grupos de edad con la mortalidad para los períodos $N+3/4$, sino más bien para $N+2.5$ años, llevando el período hasta final de la edad del grupo que se considera" 13/ por lo tanto para los hombres la ecuación es:

$$\frac{l_{(B+N+2.5)}}{l_{(B)}} = W_{(N)} \cdot {}_5P_{N-5} + [1-W(N)] \cdot {}_5P_N \quad (2)$$

siendo $W_{(N)}$ factores de ponderación aplicables a las proporciones de personas, que tienen el padre vivo al momento de la encuesta y ${}_5P_N$ la proporción de encuestados de edad N a $N+5$ que tienen el padre superviviente.

b. Aplicación del método

Para poder aplicar el método se debe tener en cuenta los siguientes supuestos planteados por el profesor Brass 14/

- " 1. No debe existir relación alguna entre la experiencia de mortalidad y el número de hijos supervivientes.
2. El nivel y patrón de la mortalidad no deben haber experimentado ningún cambio desde que el padre de mayor edad tuvo al encuestado.

13/ Op. cit. pág. 77 Sesión V

14/ Brass, William: Métodos para estimar la fecundidad y mortalidad... op. cit. pág. 240.

3. El modelo de fecundidad utilizado puede resultar inadecuado, lo cual constituye un problema más serio con respecto a los hombres, que tiene un período de vida reproductivo potencial más prolongado y ubicados entre edades menos precisa".

El primer paso consistió en calcular las proporciones de personas con padres vivos, para cada grupo quinquenal de edad de los hijos, cuyos resultados pueden verse en el cuadro 2. Una vez calculadas esas proporciones, se pasó a buscar los multiplicadores, para lo cual se interpoló en la tabla que fue elaborada por el profesor Brass y que se encuentra publicada en la tabla 2 del anexo de este trabajo.

Para poder realizar la interpolación antes mencionada, fue necesario estimar la edad media de los hombres (M^*), que generalmente no resulta muy simple. Podría calcularse directamente a partir de informes sobre nacimientos ocurridos antes de la encuesta por edad del padre, pero difícilmente se dispone de dicha información.

Otra mejor manera de estimar, consiste en sumar a la edad media de las madres al momento del nacimiento (M), la diferencia media entre las edades del marido y de la esposa al casarse. Este fue el procedimiento utilizado en el presente trabajo y cuyo resultado puede verse en el anexo tablas 3 y 4.

Estimada la edad media de los hombre (M^*) y una vez determinado los factores de ponderación correspondientes a cada grupo de edades, se procedió a convertir la proporción de personas con padre vivo en relaciones de supervivencia.

En la columna 4 del cuadro 3 aparecen los multiplicadores que fueron utilizados, los mismos fueron tomados de la tabla cuya base era 32,5.

En la columna 6 del mismo cuadro antes mencionado están las relaciones de supervivencia que se utilizarán para determinar la tabla abreviada de vida masculina de Costa Rica.

Puede verse como las relaciones de supervivencia presentan una tendencia decreciente a medida que aumenta los intervalos de edades, como sucede siempre en cualquier tabla de vida donde se determinan dichas relaciones.

c. Estimación de los valores de l_x para $X \geq$ a 45 años

Con el fin de convertir las probabilidades de supervivencia a partir de la edad 32,5 que fue determinado como base, en probabilidades desde la edad cero años se procedió a estimar el valor de $l_{32,5}$; para lo cual se hizo uso del sistema logito.

Como se había dicho al describir el sistema que, a cualquier edad "x"

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

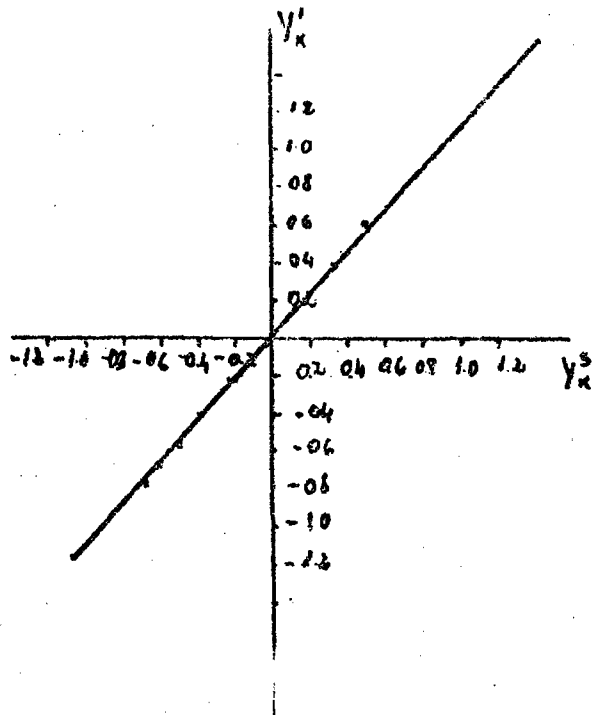
El parámetro α en ésta relación lineal puede calcularse a partir de medidas de mortalidad juvenil, por ejemplo, a partir del valor conocido de l_2 , $Y_2 = \alpha + \beta Y_s(2)$

El valor del parámetro β puede estimarse a partir de las probabilidades de supervivencia adulta y construirse así toda la tabla de mortalidad, pero la estimación del valor real de β a partir de las probabilidades de supervivencia obtenidas no es directa, ya que los valores l_x e Y_x para adultos no pueden calcularse sin conocer $l_{32,5}$, valor que a su vez depende de β , por lo que fue necesario emplear un procedimiento que es esencialmente de tanteo.

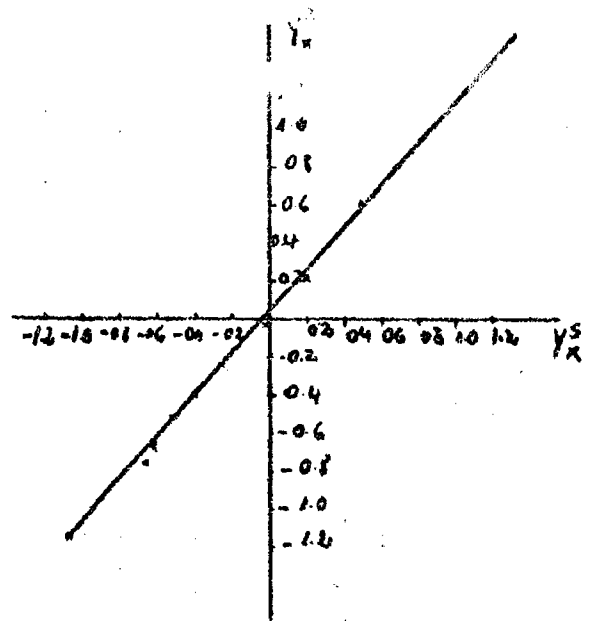
Inicialmente se le atribuyó a β el valor 1, obteniéndose el primer valor de $\alpha = -0.1066$. A partir de ésta primera estimación de α , y β , se calculó el primer valor de $l_{32,5}^1$ cuyo resultado fue 0.86908.

