

LS/m

1800 0000

4067 0009100  
760803

# CELADE

---

CENTRO LATINOAMERICANO DE DEMOGRAFIA

---

Alfonso Farnós

GUATEMALA, CENSO EXPERIMENTAL DE 1970:  
APLICACION DE LAS TECNICAS DEL PROFESOR  
WILLIAM BRASS PARA ESTIMAR FECUNDIDAD  
Y MORTALIDAD

Santiago de Chile  
Serie C, N° 143

---

Mayo de 1972

10.	Guatemala: Segundo proceso para la determinación de la tabla de vida del censo experimental; obtención de las $l_x$ .....	25
11.	Guatemala: Tabla abreviada de mortalidad femenina según resultados del censo experimental 1970 .....	28

**Gráficos**

1.	Guatemala: Tasas de fecundidad (número de hijos por cada mil mujeres) 1970 ...	9
2.	Guatemala: Probabilidad de morir entre el nacimiento y la edad $x$ de ambos sexos .....	13
3.	Guatemala: Cantidad de mujeres que tienen la edad exacta $x$ ( $l_x$ ), según diferentes fuentes .....	18
4.	Guatemala: Resultados de los procesos efectuados para determinar una serie de $l_x$ que sirva para construir la tabla de vida femenina del censo experimental.	23
5.	Guatemala: Curva de supervivencia. Cantidad de mujeres que tienen la edad exacta $x$ ( $l_x$ ) .....	27

## 1. ANTECEDENTES Y OBJETIVOS

### 1. Antecedentes

En diciembre de 1970 se llevó a cabo en Guatemala un censo experimental cuyo principal objetivo era ubicar las posibles deficiencias de la metodología elaborada para el censo general de 1972.

En este censo, llevado a efecto entre el 14 y el 18 de diciembre de 1970, se enumeraron 18 940 personas: 9 447 del sexo masculino y 9 493 del femenino.

El área de enumeración estuvo compuesta por dos municipios situados en las afueras de la capital y una zona seleccionada dentro de la propia Ciudad de Guatemala. De acuerdo al censo de 1964 se estimó que estas áreas estaban compuestas de la manera siguiente:

- i) Municipio de Supango con 8 500 habitantes, de los cuales más del 90 por ciento son indígenas
- ii) Municipio de Petapa con 3 500 habitantes, de los cuales sólo el 9 por ciento son indígenas
- iii) Zona central de la ciudad de Guatemala, con 4 000 habitantes, representantes de estratos medio-alto, medio-bajo y bajo.

El objetivo de la selección anterior era tener representados en el censo a los diferentes tipos de individuos que componen la población del país, a los efectos de poder estudiar las dificultades que podrían presentarse en la elaboración de un censo. No debe, por consiguiente, concluirse que los resultados obtenidos son representativos del país, aunque generalmente puedan aproximarse.<sup>1/</sup>

### 2. Objetivos

En este trabajo se pretende obtener mediciones de los niveles de fecundidad y mortalidad existentes en la población censada.

Las mediciones a que se ha hecho referencia se van a basar en estimaciones, logradas mediante la aplicación de las técnicas expuestas por el profesor William Brass en el Seminario efectuado en San José, Costa Rica, en septiembre de 1971 y que se encuentran recogidas en un documento publicado por la Sub-sede del Centro Latinoamericano de Demografía (CELADE).<sup>2/</sup> A los efectos de facilitar el entendimiento de los métodos de estimación utilizados, dentro del presente trabajo se hará una breve exposición de las principales características de cada uno, antes de proceder a su aplicación.

<sup>1/</sup> Mayores detalles sobre los aspectos organizativos pre-censales pueden verse en los archivos del CELADE en la carpeta denominada "Censo Experimental de Guatemala" (S.U./2.2.J.1).

<sup>2/</sup> Brass, William: Seminario sobre métodos para medir variables demográficas (fecundidad y mortalidad), CELADE Sub-sede, Serie DS.9, San José, Costa Rica, septiembre 1971. (Versión española de sus disertaciones en inglés).

El presente documento se va a dividir en dos secciones fundamentales: una destinada a las estimaciones de medidas de fecundidad y otra a las de mortalidad. Dentro de estas dos secciones se han hecho sub-divisiones que contemplan dos variantes de estimación para la fecundidad y para la mortalidad, la medición de la mortalidad infantil y juvenil, por una parte, y de la mortalidad adulta femenina, por otra, para llegar con estas dos últimas estimaciones al objetivo fundamental de la sección de mortalidad: construir una tabla de vida para el sexo femenino, basada en los resultados del Censo Experimental de Guatemala en 1970.

## II. MEDIDAS DE FECUNDIDAD

La medición de los niveles de fecundidad se obtuvo mediante tasas anuales estimadas para cada grupo quinquenal de edad de las madres. Para llegar a la estimación de dichas tasas se utilizaron dos variantes, planteadas por el profesor Brass.

Ambas variantes se basan en dos de las preguntas hechas en la boleta censal a las personas del sexo femenino. Dichas preguntas fueron:

- i) ¿Cuántos hijos nacidos vivos ha tenido?
- ii) ¿Cuántos hijos nacieron vivos entre enero y diciembre de 1970?

Sus resultados fueron tabulados por grupos quinquenales de edades de las mujeres.

Antes de explicar la forma en que se obtuvieron las tasas es conveniente detallar brevemente en qué consisten las dos variantes aludidas anteriormente, sin pretender con ello hacer una exposición total de la metodología empleada en ambas, ya que existe, según se dijo al principio de este trabajo, un documento que aborda ampliamente el tema metodológico, sin contar que algunas de las ideas del profesor Brass se encuentran expuestas en publicaciones anteriores.<sup>3/</sup>

### 1. Metodología de la Primera Variante

A. Datos necesarios. - El método que el profesor Brass propone se fundamenta en dos indicadores básicos:

- i) Las tasas de fecundidad actual ( $f_i$ ), definidas como el cocientes que resulta de dividir el número de hijos tenidos en el año anterior al censo por las mujeres de un grupo quinquenal de edades ( $i$ ), entre el total de mujeres de ese grupo quinquenal. Siendo  $i = (1, 2, \dots, 7)$  y correspondiendo cada valor de ( $i$ ) a los grupos quinquenales 15-19, 20-24...45-49 años, respectivamente.
- ii) La paridez media ( $P_i$ ), definida como el cociente que resulta de dividir el total de hijos tenidos en toda su vida por las mujeres de un grupo quinquenal ( $i$ ) entre el total de mujeres censadas en ese grupo de edades.

En su método, el profesor Brass supone que la estructura de las tasas de fecundidad actual ( $f_i$ ) es una estimación aceptable de la verdadera estructura de la fecundidad; pero que, sin embargo, los niveles de estas

3/ Puede verse:

Naciones Unidas, Métodos para establecer mediciones demográficas a partir de datos incompletos, Manual IV, ST/SOA/Serie A, Nº 42, Cap. II y III, Nueva York, 1968.  
Brass, William; Coale, Ansley J. y otros, The Demography of tropical Africa, Princeton University Press, Princeton 1968, Cap. III. Existe traducción hecha por CELADE, Serie D Nº 63, octubre, 1970.

tasas ( $f_i$ ) son incorrectos. Esto último se debe a los errores en el período de referencia que suelen cometer las mujeres al declarar los hijos tenidos en los últimos doce meses anteriores al censo.

Por otra parte, supone que la paridez media de las mujeres que están entre los 20 y 24 años, es decir, el valor de  $P_2$ , es un buen indicador de los niveles de fecundidad existentes, ya que en las edades siguientes se espera que ocurran omisiones, producto de que las mujeres tienen que recordar hechos pasados hace mucho tiempo. Por lo anterior, Brass propone el uso de un factor corrector de las  $f_i$  que las lleve a ser coherentes con el nivel dado por  $P_2$ . Independientemente de los supuestos requiere, para conducir a resultados aceptables, que los niveles de fecundidad se hayan mantenido aproximadamente constantes en los últimos tiempos.

B. El factor corrector. Si las tasas de fecundidad actual son acumuladas hasta la edad central de cada intervalo quinquenal de edad, se puede decir que estas tasas acumuladas de fecundidad ( $F_i$ ) representan también la paridez media del  $i$ -ésimo intervalo de edades; pero con la diferencia de que no han sido calculadas basándose en la pregunta retrospectiva (hijos tenidos nacidos vivos acumulados) sino a base de la fecundidad actual (hijos nacidos vivos en los últimos doce meses). En otras palabras, la paridez media queda ahora representada también por la siguiente fórmula:

$$F_i = 5 \sum_{j=0}^{i-1} f_j + k_i f_i$$

donde  $k_i$  será igual a 2,5 si se supone que la fecundidad es uniforme en el  $i$ -ésimo tramo de edades. Brass propone como factor corrector el cociente que resulta de dividir  $P_2$  entre  $F_2$ , pero utilizando como  $k_i$  no el 2,5 señalado antes, sino unos coeficientes basados en un modelo teórico de fecundidad donde la variación dentro de cada intervalo de edad no es lineal. El elaboró dos tipos de tablas de  $k_i$  para los diferentes niveles de fecundidad, una cuando la edad que tenían las madres al momento del parto se encuentra desplazada medio año hacia atrás como promedio con respecto a la edad que tienen en el momento del censo, y otra, cuando en el censo se recoge la edad que tenía la madre al tener el hijo y no la que tiene en el momento de ser entrevistada.<sup>4/</sup> Para entrar en dichas tablas se requiere del cociente  $f_1/f_2$  para los tres primeros valores de  $k_i$  y de la edad media de la fecundidad ( $\bar{m}$ ) para los cuatro valores restantes, definiéndose como  $\bar{m}$  al promedio ponderado de los  $f_i$ , usando como ponderación la edad central de cada intervalo de edad ( $\bar{x}_i$ ). Frecuentemente es necesario efectuar interpolaciones lineales entre los  $k_i$  tabulados por Brass, dado que los valores de  $f_1/f_2$  y de  $\bar{m}$  pueden no coincidir exactamente con los de las tablas.

En resumen, esta primera variante plantea que las tasas de fecundidad corregidas ( $f_i^!$ ) del  $i$ -ésimo intervalo de edad estarán dadas por la fórmula:

$$f_i^! = f_i \times P_2/F_2$$

<sup>4/</sup> Las tablas de  $k_i$  aparecen en la página 132 del Manual IV op.cit., en el cual han sido denotados como  $w_i$ . También se reproducen al final de este trabajo.

C. Aplicación de la primera variante y comentario de los resultados. En el cuadro 1 se reflejan los pasos que se han seguido para determinar los cocientes  $P_i/F_i$  y en particular el factor corrector  $P_2/F_2$ .

En el cuadro 1 se ha introducido, independientemente de los conceptos explicados en la parte metodológica, una columna auxiliar denominada  $\phi_i$  que representa la acumulación de las  $f_i$  hasta el inicio de cada intervalo de edad. Observando la columna 11 donde aparecen las relaciones  $P_i/F_i$  se ve que, de acuerdo a esta variante de estimación, los valores de  $P_i$  son siempre superiores a los de  $F_i$  en un 25 por ciento aproximadamente, y en el caso particular de  $P_2$ , en un 22,6 por ciento. Este hecho pudiera explicarse por dos motivos principales:

- i) En la información de hijos tenidos en el último año se han cometido omisiones de tal magnitud en el periodo de referencia que la fecundidad actual acumulada ( $F_i$ ) se encuentra sub-estimada. Este es el tipo de error que se pretende eliminar al aplicar el factor corrector  $P_2/F_2$ .
- ii) Los niveles de fecundidad pudieran tener una tendencia a disminuir en los últimos años, lo que haría que la fecundidad retrospectiva sea mayor que la fecundidad actual, principalmente en los últimos grupos de edades.

Antes de llegar a alguna conclusión, y determinar los valores de  $f_i$ , es conveniente observar los resultados que ofrece la segunda variante de Brass para estimar los niveles de fecundidad.

## 2. Metodología de la segunda variante<sup>5/</sup>

A. Comparación con la primera variante y datos necesarios. Esta variante tiene como característica primordial sobre la primera, el hecho de que en ella los cambios en los niveles de fecundidad ocurridos en el pasado reciente afectan menos sus resultados, pues aquí se toma como dato el "número de mujeres que han llegado a ser madres" según edad cumplida, dato que no sufre grandes modificaciones aunque el patrón de fecundidad de los grupos quinquenales de edad esté variando. Puede considerarse, por lo tanto, esta segunda variante, como más robusta que la primera.

En cuanto a método de estimación tiene un aspecto similar a la primera, pues en ella se busca también un factor corrector de las  $f_i$  que contenga una información retrospectiva (análoga a  $P_i$ ) y otra basada en la fecundidad reciente (análoga a  $F_i$ ); sin embargo, la diferencia radica en que en la primera variante se trabajó con los nacimientos tenidos por las mujeres en toda su vida, lo que conducía al concepto "paridez media" mientras que aquí se va a trabajar como ya se dijo, con el número de mujeres que han sido madres en algún momento de su vida, lo que conduce al concepto "proporción de madres" definiéndose como tal al cociente que resulta de dividir el número de mujeres de un determinado grupo de edades, que han tenido uno o más hijos ( $N_i^F(1+)$ ), entre el total de mujeres de ese grupo ( $N_i^F$ ). Este es el dato retrospectivo que se denotará como  $P_i(1+)$  y que puede ser obtenido tabulando en forma apropiada la información de "hijos tenidos nacidos vivos".

<sup>5/</sup> Una explicación más amplia de esta metodología puede verse en:

Brass, William, Seminario sobre métodos ... op.cit., Sesión 2, páginas 6 a 12.

