

CENTRO LATINOAMERICANO DE DEMOGRAFIA
CELADE - San José

CURSO DE ANALISIS DEMOGRAFICO BASICO
1977



TRABAJO FINAL DE INVESTIGACION

Título : La mortalidad en los primeros años de la vida,
Guatemala 1968-1969

Autor : A. Ernesto Vargas Cárcamo

Asesor(es): Dr. Hugo Behm

San José, Costa Rica
Diciembre de 1977

I N D I C E

Capítulo		Página
I	DEFINICION E IMPORTANCIA DEL PROBLEMA EN ESTUDIO.....	1
II	METODOLOGIA	5
	El método de Brass para la estimación retrospectiva de la mortalidad	5
	El método de Sullivan	9
	Ajuste de las estimaciones	12
III	LOS DATOS BASICOS CENSALES	13
IV	MORTALIDAD EN LOS PRIMEROS DOS AÑOS DE VIDA	14
	La mortalidad en el menor de dos años en el total del país	14
	Mortalidad en el menor de dos años en la población urbana y rural	15
	Mortalidad en el menor de dos años en la población de la capital y resto del área urbana	16
	Mortalidad en el menor de dos años y nivel de educación de la mujer	17
	Mortalidad en el menor de dos años según el nivel de instrucción en la población urbana y rural	20
	Mortalidad en el menor de dos años por nivel de instrucción en la población de la capital y resto del área urbana	21
	Mortalidad en el menor de dos años por nivel de instrucción en la población de la capital, resto urbano y rural	23
V	CONCLUSIONES	28
	Anexo I	30
	Anexo II	35
	Anexo III	44
	BIBLIOGRAFIA	49

INDICE DE CUADROS Y GRAFICOS

Cuadro		Página
1	Tasas de mortalidad en los menores de cinco años de edad en países seleccionados de América Latina, alrededor de 1970	1
2	Probabilidad de morir antes de cumplir dos años a partir del nacimiento, para países seleccionados...	14
3	Probabilidad de morir entre el nacimiento y los dos años de edad en la población urbana y rural. Guatemala 1968-1969	15
4	Algunos indicadores del nivel de vida la población urbana y rural. Guatemala 1973	16
5	Probabilidad de morir entre el nacimiento y los dos años de edad en la población de la capital y resto urbano. Guatemala 1968-1969	17
6	Probabilidad de morir en los menores de dos años de edad, según nivel de instrucción de la mujer. Guatemala. 1968-1969	19
7	Probabilidad de morir entre el nacimiento y los dos años de edad, por nivel de instrucción de la mujer en la población urbana y rural. Guatemala 1968-69.	21
8	Probabilidad de morir entre el nacimiento y los dos años de edad, por nivel de instrucción de la mujer en la población de la capital y resto del área urbana. Guatemala 1968-1969	23
9	Probabilidad de morir entre el nacimiento y los dos años de edad por nivel de instrucción de la mujer, en la población de la capital, resto urbano y área rural. Guatemala 1968-1969	26
 Gráfico		
1	Probabilidad de morir entre el nacimiento y los dos años de edad, por nivel de instrucción de la mujer en la población urbana y rural	22

Gráfico

Página

2	Probabilidad de morir entre el nacimiento y los dos años de edad, por nivel de instrucción de la mujer, en la población de la capital y resto del área urbana. Guatemala 1968-1969	24
3	Probabilidad de morir entre el nacimiento y los dos años de edad por nivel de instrucción de la mujer , en la población de la capital, resto urbano y área rural. Guatemala. 1968-1969	27

*

**

I. DEFINICION E IMPORTANCIA DEL PROBLEMA EN ESTUDIO

A pesar de los esfuerzos realizados por diferentes instituciones del sector salud, como por otros organismos del país, la mortalidad en los menores de cinco años de edad sigue siendo alta en comparación con los niveles alcanzados en los países más desarrollados, donde el nivel de vida es más elevado y los recursos de salud, como el progreso de la ciencia médica, cubren a la mayor parte de la población.

La excesiva mortalidad en los menores de cinco años de edad en Guatemala, se puede observar en la comparación que se presenta en el siguiente cuadro :

Cuadro 1

TASAS DE MORTALIDAD EN LOS MENORES DE CINCO AÑOS DE EDAD EN
PAISES SELECCIONADOS DE AMERICA LATINA, ALREDEDOR DE
1970

Países	Año	Tasa (por mil)
Guatemala	1950	69.6
	1964 ^{a/}	48.4
	1970-71	30.3
Argentina	1969-70	15.2
Cuba	1971-72	7.1
Estados Unidos	1970-71	4.8

Fuente: a/ Camisa, Zulma., Las estadísticas demográficas y la mortalidad en Guatemala la hacia 1950 y 1964. Serie AS Nº 2, CELADE-San José, Costa Rica 1969

Behm, H. y Ledesma, A.: La mortalidad en los primeros años de vida en el Perú, 1967-1968. Serie A Nº 1029, CELADE-San José, Mayo de 1977

La Organización Panamericana de la Salud estimó en 1968 "que se habría evitado el 76 por ciento del 1.006.000 muertes de menores de 5 años registradas en América Latina si en ella se hubieran alcanzado las tasas de mortalidad que existían ese año en los Estados Unidos de Norte-América". ^{1/}

En el informe de la III Reunión de Ministros de Salud de las Américas de 1972 se hace constar que las principales causas de mortalidad que afectan a este grupo de la población son causas evitables susceptibles de control mediante adecuados programas tendientes a su reducción y que en consecuencia tendría a mejorar los niveles generales de mortalidad. ^{2/}

El estudio de los niveles de mortalidad en los primeros años de la vida, adquiere mayor importancia, debido a que este grupo de la población es particularmente sensible a los cambios en las condiciones socio-económicas de un país, así como por la utilidad que este conocimiento puede tener para los organismos responsables de implementar políticas dirigidas a reducir la incidencia de ciertas causas de mortalidad y el mejoramiento de las condiciones ambientales y de salud del país.

La exactitud en el conocimiento de los niveles de la mortalidad temprana depende fundamentalmente de la calidad y cabalidad de la información básica, que idealmente debería de provenir de los registros de hechos vitales llevados por el registro civil del país.

Sin embargo, se ha observado que los datos originados en dicha fuente adolecen de problemas de sub-registro o inexactitud en el registro de los mismos, especialmente en lo que respecta a nacidos vivos y las defunciones de menores de 5 años, situación que dificulta obtener tasas aceptables que describan adecuadamente los niveles y diferenciales de la mortalidad infantil y juvenil.

^{1/} Behm, H. y Ledesma, A., Mortalidad en los primeros años de vida: Perú 1967-1968, CELADE, Serie A Nº 1029, mayo, 1977

^{2/} Organización Panamericana de la Salud. III Reunión Especial de Ministros de Salud de las Américas. Documento Oficial Nº 123, Setiembre 1973.

Atendiendo a las limitaciones señaladas, los estudiosos de la demografía han desarrollado métodos de estimación de la mortalidad infantil y juvenil, utilizando la información recogida por censos y encuestas, los cuales dan información sobre hechos vitales para un período determinado, que resultan de gran utilidad en presencia de deficiencias en los registros mencionados.

Como ventaja adicional puede mencionarse la posibilidad de combinación con otras variables, tales como: ocupación, nivel de instrucción de la mu-
jer etc., que permiten estudiar los contrastes en el comportamiento de la mor-
talidad en los primeros años de la vida lo cual no es posible obtener con información de hechos vitales.

Para el caso de Guatemala se ha calculado una subestimación en la tasa anual media de mortalidad infantil de 33% para el período 1946-1950 y 17% para el período 1958-1965 ^{3/}, así como un subregistro en las defunciones de me-
nores de un año del 19% para el período 1972-1973 ^{4/}. También se ha encon-
trado subregistro en las defunciones de 1-4 años y los nacimientos vivos equivalentes ambos a un 5% para el mismo período 1972-1973 ^{5/}.

De dichas estimaciones puede concluirse que los registros de hechos vita-
les no permiten la obtención de los verdaderos niveles de mortalidad que co-
rresponderían a la República de Guatemala.

La necesidad de buena información sobre mortalidad y la deficiencia de la información disponible, ponen de manifiesto la conveniencia de aplicar un método que utilizando datos ajenos al registro de hechos vitales, pueda fa-
cilitar estimaciones aceptables de la mortalidad en la niñez.

^{3/} Camisa, Zulma : Las estadísticas demográficas y la mortalidad en Guatemala hacia 1950 y 1964. Serie AS Nº 2, CELADE-San José, Costa Rica, 1969.

^{4/} Dirección General de Estadística y Censos de Guatemala y Centro Latinoamericano de Demografía. Proyec
ciones de población, 1950-2000 (en etapa de elaboración). CELADE-San José, Noviembre de 1977

^{5/} D.G.E. y C., CELADE. "Proyecciones....." Op.Cit.

En el presente trabajo se utilizará el método elaborado por el profesor William Brass ^{6/}, el cual se basa en la proporción de hijos fallecidos, sobre el total de hijos tenidos declarados por las mujeres en censos o encuestas y clasificados en grupos quinquenales de edad para derivar estimaciones de la mortalidad infantil y juvenil.

Asimismo el método de Brass permite el estudio de la mortalidad no solo a nivel total del país, sino también distinguiendo entre la población urbana y rural, así como el análisis de los diferenciales socio-económicos de la misma, a través de indicadores como el nivel de educación de la mujer.

Aunque el método depende del cumplimiento de los supuestos teóricos en que se basa, es lo suficientemente robusto para suponer que los resultados que se obtengan son razonablemente confiables ^{7/}.

En este trabajo se estudiará la probabilidad de morir entre el nacimiento y los dos años de edad lo cual "tiene la ventaja de abarcar la mayoría de las defunciones que se producen en los primeros cinco años de vida y de corresponder a una edad en la cual, en los países subdesarrollados, buena parte de las defunciones son evitables. Por otra parte incluye la mortalidad en el segundo año de vida que, según la Organización Mundial de la Salud, es especialmente sensible a las variaciones del nivel de vida" ^{8/}.

Asimismo se hará la distinción entre área urbana y rural, subdividiendo el área urbana en capital y resto del área urbana y como indicador del nivel socioeconómico se utilizarán los años de estudio formales completados por la mujer.

La información básica proviene de una muestra del 5% del VIII Censo de Población efectuado en Guatemala, el 26 de marzo de 1973.

^{6/} Brass, W., Seminario sobre métodos para medir variables demográficas (fecundidad y mortalidad). CELADE, Serie DS, N° 9, San José, Costa Rica, 1973

^{7/} Brass, W., "Seminario..." Op.Cit.

^{8/} Behm, H. y Ledesma, A.: "La mortalidad....." Op.Cit.