Gráfico 2

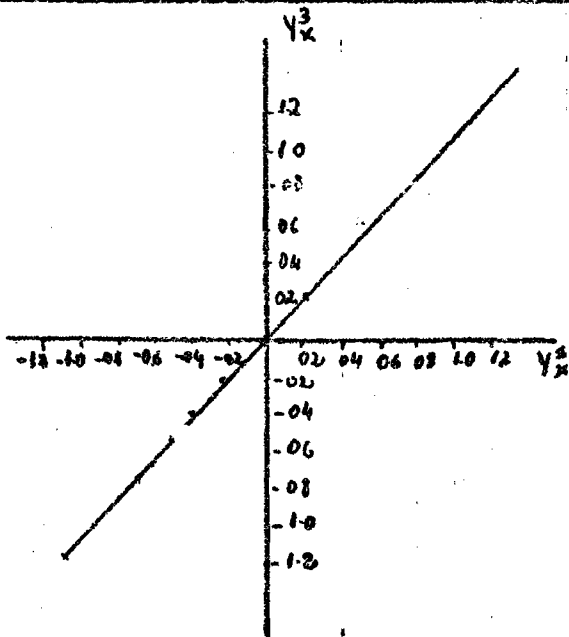
COSTA RICA: AJUSTE LINEAL ENTRE LOGITOS OBSERVADOS Y LOGITO ESTANDAR (COSTA RICA 1963) SEGUN VARIACION DE β



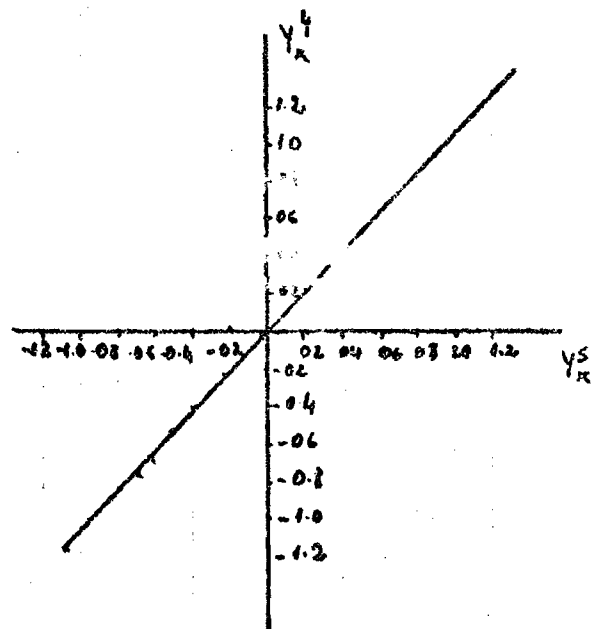
$$Y^1_X = -0.1066 + 1 Y^B_X$$



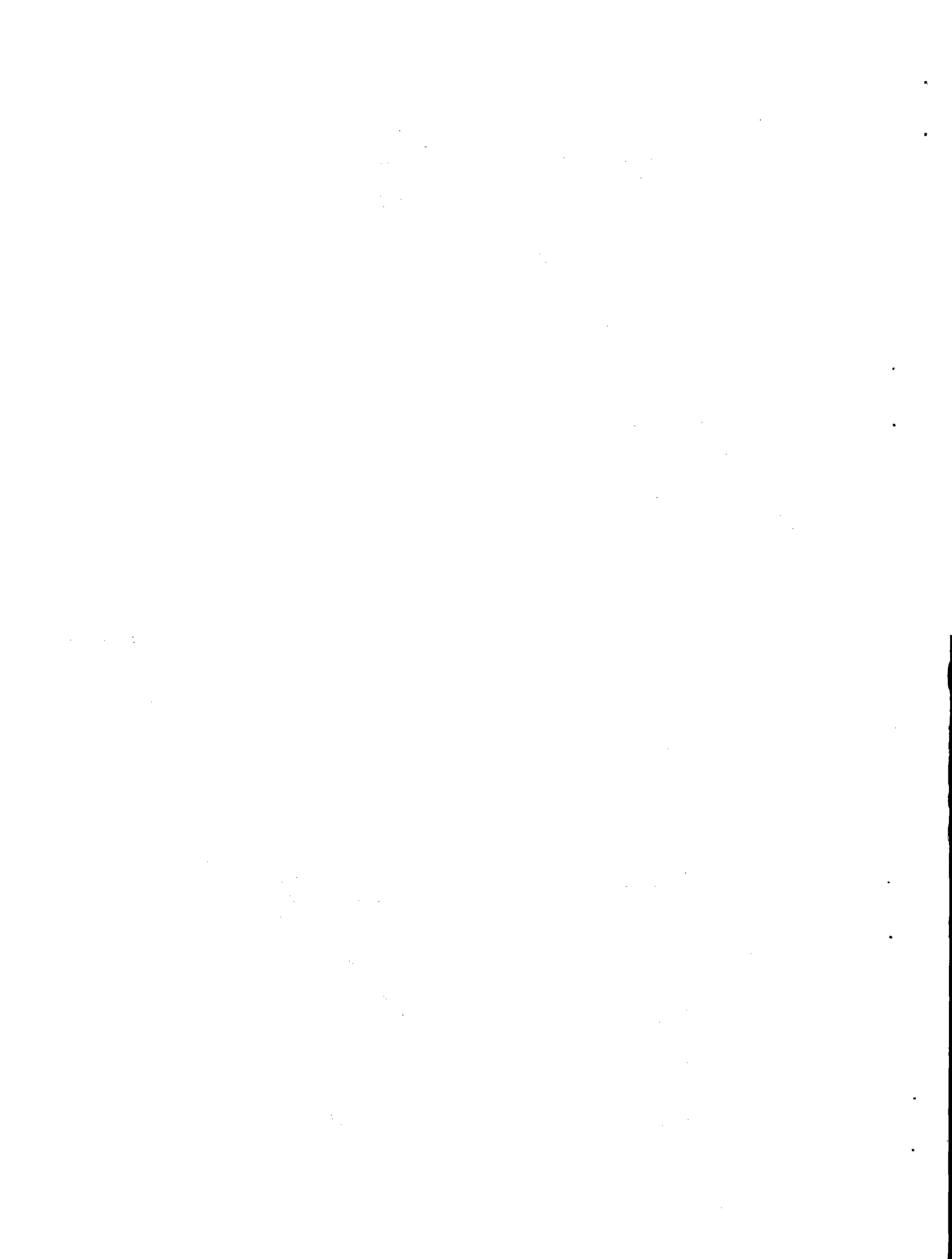
$$Y^2_X = -0.003 + 1.098 Y^B_X$$



$$Y^3_X = -0.019 + 1.078 Y^B_X$$



$$Y^4_X = -0.0158 + 1.081 Y^B_X$$



Cuadro 2

COSTA RICA: DETERMINACION DE LAS PROPORCIONES DE PERSONAS CON PADRE VIVO, PARA CADA INTERVALO QUINQUENAL DE EDADES 5-9
10-1460-64