Cuadro 1

GUATEMALA: DETERMINACION DE LOS COCIENTES  $P_i/F_i$  A TRAVES DE LA INFORMACION DE HIJOS NACIDOS VIVOS (H.N.V.)  
E HIJOS NACIDOS VIVOS EN EL ULTIMO AÑO (N.U.A.)

Edad de las mujeres al efectuarse el censo	Intervalo de edades $i$	Total de mujeres $N_i^F$	(H.N.V.) $_i$	(N.U.A.) $_i$	Paridez Media $(HN^F)_i$ $P_i = \frac{(HN^F)_i}{N_i^F}$	Fecundidad Actual $(HUA)_i$ $f_i = \frac{(HUA)_i}{N_i^F}$	$\phi_i = \sum_{j=0}^{i-1} f_j$	Multiplicadores $k_i$ a/	Fecundidad actual acumulada $F_i = \phi_i + k_i \cdot f_i$	$P_i/F_i$
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)
15-19	1	1 046	239	93	0,228	0,089	0	2,021	0,180	1,267
20-24	2	845	1 199	212	1,419	0,250	0,445	2,850	1,157	1,226
25-29	3	623	1 817	139	2,917	0,223	1,695	3,015	2,367	1,232
30-34	4	505	2 241	107	4,438	0,212	2,810	3,110	3,469	1,279
35-39	5	537	2 972	83	5,534	0,155	3,870	3,233	4,371	1,266
40-44	6	441	2 768	28	6,277	0,063	4,645	3,480	4,864	1,290
45-49	7	360	2 251	4	6,253	0,011	4,960	4,297	5,007	1,248

$$\bar{m} = 29,13 \text{ años}$$

$$f_1/f_2 = 0,356$$

Fuente: Guatemala, Censo Experimental de Población y Vivienda, diciembre de 1970. Banco de Datos de CELADE, cuadros 2 y 3.

a/ Se adoptaron los multiplicadores  $k_i$  con desplazamiento de medio año.

Para obtener la información basada en la fecundidad del último año, tiene que determinarse el número de mujeres que en el año anterior al censo fueron madres por primera vez en su vida, lo que dicho de otra forma corresponde a lo que se puede llamar "primeros nacimientos"  $B_i(1)$ . Si se dividen estos "primeros nacimientos" de un grupo quinquenal de edades  $i$  entre las mujeres de ese grupo quinquenal ( $N_i^F$ ) se obtiene la proporción de mujeres que en cada grupo quinquenal pasaron a ser madres o, lo que es igual, la "tasa de fecundidad de los primeros nacimientos" ( $f_i(1)$ ).

Si estas tasas son acumuladas hasta la edad central de cada intervalo de edad, en una forma análoga a las  $F_i$  de la primera variante, o sea mediante la fórmula:

$$F_i(1) = 5 \sum_{j=0}^{i-1} f_j(1) + k_i(1) \cdot f_i(1)$$

se llega a una estimación de la proporción de madres comparable con  $P_i(1+)$  pero en donde se han tomado como base las características del último año. De esta forma, se puede determinar un nuevo factor corrector de las  $f_i$  dado por el cociente  $P_2(1+)/F_2(1)$ ; por lo que las tasas de fecundidad ajustadas mediante la segunda variante ( $f_i''$ ) pueden obtenerse mediante la fórmula:

$$f_i'' = f_i \times P_2(1+)/F_2(1)$$

B. Algunas cuestiones de interés respecto a esta variante. Antes de pasar a la aplicación de esta segunda variante, es necesario profundizar un poco en algunos detalles importantes.

- i) Aunque a simple vista parezca complicada la obtención de las  $f_i(1)$ , éstas son fáciles de obtener si se combina correctamente la información que brinda la pregunta de "hijos tenidos vivos en toda su vida" con la de "hijos tenidos en el año anterior al censo", basta para ello con seleccionar la boleta o tarjeta de tabulación de aquellas madres que han declarado tener solamente un hijo en toda su vida y en esta misma boleta o tarjeta ver si tuvieron ese hijo en el año anterior, lo que indicará que esa mujer ha tenido en el año anterior al censo su primer nacimiento o, lo que es igual, su nacimiento de "primer orden".
- ii) Los multiplicadores  $k_i(1)$  deben ser diferentes a los de la primera variante por cuanto la curva teórica de las tasas de "primeros nacimientos" es diferente de la curva teórica de las tasas de fecundidad, ya que por ejemplo, el primer nacimiento de una madre difícilmente se produce en las mujeres mayores de 35 años, mientras que para edades superiores a ésta, sí es posible esperar que se produzcan nacimientos de orden superior. Los profesores Hill y Blacker en su trabajo "Some Problems of African Demographic Analysis" <sup>6/</sup> han determinado estos multiplicadores presentándolos en forma de tabla. Para entrar en esta tabla se requiere el cociente  $f_1(1)/f_2(1)$  a fin de determinar los  $k_i(1)$  de los tres primeros grupos de edades y de la edad media de la fecundidad de los primeros nacimientos  $\bar{m}(1)$ , para el resto de los grupos. <sup>7/</sup>

<sup>6/</sup> Hill, K.H. y Blacker, J.G.C., Some Problems of Demographic Analysis, Report on discussions held in London, May 17-June 1, 1971, with Mr. W. Brass, Reader in Medical Demography at the London School of Hygiene and Tropical Medicine. La tabla de los multiplicadores aparece en el anexo IV de dicho trabajo, y al final del presente documento.

<sup>7/</sup> Esta edad media se determina por la fórmula:  $\bar{m}(1) = \frac{\sum_{i=1}^4 \bar{x}_i \cdot f_i(1)}{f_i(1)}$  en donde  $\bar{x}_i$  es la edad central del  $i$ -ésimo intervalo de edades y donde solamente se toman las  $f_i(1)$  hasta el cuarto intervalo de edades por estimarse despreciable el resto de los valores, si es que existen. Los intervalos empiezan desde el 15-19 que corresponde a  $i=1$ .

iii) Por último cabe destacar que esta segunda variante presenta, entre otras, una gran ventaja con respecto a la primera variante: es más fácil, al censar una mujer, determinar si es madre o no, que saber cuál es el número exacto de hijos que ha tenido en toda su vida.

C. Aplicación de la segunda variante y comentario de los resultados. En el cuadro 2, análogo al cuadro 1, quedan indicados los pasos seguidos para determinar los cocientes  $P_i(1+)/F_i(1)$  y en particular el  $P_2(1+)/F_2(1)$  que, al igual que para la primera variante, el profesor Brass plantea que es el mejor factor corrector.

Del cuadro 2 vale la pena destacar en primer lugar el valor de  $F_7(1)$ . Este valor está indicando que, de acuerdo a la información del último año, el 80 por ciento de las mujeres llegan a ser madres, lo cual puede no ser exacto, pero al menos denota que la información recogida no presenta resultados incoherentes, como lo hubiera sido si esta columna tuviera un  $F_7(1)$  mayor que 1, ya que esto indicaría el caso ilógico de que hay más madres que mujeres. (Esta comprobación es otra de las ventajas que presenta la segunda variante con respecto a la primera).

En la columna 11 del cuadro 2, se observa que, salvo para el primer valor, la tendencia general señala que la información retrospectiva  $P_i(1+)$  está en los alrededores del 21 por ciento por arriba de la información actual  $F_i(1)$ . En el caso particular del segundo intervalo de edades  $P_2(1+)$  está, al igual que se vio en la primera variante, un 22 por ciento por arriba de  $F_2(1)$ .

### 3. Conclusiones generales y determinación de las tasas de fecundidad

A. Conclusiones. La conclusión más importante que puede sacarse después de haber aplicado las dos variantes, es que ambas indican que es necesario aumentar las tasas de fecundidad actual  $f_i$  aproximadamente en un 22 por ciento. De lo anterior se desprende otra conclusión: aunque no se puede descartar la posibilidad de que los niveles de fecundidad de los últimos tiempos hayan descendido, lo más probable es que en el momento de hacer el censo las mujeres cometieron errores en el período de referencia al contestar a la pregunta ¿Cuántos hijos nacieron vivos entre enero y diciembre de 1970?

La suposición anterior está fundamentada por dos cuestiones importantes relacionadas con esta pregunta:

- i) El censo se hizo entre el 14 y el 18 de diciembre de 1970, tomándose como día del censo el 13 de diciembre. Esto hace de hecho, el que no se consideren los nacimientos del último año, sino de los últimos once meses medio.
- ii) Aunque la pregunta formulada parece ser clara, se presta a que algunas mujeres no sepan si se les pregunta desde enero 1 hasta diciembre 13, o desde enero 31 hasta diciembre 1º. En otras palabras, la pregunta tal y como está hecha puede prestarse a ambigüedades, que son salvables, si en ella se especificara entre qué días del mes de enero y del mes de diciembre se requiere la información.

B. Tasas de Fecundidad. En el cuadro 3 y en el gráfico 1 se presentan las tasas de fecundidad ajustadas de acuerdo a los resultados obtenidos, al aplicar las dos variantes de Brass. Cabe destacar que como ambas variantes señalaron la necesidad de incrementar las tasas de fecundidad actual ( $f_i$ ) en un 22 por ciento se puede decir que las tasas de fecundidad ajustadas de acuerdo a la primera variante son iguales a las ajustadas conforme a la segunda variante, o sea, que en el caso del censo experimental de Guatemala:  $f_i^1 = f_i^2$ .

Cuadro 2

GUATEMALA: DETERMINACION DE LOS COCIENTES  $P_i(1+)/F_i(1)$  A TRAVES DE LA INFORMACION DE MUJERES QUE SON MADRES [ $N_i^F(1+)$ ]  
Y DE LOS PRIMEROS NACIMIENTOS DEL ULTIMO AÑO [ $B_i(1)$ ]

Edad de las mujeres al efectuarse el censo	Intervalo de edades i	Total de mujeres $N_i^F$	Mujeres <sup>a/</sup> que son madres $N_i^F(1+)$	Primeros nacimientos $B_i(1)$	Proporción de madres $P_i(1+) = \frac{N_i^F(1+)}{N_i^F}$	Tasa de primeros nacimientos $f_i(1) = \frac{B_i(1)}{N_i^F}$	$\phi_i(1) = 5 \cdot \sum_{j=0}^{i-1} f_j$	Multiplicadores $k_i(1)^{b/}$	$F_i(1) = \phi_i + k_i(1) \cdot f_i(1)$	$P_i(1+) = \frac{F_i(1)}{F_i(1)}$
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)
15-19	1	1 046	181	66	0,173	0,063	0	2,6777	0,169	1,024
20-24	2	845	528	52	0,625	0,062	0,315	3,1786	0,512	1,221
25-29	3	623	525	16	0,843	0,026	0,625	3,4095	0,714	1,181
30-34	4	505	462	7	0,915	0,002	0,755	4,0409	0,763	1,199
35-39	5	537	502	4	0,935	0,007	0,765	0	0,765	1,222
40-44	6	441	425	0	0,964	0	0,800	0	0,800	1,205
45-49	7	360	337	0	0,936	0	0,800	0	0,800	1,170

$$\bar{m}(1) = 21,42 \text{ años}$$

$$f_1(1)/f_2(1) = 1,0161$$

Fuente: Guatemala, Censo Experimental de Población y Vivienda. Diciembre 1970. Banco de Datos de CELADE. Cuadros 2 y 3.

a/ Los pocos casos de mujeres que no declararon número de hijos tenidos, fueron incorporadas a la categoría "cero hijos".

b/ Se adoptaron los multiplicadores  $k_i$  con desplazamiento de medio año.