II. METODOLOGIA

El método de Brass para la estimación retrospectiva de la mortalidad

El método de Brass ^{9/} permite convertir las proporciones de hijos fallecidos sobre el total de hijos nacidos vivos de mujeres clasificadas en grupos quinquenales de edad, en probabilidades de morir (${}_xq_0$) entre el nacimiento y determinadas edades exactas x .

Encontrándose la siguiente relación aproximada:

La proporción de hijos fallecidos de mujeres de edad	Corresponde aproximadamente a la probabilidad de morir entre el nacimiento y la edad exacta x (${}_xq_0$)
15 - 19 años	1 año
20 - 24 años	2 años
25 - 29 años	3 años
30 - 34 años	5 años

Denotando con D_i la proporción :

$$D_i = \frac{(\text{Hijos fallecidos})_i}{(\text{Total hijos nacidos vivos})_i}$$

Para $i = 1, 2, \dots$

la cual se interpreta como la proporción de hijos fallecidos sobre el total de hijos nacidos vivos de mujeres del grupo quinquenal de edad i ; donde $i = 1$ corresponde al grupo 15-19 años; $i = 2$ al grupo 20-24 años, etc.

^{9/} Brass, W. Métodos para estimar la fecundidad y la mortalidad en poblaciones con datos limitados. CE - LADE, Serie E, Nº 14, Santiago de Chile 1974.

El método muestra que bajo determinadas condiciones, se pueden encontrar las siguientes relaciones aproximadas:

$$D_1 \approx 1q_0 ; D_2 \approx 2q_0 ; D_3 \approx 3q_0 ; D_4 \approx 5q_0$$

correspondientes a la probabilidad de morir entre el nacimiento y las edades exactas 1, 2, 3 y 5 respectivamente.

Mediante el uso de una serie de multiplicadores (k_i), calculados por Brass en base a determinados modelos de fecundidad y mortalidad $\frac{10}{}$, se pueden transformar las proporciones observadas D_i en los correspondientes valores ${}_xq_0$, de acuerdo a la siguiente relación:

$${}_xq_0 = k_i \cdot D_i$$

El multiplicador k_i varía de acuerdo a la localización de la distribución de la fecundidad en la edad de la mujer, por lo que debe seleccionarse mediante un indicador de esta ubicación en la edad.

La entrada a la tabla de multiplicadores (k_i) de Brass, se logra calculando el cociente P_2/P_3 , donde P_2 y P_3 es el promedio de hijos tenidos por las mujeres de 20-24 y 25-29 años de edad respectivamente, indicador que se considera satisfactorio para efectuar la localización mencionada.

Los supuestos teóricos en que se funda el método son:

1. La fecundidad y la mortalidad han permanecido constantes en años recientes (para este trabajo se consideran los últimos diez años)
2. La mortalidad de los hijos de las mujeres que declaran es la misma que la de todos los nacidos vivos en la población

3. El riesgo de muerte de los hijos es independiente de la edad de la madre
4. La estructura de la mortalidad y la fecundidad de la población no son muy diferentes de la estructura de los modelos que se emplean para el cálculo de las estimaciones

Dichos supuestos rara vez se cumplen cuando el método se aplica a poblaciones reales, por lo que resultará beneficioso entrar a discutir brevemente el posible efecto que produce el incumplimiento de los mismos.

Las variaciones en el comportamiento de la fecundidad y la mortalidad causarían alteraciones en las estimaciones de la mortalidad infantil y juvenil si dichas variables presentaran cambios bruscos en cortos períodos de tiempo. De acuerdo a los datos que se tienen (anexo 3) se ha observado que en el período 1950-75 ^{11/} el nivel de fecundidad en Guatemala, medido a través de la tasa global de fecundidad, presenta una tendencia al descenso en forma suave, con disminuciones desde un 2.7 por ciento entre 1950-1960, hasta un 4.7 por ciento entre 1965-1975.

Asimismo se ha encontrado un cambio en su estructura, pasando de cúspide tardía a temprana en un período de 25 años (1950-1975) ^{11/}.

También puede notarse que si bien es cierto que la fecundidad ha venido disminuyendo en forma continua, dichos cambios se han sucedido en forma suave y a través de un largo período de tiempo, por lo que cabe pensar que estas variaciones no afectan grandemente la edad media de las probabilidades de muerte que se utilizan en este trabajo.

Asimismo, la mortalidad de Guatemala ha experimentado un descenso sostenido en forma suave según lo observado a través de los cambios en la esperanza de vida al nacer, lo que ha aumentado de 42.69 a 54.64 años en el período 1950-1975 ^{11/}. Dicho cambio representa un aumento promedio por año de 0.48 años en el período mencionado.

^{11/} D.C.E.C. de Guatemala y CELADE. "Proyecciones de..." Op.Cit.

Con estos datos se puede decir que las estimaciones de ${}_2q_0$ calculadas en este trabajo, son representativas de la mortalidad media de un período breve anterior al censo de 1973 (4.5 años aproximadamente).

De todo lo dicho anteriormente se puede concluir que nuestras estimaciones de la probabilidad de morir entre el nacimiento y los dos años de edad, son representativas de la mortalidad experimentada por la niñez guatemalteca. En todo caso se las puede considerar como indicadores de los niveles mínimos de esta mortalidad.

"En los casos que ha sido posible comparar los resultados con un registro adecuado de hechos vitales los resultados han sido satisfactorios" ^{12/}.

"Por otra parte los métodos suponen que la mortalidad experimentada por los hijos de las mujeres que son censadas es la misma que la de todos los niños nacidos. Este supuesto no sería real si los hijos de las mujeres que han fallecido tuvieran una mayor mortalidad. En este caso la experiencia de mortalidad de estos niños no se registraría puesto que las madres han fallecido antes del censo. Los hijos de las mujeres sobrevivientes, que son las que han proporcionado la información, serían entonces un grupo seleccionado por el menor riesgo de morir y la mortalidad estaría subestimada.

Se supone además que los riesgos de morir de los hijos son independientes de la edad de la madre. Si los hijos de madres muy jóvenes tienen un riesgo de morir mayor que el promedio, la proporción de fallecidos de estas mujeres sobreestimarán el nivel general de la mortalidad. Si los hijos de las mujeres de 25-29 años tienen el más bajo riesgo de morir, este factor tendrá a ser compensado por el procedimiento de rectificación que se ha utilizado".

^{12/} Behm, H. La mortalidad en los primeros años de la vida, Costa Rica 1968-1969. Serie A N° 1024, CELADE-San José, Diciembre de 1976.

"Otro supuesto es que la estructura de la fecundidad y la estructura de la mortalidad en una situación real más o menos similares a las que se han utilizado en el desarrollo de los métodos. En la práctica sin embargo solo se ajusta por la localización en la edad de la distribución de la fecundidad, que se selecciona según el P_2/P_3 observado. Se supone también que las mujeres están homogéneamente distribuidas en cada grupo de edades, lo que es muy improbable, pero este factor tiene muy poca influencia en cualquier distribución de edad estable o semi-estable". ^{13/}

Por la naturaleza retrospectiva del método, las estimaciones de la mortalidad entre el nacimiento y los dos años de edad corresponden a un pasado reciente y no al momento del censo. En lo que respecta a este trabajo las estimaciones se refieren aproximadamente a los años 1968-1969, ya que el censo fue realizado en marzo de 1973.

El método de Sullivan

Para la elaboración del presente trabajo se ha utilizado la variante al método de Brass, propuesto por Jeremiah Sullivan^{14/}, el cual parte de los mismos supuestos teóricos de Brass, pero basándose en el análisis de un conjunto de tablas empíricas de fecundidad y las tablas modelo de mortalidad de Coale and Demeny^{15/}, para derivar una regresión lineal respecto a P_2/P_3 , con la cual se determinan los factores de conversión k_2 , k_3 y k_4 .

^{13/} Behn, H. "La mortalidad en ..." Op.Cit.

^{14/} Sullivan, J. Models for the estimation of the probabilities of dying between and exact ages of early childhood. Population Studies, Vol. 26, No 1, marzo, 1972

^{15/} Coale, A.J. y Demeny, P., Regional model life tables and stable population. Princeton, New Jersey, 1966

Se ha preferido la variante de Sullivan por ser más simple de usar y ligeramente más flexible en su aplicación por contar con las 4 familias de mortalidad (Norte, Sur, Este y Oeste) de Coale and Demeny, así como porque en la práctica los resultados son casi idénticos a los que se obtienen por el método de Brass.

Para el caso que nos ocupa se hizo un análisis previo, con el objeto de ubicar entre los cuatro modelos de Coale-Demeny el que mejor se ajusta a la mortalidad infantil y juvenil de Guatemala (anexo 2).

Se tomaron de la tabla abreviada de mortalidad calculada para 1964 ^{16/}, las q_0 correspondientes a los menores de 5 años de edad. Para cada q_0 se obtuvo por interpolación lineal el correspondiente nivel de mortalidad en las familias Norte, Sur, Este y Oeste de Coale and Demeny, luego se promediaron los cinco niveles encontrados en cada familia para entrar nuevamente a dichos modelos y así obtener las respectivas q_0 de la población con menos de 5 años de edad.

Al graficar los cuatro juegos de probabilidades juntamente con las de la tabla de mortalidad se observa que el modelo que más se acerca a la tabla mencionada es el correspondiente a la familia Norte y no la Oeste como era de esperarse. Dada esta circunstancia se calculó la ${}_2q_0$ ajustada para el total del país con los datos provenientes del censo de 1973, utilizando para el ajuste los últimos dos modelos mencionados. Con el fin de evaluar los resultados obtenidos se calculó la misma probabilidad con información de estadísticas vitales, la cual fue tomada sin ninguna corrección. Los resultados son los siguientes :

^{16/} Camisa, Z. "Las estadísticas...." Op. Cit.

Viene de :	$2q_0$ (por mil) 1968-1969	% Discrepancia respecto de:
Estadísticas Vitales	135	-
Estimación con modelo Norte	136	-0.7
Estimación con modelo Oeste	149	8.1

Tomando en cuenta el grado de omisión del registro de hechos vitales mencionado anteriormente, así como que estos datos fueron utilizados sin ninguna corrección, puede considerarse que la estimación de la mortalidad en el menor de dos años obtenido con el modelo Oeste es consistente con la obtenida a través de estadísticas vitales. Los datos anteriores ponen de manifiesto que el modelo Norte aparentemente subestima el nivel de esta mortalidad y que la compatibilidad de este modelo con la tabla de vida utilizada, puede deberse a posible subregistro en las defunciones de 1-4 años, las cuales fueron tomadas sin ninguna corrección para la construcción de dicha tabla.

De acuerdo a los resultados de este análisis, así como por lo recomendado por Sullivan cuando se desconoce la estructura de la mortalidad en la población, se usará el modelo Oeste de Coale and Demeny para derivar las estimaciones de la mortalidad entre el nacimiento y los dos años de edad.