Grupos de edad(años)	Intervalo	Población		Proporción de personas con padres vivos $5^P \times$ (5)
		Total ^{1/} (3)	Con padres vivos (4)	
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
5-9	1	1.797	1.736	0.96606
10-14	2	1.630	1.541	0.94540
15-19	3	1.165	1.047	0.89871
20-24	4	889	735	0.82677
25-29	5	658	500	0.75988
30-34	6	531	352	0.66290
35-39	7	568	309	0.54401
40-44	8	446	201	0.45067
45-49	9	342	105	0.30702
50-54	10	324	78	0.24074
55-59	11	221	30	0.13575
60-64	12	200	16	0.08000

^{1/}Las personas que no declararon su condición de orfandad no fueron incluidas.

FUENTE: Censo Experimental de Costa Rica, Marzo 1968. CELADE A Nº108
Capítulo IX (Mortalidad IV) Cuadro 1

Cuadro 3

COSTA RICA: ESTIMACION DE LAS PROBABILIDADES DE VIVIR MASCULINA EN BASE A LAS PROPORCIONES DE PERSONAS CON PADRE VIVO

N	Proporción de personas con padre vivo		W_N a/ (Para $M^* = 32.97$)	$1 - W_N$	$\frac{1_{35+N}}{1_{32.5}}$ b/
	5^P_{N-5}	5^P_N			
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
10	0.96606	0.94540	0.519	0.481	0.95612
15	0.94540	0.89871	0.610	0.390	0.92719
20	0.89871	0.82677	0.635	0.365	0.87245
25	0.82677	0.75988	0.607	0.393	0.80048
30	0.75988	0.66290	0.470	0.530	0.70848
35	0.66290	0.54401	0.264	0.736	0.57540
40	0.54401	0.45067	-0.039	1.039	0.44703
45	0.45067	0.30702	-0.345	1.345	0.25746
50	0.30702	0.24074	-0.528	1.528	0.20574
55	0.24074	0.13575	-0.579	1.579	0.07496
60	0.13575	0.08000	-	-	-

a/ Los valores de W_N se obtuvieron interpolando entre las columnas de la tabla 2 del Anexo para $M^* = 32.97$

$$b/ \frac{1_{35+N}}{1_{32.5}} = W_N 5^P_{N-5} + (1 - W_N) 5^P_N$$

FUENTE: Las proporciones de no huérfanos se tomaron de la columna 5 del cuadro 2

Con este valor de $l_{32.5}^1 = 0.86908$ se procedió a calcular la l_{35+N}^1 para edades sucesivas. Después de la primera estimación se repite todo el procedimiento para dar una segunda estimación. Con la repetición del procedimiento se consigue refinar cada vez más la estimación, como puede observarse en el cuadro 4.

A continuación de cada cálculo se graficaron los valores de Y_x e Y_x^S , hasta lograr una serie de puntos observados que aparezcan aproximadamente alineados.

Se analizaron en estos gráficos el comportamiento de la curva concluyéndose, que por la misma era factible trazar una recta de la forma $Y_x = a + b Y(x)^S$, llegándose al valor de $b_4 = 1.081$ y $a_4 = -0.0158$, los cuales indicaron que la recta $\hat{Y}_x = -0.0158 + 1.081 Y_x^S$ podía conducir a una serie de valores \hat{l}_x razonables.

Es por eso que en el cuadro 5 aparece en la columna 5a. los valores de \hat{l}_x que servirá de base para la elaboración de la tabla de vida masculina del censo experimental de Costa Rica.

En el gráfico 3 se encuentra la curva de supervivencia obtenida para Costa Rica, así como los de la tabla de vida estándar.

3. Construcción de una tabla de vida masculina basada en la información del censo experimental de Costa Rica, 1968.

Los valores de l_x ajustados por la transformación logito y que aparecen en la columna 5a. del cuadro 5 fueron utilizado para construir la tabla abreviada de vida masculina del censo experimental de Costa Rica.

El resto de las funciones de la tabla abreviada de mortalidad masculina cuadro 6, se obtuvieron fijando como raíz de la tabla $l_0 = 100\ 000$ y haciendo uso en cada caso de las siguientes relaciones:

a - l_x número de sobrevivientes a la edad exacta

"x" de 100 000 nacidos vivos. Los valores correspondientes fueron calculados multiplicando las l_x estimada de la columna 5a. del cuadro 5 por 100 000.

b - ${}_n d_x = l_x - l_{x+n}$ número de muertes entre las edades
x y x + n

c - ${}_n q_x = \frac{{}_n d_x}{l_x}$ probabilidad de morir entre la edad
x y x+n