Cuadro 3

GUATEMALA: TASAS DE FECUNDIDAD OBTENIDAS SEGUN EL METODO DE BRASS.  
 CENSO EXPERIMENTAL DICIEMBRE 1970  
 (Por mujer)

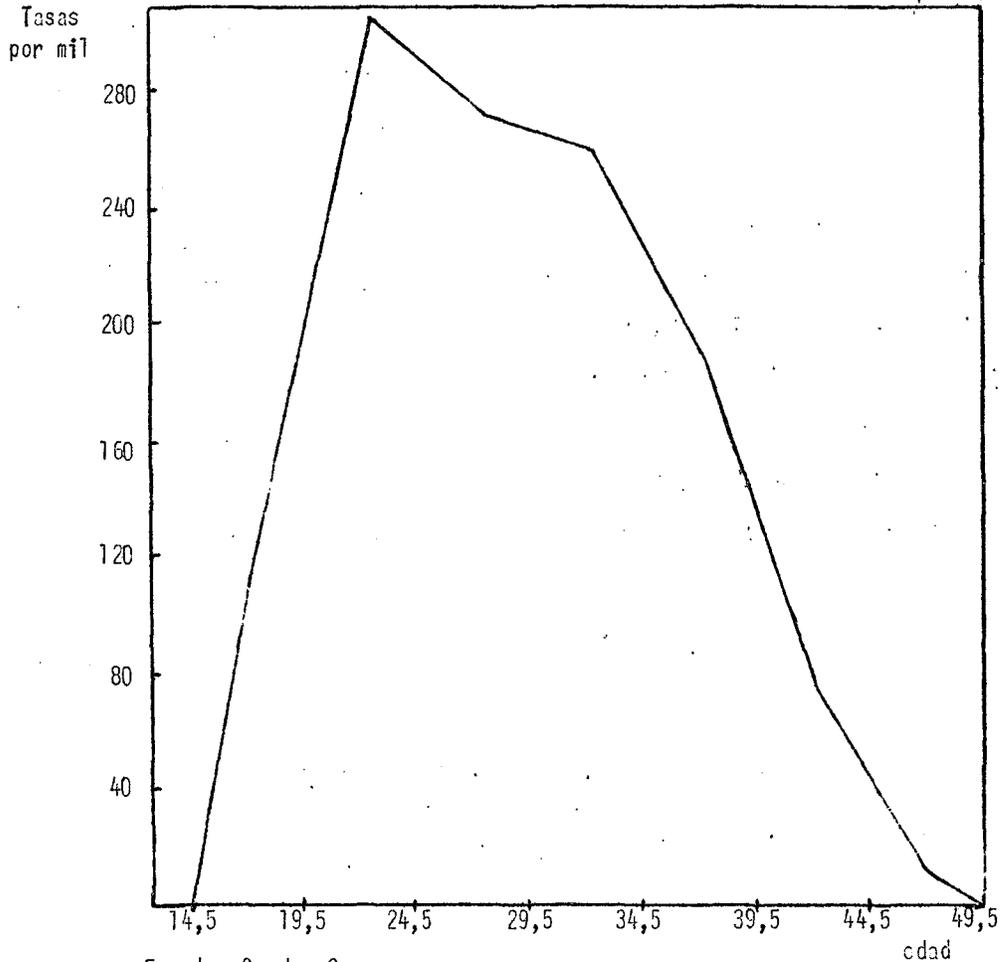
Grupos de edades	Intervalo i	Fecundidad actual $f_i$	Tasas de fecundidad ajustadas $(1,22) \cdot f_i$
(1)	(2)	(3) <sup>a/</sup>	(4)
14,5 - 18,5	1	0,0089	0,109
19,5 - 23,5	2	0,250	0,305
24,5 - 28,5	3	0,223	0,272
29,5 - 33,5	4	0,212	0,259
34,5 - 38,5	5	0,155	0,189
39,5 - 43,5	6	0,063	0,077
44,5 - 48,5	7	0,011	0,013
			1,224

Tasa global de fecundidad =  $5 \cdot \sum (1,22) f_i = 6,120$

a/ Valores tomados de la columna 7 del cuadro 1.

Gráfico 1

GUATEMALA: TASAS DE FECUNDIDAD (NUMERO DE HIJOS PARA CADA MIL MUJERES) 1970



Fuente: Cuadro 3.

## III. MEDIDAS DE MORTALIDAD

1. Mortalidad infantil y juvenil

Esta primera medición de la mortalidad se pudo efectuar tomando como base los resultados de dos preguntas del censo, una de las cuales ya fue utilizada para obtener estimaciones de tasas de fecundidad:

- i) ¿Cuántos hijos nacidos vivos ha tenido?
- ii) ¿Cuántos hijos están vivos actualmente?

Los resultados de ambas preguntas, tabuladas por grupos quinquenales de edad de las madres permiten, mediante la aplicación de las técnicas ideadas por el profesor Brass, hacer estimaciones de la probabilidad que tiene de morir una persona entre el momento de su nacimiento y las edades exactas  $x = 1, 2, 3, 5, 10, 15, 20, 25, 30$  y  $35$ . A estas probabilidades se les ha designado como  ${}_xq_0$  y serán utilizadas posteriormente en la construcción de una tabla de vida para Guatemala.

A. Metodología utilizada. Aunque este método fue explicado por el profesor Brass en el seminario de Costa Rica, su publicación y utilización, al igual que la de la primera variante de fecundidad, no es tan reciente y existe una explicación detallada del mismo, tanto en "The Demography of Tropical Africa" como en el Manual IV de Naciones Unidas, que trata sobre la estimación de medidas demográficas.<sup>8/</sup> Por el anterior motivo será muy limitada la explicación que se va a hacer aquí de la metodología utilizada.

El método empleado se basa en la constatación hecha por el profesor Brass, de que existe una cierta relación entre la proporción de hijos fallecidos del total tenido por las mujeres de cada grupo quinquenal ( $D_i$ ) y la probabilidad que tiene de morir una persona entre el momento del nacimiento y cierta edad exacta según se verá en el cuadro 4. ( ${}_xq_0$ ). En otras palabras, que  ${}_xq_0 = D_i \cdot c_i$ , en donde  $c_i$  son unos multiplicadores elaborados por Brass, que se pueden ver en la tabla V-1 del Manual IV.<sup>9/</sup>

Como la entrada en dicha tabla guarda una estrecha relación con los niveles de fecundidad existentes, se necesitan dos indicadores de ella: uno la edad media de la fecundidad  $\bar{m}$  (también puede ser la edad mediana  $\bar{m}'$ ) y el otro, la relación que existe entre la paridez media del primero y segundo intervalo de edades, o sea  $P_1/P_2$ .

B. Obtención de  ${}_xq_0$  y evaluación de los resultados. En el cuadro 4 se reflejan las operaciones realizadas para determinar los valores de  ${}_xq_0$ .

8/ Brass, William, Coale Ansley J. y otros, "The Demography ... *op.cit.* Capítulo III.

Naciones Unidas, "Métodos para establecer mediciones ... *op.cit.* Capítulos II y VII.

9/ Naciones Unidas, "Métodos para establecer ... *op.cit.* Tabla V-1 pág. 133.

La notación  $c_i$  fue introducida para simplificar, en este trabajo, sin que la misma haya sido utilizada en el manual IV. En el anexo de este trabajo se publican también las tablas utilizadas.

Cuadro 4

GUATEMALA: ESTIMACION DE LA PROBABILIDAD DE MORIR DESDE EL NACIMIENTO HASTA LA EDAD EXACTA  $a = 1, 2, 3, 5, 10, 15, \dots$   
35 A TRAVES DE LA INFORMACION DE HIJOS NACIDOS VIVOS  $(HN\bar{V})_i$  E HIJOS SOBREVIVIENTES  $(HS)_i$

Edad de las mujeres	Intervalo $i$	Total de mujeres $N_i^F$	Hijos nacidos vivos $(HN\bar{V})_i$	Hijos sobrevivientes $(HS)_i$	Proporción de hijos muertos $D_i = \frac{(HS)_i}{(HN\bar{V})_i}$	Multiplicadores $c_i$	Edad de los hijos $x$	Probabilidad de morir entre cero y la edad $x$ ${}_xq_0$
(1)	(2)	(3) <sup>a/</sup>	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
15-19	1	1 046	239	221	0,07532	1,022	1	0,07698
20-24	2	845	1 199	1 037	0,13511	1,033	2	0,13957
25-29	3	623	1 817	1 541	0,15190	1,007	3	0,15296
30-34	4	505	2 241	1 854	0,17270	1,030	5	0,17788
35-39	5	537	2 972	2 375	0,20088	1,039	10	0,20871
40-44	6	441	2 768	2 090	0,24495	1,019	15	0,24960
45-49	7	360	2 251	1 615	0,28255	1,019	20	0,28792
50-54	8	246	1 550	1 006	0,35097	1,034	25	0,36290
55-59	9	181	1 078	729	0,32375	1,037	30	0,33573
60-64	10	175	1 059	660	0,37677	1,032	35	0,38883

$\bar{m} = 29,13$  años

$$P_1/P_2 = \frac{0,228}{1,419} = 0,161 \quad b/$$

Fuente: Guatemala, Censo Experimental de Población y Vivienda, diciembre 1970. Banco de Datos del CELADE, Cuadro 3.

a/ Estos valores se muestran para que el lector tenga una magnitud del tamaño de la población censada.

b/ Los valores de  $P_1$  y  $P_2$  fueron tomados de la columna 6 del cuadro 1, y la  $\bar{m}$  del pie del propio cuadro.

En la columna 9 han quedado reflejados los valores de  ${}_xq_0$ . Un análisis de dichos valores señala una tendencia a aumentar a medida que se va avanzando por las edades, tendencia que se rompe en la edad 30. Estos valores ascendentes, aunque no garantizan los resultados, sí demuestran una cierta estabilidad en la información.

Antes de proseguir en el análisis, es necesario resaltar el hecho de que las estimaciones de  ${}_xq_0$  no representan los niveles de mortalidad existentes en un momento dado tal, como está implícito en las  ${}_xq_0$  de una tabla de vida de un momento, sino que en estas probabilidades de morir se están reflejando los niveles de mortalidad de épocas pasadas, tanto más remotas cuanto mayor es el valor de  $x$ , pues la información obtenida (hijos nacidos vivos e hijos sobrevivientes) va abarcando un mayor período de tiempo retrospectivamente desde el momento del censo, a medida que los grupos quinquenales de las madres informantes van siendo mayores.

Por ejemplo, las mujeres de 40-44 años abarcan un período mayor de información que las del grupo 20-24; por lo tanto, en los datos de las primeras están incluidas características de mortalidad pasada mientras que en las segundas influyen tendencias más recientes.

Para hacer un análisis de los valores de  ${}_xq_0$  obtenidos en el cuadro 4, éstos se llevaron a un gráfico conjuntamente con los de una tabla de vida construida para Guatemala en 1964,<sup>10/</sup> con el fin de usar esta última como referencia, según aparecen en la columna 6 del cuadro 6, que se puede ver más adelante.

En el gráfico 2 se observa que los valores de  ${}_xq_0$  para 1964, hasta algo más de los diez años, se encuentran por arriba de los que arrojó la estimación del Censo Experimental. Este resultado parece lógico, pues es de esperar que los niveles de mortalidad más recientes hayan descendido en relación con los existentes en 1964. Sin embargo, a partir de los 15 años se nota la influencia de tendencias pasadas de la mortalidad, pues las  ${}_xq_0$  del Censo son mayores que las de la tabla de 1964, considerando a éstas como una correcta representación de los niveles de mortalidad existentes en ese año.

De lo anterior se puede concluir que las  ${}_xq_0$  obtenidas en el cuadro 4, son valores bastante confiables como medida de la mortalidad reciente sólo en las primeras edades, confirmándose así una de las formulaciones que el profesor Brass ha hecho en sus trabajos.<sup>11/</sup> Para las edades superiores a los diez años, aunque se tiene una serie de valores coherentes, debe hacerse la consideración de que los niveles de mortalidad que ellos reflejan, están sobreestimando los niveles de mortalidad para Guatemala en los alrededores de 1970.

## 2. Mortalidad adulta femenina

En este punto, al igual que en la segunda variante de fecundidad, se tocan algunos aspectos de los métodos ideados por el profesor Brass que no han sido muy explotados, al menos en el ámbito latinoamericano.

El profesor Brass, tomando como base la información que brinda la pregunta ¿está su madre viva? formulada a toda persona de cualquier sexo y edad enumerada en un censo, ha elaborado una metodología que permite estimar la probabilidad que tiene una mujer de sobrevivir desde una edad base (B), hasta  $\bar{x}_i$  años después, en donde  $\bar{x}_i$  es la edad central del intervalo de edades al cual pertenece la persona que declara su condición de orfandad.

El método propuesto por él se expone, a grandes rasgos, a continuación:

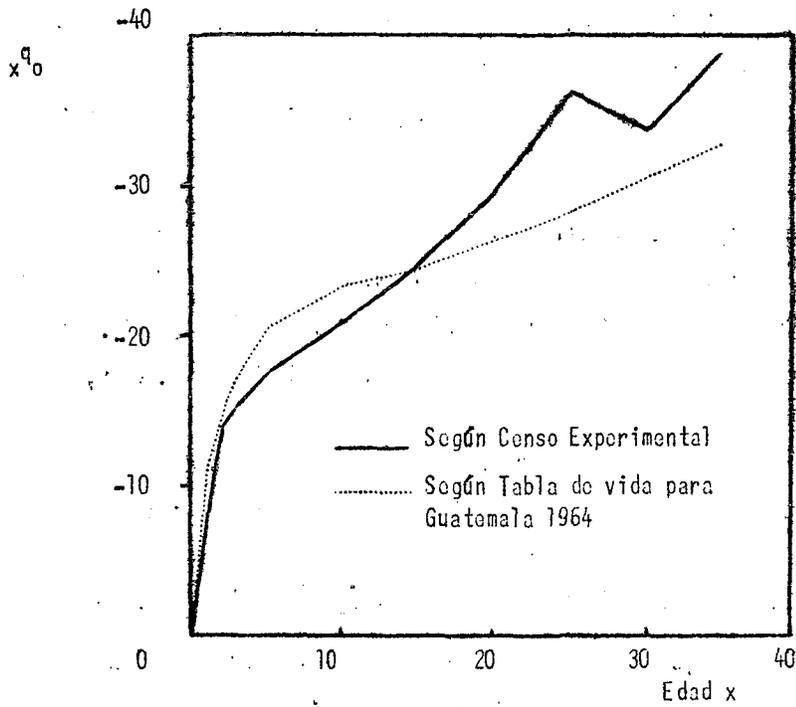
<sup>10/</sup> Se tomaron los valores dados por:

Camisa, Zulma C., *Las estadísticas demográficas y la mortalidad en Guatemala hacia 1950 y 1964*, Cuadros 37 y 38, CELADE Sub-Sede Serie AS N°2, San José, Costa Rica 1969, páginas 64 y 65.

<sup>11/</sup> Brass, William, Coale Andsley J. y otros, *The Demography ... op. cit.* Capítulo 3, traducción de CELADE, Serie D N° 63, pág. 32 y 33.

Gráfico 2

GUATEMALA: PROBABILIDAD DE MORIR ENTRE EL NACIMIENTO Y LA EDAD  $x$  DE AMBOS SEXOS



Fuentes: Para la estimación del Censo Experimental, el cuadro 4.  
Para Guatemala 1964, el cuadro 6.