La ecuación de regresión lineal propuesta por Sullivan es :

$$k_i = \frac{x^q_0}{D_i} = a_i + b_i \left(\frac{P_2}{P_3} \right)$$

en donde los valores de a_i y b_i dependen del modelo de Coale and Demeny que se seleccione.

Ajuste de las estimaciones

Cuando se cuenta con buena información, es de esperarse que las estimaciones de ${}_xq_0$ sean crecientes con la edad de la mujer, debido a que los hijos de las mujeres más viejas tienen una edad media mayor y por lo mismo han estado más tiempo expuestos al riesgo de morir.

Como esta condición no siempre se cumple debido a errores en la información básica y a los errores del muestreo, ha sido necesario introducir un ajuste a las estimaciones observadas en la forma siguiente: para cada ${}_xq_0$ (${}_2q_0$, ${}_3q_0$ y ${}_5q_0$) observada se calculó por interpolación lineal el correspondiente nivel en la familia Oeste de Coale and Demeny, los cuales se consideraran igualmente válidos para representar el correspondiente nivel de mortalidad. Como en la práctica debe tomarse un único valor, se promediaron los tres niveles obtenidos para entrar nuevamente al mismo modelo y obtener las ${}_xq_0$ ajustadas. De esta manera se consideró las ${}_2q_0$ ajustadas como la mejor estimación posible. Del análisis fueron descartadas las estimaciones de ${}_2q_0$ que provenían de subgrupos menores de cien hijos tenidos por las mujeres de 20-24 años de edad, por considerarse que dichas estimaciones estarían expuestas a un error excesivo de muestreo.

En el anexo 1 se presenta un ejemplo de aplicación del método de Brass (variante de Sullivan) y el ajuste realizado.

III. LOS DATOS BASICOS CENSALES

Las estimaciones se basan en la información de una muestra probabilística del 5 por ciento, proveniente del censo general de población de Guatemala, efectuado en marzo de 1973.

Se utilizarón las respuestas a las preguntas hechas a las mujeres de 15 años y más respecto a: ¿cuántos hijos nacidos vivos ha tenido en total? ¿Cuántos de estos hijos están vivos actualmente?.

La proporción de mujeres que no tiene respuesta registrada a estas preguntas, puede calificarse de moderado, pues alcanza el 6 por ciento de las mujeres de 20-34 años en el total del país.

La omisión aumenta en el área urbana, la capital y en las mujeres con mayor educación. Como el número de mujeres con siete y más años de estudio en general es pequeño (8.5%), puede pensarse que no se comete un error muy grande en las estimaciones que se obtienen en este trabajo.

De la exactitud del censo en cuanto a la declaración de la edad, Juan Chackiel ^{17/} anota: "De acuerdo al conocimiento que se tiene del comportamiento de los índices (Whipple, Myers y Naciones Unidas), la información del censo de 1973 puede calificarse como de regular calidad".

El mismo autor llega a la cifra aproximada de un 10% de omisión censal, lo cual corrobora la calificación dada por Chackiel a dicho censo.

^{17/} Chackiel, J.: Guatemala: Evaluación del Censo de 1973 y Proyecciones de la Población por Sexo y Edad 1950-2000. Serie A, Nº 1021. CELADE-San José, Costa Rica, Febrero de 1976.

IV. MORTALIDAD EN LOS DOS PRIMEROS AÑOS DE VIDA

La mortalidad en el menor de dos años en el total del país

La probabilidad de morir entre el nacimiento y los dos años de edad se estima para Guatemala, en 149 por mil nacidos vivos para 1968-1969, según los datos proporcionados por la muestra del 5 por ciento del censo de 1973. Comparando dicha cifra con valores calculados para otros países, puede verse según el cuadro 2, que Guatemala tiene un alto nivel de mortalidad en los primeros dos años de vida.

De acuerdo a los datos presentados, la mortalidad en este grupo es dos veces más alta que la de Costa Rica, 2.3 veces la de Argentina, 7 veces la de Estados Unidos y 9 veces la de Suecia, lo cual da una idea del esfuerzo que el país tiene que hacer para modificar las condiciones que en la actualidad determinan esta alta mortalidad.

Cuadro 2

PROBABILIDAD DE MORIR ANTES DE CUMPLIR DOS AÑOS A PARTIR
DEL NACIMIENTO, PARA PAISES SELECCIONADOS

País y año	Probabilidad de morir (por mil)
Bolivia, 1971-1972	202
Guatemala, 1968-1969	149
Costa Rica, 1968-1969	81
Argentina, 1966	66
Estados Unidos, 1970	21
Suecia, 1965	16

Fuente: Behm, H. y Ledesma, A.: La mortalidad en los primeros años de vida. Perú 1967-1968. Serie A, N° 1029, CELADE-San José, mayo de 1977.

Mortalidad en el menor de dos años en la población urbana y rural

En la realización del censo de 1973 se adoptó el concepto legal para la clasificación de área urbana-rural, el cual indica que se consideran como área urbana todos los lugares poblados que tengan reconocida oficialmente la categoría de ciudad, villa o pueblo y como área rural, las aldeas, caseríos, fincas y lugares con población dispersa.

El cuadro 3 presenta la probabilidad de morir entre el nacimiento y los dos años de edad, separadamente para estas dos áreas y para el total del país.

Cuadro 3

PROBABILIDAD DE MORIR ENTRE EL NACIMIENTO Y
LOS DOS AÑOS DE EDAD EN LA POBLACION
URBANA Y RURAL. GUATEMALA 1968-1969

Area	Probabilidad de morir (por mil)
TOTAL DEL PAIS	149
Urbano	119
Rural	161

De acuerdo a los datos presentados, se aprecia un claro contraste de la mortalidad en los dos primeros años de vida, entre la población urbana (119 por mil) y la rural (161 por mil), con un exceso de 35 por ciento de esta última respecto de la primera. Si se toma en cuenta que el 64 por ciento de la población total vive en el área rural, este contraste adquiere particular relevancia porque significa que dos tercios de la población total están expuestos (en los primeros años de vida) a tal exceso de mortalidad. La explicación está dada presuntamente con los datos del cuadro 4, el cual muestra que todos los indicadores del nivel de vida que están disponibles son extremadamente más desfavorables en la población rural. Por lo que se conside

ra que el éxito de los programas tendientes a la reducción de esta mortalidad en el total del país, dependerá fundamentalmente de los progresos que se logren en el área rural.

Cuadro 4
ALGUNOS INDICADORES DEL NIVEL DE VIDA DE LA POBLACION URBANA Y RURAL.
GUATEMALA 1973

Indicador	Porcentaje		
	Total del país	Urbano	Rural
Analfabetismo	55	29	70
Población de 10 años y más en la agricultura	57	19	82
Viviendas improvisadas, chozas o ranchos	29	10	39
Viviendas con piso de tierra	70	38	87
Viviendas sin agua de servicio público	78	43	97
Viviendas sin desagüe de servicio público	84	55	99
Vivienda sin energía eléctrica de servicio público	75	35	97

Fuente: D.G.E.C., Ministerio de Economía, República de Guatemala. VIII Censo de Población y III de Habitación, 26 de marzo de 1973. Cifras Definitivas. Guatemala, Noviembre de 1976

Nota: Los datos de vivienda se refieren únicamente a las ocupadas en el momento del censo.

Mortalidad en el menor de dos años en la población de la capital y resto del área urbana

El cuadro 5 presenta la probabilidad de morir durante los dos primeros años de vida, subdividiéndose el área urbana en capital y resto urbano, los datos son los siguientes :

Cuadro 5

PROBABILIDAD DE MORIR ENTRE EL NACIMIENTO Y LOS DOS AÑOS DE EDAD,
EN LA POBLACION DE LA CAPITAL Y RESTO URBANO. GUATEMALA 1968-1969

Area	Probabilidad de morir (por mil)
Total Urbano	119
Capital	75
Res to Urbano	142

En este cuadro se observa una marcada diferencia de la mortalidad en los primeros dos años de vida entre la población de la capital (75 por mil) y el resto urbano (142 por mil). El exceso que esta última presenta con respecto a la primera (89 por ciento) es particularmente significativa, si se toma en cuenta que en la capital del país es donde se concentra la mayor cantidad de recursos y servicios.

Mortalidad en el menor de dos años y nivel de educación de la mujer

"La mortalidad de una población es función de la frecuencia con que ocurre la enfermedad (incidencia) y de la probabilidad de morir una vez que ella se ha producido (letalidad).

La enfermedad resulta de la pérdida del equilibrio, llamado salud, entre el hombre (huésped) y los factores capaces de producir enfermedades (agentes mórbidos). Huésped y agentes mórbidos están influidos a su vez por numero -

Los factores del ambiente físico, químico, biológico y social del hombre. Todo el sistema es dinámico y se encuentra en constante cambio. Tal es la esencia del concepto epidemiológico y ecológico de la salud y la enfermedad. Así, por ejemplo, la aparición de la enfermedad en el niño depende de factores biológicos en cierto modo propios de él (factores genéticos, edad, peso al nacer, etc.) y, por otra parte de agentes mórbidos externos, tales como infecciones, déficit de aportes nutritivos, exposición al frío, etc. Ambos grupos de condiciones están influidos a su vez por todos y cada uno de los componentes del nivel de vida (vivienda, educación, ingreso económico, vestuario, etc.).

Producida la enfermedad la probabilidad de muerte está determinada por la naturaleza del huésped, y del agente mórbido, pero también por la oportunidad y eficiencia de la atención médica que el enfermo recibe. Una vez más, estas condiciones están ligadas a numerosas variables socioeconómicas culturales: creencias sobre salud y enfermedad, accesibilidad física y económica a la atención médica etc.

De este modo y particularmente en las poblaciones en que la mortalidad es alta en edades tempranas, la muerte del niño viene a expresar en último término el grado de eficiencia de la estructura económica y social de la comunidad en que él vive, tanto en términos de nivel de vida como (y esto es lo fundamental) de la distribución del bienestar que tal sociedad ha logrado alcanzar entre sus miembros" 18/.

Como ya se ha dicho en este trabajo se utiliza como indicador del nivel de vida el número de años formales completados por la mujer, con el fin de "explicar" en cierto modo las diferenciales geográficas de la mortalidad.

18/ Belun, H. "La mortalidad" Op. Cit.

En el cuadro 6 se presenta el riesgo de morir entre el nacimiento y los dos años de edad para el total del país.

Cuadro 6

PROBABILIDAD DE MORIR EN LOS MENORES DE DOS AÑOS DE EDAD,
SEGUN NIVEL DE INSTRUCCION DE LA MUJER. GUATEMALA 1968-1969

Años de instrucción de la mujer	Probabilidad de morir (por mil) Total del país
TOTAL	149
Ninguno	169
1 - 3	125
4 - 6	85
7 - 9	58
10 y más	26

La educación de la mujer está asociada a diferenciales de la mortalidad en la niñez temprana que son aún mayores que los contrastes geográficos ya descritos. Los hijos de las mujeres sin ninguna instrucción presentan una mortalidad bastante alta (169 por mil), lo cual equivale a decir que uno de cada seis nacidos vivos de este grupo, fallece antes de cumplir dos años de edad.