d - ${}_n m_x =$ tasa central de mortalidad

1) Para las edades 0 - 4

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

2) Para la edad 5 en adelante

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

e - $n L_x$ tiempo vivido, por las personas entre las edades
x y x + n

1) Para la edad 0

$$L_0 = 0.29 l_0 + 0.71 l_1$$

2) Para las edades 1 a 4, suponiendo que existe
linealidad de l_x

$$L_x = \frac{l_x + l_{x+1}}{2}$$

3) Para la edad 5 en adelante

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

4) Para 85 y más

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

Cuadro 4

COSTA RICA: ESTIMACION DE LA ECUACION $y_x = \alpha + \beta y_x^B$ A PARTIR DE ORFANDAD DE PADRE

Edad	a/ $\frac{l_{35+N}}{l_{32.5}}$	$\frac{l_{35+N}^1}{l_{32.5}^1}$ $\frac{l_{35+N/1}^1}{l_{32.5}^1}$	b/ y_x^B	y_x^1	2 $\frac{l_{35+N}^2}{l_{32.5}^2}$ $\frac{l_{35+N/1}^2}{l_{32.5}^2}$	y_x^2	3 $\frac{l_{35+N}^3}{l_{32.5}^3}$ $\frac{l_{35+N/1}^3}{l_{32.5}^3}$	y_x^3	4 $\frac{l_{35+N}^4}{l_{32.5}^4}$ $\frac{l_{35+N/1}^4}{l_{32.5}^4}$	y_x^4
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
45	0.95612	0.83094	-0.7060	-0.7962	0.82482	-0.7747	0.82604	-0.7789	0.82590	-0.7784
50	0.92719	0.80580	-0.6337	-0.7115	0.79930	-0.6910	0.80106	-0.6965	0.80106	-0.6960
55	0.87245	0.75823	-0.5373	-0.5715	0.75211	-0.5549	0.75376	-0.5594	0.75362	-0.5590
60	0.80048	0.69568	-0.4139	-0.4134	0.69007	-0.4002	0.69158	-0.4038	0.69146	-0.4035
65	0.70848	0.61573	-0.2551	-0.2357	0.61076	-0.2253	0.61210	-0.2281	0.61199	-0.2278
70	0.57540	0.50007	-0.0383	-0.0001	0.49604	-0.0079	0.49712	-0.0058	0.49703	-0.0059
75	0.44703	0.38851	0.2134	0.2268	0.38537	0.2334	0.38622	0.2316	0.38615	0.2318
80	0.25746	0.22375	0.5058	0.6220	0.22195	0.6272	0.22244	0.6258	0.22239	0.6259
85	0.20574	0.17881	0.8805	0.7622	0.17736	0.7672	0.17775	0.7658	0.17772	0.7659
90	0.07496	0.06515	1.3986	1.3318	0.06462	1.3362	0.06476	1.3351	0.06475	1.3351

-25-

$$\beta_1 = 1$$

$$\alpha_1 = -0.1066$$

$$\bar{y}_x^B = 0.0414$$

$$\frac{l_{32.5}^1}{l_{32.5}^1} = 0.86908$$

$$\beta_2 = 1.098$$

$$\alpha_2 = -0.003$$

$$\bar{y}_x^B = 0.0214$$

$$\frac{l_{32.5}^2}{l_{32.5}^2} = 0.86267$$

$$\beta_3 = 1.078$$

$$\alpha_3 = -0.019$$

$$\bar{y}_x^B = 0.031$$

$$\frac{l_{32.5}^3}{l_{32.5}^3} = 0.86396$$

$$\beta_4 = 1.081$$

$$\alpha_4 = -0.0158$$

$$\bar{y}_x^B = 0.0285$$

$$\frac{l_{32.5}^4}{l_{32.5}^4} = 0.86380$$

FUENTE: a/ Valores tomados del cuadro 3, columna 6 b/ $y_x^B = \logit(1 - l_x^B)$ tomado de la table de vida Costa Rica 1963

Cuadro 5

COSTA RICA: CALCULO DE LOS LOGITOS Y DE LAS l_x MASCULINA SEGUN
 TABLA ESTANDAR (Costa Rica 1.963)

Edad	(1)		$Y_x^s = \frac{1}{2 \ln \frac{1-l_x^s}{l_x^s}}$	(2)	
	l_x^s	$\frac{1-l_x^s}{l_x^s}$		$Y_x = -0.0158 + 1.081 Y_x^s$	$\hat{l}_x = \frac{1}{1+e^{2Y_x}}$
10	20	$30 \frac{1-l_x^s}{l_x^s}$	40	50	60
0	100.000				
1	0.91210	0.09637	-1.16977	-1.28033	0.92828
2	0.89683	0.11504	-1.08124	-1.18462	0.91445
3	0.89086	0.12251	-1.104978	-1.15061	0.90898
4	0.88711	0.12726	-1.03078	-1.13007	0.90552
5	0.88432	0.13081	-1.01700	-1.11518	0.90294
10	0.87704	0.14020	-0.98235	-1.07772	0.89618
15	0.87282	0.14571	-0.96306	-1.05687	0.89223
20	0.86649	0.15408	-0.93514	-1.02668	0.88629
25	0.85757	0.16609	-0.89763	-0.98613	0.87785
30	0.84799	0.17926	-0.85946	-0.94488	0.86873
35	0.83718	0.19449	-0.81870	-0.90081	0.85835
40	0.82312	0.21489	-0.76882	-0.84689	0.84472
45	0.80407	0.24367	-0.70596	-0.77895	0.82605
50	0.78030	0.28156	-0.63371	-0.70084	0.80245
55	0.74547	0.34144	-0.53730	-0.59662	0.76732
60	0.69590	0.43699	-0.41392	-0.46325	0.71637
65	0.62483	0.60044	-0.25505	-0.29151	0.64176
70	0.51912	0.92634	-0.03826	-0.05716	0.52855
75	0.39487	1.53248	0.21344	0.21493	0.39416
80	0.26666	2.75009	0.50582	0.53099	0.25693
85 y +	0.14667	5.81803	0.88048	0.93600	0.13331

FUENTE:

(1) Valores tomados de la tabla de vida de Costa Rica 1.963

(2) $Y_x = -0.0158 + 1.081 Y_x^s$

Cuadro 6

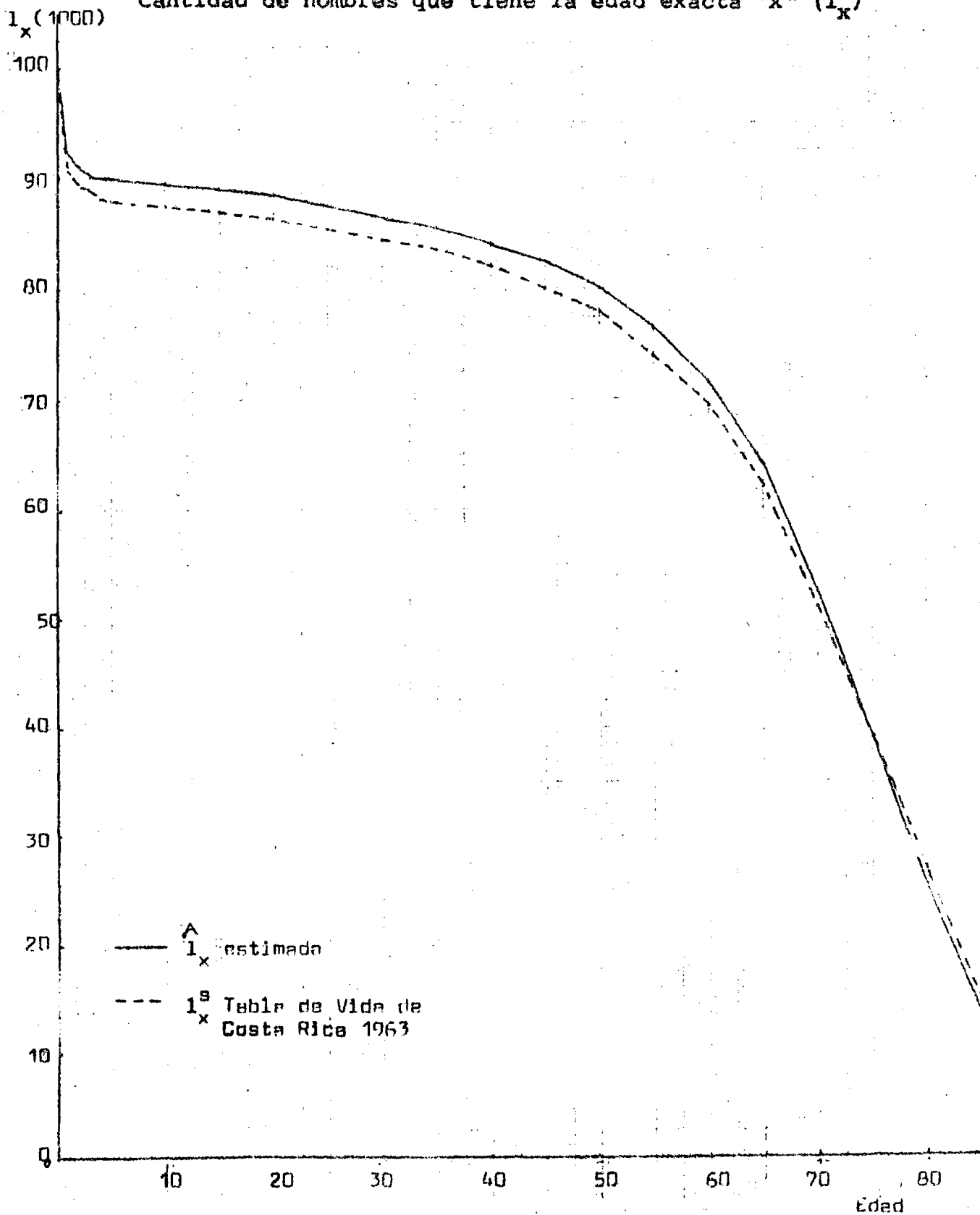
COSTA RICA: TABLA ABREVIADA DE MORTALIDAD MASCULINA SEGUN RESULTADOS DEL
 CENSO EXPERIMENTAL 1968