A. Metodología.<sup>12/</sup>

a) Limitaciones.- El profesor Brass reconoce que el obtener mediciones de mortalidad femenina, basándose en la pregunta de orfandad tiene algunas limitaciones, al menos teóricas, pues se está basando en informaciones que, en primer lugar, son brindadas sobre mujeres que han sido madres y que al menos exista un hijo vivo que informe sobre su existencia; y, en segundo lugar, que si hay varios hijos vivos, éstos informarán sobre una misma madre, contrariamente a lo que sucede cuando no hay ningún hijo vivo, pues en ese caso no se puede obtener información sobre la madre. A esto se puede agregar que es posible que exista una asociación directa entre la propensión a morir de la madre y la del hijo. Pese a los señalamientos anteriores, Brass supone que existen compensaciones tales en la información, que permiten hacer las estimaciones que él propone.

b) Relaciones que se establecen.- El profesor Brass plantea que existe una estrecha relación entre la proporción de personas que tienen su madre viva y la probabilidad que existe de que una mujer sobreviva, desde la edad media de las madres ( $M$ ) en una población hasta la edad  $M+\bar{x}_i$ <sup>13/</sup>. Dicho con otras palabras; si se le denomina  $H_i$  a la proporción de no huérfanos de un intervalo de edades  $i$ , se puede plantear la siguiente igualdad:

$$H_i = \frac{l^F(M+\bar{x}_i)}{l^F(M)} \text{ en donde } l^F(M) \text{ y } l^F(M+\bar{x}_i) \text{ representan a la población}$$

femenina de una tabla de vida que tiene la edad exacta  $M$  y  $M+\bar{x}_i$ , respectivamente.

c) Multiplicadores de ajuste.- Como la edad media de las madres ( $M$ ) puede resultar un valor fraccionario, Brass determinó unos multiplicadores que permiten, conociéndose el valor de  $M$  y de  $H_i$ , obtener las relaciones de supervivencia, pero con una base ( $B$ ) apropiadamente seleccionada (22,5; 25,0; 27,5 y 30,0 años) de forma tal, que dichas relaciones de supervivencia se obtengan entre edades enteras o a lo sumo con fracciones de medio año de edad, o sea permiten obtener relaciones del tipo  $l_{30}^{1/22,5}$ ;  $l_{32,5}^{1/25,0}$ ;  $l_{35}^{1/27,5}$  etc., en lugar de las que se obtendrían si se tomara la edad media de las madres, como pudieran ser  $l_{31,7}^{1/23,2}$ ;  $l_{32,8}^{1/24,3}$ ;  $l_{34,3}^{1/26,8}$  etc. Las tablas de los multiplicadores de ajuste ( $h_i$ ) se encuentran publicadas al final de la sesión 5 del documento DS-9 a que se ha hecho referencia anteriormente (en el anexo de este trabajo también se publican dichas tablas).

12/ La metodología puede estudiarse con más detalles en:

- Brass, William, "Seminario sobre métodos... op.cit.", Sesión 4 páginas, 13 a la 20, y sesión 5 págs., 1-13.
- Brass, William, "Tabla para convertir las proporciones de niños con madres actualmente vivas, en tasas de supervivencia de una tabla de vida", CELADE, Sub-Sede, Serie DS N°4, San José, Costa Rica, 1971.

13/ La ( $H$ ) puede obtenerse mediante la siguiente fórmula:

$$M = \frac{\sum_{i=1}^7 \bar{x}_i \cdot U_i}{\sum_{i=1}^7 U_i}$$

En donde  $\bar{x}_i$  es la edad central del  $i$ -ésimo intervalo de edades empezando desde  $i=1$  para el grupo de edades 15-19, y  $U_i$  es el número de mujeres que declaró haber tenido algún hijo en el año anterior al censo.

Al introducir estos multiplicadores ( $h_i$ ), la relación presentada en el inciso anterior se transforma en la siguiente:

$$\bar{H}_i \cdot h_i = \frac{l_{(B+\bar{x}_i)}}{l_{(B)}}$$

d) Cómo seleccionar la tabla apropiada de  $h_i$ . Son cuatro las tablas aludidas anteriormente; cada una de ellas presentan los multiplicadores que deben ser utilizados, según sea la edad media de las madres, para convertir las  $\bar{H}_i$  en relaciones de supervivencia; pero la diferencia que existe entre estas tablas, radica en que en cada una de ellas la edad base (B) es diferente. Brass plantea que se debe tomar aquella tabla cuyos multiplicadores para la  $\bar{H}$  dada sean más próximos a 1, quedando así delimitada la edad base (B). Aconseja también el profesor Brass tratar de utilizar un solo juego de multiplicadores, aunque para algunas edades los  $h_i$  más cercanos a 1 pertenezcan a una tabla cuya base sea diferente a la que se estaba utilizando.

B. Aplicación del método y evaluación de los resultados. En el cuadro 5 se reflejan los pasos seguidos para la obtención de las relaciones de supervivencia.

Cuadro 5

GUATEMALA: RELACIONES DE SUPERVIVENCIA DE LA POBLACION FEMENINA ENTRE UNA EDAD BASE (B=27,5) Y UNA EDAD POSTERIOR ( $B+\bar{x}_i$ ), DE ACUERDO A LA CONDICION DE "NO HUERFANO DE MADRE" DECLARADA EN EL CENSO EXPERIMENTAL

Grupos de edades	Intervalo de edad i	Total de hijos		Proporción de no huérfanos $\bar{H}_i$	Multiplicadores $h_i$ para B = 27,5 con $\bar{H} = 27,31$	Edad central de cada grupo de edades $x_i$	Relaciones de supervivencia $\frac{l_{(B+\bar{x}_i)}}{l_B}$ = $\bar{H}_i \cdot h_i$
		Huérfanas más no huérfanas	No huérfanos				
(1)	(2)	(3) <sup>a/</sup>	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
5- 9	1	2 945	2 896	0,98336	1,003	7,5	0,98631
10-14	2	2 436	2 367	0,97167	1,007	12,5	0,97847
15-19	3	2 044	1 916	0,93738	1,011	17,5	0,94769
20-24	4	1 610	1 417	0,88012	1,017	22,5	0,89508
25-29	5	1 127	885	0,78527	1,023	27,5	0,80333
30-34	6	996	682	0,68474	1,029	32,5	0,70460
35-39	7	990	553	0,55858	1,023	37,5	0,57143
40-44	8	875	431	0,49257	1,004	42,5	0,49454
45-49	9	695	239	0,34388	0,925	47,5	0,31809
50-54	10	510	108	0,21176	0,781	52,5	0,16538

$\bar{H} = 27,31$  años (ver tabla 4 del anexo)

Fuente: Guatemala, Censo Experimental de Población y Vivienda, diciembre 1970, Banco de Datos del CELADE, Cuadro 1.

a/ Los pocos casos de personas que no declararon su condición de orfandad no fueron incluidos.

En la columna 6 aparecen los multiplicadores  $h_i$  que fueron utilizados. En realidad algunos de estos multiplicadores debieron tomarse de la tabla cuya base era 30 años, pero como la diferencia con respecto a 1 no era muy notable entre la tabla de  $B = 30,0$  y la de  $B = 27,5$ , se optó por tomar solamente la de  $B = 27,5$  a fin de facilitar los cálculos sin que por ello se incurriera en grandes inexactitudes.

En la columna 8 aparecen las relaciones de supervivencia que van a ser utilizadas con posterioridad para determinar la tabla de vida de Guatemala.

Un análisis análogo al que se hizo con las  ${}_xq_0$  en el punto donde se trató la mortalidad infantil y juvenil, señala la existencia de valores aceptables, pues las mencionadas relaciones de supervivencia mantienen a través de los diferentes intervalos de edad una tendencia decreciente, como es de esperar en cualquier tabla de vida en donde se determinen dichas relaciones.

La edad media de las madres, dato que es necesario para entrar en la tabla de multiplicadores, fue determinada sobre la base del número de mujeres que declararon haber tenido algún hijo en el último año ( $U_1$ ). En el anexo aparecen los datos necesarios para determinar ( $U$ ).

### 3. Construcción de una tabla de vida femenina basada en la información del censo experimental de Guatemala en 1970

En este punto van a quedar resumidas las estimaciones hechas anteriormente sobre la mortalidad infantil y juvenil de ambos sexos, así como la de mujeres adultas. Se pretende unir estas informaciones, de manera tal, que se pueda obtener una tabla de vida femenina abreviada.

A. Arreglos previos de  ${}_xq_0$ . Los valores de  ${}_xq_0$  obtenidos en el cuadro 4 de este trabajo corresponden a ambos sexos, mientras que las relaciones de supervivencia a partir de una edad base, obtenidas en el cuadro 5, son aplicables solamente al sexo femenino, por lo que el primer paso que se efectuó fue convertir las  ${}_xq_0$  de ambos sexos en  ${}_xq_0$  femeninos.

El método seguido para ello consistió en buscar una tabla de vida reciente para Guatemala<sup>14/</sup> y en ella se determinó la relación  ${}_xq_0^{muj.} / {}_xq_0^{a.s.} = r_x$ , una vez obtenido este factor se aplicó a las  ${}_xq_0$  del cuadro 4, quedando así convertidas en  ${}_xq_0$  femenina.

Como el símbolo  $l_x$  representa, cuando la raíz de la tabla es una persona, la probabilidad de sobrevivir hasta la edad exacta  $x$ , se deduce que  $l - l_x = {}_xq_0$ . Teniendo presente la relación anterior, en el cuadro 6 se determinaron los cocientes  $r_x$ , así como las  ${}_xq_0$  femeninas que se obtienen al aplicar dichos cocientes a las  ${}_xq_0$  del cuadro 4.

En la columna 10 del cuadro 6 aparece la serie de valores  $l_x$  femeninos que corresponden a las  ${}_xq_0$  femeninas estimadas. En el gráfico 3, unidas por una línea continua, aparecen estas  $l_x$ .

<sup>14/</sup> Camisa, Zulma C., "Las estadísticas demográficas" ... op.cit., cuadro 38, pág. 65.

Cuadro 6

GUATEMALA: ESTIMACION DE LAS  $x^q_0$  FEMENINAS QUE CORRESPONDEN A LAS  $x^q_0$  DE AMBOS SEXOS OBTENIDOS EN EL CUADRO 4. DETERMINACION DE  $l^f_{x^q_0}$  (PARA  $l^f_{0-10000}$ )

Edad x	Guatemala 1964			$x^q_0 = (1 - l_x)$		$x^q_0$ mujeres	$x^q_0$ del	$x^q_0$ fem. =	$l^f_{x^q_0}$
	Hom. $l_x$	Muj. $l_x$	A. sexos $l_x$	mujeres	Ambos sexos	A. sexos $x^q_0 = r_x$	cuadro cuatro	$r_x \cdot x^q_0$	$l^f_{x^q_0}$
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
1	0,88183	0,89728	0,88937	0,10272	0,11063	0,9285	0,07698	0,07148	92 852
2	0,84007	0,85491	0,84731	0,14509	0,15269	0,9502	0,13957	0,13262	86 738
3	0,81579	0,82893	0,82220	0,17107	0,17780	0,9621	0,15296	0,14716	85 284
5	0,79027	0,79906	0,79456	0,20094	0,20544	0,9781	0,17788	0,17398	82 602
10	0,76240	0,77096	0,76658	0,22904	0,23342	0,9812	0,20871	0,20479	79 521
15	0,74898	0,75872	0,75373	0,24128	0,24627	0,9797	0,24960	0,24453	75 547
20	0,73340	0,74368	0,73841	0,25632	0,26159	0,9799	0,28792	0,28213	71 787
25	0,71456	0,72349	0,71872	0,27651	0,28108	0,9837	0,36290	0,35698	64 302
30	0,69342	0,70068	0,69696	0,29932	0,30304	0,9877	0,33573	0,33150	66 840
35	0,66920	0,67641	0,67272	0,32359	0,32728	0,9887	0,38883	0,38444	61 556

Fuente: Los valores de la columna (2) a la (7) fueron tomados o han sido deducidos de: Camisa, Zulma, "Las estadfsticas demográficas...op.cit.", cuadros 37 y 38, pág. 64 y 65.

Para hallar la  $l^A_{x^q_0}$  se utilizó la relación  $0,5122 l^H_{x^q_0} + 0,4878 l^M_{x^q_0} = l^A_{x^q_0}$ .

Si estos valores de  $l_x$  se consideraran correctos, se puede decir que ya se tienen los primeros elementos necesarios para hacer la tabla de vida.