Desde este elevado nivel la mortalidad del niño desciende claramente conforme la educación de la mujer aumenta, llegándose a alcanzar 26 por mil en los hijos de las mujeres con educación secundaria o universitaria. Este marcado contraste en la mortalidad temprana pone de manifiesto que en el grupo con más bajo nivel socioeconómico, la mortalidad es siete veces mayor en comparación a la del grupo de más alto nivel.

Mortalidad en el menor de dos años según nivel de instrucción en la población urbana y rural

Anteriormente se ha dicho que entre la población urbana y rural existe una mortalidad diferencial, que es de 119 por mil en la primera y 161 por mil en la segunda, combinando esta variable con el nivel de instrucción de las mujeres de 20-34 años puede notarse, según el cuadro 7 y gráfico 1, que el factor más estrechamente ligado a la mortalidad en estudio es el nivel de instrucción de la mujer, pues en cada región se mantienen los marcados contrastes por educación.

En cambio, si se comparan las dos áreas para un mismo nivel de instrucción las diferencias son en general pequeñas respecto de las observadas en el total urbano y total rural.

Como las estimaciones están sometidas a error, no podemos conceder importancia a diferencias pequeñas como las observadas en el grupo sin ninguna instrucción (urbana 163 por mil, rural 170 por mil) y el grupo con 7 y más años de estudio (urbano 44 por mil, rural 39 por mil). Lo fundamental es que el hijo de una mujer analfabeta muere con alta frecuencia independientemente del lugar donde nazca y que los hijos de mujeres con 7 y más años de estudio, tienen una baja mortalidad en ambas regiones.

Solo se observan diferencias de mayor magnitud relativa, en la mortalidad de los hijos de mujeres con 4 a 6 años de estudios y en menor grado en el grupo con 1 a 3 años de instrucción. Dicha diferencia es siempre en contra del área rural.

Cuadro 7

PROBABILIDAD DE MORIR ENTRE EL NACIMIENTO Y LOS DOS AÑOS DE EDAD,
 POR NIVEL DE INSTRUCCION DE LA MUJER, EN LA POBLACION URBANA Y RURAL.
 GUATEMALA 1968-1969

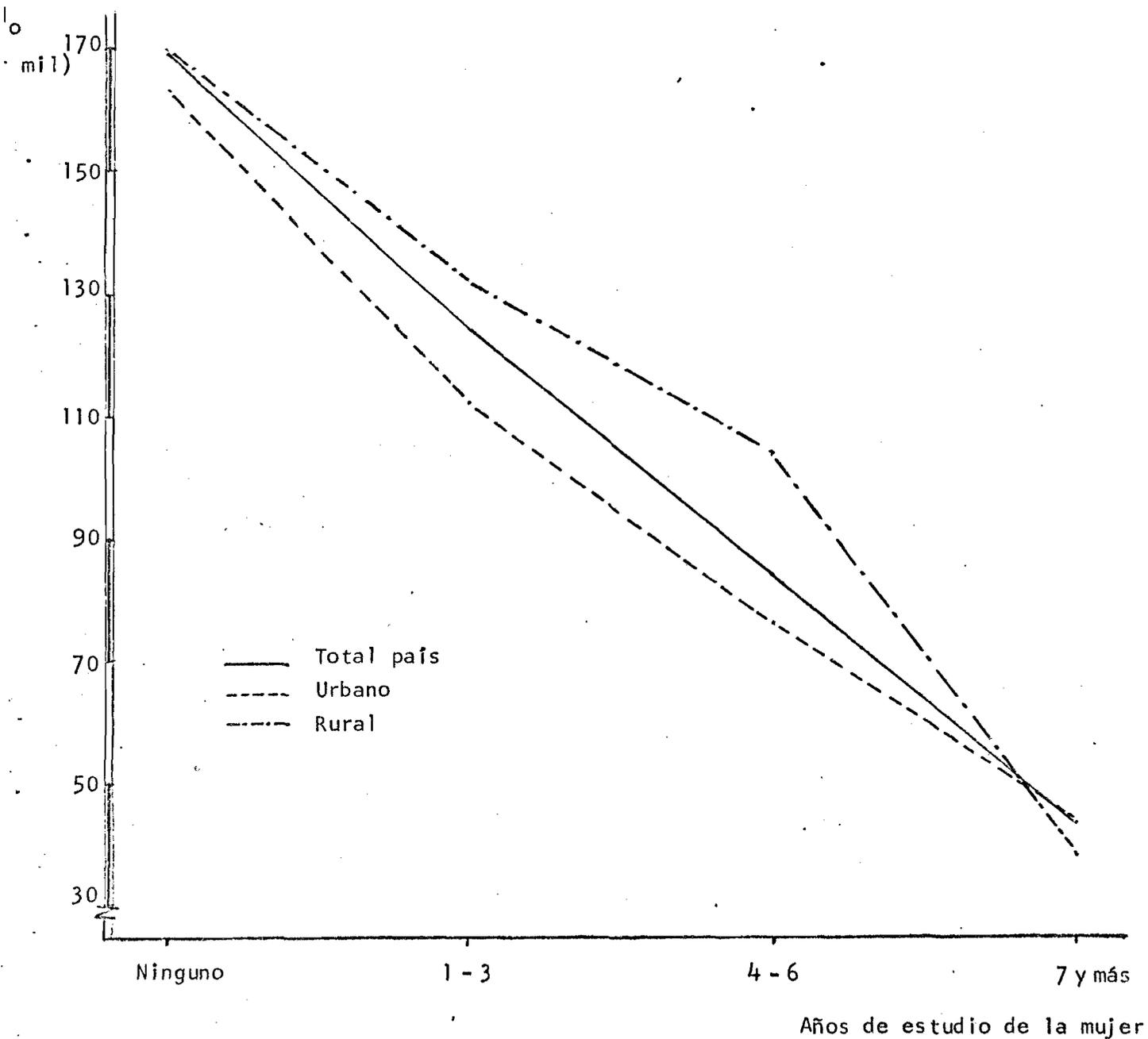
Años de estudio de la mujer	Probabilidad de morir (por mil)		
	Total del país	Urbano	Rural
TOTAL	149	119	161
Ninguno	169	163	170
1 - 3	125	113	132
4 - 6	85	77	105
7 y más	43	44	39

Mortalidad en el menor de dos años por nivel de instrucción en la población de la capital y resto del área urbana

Ya se ha dicho que el riesgo de muerte de los niños menores de dos años del resto del área urbana es un 89 por ciento mayor respecto de la estimada para la capital del país. Observando los datos del cuadro 8 y gráfico 2 puede verse que en ambas subpoblaciones la mortalidad descende a medida que aumenta el nivel de instrucción de la mujer, sin embargo se mantiene el mismo contraste que mencionáramos para la mortalidad urbana y rural. El factor que podría explicar parcialmente la menor mortalidad de la capital, es la mayor posibilidad de acceso a los servicios médicos así como por la oportunidad de vivir en mejores condiciones ambientales, sin olvidarnos que en la capital se concentra la mayor parte de recursos y servicios disponibles.

Gráfico 1

PROBABILIDAD DE MORIR ENTRE EL NACIMIENTO Y LOS DOS AÑOS DE EDAD POR NIVEL DE INSTRUCCION DE LA MUJER, EN LA POBLACION URBANA Y RURAL. GUATEMALA 1968-1969



Fuente: Cuadro 7

Cuadro 8

PROBABILIDAD DE MORIR ENTRE EL NACIMIENTO Y LOS DOS AÑOS DE EDAD, POR NIVEL DE INSTRUCCION DE LA MUJER, EN LA POBLACION DE LA CAPITAL Y RESTO DEL AREA URBANA. GUATEMALA 1968-1969

Años de estudio de la mujer	Probabilidad de morir (por mil)		
	Total urbano	Capital	Resto urbano
TOTAL	119	75	142
Ninguno	163	123	173
1 - 3	113	94	127
4 - 6	77	59	93
7 y más	44	31	67

Mortalidad en el menor de dos años por nivel de instrucción en la población de la capital, resto urbano y área rural

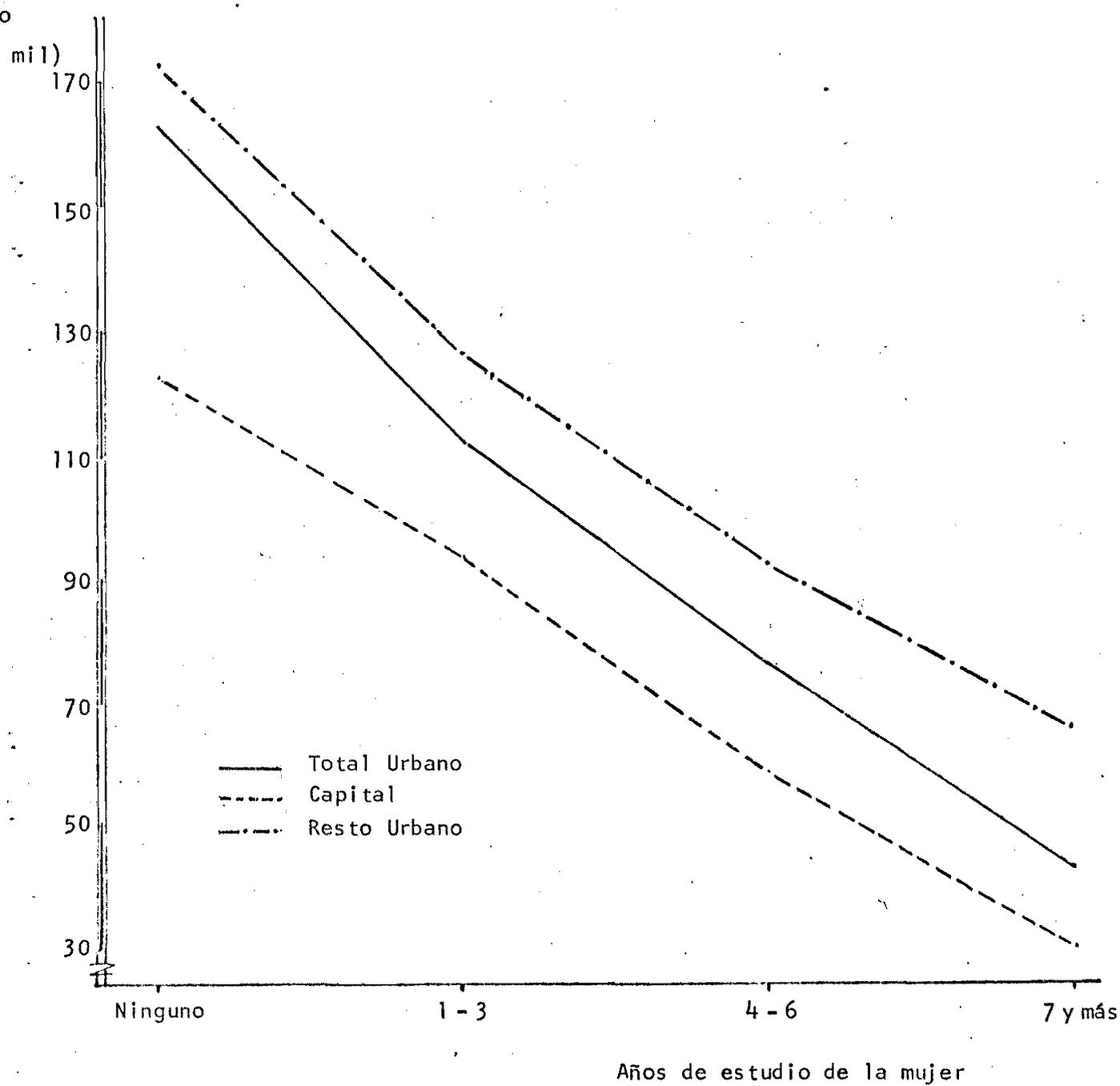
Los datos del cuadro 9 y el gráfico 3 muestran los contrastes de la mortalidad en el menor de dos años, para tres regiones del país, según el nivel de instrucción de la mujer.