Edad x, x+n (1)	l_x (2)	$n d_x$ (3)	n^q_x (4)	n^m_x (5)	n^L_x (6)	T_x (7)	e_x^0 (8)
0	100 000	7 172	0.07172	0.07439	94 908	6 302 390	63.02
1	92 828	1 383	0.01490	0.01501	92 137	6 207 482	66.87
2	91 445	547	0.00598	0.00600	91 172	6 115 345	66.80
3	90 898	346	0.00381	0.00382	90 725	6 024 173	66.27
4	90 552	258	0.00285	0.00285	90 423	5 933 448	65.53
5- 9	90 294	676	0.00749	0.00150	449 780	5 843 025	64.71
10-14	89 618	395	0.00441	0.00088	447 103	5 393 245	60.18
15-19	89 223	594	0.00666	0.00211	444 630	4 946 142	55.44
20-24	88 629	844	0.00952	0.00099	441 035	4 501 512	50.79
25-29	87 785	912	0.01039	0.00224	436 645	4 060 477	46.25
30-34	86 873	1 038	0.01195	0.00241	431 770	3 623 832	41.71
35-39	85 835	1 363	0.01588	0.00320	425 768	3 192 062	37.19
40-44	84 472	1 867	0.02210	0.00447	417 693	2 766 294	32.75
45-49	82 605	2 360	0.02857	0.00580	407 125	2 348 601	28.43
50-54	80 245	3 513	0.04378	0.00895	392 443	1 941 476	24.19
55-59	76 732	5 095	0.06640	0.01374	370 923	1 549 033	20.19
60-64	71 637	7 461	0.10415	0.02197	339 532	1 178 110	16.45
65-69	64 176	11 321	0.17641	0.03869	292 578	838 578	13.07
70-74	52 855	13 439	0.25426	0.05826	230 678	546 000	10.33
75-79	39 416	13 723	0.34816	0.08431	162 773	315 322	8.00
80-84	25 693	12 362	0.48114	0.12671	97 560	152 549	5.94
85 y más	13 331	13 331	1.00000	0.24243	54 989	54 989	4.12

FUENTE: Cuadro 5

Gráfico 3

COSTA RICA: CURVA DE SUPERVIVENCIA
Cantidad de hombres que tiene la edad exacta "x" (l_x)



FUENTE: Cuadro 6

f - T_x = persona-años por vivir a partir de la edad exacta "x"

$$T_x = \sum_x^W nLx$$

g - e_x° = años que se espera viva una persona en promedio, a partir de la edad exacta x

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

IV BREVE ANALISIS DE LOS RESULTADOS

Comparando el valor de la esperanza de vida al nacer (e_x°) que resultó ser 63,02 para el censo experimental de Costa Rica, con el obtenido en la tabla de vida de Costa Rica (1962-64) 15/ para la población masculina, la diferencia es prácticamente insignificante, pues el valor de ésta fue de 61.87. No debe olvidarse que la tabla presentada en este trabajo, fue construida con datos de un censo experimental que abarcó una pequeña parte del territorio, y cuyo fin no fue la de estimar la mortalidad del país.

También debe tenerse en cuenta que la tabla no debe estar reflejando exactamente los niveles de mortalidad del año 1968, ya que la técnica de estimación de la mortalidad ideada por William Brass y que fue utilizada en este trabajo, se basa en información retrospectiva, por lo que estará influenciada por características de años anteriores a 1968.

15/ Romero M, Gómez M, Alfaro J, Ruiz J, Tablas de vida...op.cit.

Si se observa el gráfico 4 en la cual se trazó la curva correspondiente a las probabilidades de morir estimada (${}_nq_x$) en este trabajo, junto con las correspondientes a los calculados en las tablas de vida 1950, 1963 y 1973 se puede ver que los resultados parecen aceptables.