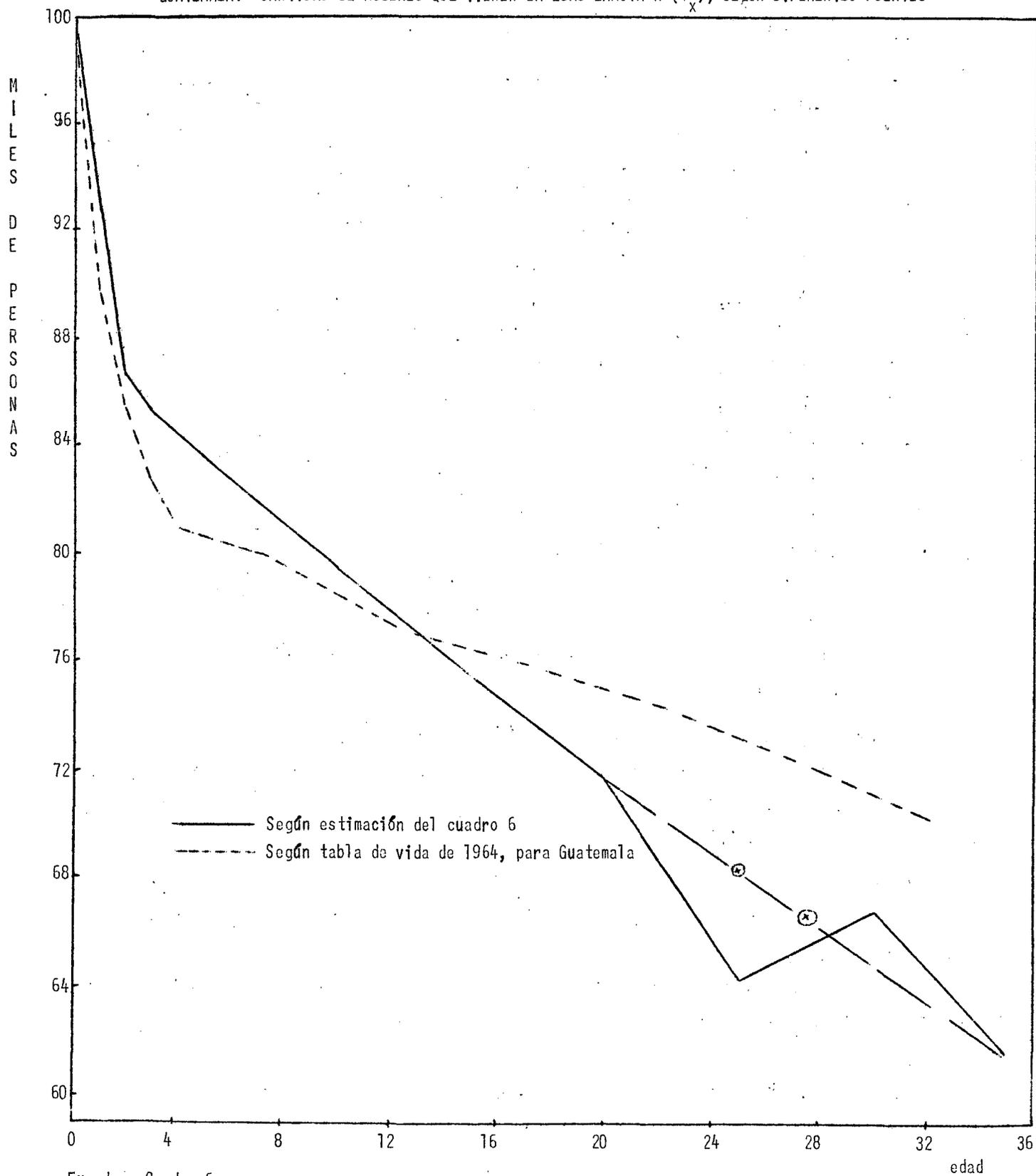
En el gráfico 3, con una línea intermitente, quedó ilustrado también el valor de las  $l_x$  femeninas que corresponden a la tabla de vida hecha por la profesora Camisa para Guatemala 1964.<sup>15/</sup> A esta tabla de vida se la denominará, en adelante, "estándar" y los valores de  $l_x$  femeninas serán denotados como  $l^S_x$ . Los valores de las  $l^S_x$  pueden verse también en la columna 3 del cuadro 6.

Según se ve en este cuadro, los valores de las  $l_x$  tienden a una caída más rápida que las  $l^S_x$ , esto se justifica si se tiene en cuenta que en la tabla de vida estándar las  $l^S_x$  se refieren a la situación existente en un momento determinado, mientras que en las  $l_x$  está influyendo la tendencia pasada de la mortalidad a medida que las x van correspondiendo a edades juveniles y adultas, según ya quedó explicado cuando se analizaron las  $x^q_0$  obtenidas en este trabajo (Ver inciso: Obtención de  $x^q_0$  y evaluación de los resultados).

<sup>15/</sup> Camisa, Zulma C., "Las estadfsticas demográficas...op.cit.", cuadro 38, pág. 65.

Gráfico 3

GUATEMALA: CANTIDAD DE MUJERES QUE TIENEN LA EDAD EXACTA  $\times (1_x)$ , SEGUN DIFERENTES FUENTES



Fuente: Cuadro 6.

B. Estimación de los valores de  $l_x$  para  $x$  mayor o igual a 35 años. Pese a que se sabe que los valores de  $l_x$  deben estar sub-estimados aproximadamente a partir de las edades juveniles, según se planteó en el párrafo anterior, se estimó a base de ellos el valor de  $l_{27,5}$  a fin de que éste sirviera de base, en una primera aproximación, a la serie de relaciones de supervivencia  $(l_{27,5} + \bar{x}_i) / l_{27,5}$  que fueron obtenidas de la pregunta de orfandad. De esta forma se pudo obtener una serie de  $l_x$  para  $x$  mayor o igual a 35 años, que guarda cierta coherencia con los valores de  $l_x$  para  $x$  menor a 35 años, que aparecen en la columna 10 del cuadro 6.

Los valores de  $l_{25}$  y  $l_{27,5}$ , que es el que más interesa, fueron obtenidos mediante una interpolación lineal entre el  $l_{20}$  y el  $l_{35}$  de la columna 10 del cuadro 6, ya que como se ve en el gráfico 3, los valores  $l_{25}$  y  $l_{30}$  se separan algo de la tendencia general. El valor interpolado de  $l_{27,5}$  resultó ser 66 671, que aparece ilustrado con una cruz en dicho gráfico, y el de  $l_{25} = 68 376$ .

En el cuadro 7 se determinaron los valores de  $l_x$  para  $x$  mayor o igual a 35 años cuando se toma como base la  $l_{27,5} = 66 671$ .

Cuadro 7

GUATEMALA: VALORES DE  $l_x$  PARA  $x \geq 35$  A BASE DE LAS PROBABILIDADES DE SOBREVIVIR DEL CUADRO 5 Y UNA  $l_{27,5} = 66 671$

Edad $x$	$l_x / l_{27,5}$	$l_x$ para $l_{27,5} = 66 671$
35	0,98631	0,65758
40	0,97847	0,65236
45	0,94769	0,63183
50	0,89508	0,59676
55	0,80333	0,53559
60	0,70460	0,46976
65	0,57143	0,38098
70	0,49454	0,32971
75	0,31809	0,21207
80	0,16538	0,11026

Fuente: Cuadro 5.

C. Método que se empleará para convertir la serie de valores de  $l_x$  en una serie de  $l_x$  ajustadas ( $\hat{l}_x$ ) con el fin de construir la tabla de vida. En este punto se va a explicar, en forma breve, parte de la metodología que el profesor Brass propone para construir una tabla de vida cuando se tiene una serie completa de valores de  $l_x$  tal como la que se enunció más arriba.

a) Conceptos básicos. La construcción de la tabla de vida se basa en la aplicación del "sistema logito"<sup>16/</sup> a la serie de valores de  $l_x$  obtenidos y las  $l_x$  de una tabla de vida seleccionada como estándar ( $l_x^s$ ).

Si se define como logito de  $(1-l_x)$  a la expresión general:  $\text{Logito } (1-l_x) = \frac{1}{2} \log_e \frac{(1-l_x)}{l_x}$ , el profesor Brass plantea que puede encontrarse una relación lineal entre el  $\text{Logit. } (1-l_x)$  y el  $\text{Logit. } (1-l_x^s)$  o, lo que es igual, haciendo a  $\text{Logit. } (1-l_x) = Y(x)$  y a  $\text{Logit. } (1-l_x^s) = Y_s(x)$ , se puede decir que:  $Y(x) = \alpha + \beta Y_s(x)$  donde  $\alpha$  y  $\beta$  son los parámetros de la línea recta y cuya forma de obtenerlos será discutida posteriormente.

La utilización de esta relación, según Brass, está basada en hechos empíricos.<sup>17/</sup>

b) Observaciones sobre la "relación fundamental"  $Y(x) = \alpha + \beta Y_s(x)$ . Tal como quedó planteado en el inciso anterior, pareciera que en la práctica la relación fundamental se cumple siempre que se tengan dos conjuntos de  $l_x$ , uno el obtenido a través de algún método práctico (como ha sido hecho en este trabajo) y otro el de las  $l_x$  de una tabla de vida estándar ( $l_x^s$ ).

En realidad, si se buscan los logitos de los dos conjuntos y se llevan a un gráfico, podrá obtenerse una serie de puntos que es probable que sigan una tendencia lineal, pero que difícilmente estén perfectamente alineados.

Esta serie de puntos, si siguen la tendencia lineal, permite hallar la "relación fundamental" que una vez trazada corresponderá a una línea recta que pasa a través de la serie de puntos.

La obtención de la relación fundamental da la posibilidad, sustituyendo en ella los valores de  $Y_s(x)$ , de obtener unos nuevos  $Y(x)$ , denotadas como  $\hat{Y}(x)$ , los cuales al hallarle los anti-logitos brindan una serie de  $l_x$  ajustadas ( $\hat{l}_x$ ), cuyos logitos, por construcción, son valores ordenados en línea recta. Estas  $\hat{l}_x$  constituyen la tabla de vida ajustada.

Brass propone un método práctico de hallar el valor del parámetro una vez que se ha tomado la decisión de trazar una recta por dentro de la serie de puntos. La fórmula que él sugiere es la siguiente:

$$\beta = \frac{\bar{Y}^n(x) - \bar{Y}^i(x)}{\bar{Y}_s^n(x) - \bar{Y}_s^i(x)} \quad \text{en donde } \bar{Y}^i(x) \text{ y } \bar{Y}_s^i(x) \text{ corresponden a la}$$

media aritmética de la primera mitad de los valores de  $Y(x)$  y  $Y_s(x)$  respectivamente, y  $\bar{Y}^n(x)$  y  $\bar{Y}_s^n(x)$  corresponden a la segunda mitad de dichos valores.

<sup>16/</sup> El objetivo de aplicar este sistema es el de obtener Tablas Modelos de Vida que no tengan la rigidez de otras que son solamente cuadros que presentan valores tabulados, ya que este sistema permite, tomando una misma tabla de vida como estándar, desprender de ella una amplia serie de tablas, según sean las combinaciones que se hagan de dos parámetros. Para más detalles puede verse: Brass, William; "Sobre la escala de la mortalidad", CELADE Sub-Sede, DS 7, año 1971.

<sup>17/</sup> Para mayores detalles ver: Brass, William, "Seminario sobre métodos...op.cit.", Sesión 5, páginas 18 a 27 y Sesión 6, completa. En el anexo de este trabajo aparece la tabla de logitos que debe ser utilizada para convertir los valores  $(1-l_x)$  en  $Y(x)$ .

Una vez obtenido el valor de  $\beta$  se puede obtener el de  $\alpha$  sustituyendo en la expresión  $\bar{Y}^1(x) = \alpha + \beta \bar{Y}_s^1(x)$  o en la similar para las medias segundas. En ocasiones se hace necesario ensayar el ajuste tomando diferentes tablas de vida como "estándar" hasta lograr alguna que, mediante la transformación logito, produzca una serie de puntos observados que aparezcan aproximadamente alineados.

Para finalizar, debe aclararse que en realidad el profesor Brass propone una pequeña modificación al método anteriormente expuesto. Esta modificación consiste en utilizar un gráfico que contenga en el eje de las ordenadas el valor  $D(x) = Y(x) - Y_s(x)$ , y en el de las abscisas los valores de  $Y_s(x)$ . Esto lo hace a los efectos de que las diferencias entre los valores observados y los estándares queden más bien exageradas que disimuladas en el gráfico.

Esta modificación en el gráfico conduce lógicamente a una modificación en la relación fundamental quedando ésta de la forma siguiente:  $D_x = Y(x) - Y_s(x) = \alpha + \beta Y_s(x) - Y_s(x)$  lo que es igual a:

$$D_x = \alpha + (\beta - 1) Y_s(x), \text{ y en la estimación del parámetro } \beta \text{ que queda de}$$

la siguiente forma:

$$\beta = 1 + \frac{\bar{D}^n(x) - \bar{D}^1(x)}{\bar{Y}_s^n(x) - \bar{Y}_s^1(x)} \text{ en donde } \bar{D}^n(x) \text{ y } \bar{D}^1(x) \text{ son medias análogas a } \bar{Y}(x)^n \text{ y } \bar{Y}(x)^1. \text{ De}$$

todas maneras estas modificaciones no alteran en nada la esencia del método.

#### D. Aplicación del método.

a) Primer Proceso. Según quedó planteado más arriba, la serie de valores de  $l_x$  puede obtenerse mediante la unión de la información que aparece en el cuadro 6 y el 7. Esta serie de valores es la que se indica en la columna 2 del cuadro 8. Es necesario recordar que el valor de  $l_{25}$  se obtuvo mediante una interpolación lineal entre el  $l_{20}$  y el  $l_{35}$  que aparecen en el cuadro 6. Por otra parte, en el cuadro 8 el valor de  $l_{30}$  también fue obtenido a través de una interpolación lineal entre  $l_{27,5} = 66\ 671$  y el  $l_{35}$  del cuadro 7, a fin de hacer coherente la serie de  $l_x$ .

La columna 4 del cuadro 8 contiene la  $l_x^s$  de la tabla que se seleccionó como estándar, que fue la hecha por la profesora Zulma Camisa y de la cual ya se hizo referencia en párrafos anteriores.

Los resultados de la columna 5 y 6 son los que aparecen en el gráfico 4 unidos por una línea continua de trazado fino.