Para un mismo nivel de instrucción las cifras del resto urbano y rural, no difieren substancialmente siendo casi idénticas en los primeros dos grupos de años de estudio de la mujer. Esto significa que los niños menores de dos años de edad que residen en ambas regiones, están sometidos a los mismos riesgos de mortalidad.

El contraste invertido en el grupo de mujeres con siete y más años de instrucción no está de acuerdo con lo observado en las cifras precedentes, por lo que se hará un comentario a este hecho más adelante.

Gráfico 2

PROBABILIDAD DE MORIR ENTRE EL NACIMIENTO Y LOS DOS AÑOS DE EDAD POR NIVEL DE INSTRUCCION DE LA MUJER, EN LA POBLACION DE LA CAPITAL Y RESTO DEL AREA URBANA GUATEMALA 1968-1969



Fuente: Cuadro 8

Si en cambio se comparan las cifras de la capital con las del resto urbano-rural las diferencias son claras y de considerable magnitud; por lo que cabe decir, que además de la estrecha relación que existe entre la mortalidad temprana y el nivel de instrucción de la mujer; el principal contraste geográfico de esta mortalidad se encuentra entre la población de la capital y la del resto del país.

En la descripción hecha anteriormente sobre el comportamiento de la mortalidad temprana en el resto urbano y el área rural, se hacía notar la similitud de las cifras para un mismo nivel de instrucción. Entonces cabe preguntarse ¿cuál es la razón que determina los niveles distintos de mortalidad en el total del resto urbano y el total del área rural?; la explicación que puede darse a este hecho es, que dicha diferencia se debe al efecto producido por la diferente estructura por nivel de instrucción de las mujeres de 20-34 años de edad.

Como mencionábamos anteriormente, la mortalidad de los hijos de las mujeres con 7 y más años de estudio del resto urbano y rural, presenta una inversión que modifica el contraste geográfico observado en el resto de datos del cuadro 9.

Observando a priori la probabilidad estimada para el resto urbano (67 por mil) y área rural (39 por mil), no parece lógico que la mortalidad temprana sea mayor en el resto urbano que en el área rural, puesto que lo frecuente es que ocurra justamente lo contrario.

Si se aceptará como buena la cifra de 39 por mil, querría decir que la mortalidad de los hijos de las mujeres con 7 y más años de estudio del área rural, correspondería a un grupo muy seleccionado de población dentro del contexto socioeconómico cultural de esa región.

Entre los aspectos negativos que podrían haber contribuido al origen de esa cifra, podemos mencionar una posible omisión en la declaración de hijos fallecidos entre las mujeres con 7 y más años de estudio del área rural la cual subestimaría la probabilidad de morir para ese grupo de la población.

Asimismo al evaluar la calidad de la información se encontró el 21 por ciento de mujeres sin declaración de hijos tenidos en el grupo 20-24 años de edad con 7 y más años de estudio. Si los hijos de estas mujeres tuvieron una mayor mortalidad que los hijos de las mujeres declarantes, la probabilidad de morir entre el nacimiento y los dos años de edad quedaría subestimada.

También podría mencionarse el posible error de muestreo por el grado de desagregación que requiere el estudio de esta mortalidad.

En todo caso los resultados obtenidos en este trabajo se consideran de utilidad porque los contrastes encontrados de la probabilidad de morir entre el nacimiento y los dos años de edad, se mantienen en forma sistemática tanto a nivel de instrucción de la mujer como en las regiones estudiadas del país.

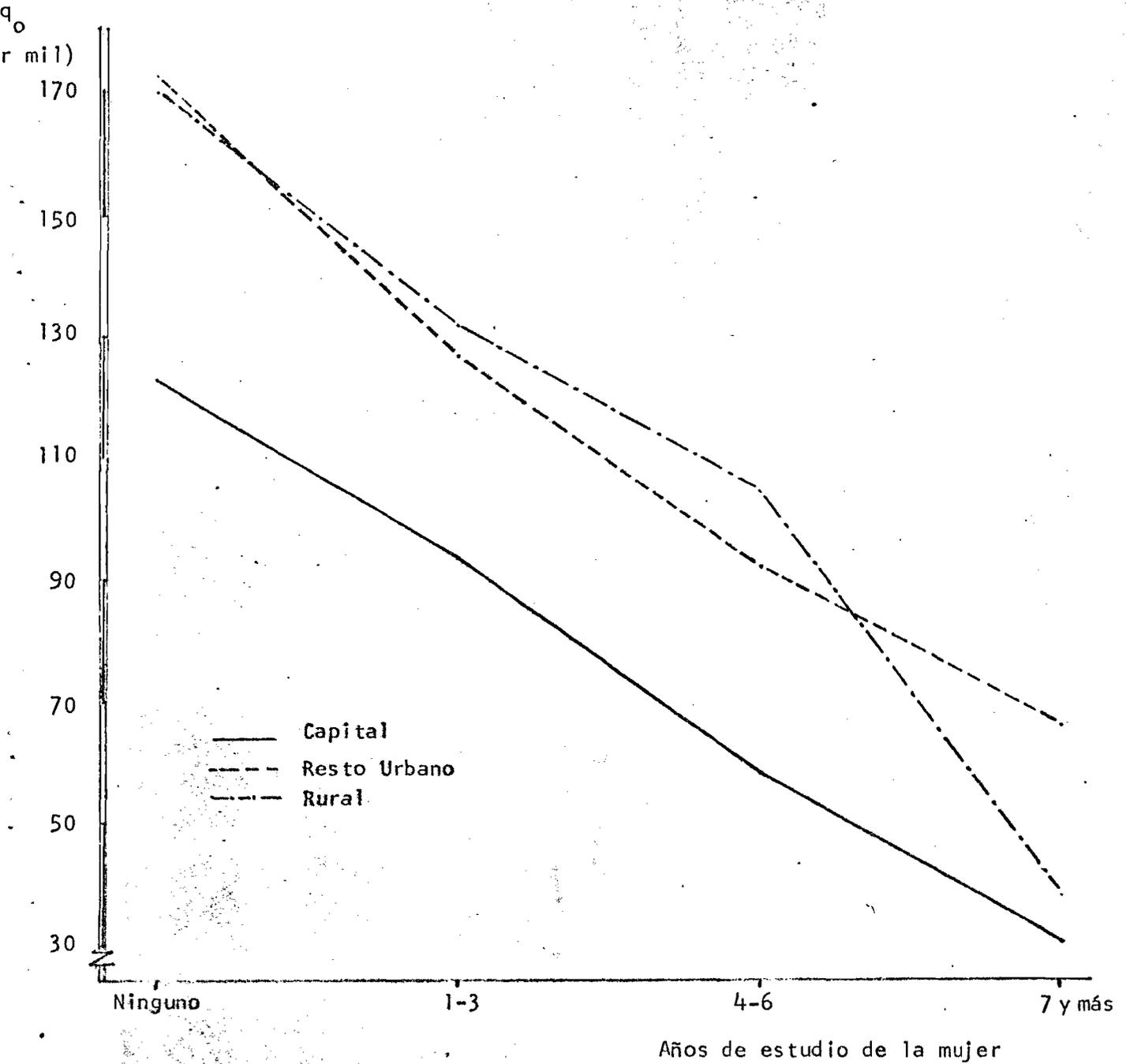
Cuadro 9

PROBABILIDAD DE MORIR ENTRE EL NACIMIENTO Y LOS DOS AÑOS DE EDAD, POR NIVEL DE INSTRUCCION DE LA MUJER, EN LA POBLACION DE LA CAPITAL, Y RESTO URBANO Y AREA RURAL. GUATEMALA 1968 - 1969

Años de estudio de la mujer	Probabilidad de morir (por mil)		
	Capital	Resto Urbano	Rural
TOTAL	75	142	161
Ninguno	123	173	170
1 - 3	94	127	132
4 - 6	59	93	105
7 y más	31	67	39

Gráfico 2

PROBABILIDAD DE MORIR ENTRE EL NACIMIENTO Y LOS DOS AÑOS DE EDAD, POR NIVEL DE INSTRUCCION DE LA MUJER, EN LA POBLACION DE LA CAPITAL, RESTO URBANO Y AREA RURAL. GUATEMALA 1968-75



Fuente: Cuadro 9

V. CONCLUSIONES

La probabilidad de morir entre el nacimiento y los dos años de edad se estima para Guatemala, en 149 por mil nacidos vivos para el bienio 1968-1969, cifra que se considera bastante alta en comparación a los niveles alcanzados por otros países (cuadro 2).

El riesgo de morir del menor de dos años de edad en el área rural (161 por mil), presenta un exceso de 35 por ciento respecto de la mortalidad urbana (119 por mil). Si se toma en cuenta que el 64 por ciento de la población del país vive en el área rural, significa que dos tercios de la población total están expuestos (en los primeros años de vida) a tal exceso de mortalidad.

Todos los indicadores del nivel de vida que están disponibles (cuadro 4) son extremadamente más desfavorables en la población rural. De tal manera que el éxito de los programas tendientes a la reducción de esta mortalidad en el total del país, dependerá fundamentalmente de los progresos que se logren en el área rural.

El exceso de la mortalidad temprana del resto urbano (cuadro 5) respecto de la mortalidad de la capital, es particularmente significativa si se toma en cuenta que en la capital del país se concentra la mayor cantidad de recursos y servicios disponibles.