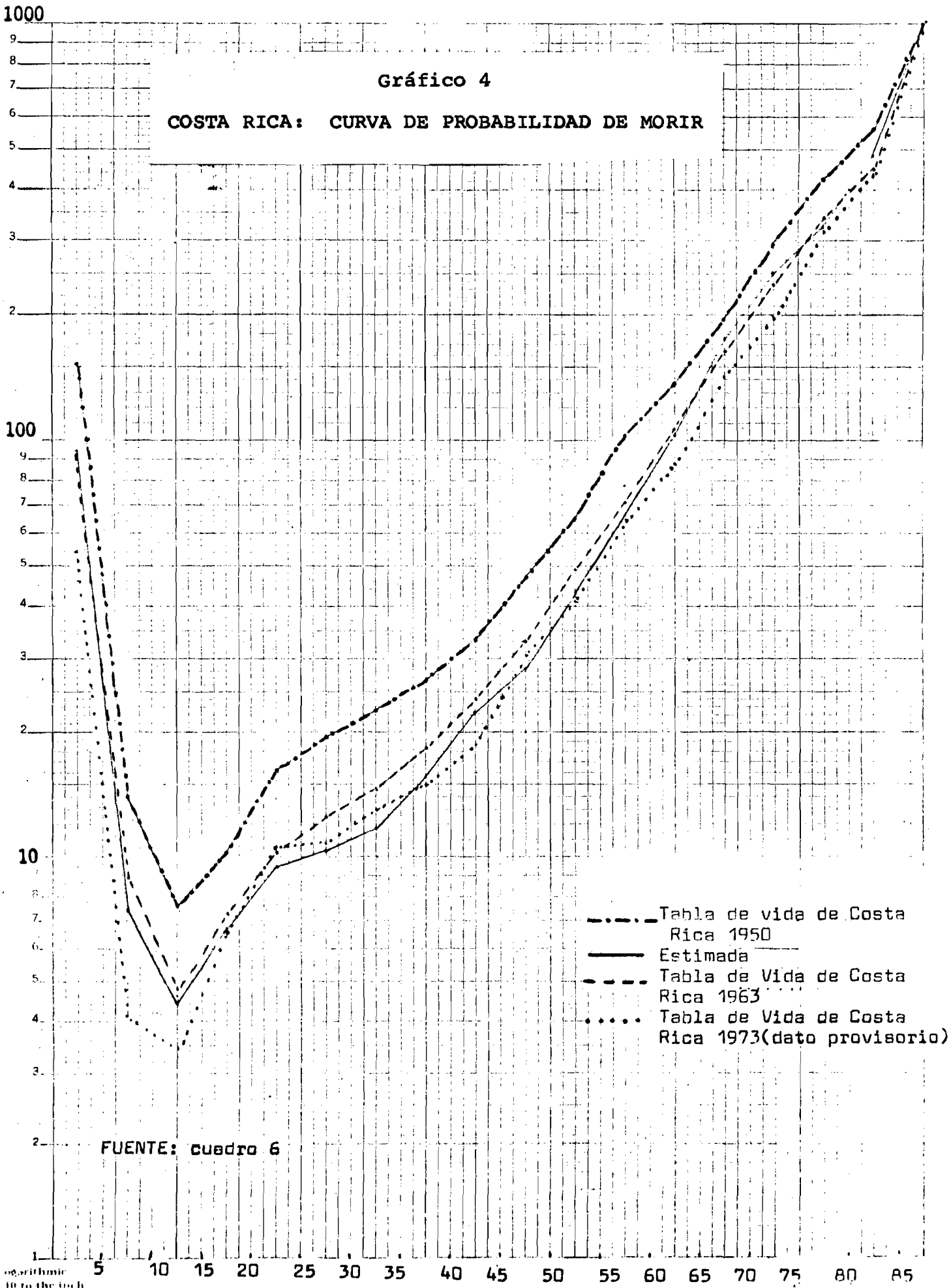
La curvatura un poco pronunciada que se observa en el tramo comprendido entre los 15 y los 32.5 años se justifica, ya que los mismos fueron obtenidos al empalmar la mortalidad infantil y juvenil con la mortalidad masculina adulta, puesto que inicialmente no se disponía de la información para esas edades.

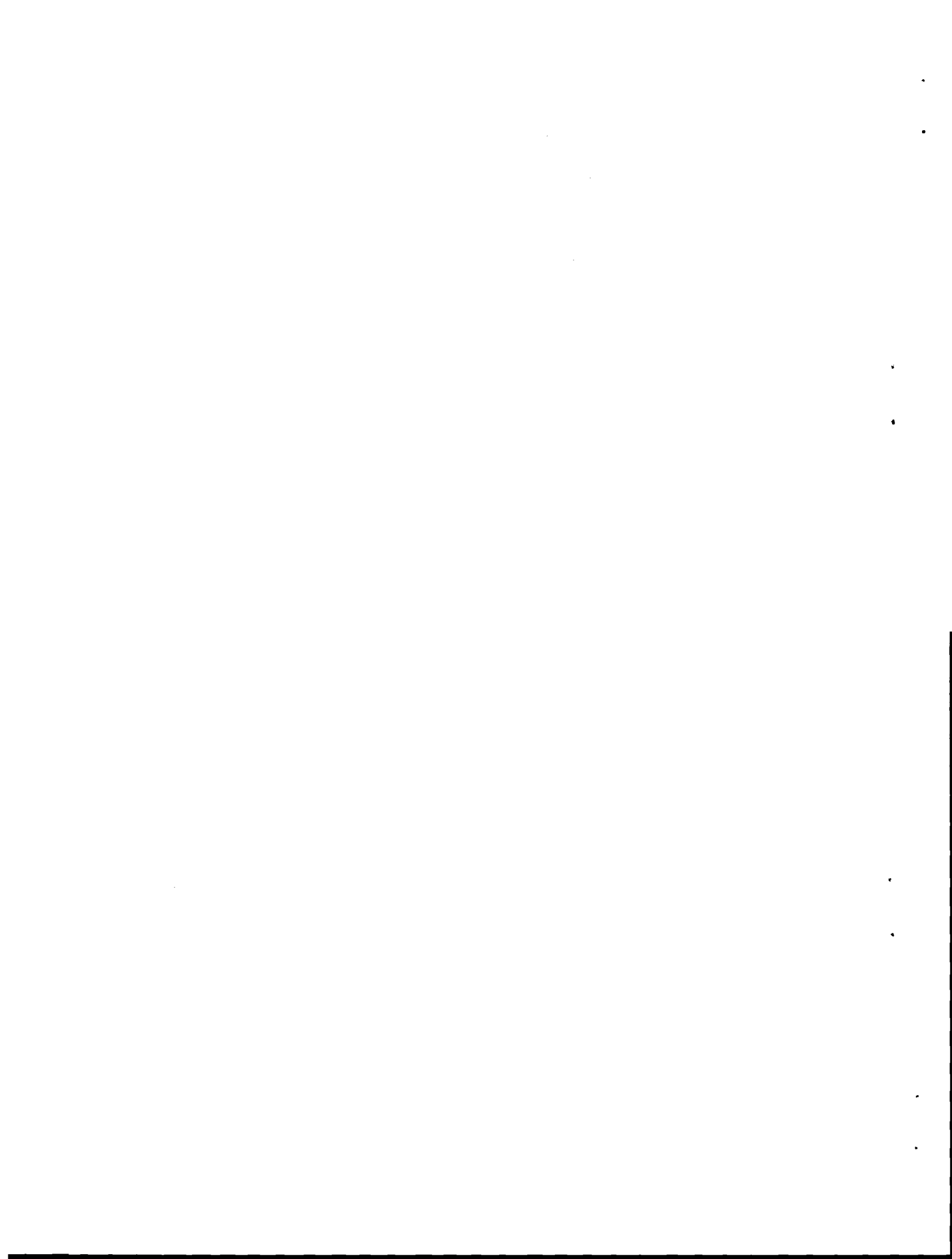
En conclusión se puede decir que la información sobre orfandad facilita medidas valiosas de la mortalidad adulta.