En el gráfico 4 se han dejado de considerar los puntos correspondientes a las edades 1, 15, 20, 25, 27,5 y 30 (encerradas en círculos). La edad 1 no ha sido incluida por alejarse mucho de la tendencia general, lo que confirma lo que dice el profesor Brass sobre ella: este valor generalmente es poco confiable. El resto de las edades han sido dejadas de considerar en este primer paso, bien porque son producto de interpolaciones, que por lo tanto no arrojan ninguna información nueva, o bien porque aunque las  $l_x$  obtenidas en el cuadro 6 presentan una tendencia bastante clara. Se sabe, como fue planteado más arriba, que esas  $l_x$  están sobreestimando los niveles de mortalidad actual en la información de edades juveniles y adultas. En otras palabras, en el gráfico 4 se han considerado como puntos aceptables aquéllos que corresponden a las edades más jóvenes

y aquéllos que han sido deducidos de un valor de  $l_{27,5} = 66\ 671$  que se sabe está subestimado, pero que sirve de base en un primer proceso de resultados.

Cuadro 8

## GUATEMALA: PRIMER PROCESO PARA LA DETERMINACION DE LA TABLA DE VIDA DEL CENSO EXPERIMENTAL

Edad x	$\frac{a}{l(x)}$	$\text{Log.} \left( \frac{1-l_x}{x} \right)$ = $Y(x)$	$\frac{b}{l_x}$	$\text{Log.} (1-l_x^b)$ = $Y_s(x)$	$Y(x) - Y_s(x) =$ $D(x)$
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
1	0,92852	-1,2821	0,89728	-1,0837	-0,1984
2	0,86738	-0,9390	0,85491	-0,8868	-0,0522
3	0,85284	-0,8786	0,82893	-0,7891	-0,0895
5	0,82602	-0,7789	0,79906	-0,6902	-0,0887
10	0,79521	-0,6783	0,77096	-0,6069	-0,0714
15	0,75547	-0,5640	0,75872	-0,5728	0,0088
20	0,71787	-0,4670	0,74368	-0,5326	0,0656
25	0,68376	-0,3855	0,72349	-0,4809	0,0954
27,5	0,66671	-0,3467	0,71209	-0,4528	0,1061
30	0,66367	-0,3398	0,70068	-0,4252	0,0854
35	0,65758	-0,3263	0,67641	-0,3686	0,0423
40	0,65236	-0,3147	0,64920	-0,3077	-0,0070
45	0,63183	-0,2700	0,62108	-0,2471	-0,0229
50	0,59676	-0,1960	0,58851	-0,1789	-0,0171
55	0,53559	-0,0713	0,54862	-0,0975	0,0262
60	0,46976	0,0606	0,49621	0,0076	0,0530
65	0,38098	0,2427	0,42671	0,1477	0,0950
70	0,32971	0,3548	0,34178	0,3277	0,0271
75	0,21207	0,6563	0,24465	0,5636	0,0927
80	0,11026	1,0441	0,14961	0,8688	0,1753

Fuentes:

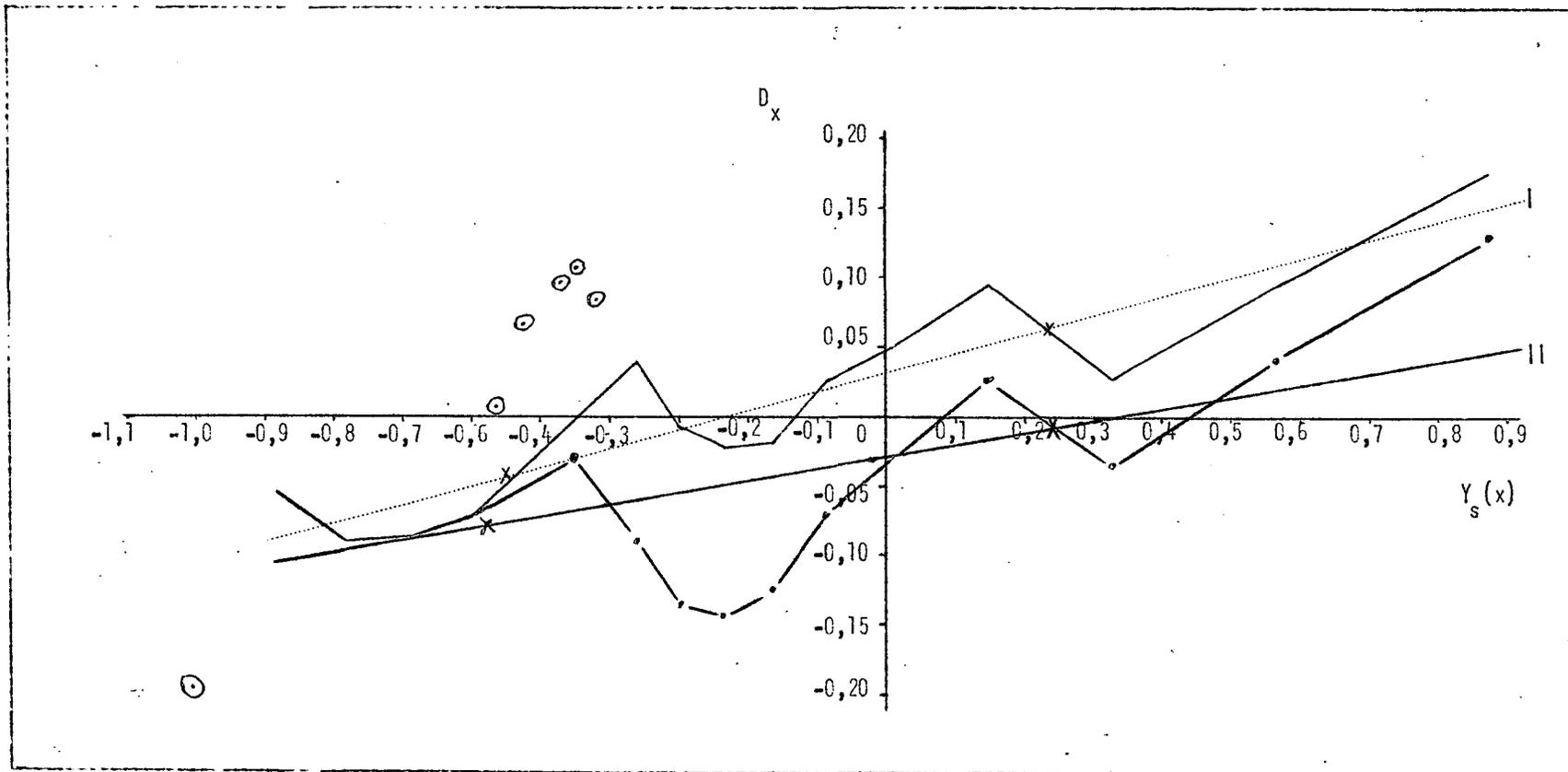
a/ Valores tomados del cuadro 6 y 7, salvo las edades 25, 27,5 y 30 que fueron obtenidos por otros métodos según se indica en el texto.

b/ Tomado de la tabla de vida de Guatemala 1964, hecha por la profesora Z. Camisa.

Después de haber hecho las consideraciones planteadas en el párrafo anterior, se analizó en el gráfico 4 el comportamiento de la curva, llegándose a la conclusión que a través de ella era posible trazar una recta de la forma  $\bar{D}_x = \alpha + (\beta - 1) Y_s(x)$ .

Gráfico 4

GUATEMALA: RESULTADOS DE LOS PROCESOS EFECTUADOS PARA DETERMINAR UNA SERIE DE  $\hat{\gamma}_x$   
 QUE SIRVA PARA CONSTRUIR LA TABLA DE VIDA FEMENINA DEL CENSO EXPERIMENTAL



Fuente: Cuadros 8 y 10.

Los valores de los parámetros fueron  $\beta = 1,1339$  y  $\alpha = 0,0332$ , los que sustituidos en la ecuación anterior conducen a la expresión  $D_x = 0,0332 + 0,1339 Y_s(x)$  que aparece trazada en el gráfico 4 con líneas discontinuas y señalada con un 1.

Por otra parte la "relación fundamental" que se obtiene sobre la base de los valores de  $\alpha$  y  $\beta$  hallados es:  $Y(x) = 0,0332 + 1,1339 Y_s(x)$ .

Al sustituir en esta expresión general el valor de  $Y_s(x)$  por el correspondiente a la edad 27,5 años (-0,4528) se pudo encontrar una nueva estimación de  $l_{27,5}$  resultando ser de 72 320 personas.

En resumen, el primer proceso ha servido para mejorar la primera estimación que se había hecho del valor  $l_{27,5}$  que según se vio anteriormente fue de 66 671 personas.

b) Segundo proceso. Con el nuevo valor de  $l_{27,5} = 72\ 320$  se repitieron todos los pasos hechos en el proceso anterior.

Primeramente en el cuadro 9 se determinaron los nuevos valores de  $l_x$  para  $x$  mayor o igual a 35 años.

Cuadro 9

GUATEMALA: VALORES DE  $l_x$  PARA  $x \geq 35$  A BASE DE LAS PROBABILIDADES DE SOBREVIVIR  $x$  DEL CUADRO 5 Y UNA  $l_{27,5} = 72\ 320$

Edad $x$	$l_x/l_{27,5}$	$l_x$ para $l_{27,5} = 72\ 320$
35	0,98631	0,71330
40	0,97847	0,70763
45	0,94769	0,68537
50	0,89508	0,64732
55	0,80333	0,58097
60	0,70460	0,50957
65	0,57143	0,41326
70	0,49454	0,35765
75	0,31809	0,23004
80	0,16538	0,11960

Fuente: Cuadro 5.

Estos nuevos valores de  $l_x$  quedaron incorporados en la columna 2 del cuadro 10. Los valores de  $l_x$  para  $x$  menor o igual a 25 años quedaron de la misma forma que en el cuadro 8. El valor de  $l_{27,5}$  fue reemplazado por el nuevo (72 320) y la  $l_{30}$  fue hallada nuevamente mediante una interpolación lineal entre la nueva  $l_{27,5}$  y el nuevo  $l_{35}$ .

Cuadro 10

GUATEMALA: SEGUNDO PROCESO PARA LA DETERMINACION DE LA TABLA DE VIDA DEL CENSO EXPERIMENTAL.  
OBTENCION DE LAS  $\hat{T}_x$

Edad x (1)	a/ L(x) (2)	Log. (1-L) = Y(x) (3)	b/ $T_x^s$ (4)	Log. (1-T) $Y_s(x)^s$ (5)	Y(x)-Y <sub>s</sub> (x) = Dr (6)	$\hat{Y}(x)$ (7)	$\hat{T}_x$ (8)
1	0,92852	-1,2821	0,89728	-1,0837	-0,1984	-1,2052	0,91762
2	0,86738	-0,9390	0,85491	-0,8868	-0,0522	-0,9913	0,87896
3	0,85284	-0,8786	0,82893	-0,7891	-0,0895	-0,8852	0,85450
5	0,82602	-0,7789	0,79906	-0,6902	-0,0887	-0,7778	0,82571
10	0,79521	-0,6783	0,77096	-0,6069	-0,0714	-0,6873	0,79813
15	0,75547	-0,5640	0,75872	-0,5728	0,0088	-0,6502	0,78590
20	0,71787	-0,4670	0,74368	-0,5326	0,0656	-0,6066	0,77086
25	0,68376	-0,3855	0,72349	-0,4809	0,0954	-0,5504	0,75041
27,5	0,72320	-0,4802	0,71209	-0,4528	-0,0274	-0,5199	0,73881
30	0,71825	-0,4679	0,70069	-0,4252	-0,0427	-0,4899	0,72708
35	0,71330	-0,4557	0,67641	-0,3686	-0,0871	-0,4284	0,70200
40	0,70763	-0,4419	0,64920	-0,3077	-0,1342	-0,3623	0,67361
45	0,68537	-0,3893	0,62108	-0,2471	-0,1422	-0,2964	0,64400
50	0,64732	-0,3036	0,58851	-0,1789	-0,1247	-0,2223	0,60933
55	0,58097	-0,1633	0,54862	-0,0975	-0,0658	-0,1339	0,56655
60	0,50957	-0,0191	0,49621	0,0076	-0,0267	-0,0197	0,50985
65	0,41326	0,1753	0,42671	0,1477	0,0276	0,1324	0,43419
70	0,35765	0,2928	0,34178	0,3277	-0,0349	0,3280	0,34164
75	0,23004	0,6041	0,24465	0,5636	0,0405	0,5842	0,23714
80	0,11960	0,9981	0,14961	0,8688	0,1293	0,9158	0,13805
85	-	-	0,07021	1,2917	-	1,3752	0,06007

Fuentes:

a/ Valores tomados del cuadro 8 y 9 salvo las edades 27,5 y 30 que fueron obtenidos por otros métodos según se indica en el texto.

b/ Tomado de la tabla de vida de Guatemala 1964, hecha por la profesora Z. Camisa.

Los valores de  $Y_s(x)$  y los nuevos  $D(x)$  se encuentran en la columna 5 y 6 del cuadro 10. En el gráfico 4 se ilustra mediante líneas separadas por puntos la tendencia de los nuevos valores. En esta nueva serie de puntos también se dejaron de considerar los valores correspondientes a las edades 1, 15, 20, 25 y 30 por las mismas razones que se expusieron en el primer proceso, sin embargo, sí se tuvo en cuenta el punto que

representa la edad 27,5 ya que se consideró que siendo un valor basado en la recta a que dio origen el primer proceso, su valor representaba una buena estimación.

Nuevamente pareció procedente hacer el ajuste de la recta  $D_x = \alpha + (\beta - 1) Y_s(x)$  dada la tendencia observada en el gráfico 4.