El factor más estrechamente asociado con la mortalidad en la niñez es la educación de la madre, que se ha interpretado como indicador del nivel socioeconómico cultural del hogar en que el niño nace. Los hijos de mujeres sin ninguna instrucción presentan una mortalidad de 169 por mil en contraste con la mortalidad de los hijos de mujeres con 10 y más años de estudio (26 por mil) lo cual significa que en el grupo con más bajo nivel socio-económico cultural, la mortalidad es 7 veces mayor que la del grupo de más alto nivel.

Comparando la mortalidad del menor de dos años en el área urbana y rural, por nivel de instrucción de la mujer (cuadro 7) se puede notar que el hijo de una mujer analfabeta muere con alta frecuencia doquiera que nazca y que los hijos de mujeres con 7 y más años de estudio tienen una baja mortalidad en ambas regiones.

El hecho fundamental que muestra el cuadro 9, es que además de la estrecha relación que existe entre la mortalidad temprana y el nivel de instrucción de la mujer, el principal contraste geográfico de la probabilidad de morir entre el nacimiento y los dos años de edad, se encuentra entre la población de la capital y la del resto del país.

* * *

*

A N E X O 1

EJEMPLO DE APLICACION DEL METODO DE BRASS (VARIANTE DE SULLIVAN) PARA ESTIMAR LA MORTALIDAD EN LA NIÑEZ A PARTIR DE LA PROPORCION DE HIJOS FALLECIDOS.

Los datos básicos son:

1. Mujeres que declararon hijos tenidos y sobrevivientes, agrupados en intervalos quinquenales de edades (i) entre 15-34 años ($i=2$ para 20-24, $i=3$ para 25-29, etc.)
2. Total de hijos tenidos nacidos vivos por las mujeres de cada intervalo i de edades (HNV_i)
3. Total de hijos sobrevivientes al momento del censo tenidos por mujeres de cada intervalo i (HS_i)

Con estos datos se obtiene:

4. Proporción de hijos fallecidos (D_i) del total tenidos para cada intervalo i

$$D_i = 1 - \frac{HS_i}{HNV_i}$$

5. Paridez media para los grupos $i=2$ e $i=3$ (P_2 y P_3). En este ejemplo :

$$P_2 = \frac{HNV_2}{\text{Mujeres de edad 20-24}} = \frac{18828}{11259} = 1.67226$$

$$P_3 = \frac{HNV_3}{\text{Mujeres de edad 25-29}} = \frac{27908}{8814} = 3.16633$$

6. El cociente $P_2/P_3 = 1.67226/3.16633 = 0.52814$

7. El valor k_i se obtiene mediante la siguiente relación :

$$k_i = a_i + b_i (P_2/P_3)$$

Sullivan presenta una tabla de valores de a_i y b_i para las cuatro familias de tablas modelo de mortalidad de Coale and Demeny, para el modelo Oeste son las siguientes :

i	a_i	b_i
2	1.30	- 0.54
3	1.17	- 0.40
4	1.13	- 0.33

En el presente ejemplo se obtiene de este modo:

$$k_2 = 1.30 - 0.54 (0.52814) = 1.0148$$

$$k_3 = 1.17 - 0.40 (0.52814) = 0.9587$$

$$k_4 = 1.13 - 0.33 (0.52814) = 0.9557$$

8. La estimación final ${}_x q_0$ se obtiene por la relación

$${}_x q_0 = k_i \cdot D_i$$

Ajuste de las ${}_x q_0$ observadas :

9. Para cada ${}_x q_0$ se obtiene el número de sobrevivientes a la edad exacta x mediante la relación :

$$l_x = l - {}_x q_0$$

10. Con este l_x se calcula por interpolación lineal, en las tablas modelo de Coale and Demeny para ambos sexos, para el mismo modelo utilizado (modelo Oeste), el nivel de las tablas correspondientes a cada ${}_x q_0$

11. Se calcula un promedio aritmético de los niveles correspondientes a 2^q_o , 3^q_o y 5^q_o , en este ejemplo el nivel medio es 13.6566
12. Con este nivel medio se obtienen en la misma tabla, por interpolación lineal, los valores l_x y las correspondientes x^q_o ajustadas.

El ejemplo es el siguiente :

METODO DE BEASS (VARIANTE DE SOHIVAN): ESTIMACIONES DE LA PROBABILIDAD DE MORIR ENTRE EL NACIMIENTO Y LAS EDADES EXACTAS X=2, 3 Y 5 AÑOS. PARA EL TOTAL DEL PAIS, GUATEMALA CENSO DE 1973

SEGUN MODELO DESTE DE COALESCENCIA Y DEMENY

EDAD DE LA MUJER	INTERVALO DE EDAD	MUJERES LAN DECLARACION	HIJOS NACIDOS VIVOS	HIJOS SOBREVIVIENTES	PARIDES MEDIA	PROPORCION DE HIJOS FALLECIDAS	MULTIPLICADOR	EDAD DEL HIJO	PROBABILIDAD DE MORIR
(Lj)	(Lj)	(HNvj)	(Hsvj)	(Hsvj)	(Pvj)	(Dvj)	(Kvj)	(X)	(qo)
20-24	2	11259	18828	16155	1.67226	0.14197	1.0148	2	0.14407
25-29	3	8814	27908	23124	3.16633	0.17142	0.9587	3	0.16434
30-34	4	6978	31675	25753	4.58926	0.18696	0.9557	5	0.17868

$P_1/P_3 = 0.52814$

AJUSTE DE q_o CON EL MODELO DESTE

EDAD DEL HIJO	SOBREVIVIENTES	NIVEL EQUIVALENTE EN COALESCENCIA Y DEMENY	PARA NIVEL MEDIO
(x)	(fx)	Ax	AJUSTADAS q_o
2	85593	13.9010	0.14866
3	83566	13.5273	0.16160
5	82132	13.5456	0.17613

NIVEL MEDIO = 13.6566

A N E X O 2

DETERMINACION DEL MODELO DE COALE AND DEMENY A UTILIZAR

COMPARACION DE LAS 2^o DE LOS MODELOS CON DATOS DEL REGISTRO CIVIL

El procedimiento empleado fue el siguiente :

1. Se tomaron las l_x (para $x = 0, 1, 2, 3, 4$ y 5) de la Tabla Abreviada de Mortalidad para Guatemala 1964 ^{1/}
2. Por interpolación lineal se encontró el correspondiente nivel de cada l_x en los modelos de Coale and Demeny
3. Los niveles encontrados se promediaron para entrar nuevamente en las Tablas Modelo de Coale and Demeny y por interpolación lineal se encontraron las l_x correspondientes a cada modelo, las ${}_xq_0$ se obtuvieron con la relación :

$${}_xq_0 = 1 - l_x$$

4. Los valores de ${}_xq_0$ dados por cada modelo (Norte, Sur, Este y Oeste) se llevaron a un gráfico para ver su comportamiento respecto de las ${}_xq_0$ dadas por la tabla de vida utilizada
5. Con los datos del Censo de Guatemala de 1973 se calcularon las ${}_2q_0$ con los modelos Norte y Oeste, que son los que más se acercan a la mortalidad observada en la tabla de vida
6. Se calculó la ${}_2q_0$ con datos del registro civil para evaluar los resultados obtenidos.

Los resultados son los siguientes :

^{1/} Camisa, Zulma : Las estadísticas demográficas y la mortalidad en Guatemala hacia 1950 y 1964, Serie AS Nº 2. CELADE - San José, Costa Rica 1969

CON EL MODELO NORTE

EDAD (x)	TABLA DE VIDA GUATEMALA 1964		NIVEL EQUIVALENTE COALE-DEMENTY	PARA NIVEL MEDIO	
	l_x	xq_0		l_x	xq_0
0	100 000				
1	88 956	0.11044	13.4104	86089	0.11911
2	84 749	0.15251	12.6722	84747	0.15253
3	82 236	0.17764	12.4311	82702	0.17298
4	80 604	0.19396	12.4063	81172	0.18828
5	79 467	0.20533	12.4232	80009	0.19991

NIVEL MEDIO = 12.6710

CON EL MODELO DEL ESTE

0	100 000				
1	88 956	0.11044	14.3797	87281	0.12719
2	84 749	0.15251	13.4515	84161	0.15839
3	82 236	0.17764	12.8819	82774	0.17226
4	80 604	0.19396	12.5755	81875	0.18125
5	79 467	0.20533	12.4051	81199	0.18801

NIVEL MEDIO = 13.1387

CON EL MODELO SUR

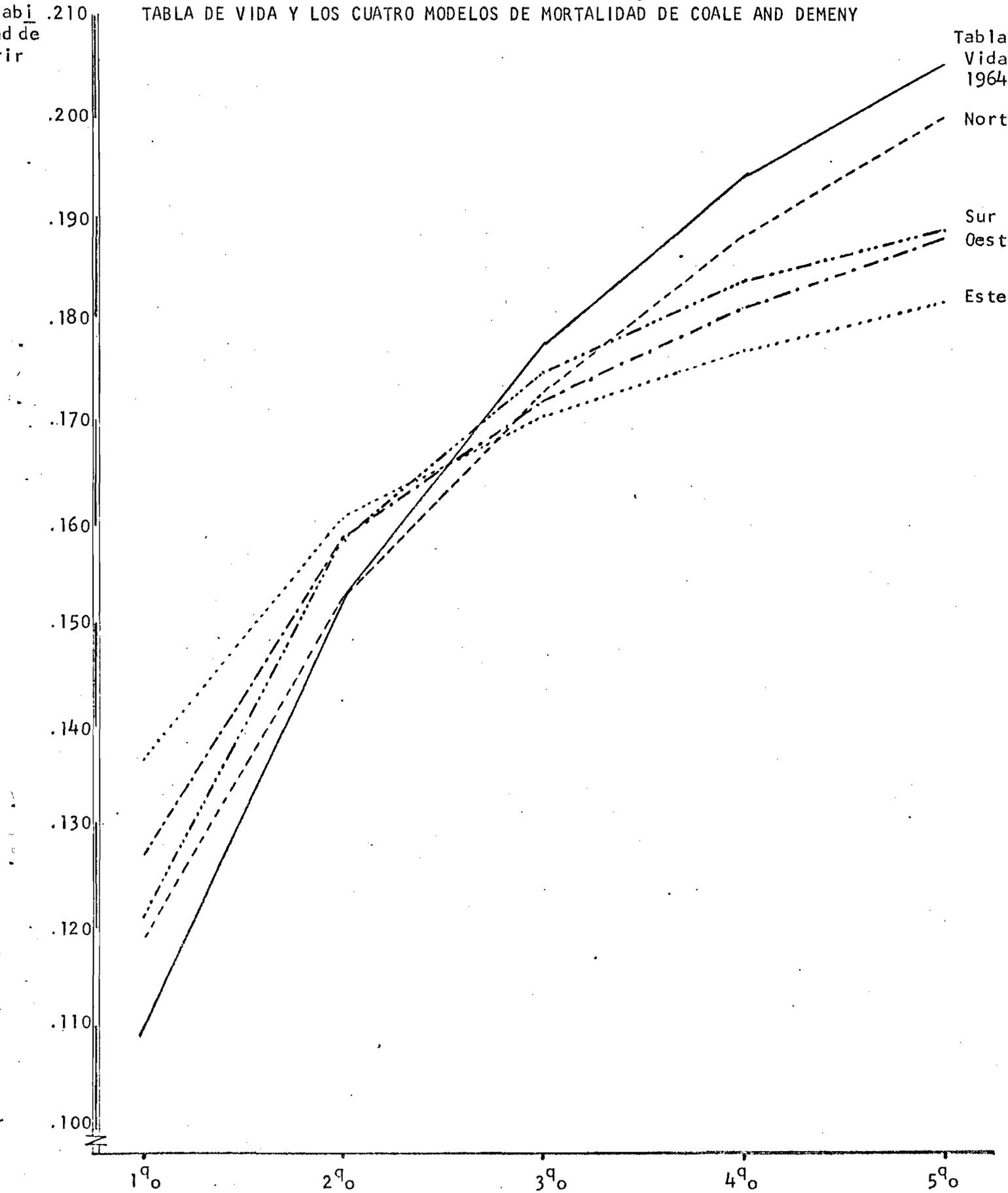
EDAD (x)	TABLA DE VIDA GUATEMALA 1964		NIVEL EQUIVA LENTE COALE-DEMENTY	AREA NIVEL MEDIO	
	l_x	xq_0		l_{20}	xq_0
0	100000				
1	88956	0.11044	15.8813	87887	0.12113
2	84749	0.15251	15.0974	84208	0.15792
3	82236	0.17764	14.5804	82513	0.17487
4	80604	0.19396	14.2094	81611	0.18389
5	79467	0.20533	13.9155	81106	0.18894
<u>NIVEL MEDIO = 14.7368</u>					