Con los resultados obtenidos en este trabajo queda demostrado que, con la aplicación del método ideado por el profesor Brass pueden obtenerse estimaciones confiables de la mortalidad adulta masculina.

Sin embargo habría que hacer notar que una mortalidad que de sc ie nde con rapidez puede provocar una sobreestimación de la mor ta li dad adulta, pero es posible que el efecto no sea demasiado grande puesto que el marcado incremento de las tasas de mortalidad en las edades avanzadas significa que el grueso de las muertes de los padres ha ocurrido en un tiempo cercano a la encuesta.

Gráfico 4
COSTA RICA: CURVA DE PROBABILIDAD DE MORIR





A N E X O

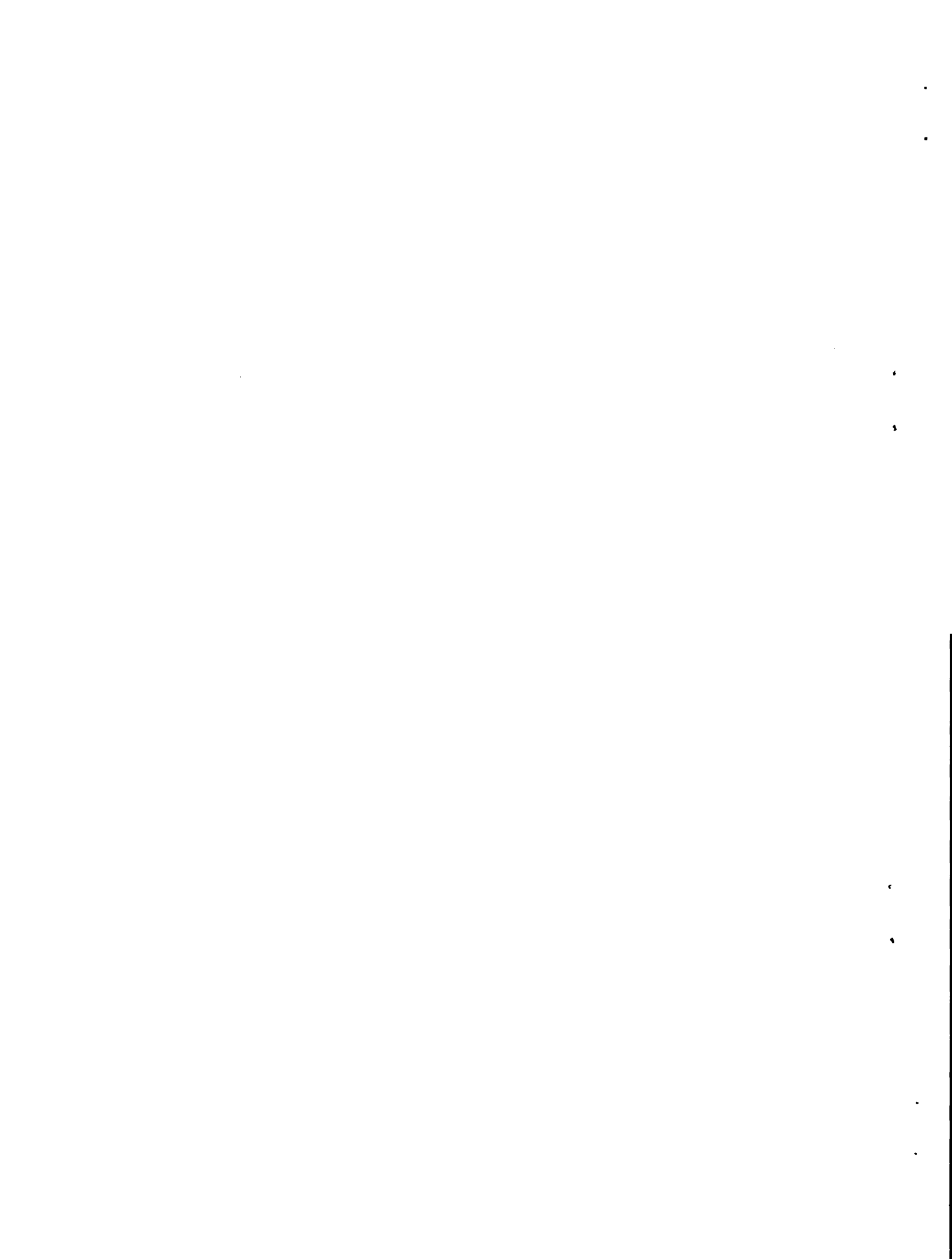


Tabla 1

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 $P_1/P_2, \bar{m}, \bar{m}'$ 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	29.2	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. Pag. 133

Tabla 2

FACTORES DE PONDERACION w_N PARA CONVERTIR LAS PROPORCIONES DE PADRES VIVOS EN PROBABILIDADES DE SUPERVIVENCIA MASCULINA (1) A PARTIR DE LOS 32.5 AÑOS Y (2) A PARTIR DE LOS 37.3 AÑOS

(1)

Edad central	M ^a =Edad media de los padres al nacimiento de los hijos								
	28	29	30	31	32	33	34	35	36
10	0.192	0.258	0.322	0.388	0.455	0.521	0.587	0.650	0.714
15	0.151	0.243	0.336	0.429	0.522	0.613	0.702	0.790	0.877
20	0.043	0.166	0.287	0.406	0.523	0.638	0.750	0.861	0.969
25	-0.093	0.051	0.194	0.335	0.474	0.611	0.744	0.877	1.007
30	-0.327	-0.161	0.001	0.162	0.319	0.475	0.627	0.779	0.931
35	-0.640	-0.408	-0.211	-0.047	0.109	0.269	0.438	0.610	0.782
40	-0.856	-0.714	-0.554	-0.379	-0.203	-0.034	0.133	0.303	0.480
45	-1.120	-0.963	-0.806	-0.651	-0.495	-0.340	-0.183	-0.024	0.141
50	-1.162	-1.030	-0.903	-0.776	-0.651	-0.524	-0.396	-0.264	-0.128
55	-1.040	-0.943	-0.850	-0.758	-0.667	-0.576	-0.486	-0.397	-0.304

(2)

Edad central	M ^a =Edad media de los padres al nacimiento de los hijos								
	36	37	38	39	40	41	42	43	44
10	0.384	0.460	0.537	0.613	0.687	0.758	0.827	0.897	0.969
15	0.378	0.484	0.588	0.690	0.790	0.888	0.984	1.079	1.174
20	0.324	0.455	0.582	0.708	0.833	0.954	1.075	1.195	1.318
25	0.164	0.315	0.465	0.613	0.759	0.904	1.051	1.197	1.346
30	-0.043	0.122	0.286	0.450	0.614	0.778	0.944	1.116	1.295
35	-0.359	-0.183	-0.015	0.152	0.321	0.496	0.677	0.863	1.062
40	-0.624	-0.473	-0.316	-0.157	0.003	0.168	0.342	0.529	0.722
45	-0.757	-0.631	-0.503	-0.372	-0.237	-0.099	0.047	0.208	0.393
50	-0.742	-0.650	-0.559	-0.471	-0.377	-0.280	-0.182	-0.069	0.063
55	-0.599	-0.541	-0.485	-0.425	-0.366	-0.308	-0.238	-0.149	-0.049