De esta forma se halló un valor de  $\beta = 1,0863$  y de  $\alpha = -0,0280$ . La anterior observación, unida al hecho de que la nueva recta  $D_x = -0,0280 + 0,0863 Y_s(x)$  (ilustrada en el gráfico 4 con una línea continua y señalada con un II), prácticamente reproduce los valores de las edades infantiles, que se suponen son muy confiables, indicaron que la recta:  $Y(x) = -0,0280 + 1,0863 Y_s(x)$  podía conducir a una serie de  $\hat{l}_x$  bastante razonables. Es por ello que en el propio cuadro 10 aparece en la columna 8 la serie de valores  $\hat{l}_x$  que va a servir de base para construir la tabla de vida del censo experimental de Guatemala.

En el gráfico 5 se ilustra esta serie de  $\hat{l}_x$  así como los de la tabla de vida estándar.

E. Tabla de vida. Los valores de  $\hat{l}_x$  del cuadro 10 sirvieron de base para completar la tabla de vida para la población femenina del Censo Experimental, que aparece en el cuadro 11.

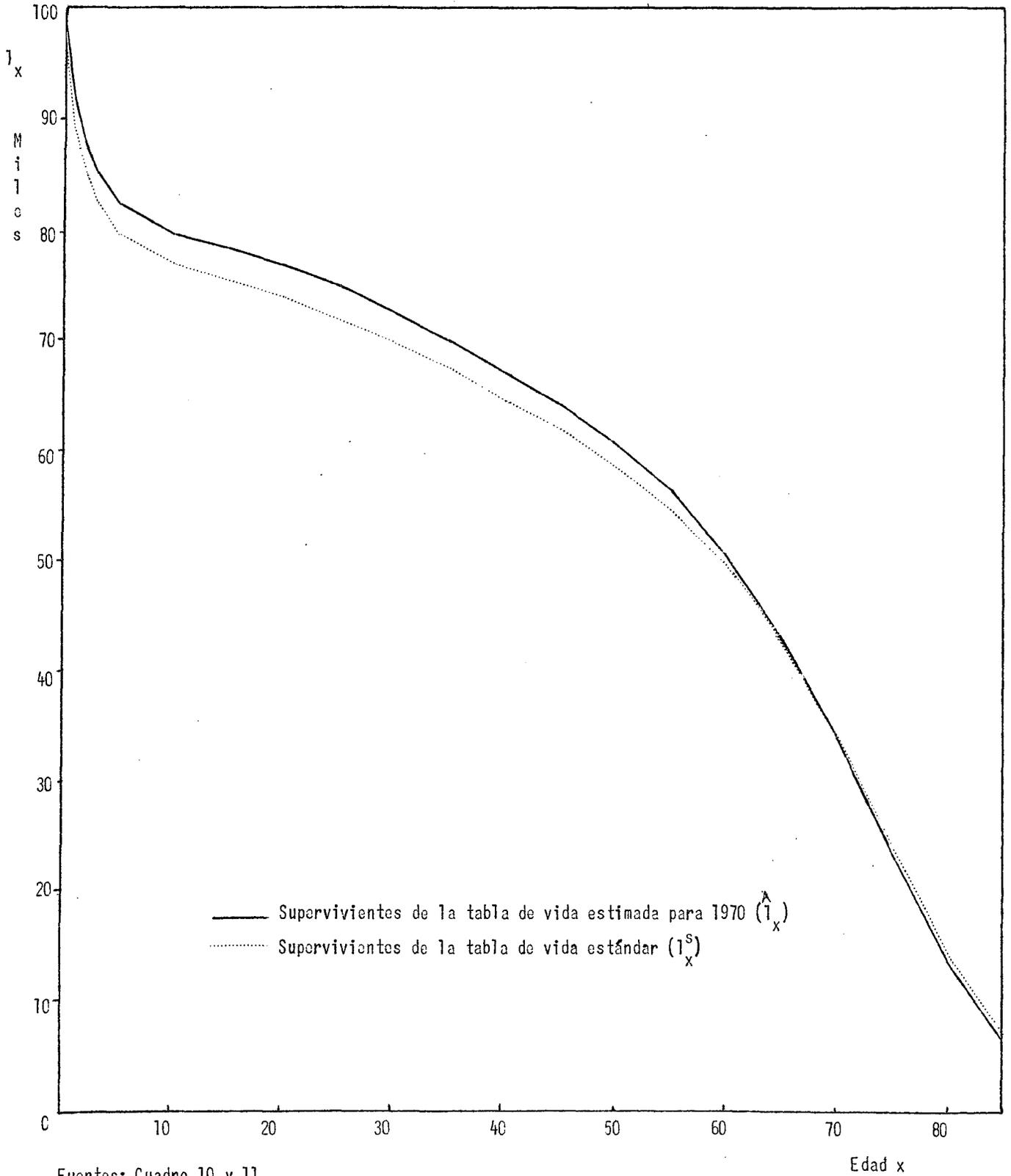
Un dato que resume las características de esta tabla, lograda a través de la interrelación de diferentes métodos de estimación, es la esperanza de vida al nacer ( $e_0^0$ ) que resultó ser de 50,27 años. Si se compara este valor con el obtenido por la profesora Camisa para la población femenina de Guatemala en 1964<sup>18/</sup> se nota que la diferencia no es muy notable, pues la obtenida en el trabajo de Zulma Camisa fue de 49,01 años.

Hay dos elementos que deben tenerse presentes al establecer esta comparación dando como buenos ambos resultados: uno es que la tabla publicada en el presente trabajo corresponde a los resultados de un censo experimental, cuyos objetivos no son estimar la mortalidad del país, y otro es que esta tabla en realidad no debe estar reflejando fielmente los niveles de mortalidad del año 1970 por estar influyendo en ella las características de años anteriores al 70, dada la información que se utilizó como base para su construcción. Por otra parte, la tabla confeccionada por la profesora Camisa se basa en estadísticas vitales y estimaciones de datos para todo el país; o sea, que la fuente de datos utilizada, es diferente a la utilizada en el presente documento, en donde los resultados obtenidos son producto de la aplicación de las técnicas de estimación de niveles de fecundidad y mortalidad ideados por el profesor William Brass y que de acuerdo a los resultados generales de este trabajo parecen ser aceptables, destacándose además que, aparentemente las tabulaciones y los resultados que brinda el Censo Experimental de Guatemala pueden clasificarse como de buena calidad.

<sup>18/</sup> Camisa, Zulma C., "Las estadísticas demográficas...op.cit., cuadro 38, pág. 65.

Gráfico 5

GUATEMALA: CURVA DE SUPERVIVENCIA  
Cantidad de mujeres que tienen la edad exacta  $x$  ( $l_x$ )



Fuentes: Cuadro 10 y 11.

Cuadro 11

GUATEMALA: TABLA ABREVIADA DE MORTALIDAD FEMENINA SEGUN RESULTADOS DEL CENSO EXPERIMENTAL 1970

n	Edad x; x+n-1	$n^q_x$	$\hat{l}_x$ a/	$n^d_x$	$n^L_x$ b/	$T_x$	${}^0e_x$
1	0	0,08238	100 000	8 238	94 331	5 027 346	50,27
1	1	0,04213	91 762	3 866	89 829	4 933 015	53,76
1	2	0,02783	87 896	2 446	86 673	4 843 186	55,10
2	3- 4	0,03369	85 450	2 879	168 020	4 756 513	55,66
5	5- 9	0,03340	82 571	2 758	405 960	4 588 493	55,57
5	10-14	0,01532	79 813	1 223	396 005	4 182 533	52,40
5	15-19	0,01914	78 590	1 504	389 190	3 786 528	48,18
5	20-24	0,02653	77 086	2 045	380 315	3 397 338	44,07
5	25-29	0,03109	75 041	2 333	369 370	3 017 023	40,20
5	30-34	0,03449	72 708	2 508	357 270	2 647 653	36,41
5	35-39	0,04044	70 200	2 839	343 900	2 290 383	32,63
5	40-44	0,04396	67 361	2 961	329 400	1 946 483	28,90
5	45-49	0,05383	54 400	3 467	313 330	1 617 083	25,11
5	50-54	0,07021	60 933	4 278	293 970	1 303 753	21,40
5	55-59	0,10008	56 655	5 670	269 100	1 009 783	17,82
5	60-64	0,14840	50 985	7 566	236 010	740 683	14,53
5	65-69	0,21316	43 419	9 255	193 955	504 673	11,62
5	70-74	0,30588	34 164	10 450	144 695	310 718	9,09
5	75-79	0,41785	23 714	9 909	93 795	166 023	7,00
5	80-84	0,56487	13 805	7 798	49 530	72 228	5,23
(x)	85 y más	1 000	6 007	6 007	22 698 <sup>c/</sup>	22 698	3,78

a/ Tomado del cuadro 10.

b/ Para obtener  $L_0$  se utilizó la fórmula  $0,3119 l_0 + 0,6881 l_1$  que coincide con la empleada por la profesora Zulma Camisa en la tabla de vida de Guatemala 1964. Para las restantes  $L_x$  se utilizó la fórmula

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

c/ Obtenido mediante  $L_{85} = \log. l_{85} \cdot l_{85}$ 

Símbolos:

 $n^q_x$  = probabilidad de morir entre las edades x y x + n $\hat{l}_x$  = cantidad de personas que tienen la edad exacta x $n^d_x$  = cantidad de personas que fallecieron entre las edades x y x + n $n^L_x$  = personas-años vividos entre las edades x y x + n $T_x$  = personas-años por vivir a partir de la edad exacta x ${}^0e_x$  = años que se espera va a vivir una persona que tiene la edad exacta x.

A N E X O I



## TABLAS PARA LA ESTIMACION DE LA FECUNDIDAD ACUMULADA A BASE DE LAS TASAS DE FECUNDIDAD POR EDADES

Tabla 1

VALORES DEL COEFICIENTE  $w_i$  PARA ESTIMAR EL VALOR MEDIO, PARA GRUPOS DE EDADES DE CINCO AÑOS, DE LA FECUNDIDAD ACUMULADA ( $F_i$ ) DE ACUERDO CON LA FORMULA

$$F_i = 5 \sum_{j=0}^{i-1} f_j + w_i f_i$$

(Donde  $f_0 = 0$ ,

$f_1$  = Tasa de fecundidad por edades para las personas comprendidas entre los 14,5 y 19,5 años de edad,

$f_2$  = La misma tasa para las personas comprendidas entre los 19,5 y 24,5 años de edad, etc.)

Intervalo de edades (i)	Límites exactos del intervalo de edades	Coeficientes $w_i$ para los valores de $f_1/f_2$ y $\bar{m}$ según se indica en la parte inferior de la tabla							
1 .....	15-20	1,120	1,310	1,615	1,950	2,305	2,640	2,925	3,170
2 .....	20-25	2,555	2,690	2,780	2,840	2,890	2,925	2,960	2,985
3 .....	25-30	2,925	2,960	2,985	3,010	3,035	3,055	3,075	3,095
4 .....	30-35	3,055	3,075	3,095	3,120	3,140	3,165	3,190	3,215
5 .....	35-40	3,165	3,190	3,215	3,245	3,285	3,325	3,375	3,435
6 .....	40-45	3,325	3,375	3,435	3,510	3,510	3,740	3,915	4,150
7 .....	45-50	3,640	3,895	4,150	4,395	4,630	4,840	4,985	5,000
	$f_1/f_2$	0,036	0,113	0,213	0,330	0,460	0,605	0,764	0,939
	$\bar{m}$	31,7	30,7	29,7	28,7	27,7	26,7	25,7	24,7

Tabla 2

VALORES DEL COEFICIENTE  $w_i$  PARA ESTIMAR EL VALOR MEDIO, PARA GRUPOS DE EDADES DE CINCO AÑOS, DE LA FECUNDIDAD ACUMULADA ( $F_i$ ) DE ACUERDO CON LA FORMULA

$$F_i = 5 \sum_{j=0}^{i-1} f_j + w_i f_i$$

(Donde  $f_0 = 0$ ,

$f_1$  = Tasa de fecundidad por edades para las personas comprendidas entre los 15 y 20 años de edad

$f_2$  = La misma tasa para las personas comprendidas entre los 20 y 25 años de edad, etc.)

Intervalo de edades (i)	Límites exactos del intervalo de edades	Coeficientes $w_i$ para los valores de $f_1/f_2$ y $\bar{m}$ según se indica en la parte inferior de la tabla							
1 .....	15-20	0,335	0,680	1,030	1,390	1,760	2,130	2,460	2,754
2 .....	20-25	2,025	2,170	2,265	2,330	2,380	2,420	2,455	2,485
3 .....	25-30	2,420	2,455	2,485	2,510	2,535	2,560	2,580	2,605
4 .....	30-35	2,560	2,580	2,605	2,625	2,650	2,675	2,700	2,730
5 .....	35-40	2,675	2,700	2,730	2,760	2,800	2,845	2,895	2,960
6 .....	40-45	2,845	2,895	2,960	3,040	3,145	3,285	3,470	3,720
7 .....	45-50	3,195	3,455	3,720	3,980	4,240	4,495	4,750	5,000
	$f_1/f_2$	0,036	0,113	0,213	0,330	0,460	0,605	0,764	0,939
	$\bar{m}$	32,2	31,2	30,2	29,2	28,2	27,2	26,2	25,2

Tabla 3

MULTIPLICADORES PARA ESTIMAR EL VALOR MEDIO DE LAS TASAS DE LOS PRIMEROS NACIMIENTOS ACUMULADAS,  $(F_i(1))$ , EN LOS GRUPOS QUINQUENALES DE EDAD DE ACUERDO A LA FORMULA:  $F_i(1) \cdot \phi_i(1) + k_i(1) = f_i(1)$

(cuando  $f_i(1)$  es para las edades 14,5-19,5, 19,5-24,5, 24,5-29,5, etc.