CON EL MODELO ESTE

0	100000				
1	88956	0.11044	16.2314	86342	0.13658
2	84749	0.15251	14.9435	83950	0.16050
3	82236	0.17764	14.2018	82944	0.17056
4	80604	0.19396	13.7828	82294	0.17706
5	79467	0.20533	13.5222	81832	0.18168
<u>NIVEL MEDIO = 14.5363</u>					

Gráfico 4

GUATEMALA. PROBABILIDAD DE MORIR PARA MENORES DE 5 AÑOS DE EDAD SEGUN UNA TABLA DE VIDA Y LOS CUATRO MODELOS DE MORTALIDAD DE COALE AND DEMENY



Fuente: Camisa, Z.: Las estadísticas demográficas y la mortalidad en Guatemala hacia 1950 y 1964. Serie AS N° 2, CELADE-San José, 1969

COMPARACION DE LA ESTIMACION DE ${}_2q_0$ CON DATOS DE ESTADISTICAS VITALES

El método utilizado consiste en calcular ${}_2q_0$ para los años 1968-1969 a partir de los nacidos vivos y las defunciones de cero y un año de edad, tomados sin ninguna corrección.

Se parte de la relación $q_x = 1 - P_x$

en la cual P_x es la probabilidad que tiene una persona de edad exacta x de sobrevivir un año. Ella se obtiene de acuerdo al procedimiento de Greville, por medio de :

$$P_x = \alpha^P_x \cdot \delta^P_x$$

siendo

$$\alpha^P_x = \frac{N'_x}{E_x}$$

$$\delta^P_x = \frac{E_{x+1}}{N''_x}$$

donde para el año 1968, por ejemplo:

N'_x = Número de personas de edad comprendida entre x y $x+1$ al 1 de enero de 1969

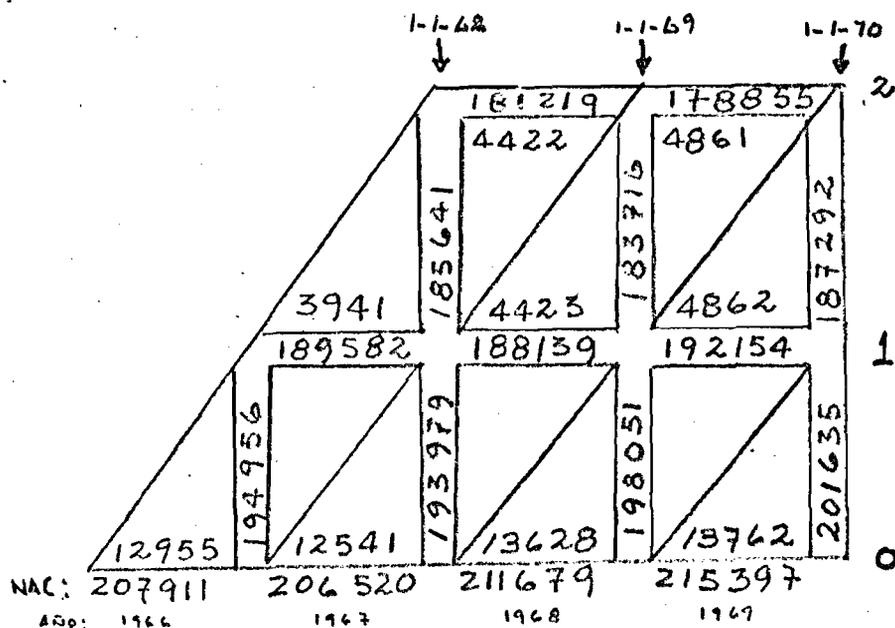
N''_x = Número de personas de edad comprendida entre x y $x+1$ al 1 de enero de 1968

E_x = Número de personas que alcanzan la edad x durante el año 1968

α^P_x = Probabilidad que tiene un individuo que alcanza la edad x en el año 1968 de llegar con vida al término del año en que cumple dicha edad

δ^P_x = Probabilidad de una persona que tiene la edad x al 1° de enero de 1968, sobreviva hasta la edad $x+1$

Para el cálculo de estas probabilidades se partió de los nacimientos vivos y las defunciones por años simples en menores de 2 años, registrados en los años 1966 a 1969. Las muertes bajo un año se descompusieron utilizando el factor de separación aproximadamente igual a 0.3 ($f_0 = 0.3$), el cual se obtuvo promediando los calculados por Zulma Camisa ^{1/} para los años 1962-1966, y para las defunciones de un año se usó el factor 0.5 ($f_1 = 0.5$), restando las respectivas defunciones a los nacimientos de cada año, se calcularon las poblaciones sobrevivientes para las edades y fechas requeridas según se muestra en el siguiente diagrama de Lexis:



AÑO	EDAD	N'_x	N''_x	E_x	E_{x+1}
1968	0	198051	193979	211679	188139
	1	183716	185641	188139	181219
1969	0	201635	198051	215397	192154
	1	187292	183716	192154	178855

^{1/} Camisa, Zulma: "Las estadísticas" Op.Cit.

DE ESTE MODO EN LA ÚLTIMA COLUMNA DEL SIGUIENTE
CUADRO SE OBTUVO:

$${}^2q_0 = 1 - p \cdot p$$

AÑO	EDAD	${}_x p_x$	${}_x q_x$	P_x	L_x	2q_0
1968	0	0.93562	0.96989	0.90745	100000	0.00000
	1	0.97649	0.97618	0.95323	90745	0.09255
	2				86501	0.13499
1969	0	0.93611	0.97022	0.90823	100000	0.00000
	1	0.97470	0.97354	0.94891	90823	0.09177
	2				86183	0.13817

2q_0 PROMEDIO DE 1968 - 1969 - - - - - 0.13658

COMPARACION DE LAS $2q_0$ OBTENIDAS SEGUN LOS MODELOS NORTE Y OESTE Y LAS ESTADISTICAS VITALES

Viene de	$2q_0$ (por mil) 1968-1969	% discrepancia respecto de:
Estadísticas vitales	137	-
Estimada con modelo norte	136	-0.7
Estimada con modelo oeste	149	8.1

De acuerdo a los cálculos anteriores puede considerarse que la estimación de $2q_0$ obtenida con el modelo Oeste es consistente con la obtenida a través de estadísticas vitales.

A N E X O 3

INFORMACION PARA EVALUAR EL CUMPLIMIENTO DE LOS SUPUESTOS
TEORICOS DEL METODO DE BRASS APLICADO AL CASO DE GUATEMALA.

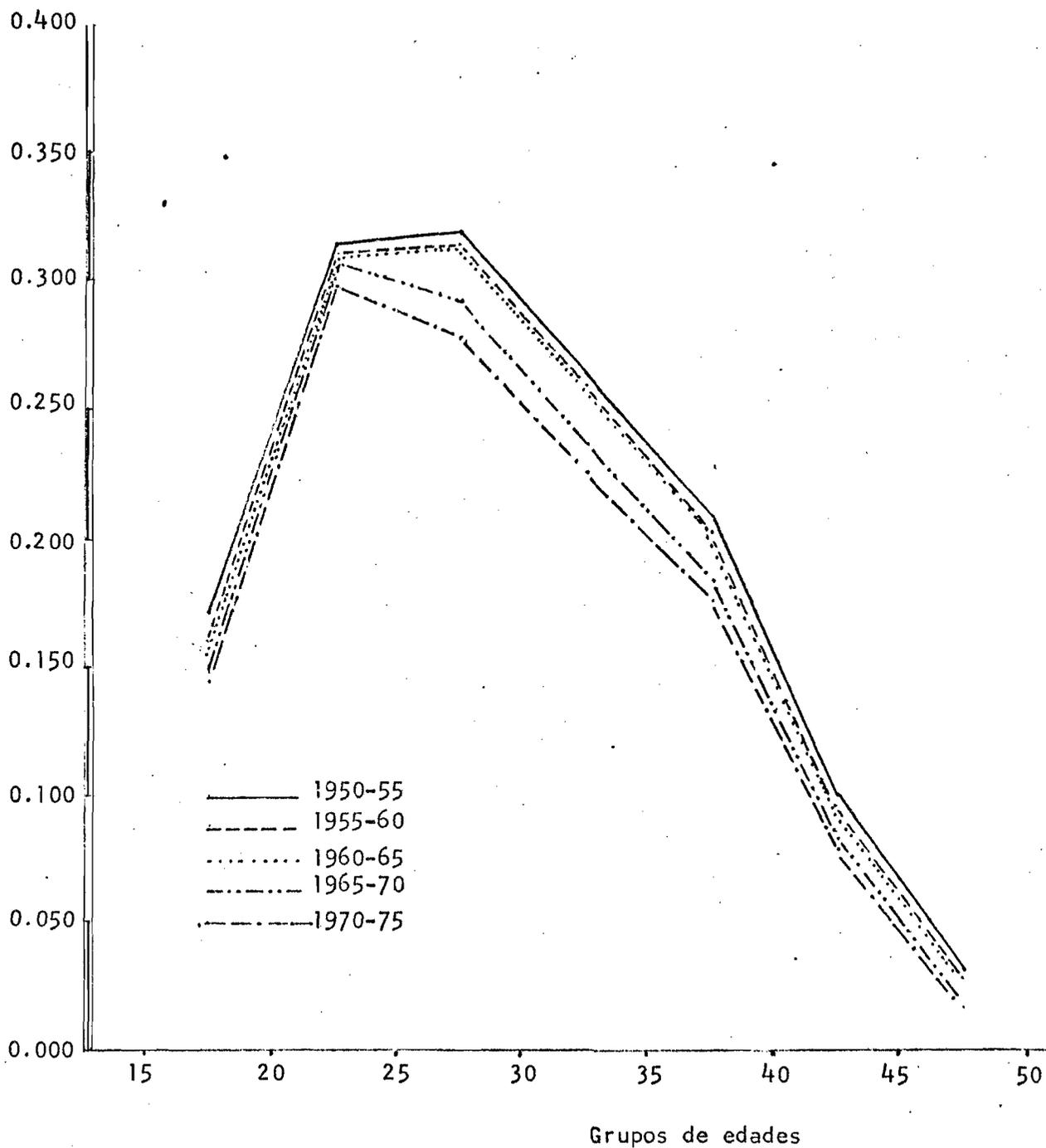
GUATEMALA: TASAS DE FECUNDIDAD POR EDAD
Y TASAS GLOBALES DE FECUNDIDAD
1950-1975