FUENTE: Notas de Población, CELADE, Año 1 Vol. 2

Tabla 3

CENSO EXPERIMENTAL DE COSTA RICA. CALCULO DE LA
EDAD MEDIA DE LAS MADRES (M). AÑO 1968

i	Grupos de edades x, x + 4	Edad central de cada grupo \bar{x}_i	Mujeres que decla- raron hijos teni- dos
1	15-19	17.5	22
2	20-24	22.5	100
3	25-29	27.5	101
4	30-34	32.5	82
5	35-39	37.5	52
6	40-44	42.5	24
7	45-49	47.5	5

$$M = \frac{\bar{X}_i U_i}{U_i} - \mathcal{L} = \frac{11285}{386} - 0.7 = 28.5 \text{ años}$$

\mathcal{L} = diferencia entre la fecha del censo (15-3-68) y el momento central del año al cual se refiere la estimación (30-6-67)

Fuente: Brass, William. Seminario sobre métodos para medir variables demográficas (fecundidad y mortalidad). Serie DS N° 9. San José. Costa Rica 1973.

Tabla 4

TOTAL DE MATRIMONIOS CATOLICOS Y CIVILES SEGUN
GRUPOS DE EDAD DE LOS CONTRAYENTES. COSTA RICA
1968

Grupos de edad	Esposa	Esposo
-15 años	199	2
15-19	3.972	804
20-24	3.232	4.304
25-29	1.156	2.388
30-34	411	906
35-39	271	498
40-44	155	250
45-49	89	158
50-54	42	104
55-59	40	66
60-64	28	65
65-69	8	30
70-74	6	23
75-79	3	8
80-84	1	10
85 y más	1	3

Fuente: Estadística vital 1968 (N° 35). Depto. de Estadísticas Sociales Sección Estadística Vital

$$\bar{X}^M = \frac{x_i f_i}{f_i} = 22.72$$

$$\bar{X}^H = \frac{x_i f_i}{f_i} = 27.19$$

$$d = 27.19 - 22.72 = 4.47$$

$$M^* = M + d = 28.5 + 4.47 = 32.97$$

M* edad media de los padres

M edad media de las madres

d constante

Tabla 5
AJUSTE DE LAS l_x CALCULADAS POR EL METODO DE BRASS

Edad	$1-P_x$	l_x	Y_x	Y_x^S	t	$\frac{\hat{Y}_x}{Y_x^S + \bar{t}}$	$\frac{1-\hat{P}_x}{1+e^{-2\hat{Y}_x}}$	\hat{l}_x
2	0.07901	0.92099	-1.2279	-1.1213	-0.1066	-1.1990	0.0833	0.91670
3	0.08682	0.91312	-1.1765	-1.0858	-0.0907	-1.1362	0.0951	0.90490
4	0.10210	0.89790	-1.0871	-1.0512	-0.0359	-1.1289	0.0947	0.90530

$$\bar{t} = -0.0777$$

$$l_x^{AS(2)} = 0.91670$$

FUENTE: Cuadro 1

Tabla 6
AJUSTE DE LAS l_x CALCULADAS POR EL METODO DE SULLIVAN

Edad	$1-P_x$	l_x	Y_x	Y_x^S	t	$\frac{\hat{Y}_x}{Y_x^S + \bar{t}}$	$\frac{1-\hat{P}_x}{1+e^{-2\hat{Y}_x}}$	\hat{l}_x
2	0.07872	0.92128	-1.2299	-1.1213	-0.1086	-1.2122	0.081331	0.91867
3	0.08465	0.91535	-1.1904	-1.0858	-0.1046	-1.1767	0.086796	0.91132
5	0.09782	0.90218	-1.1108	-1.0512	-0.0596	-1.1421	0.09244	0.90756

$$\bar{t} = -0.0909$$

$$l_x^{AS} = 0.91867$$

$$P_2 = 1.052 \quad P_2/P_3 = 0.402$$

$$P_3 = 2.612$$

$$q(2) = D_2(1.30 - 0.54 \times 0.402) = 0.07872$$

$$q(3) = D_3(1.17 - 0.40 \times 0.402) = 0.08465$$

$$q(5) = D_5(1.13 - 0.33 \times 0.402) = 0.09782$$

$$l_x^{AS} = 0.99211 \quad r_2 = 0.99211 \quad l_x^H = 0.9210 \times 0.99211 = 0.91372$$

BIBLIOGRAFIA

1. Brass, William : "Seminario sobre métodos para medir variables demográficas (fecundidad y mortalidad) CELADE-Serie DS N° 9 San José, Costa Rica, 1973.
2. Farnos, Alfonso : "Guatemala, Censo experimental de 1970: Aplicación de las técnicas del profesor William Brass para estimar fecundidad y mortalidad". CELADE-Serie C N° 143 Santiago de Chile - Mayo de 1972.
3. Brass, William : "Sobre la escala de la mortalidad" CELADE Serie DS N° 7. San José, Costa Rica 1971.
4. Ortega, Antonio y Rincón, Manuel : "Mortalidad" Fascículo IV de la EDENH - CELADE. Serie A N° 129 Agosto 1975.
5. Corona, Rodolfo : " Determinación de la Mortalidad por medio de Técnicas de William Brass, con Especial Referencia al Sistema Logito". CELADE - Curso Básico de Demografía 1972.
6. Brass, William : " Métodos para estimar la fecundidad y la mortalidad en poblaciones con datos limitados" CELADE. Santiago de Chile, 1974.
7. Kent, Hill : "Analysis of information on widowhood of first spouse" Fascículo 7 de la EDENH. Apéndice 4.
8. Censo Experimental de Costa Rica. CELADE Serie A N° 108 Santiago - Chile, 1971.
9. Brass, William : "Ajuste e interpretación de datos demográficos" CELADE Serie DS N° 8. San José, Costa Rica, 1973.
10. Brass, William y Coale Ansley J.: "Métodos de análisis y estimación" CELADE. Serie D N° 63. Octubre 1970.
11. Notas de Población. Año I Vol. 2 CELADE. Santiago de Chile Agosto, 1973.
12. Dirección General de Estadística y Censos: "Estadística Vital 1968" N° 35 San José, Costa Rica.
13. Joop, Alberto : " Costa Rica. Tablas abreviadas de mortalidad por provincias 1962-1964" CELADE Serie AS N° 9 San José Costa Rica 1970.