$\bar{m}(1)$		17,58	18,58	19,58	20,58	21,58
$\frac{f_{(15-19)}(1)}{f_{(20-24)}(1)}$		1,7436	1,5472	1,3591	1,1549	0,8702
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	
Grupos de edades						
10 - 14	0	2,0401	1,6145	1,2373	1,1174	-
15 - 19	1	3,1097	3,0544	2,9791	2,8518	2,4947
20 - 24	2	3,3396	3,2887	3,2431	3,1997	3,1565
25 - 29	3	3,8256	3,6714	3,5566	3,4594	3,3981
30 - 34	4	4,6667	4,3468	4,1952	4,0983	4,0300

Fuente: Hill, K.H. y Blacker, J.G.C., "Some Problems of African Demographic Analysis", Report on discussions in London, 17 may - 1 june 1971, with Mr. W. Brass, Reader in Medical Demography at the London School of Hygiene and Tropical Medicine.

TABLAS PARA ESTIMAR LA MORTALIDAD A PARTIR DE LAS TASAS DE SUPERVIVENCIA INFANTIL

Tabla 4

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 $\bar{m}^t$ 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
	$\bar{m}^t$	24,2	25,2	26,2	27,2	28,2	29,2	30,2	31,2

Fuente: Naciones Unidas, Manual IV, *op.cit.*, pág. 133.

Tabla 5

COEFICIENTES PARA ESTIMAR LA PROPORCIÓN DE NIÑOS NACIDOS VIVOS QUE MUEREN A LA EDAD  $a = q(a)$  - A PARTIR DE LA PROPORCIÓN DE MUERTOS ENTRE LOS NIÑOS NACIDOS Y DECLARADOS POR MUJERES CLASIFICADAS EN INTERVALOS DE DIEZ 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 $\bar{m}^t$ según se especifican en la parte inferior de la tabla							
$q(2)$ .....	15-25	0,982	1,000	1,021	1,045	1,072	1,105	1,144	1,193
$q(5)$ .....	25-35	0,990	1,004	1,018	1,033	1,048	1,064	1,081	1,099
$q(15)$ .....	35-45	0,977	0,993	1,009	1,024	1,040	1,056	1,071	1,086
$q(25)$ .....	45-55	0,990	1,008	1,025	1,043	1,062	1,080	1,099	1,118
$q(35)$ .....	55-65	0,990	1,007	1,025	1,043	1,061	1,080	1,099	1,119
	$P_1/P_2$	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
	$\bar{m}^t$	24,2	25,2	26,2	27,2	28,2	29,2	30,2	31,2

Fuente: Naciones Unidas, Manual IV, *op.cit.*, pág. 133.

Tabla 6

GUATEMALA: EDAD MEDIA DE LAS MADRES  
AÑO 1970

$i$	Grupos de edades	Edad central de cada grupo ( $\bar{x}_i$ )	Mujeres que declararon haber tenido algún hijo en el último año ( $U_i$ )
1	15-19	17,5	93
2	20-24	22,5	212
3	25-29	27,5	139
4	30-34	32,5	107
5	35-39	37,5	83
6	40-44	42,5	28
7	45-49	47,5	4

$$M = \frac{\sum_{i=1}^7 \bar{x}_i \cdot U_i}{\sum_{i=1}^7 U_i} = \frac{181.900}{666} = 27,31 \text{ años}$$

Fuente: Guatemala, Censo Experimental de Población y Vivienda, diciembre 1970, Banco de Datos de CELADE, cuadro 2.

Tabla 7

## CONVERSION DE PROPORCIONES DE HIJOS CON MADRES AUN VIVAS EN TABLAS DE VIDA DE PROBABILIDADES DE SUPERVIVENCIA

Grupos de edades de los hijos	(I) B = 22,5 años M (años)				(II) B = 25,0 años M (años)					
	22	23	24	25	23	24	25	26	27	28
5- 9	0,997	0,999	1,001	1,002	0,997	0,999	1,001	1,002	1,004	1,005
10-14	1,000	1,003	1,006	1,009	0,998	1,001	1,004	1,007	1,010	1,014
15-19	1,003	1,008	1,013	1,018	0,999	1,004	1,009	1,015	1,021	1,027
20-24	1,006	1,014	1,023	1,031	0,998	1,006	1,015	1,024	1,034	1,046
25-29	1,011	1,023	1,037	1,051	0,995	1,008	1,022	1,037	1,053	1,072
30-34	1,014	1,033	1,054	1,077	1,987	1,008	1,029	1,053	1,079	1,109
35-39	1,016	1,046	1,078	1,113	0,971	1,001	1,033	1,069	1,109	1,154
40-44	1,006	1,049	1,096	1,148	0,934	0,976	1,023	1,075	1,134	1,200
45-49	0,981	1,040	1,107	1,183	0,868	0,924	0,988	1,060	1,143	1,238
50-54	0,896	0,971	1,059	1,161	0,721	0,766	0,862	0,952	1,057	1,180

Grupos de edades de los hijos	(III) B = 27,5 años M (años)						(IV) B = 30,0 años M (años)			
	25	26	27	28	29	30	27	28	29	30
5- 9	0,999	1,001	1,002	1,004	1,006	1,008	0,998	1,000	1,002	1,004
10-14	0,999	1,002	1,006	1,009	1,013	1,017	0,998	1,001	1,005	1,010
15-19	0,998	1,004	1,009	1,016	1,023	1,031	0,994	1,001	1,008	1,016
20-24	0,994	1,004	1,014	1,025	1,037	1,051	0,986	0,997	1,009	1,023
25-29	0,986	1,001	1,017	1,035	1,055	1,077	0,973	0,990	1,010	1,031
30-34	0,973	0,995	1,020	1,048	1,079	1,114	0,949	0,975	1,003	1,036
35-39	0,941	0,974	1,011	1,051	1,098	1,150	0,901	0,938	0,979	1,026
40-44	0,890	0,935	0,986	1,044	1,111	1,187	0,824	0,872	0,928	0,992
45-49	0,779	0,836	0,902	0,977	1,065	1,168	0,670	0,726	0,792	0,869
50-54	0,615	0,679	0,754	0,842	0,946	1,069	0,497	0,555	0,624	0,705

Fuente: Brass, William, "Tabla para convertir las proporciones ... op.cit.

M = edad de las madres al nacimiento de los hijos.

B = punto inicial para las probabilidades de supervivencia.

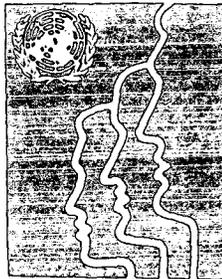
Tabla 8

LOGITOS

0%	0,0	0,1	0,2	0,3	0,4	0,5	0,6	0,7	0,8	0,9
50	0,0000	0,0020	0,0040	0,0060	0,0080	0,0100	0,0120	0,0140	0,0160	0,0180
51	0,0200	0,0220	0,0240	0,0260	0,0280	0,0300	0,0320	0,0340	0,0360	0,0380
52	0,0400	0,0420	0,0440	0,0460	0,0480	0,0500	0,0520	0,0540	0,0560	0,0580
53	0,0600	0,0620	0,0640	0,0660	0,0680	0,0700	0,0720	0,0740	0,0760	0,0780
54	0,0800	0,0820	0,0840	0,0860	0,0880	0,0900	0,0920	0,0940	0,0960	0,0980
55	0,1000	0,1020	0,1040	0,1060	0,1080	0,1100	0,1120	0,1140	0,1160	0,1180
56	0,1200	0,1220	0,1240	0,1260	0,1280	0,1300	0,1320	0,1340	0,1360	0,1380
57	0,1400	0,1420	0,1440	0,1460	0,1480	0,1500	0,1520	0,1540	0,1560	0,1580
58	0,1600	0,1620	0,1640	0,1660	0,1680	0,1700	0,1720	0,1740	0,1760	0,1780
59	0,1800	0,1820	0,1840	0,1860	0,1880	0,1900	0,1920	0,1940	0,1960	0,1980
60	0,2000	0,2020	0,2040	0,2060	0,2080	0,2100	0,2120	0,2140	0,2160	0,2180
61	0,2200	0,2220	0,2240	0,2260	0,2280	0,2300	0,2320	0,2340	0,2360	0,2380
62	0,2400	0,2420	0,2440	0,2460	0,2480	0,2500	0,2520	0,2540	0,2560	0,2580
63	0,2600	0,2620	0,2640	0,2660	0,2680	0,2700	0,2720	0,2740	0,2760	0,2780
64	0,2800	0,2820	0,2840	0,2860	0,2880	0,2900	0,2920	0,2940	0,2960	0,2980
65	0,3000	0,3020	0,3040	0,3060	0,3080	0,3100	0,3120	0,3140	0,3160	0,3180
66	0,3200	0,3220	0,3240	0,3260	0,3280	0,3300	0,3320	0,3340	0,3360	0,3380
67	0,3400	0,3420	0,3440	0,3460	0,3480	0,3500	0,3520	0,3540	0,3560	0,3580
68	0,3600	0,3620	0,3640	0,3660	0,3680	0,3700	0,3720	0,3740	0,3760	0,3780
69	0,3800	0,3820	0,3840	0,3860	0,3880	0,3900	0,3920	0,3940	0,3960	0,3980
70	0,4000	0,4020	0,4040	0,4060	0,4080	0,4100	0,4120	0,4140	0,4160	0,4180
71	0,4200	0,4220	0,4240	0,4260	0,4280	0,4300	0,4320	0,4340	0,4360	0,4380
72	0,4400	0,4420	0,4440	0,4460	0,4480	0,4500	0,4520	0,4540	0,4560	0,4580
73	0,4600	0,4620	0,4640	0,4660	0,4680	0,4700	0,4720	0,4740	0,4760	0,4780
74	0,4800	0,4820	0,4840	0,4860	0,4880	0,4900	0,4920	0,4940	0,4960	0,4980
75	0,5000	0,5020	0,5040	0,5060	0,5080	0,5100	0,5120	0,5140	0,5160	0,5180
76	0,5200	0,5220	0,5240	0,5260	0,5280	0,5300	0,5320	0,5340	0,5360	0,5380
77	0,5400	0,5420	0,5440	0,5460	0,5480	0,5500	0,5520	0,5540	0,5560	0,5580
78	0,5600	0,5620	0,5640	0,5660	0,5680	0,5700	0,5720	0,5740	0,5760	0,5780
79	0,5800	0,5820	0,5840	0,5860	0,5880	0,5900	0,5920	0,5940	0,5960	0,5980
80	0,6000	0,6020	0,6040	0,6060	0,6080	0,6100	0,6120	0,6140	0,6160	0,6180
81	0,6200	0,6220	0,6240	0,6260	0,6280	0,6300	0,6320	0,6340	0,6360	0,6380
82	0,6400	0,6420	0,6440	0,6460	0,6480	0,6500	0,6520	0,6540	0,6560	0,6580
83	0,6600	0,6620	0,6640	0,6660	0,6680	0,6700	0,6720	0,6740	0,6760	0,6780
84	0,6800	0,6820	0,6840	0,6860	0,6880	0,6900	0,6920	0,6940	0,6960	0,6980
85	0,7000	0,7020	0,7040	0,7060	0,7080	0,7100	0,7120	0,7140	0,7160	0,7180
86	0,7200	0,7220	0,7240	0,7260	0,7280	0,7300	0,7320	0,7340	0,7360	0,7380
87	0,7400	0,7420	0,7440	0,7460	0,7480	0,7500	0,7520	0,7540	0,7560	0,7580
88	0,7600	0,7620	0,7640	0,7660	0,7680	0,7700	0,7720	0,7740	0,7760	0,7780
89	0,7800	0,7820	0,7840	0,7860	0,7880	0,7900	0,7920	0,7940	0,7960	0,7980
90	0,8000	0,8020	0,8040	0,8060	0,8080	0,8100	0,8120	0,8140	0,8160	0,8180
91	0,8200	0,8220	0,8240	0,8260	0,8280	0,8300	0,8320	0,8340	0,8360	0,8380
92	0,8400	0,8420	0,8440	0,8460	0,8480	0,8500	0,8520	0,8540	0,8560	0,8580
93	0,8600	0,8620	0,8640	0,8660	0,8680	0,8700	0,8720	0,8740	0,8760	0,8780
94	0,8800	0,8820	0,8840	0,8860	0,8880	0,8900	0,8920	0,8940	0,8960	0,8980
95	0,9000	0,9020	0,9040	0,9060	0,9080	0,9100	0,9120	0,9140	0,9160	0,9180
96	0,9200	0,9220	0,9240	0,9260	0,9280	0,9300	0,9320	0,9340	0,9360	0,9380
97	0,9400	0,9420	0,9440	0,9460	0,9480	0,9500	0,9520	0,9540	0,9560	0,9580
98	0,9600	0,9620	0,9640	0,9660	0,9680	0,9700	0,9720	0,9740	0,9760	0,9780
99	0,9800	0,9820	0,9840	0,9860	0,9880	0,9900	0,9920	0,9940	0,9960	0,9980



1



CENTRO LATINOAMERICANO DE DEMOGRAFÍA  
CELADE  
*Sede:* J. M. Infante 9. Casilla 91. Teléfono 257806  
Santiago (Chile)  
*Subsede:* Ciudad Universitaria Rodrigo Facio  
Apartado Postal 5249  
San José (Costa Rica)