GRUPOS DE EDAD	1950-55	1955-60	1960-65	1965-70	1970-75
15-19	0.17209	0.16360	0.16107	0.14839	0.14399
20-24	0.31546	0.31311	0.31210	0.30562	0.29929
25-29	0.32046	0.31562	0.31391	0.29331	0.28014
30-34	0.26571	0.25939	0.25727	0.23921	0.22915
35-39	0.21039	0.20431	0.20243	0.18670	0.17849
40-44	0.10195	0.09601	0.09424	0.08453	0.08118
45-49	0.03960	0.03065	0.02953	0.02224	0.01195
TGF	7.10	6.91	6.85	6.40	6.16

Fuente: DGE y Censos de Guatemala y CEIARDE. Subsección,
Proyecciones de Población 1950-2000 (en etapa de
elaboración), San José Costa Rica, Noviembre 1977.

Gráfico 5

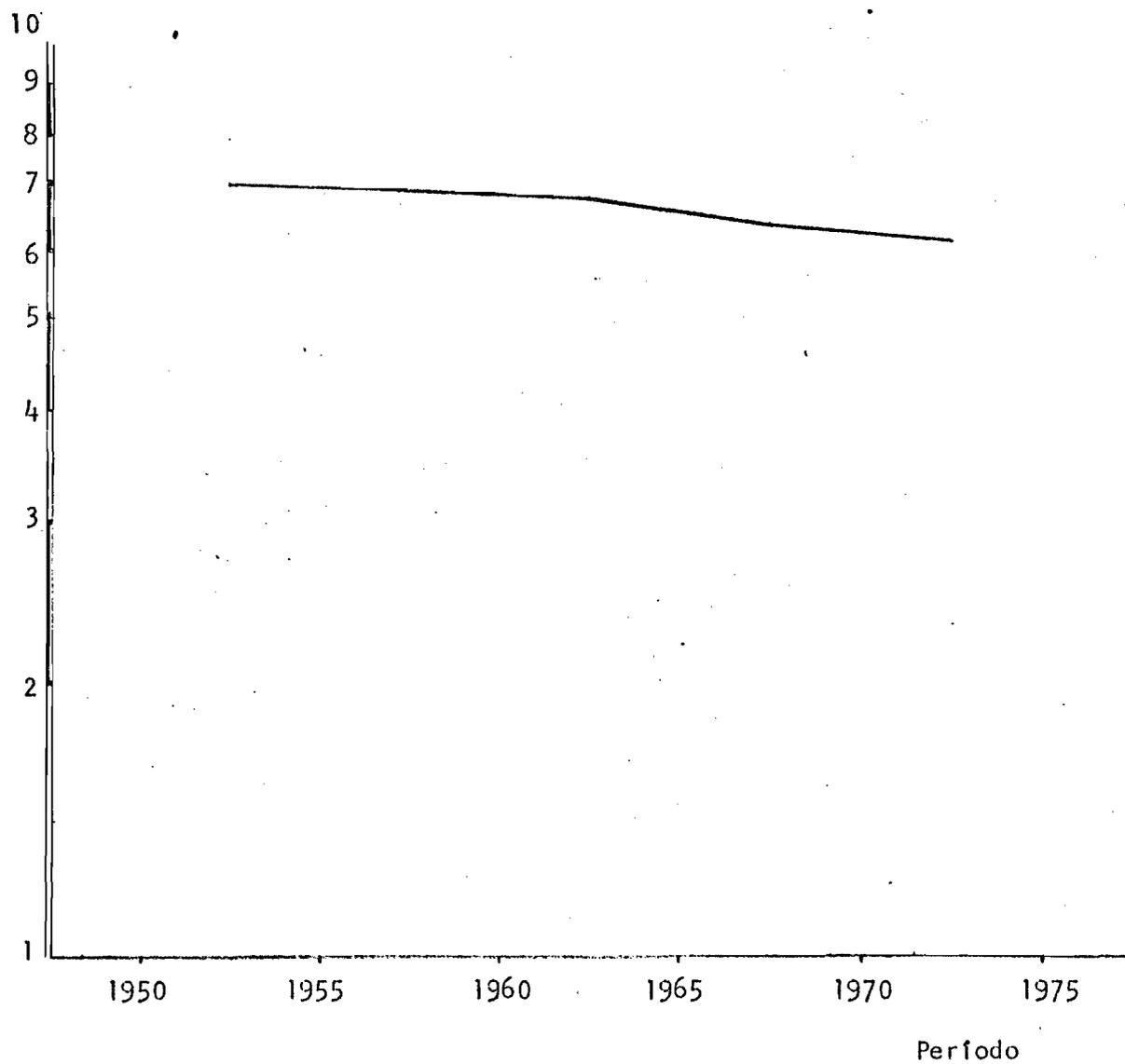
ESTRUCTURA DE LA FECUNDIDAD POR EDAD. GUATEMALA 1950-1975



Fuente: D.G.E.C. de Guatemala y CELADE - San José. Proyecciones de población 1950-2000 (en etapa de elaboración). San José, Costa Rica, No viembre de 1977

Gráfico 6

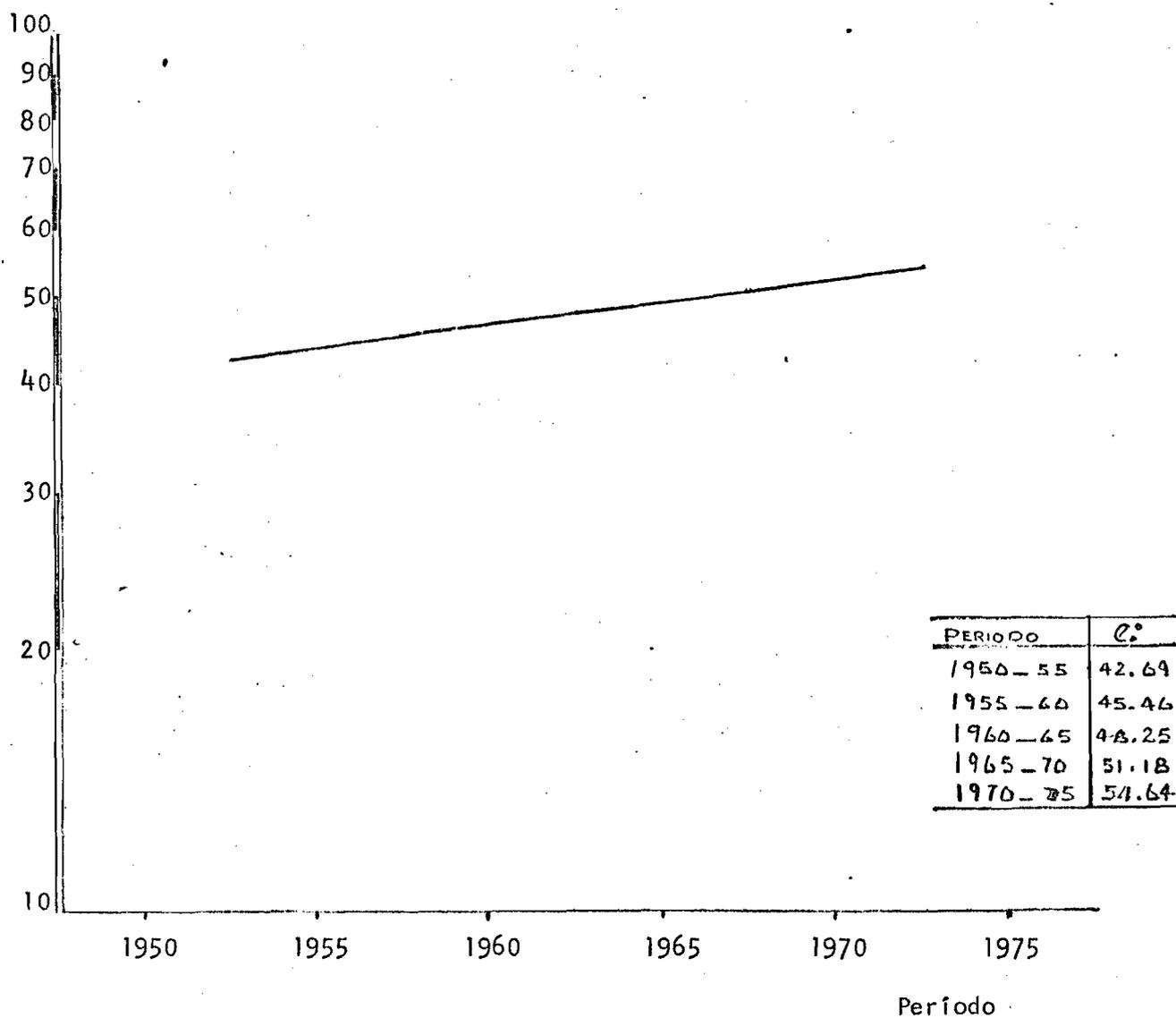
GUATEMALA: TASA GLOBAL DE FECUNDIDAD. 1950-1975



Fuente: D.G.E.C. de Guatemala y CELADE-San José. Proyecciones de población 1950-2000. (en etapa de elaboración). San José, Costa Rica, No - viembre de 1977.

Gráfico 7

GUATEMALA. ESPERANZA DE VIDA AL NACER. 1950-1975



Fuente: D.G.E.C. de Guatemala y CELADE - San José. Proyecciones de Población 1950-2000. (en etapa de elaboración), San José, Costa Rica, noviembre, 1977