

8 20/4 1977

LA MORTALIDAD EN LOS PRIMEROS AÑOS DE VIDA

EN PAISES DE LA AMERICA LATINA

E L S A L V A D O R

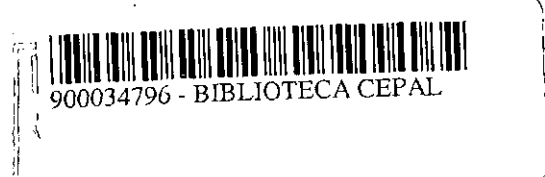
1966-1967

Hugo Behm

Ana Elena Escalante

**Centro Latinoamericano de Demografía
CELADE - San José**

**Serie A. No. 1026
Febrero de 1977**



Estudio realizado con la colaboración de
Domingo Primante
Asistente de Investigación

Considerando que la humanidad debe al niño lo mejor que puede darle, la Asamblea General de las Naciones Unidas proclama la presente Declaración de los Derechos del Niño:

El niño disfrutará de todos los derechos enunciados en esta Declaración... sin excepción alguna ni distinción o discriminación por motivos de raza, color, sexo, idioma, religión, opiniones políticas o de otra índole, origen nacional o social, posición económica, nacimiento u otra condición.

Tendrá derecho a crecer y desarrollarse en buena salud, con este fin deberán proporcionarse, tanto a él como a su madre, cuidados especiales, incluso atención prenatal y postnatal. El niño tendrá derecho a disfrutar de alimentación, vivienda, recreo y servicios médicos adecuados.

El niño, para el pleno y armonioso desarrollo de su personalidad, necesita amor y comprensión.

El niño debe, en todas las circunstancias, figurar entre los primeros que reciban protección y socorro.

El niño debe ser protegido contra toda forma de abandono, crueldad y explotación.

Reproducido de la Declaración de los Derechos del Niño,
aprobada por unanimidad por la Asamblea General de las
Naciones Unidas el 20 de noviembre de 1959.

PRESENTACION

El presente estudio forma parte de una investigación sobre la mortalidad en los primeros años de vida en los países de la América Latina, que incluye Argentina, Bolivia, Colombia, Costa Rica, Cuba, Chile, Ecuador, El Salvador, Guatemala, Honduras, Nicaragua, Paraguay, Perú, República Dominicana y Uruguay. Mediante el método de Brass, y a partir de datos del último censo nacional de población o encuestas recientes, será posible describir el nivel y las características de esta mortalidad por divisiones geográficas y por nivel socio-económico, utilizando como indicador el grado de instrucción de la mujer. Terminados los estudios nacionales, se resumirán sus resultados en un panorama de la mortalidad de la niñez temprana en la América Latina.

I N D I C E

	Página
PRESENTACION	v
I. EL PROBLEMA EN ESTUDIO: DEFINICION E IMPORTANCIA	1
II. METODOLOGIA Y MATERIAL DE ESTUDIO	5
Información básica	5
El método de Brass para la estimación retrospectiva de la mortalidad	6
El método de Sullivan	8
Ajuste de las estimaciones	9
Selección del valor ${}_2q_0$ para el análisis descriptivo de la mortalidad	9
III. MORTALIDAD EN LOS PRIMEROS DOS AÑOS DE VIDA	11
Mortalidad en el menor de dos años en el total del país	11
Mortalidad en el menor de dos años según divisiones geográficas	11
Mortalidad en el menor de dos años por nivel de instrucción de la mujer	18
Estratos geográficos y socio-económicos según el nivel de la mortalidad en el menor de dos años	22
IV. LA MORTALIDAD INFANTIL	27
V. ALGUNOS COMENTARIOS SOBRE LOS RESULTADOS DE LA INVESTIGACION	31
RESUMEN	35
ANEXO 1	
Ejemplo de aplicación de los métodos para estimar la mortalidad en la niñez a partir de la proporción de hijos fallecidos	37

ANEXO 2

Método de estimación de nacidos vivos en el último año y de las correspondientes defunciones a partir del número de hijos tenidos por las mujeres	45
---	----

INDICE DE CUADROS Y GRAFICOS

Cuadro

1	Probabilidad de morir entre el nacimiento y los dos años de edad, países seleccionados	12
2	Probabilidad de morir entre el nacimiento y los dos años de edad, según departamentos y en poblaciones urbana y rural. El Salvador, 1966-1967	12
3	Indicadores de componentes del nivel de vida según departamentos. El Salvador, 1971-1973	14
4	Tasas de mortalidad en los menores de 5 años. El Salvador, 1968-1970	15
5	Indicadores de vivienda y educación en población urbana y población rural. El Salvador, 1971	15
6	Probabilidad de morir entre el nacimiento y los dos años de edad, según área de residencia. El Salvador, 1973..	16
7	Probabilidad de morir entre el nacimiento y los dos años de edad por regiones geográficas. El Salvador, 1968-1969	17
8	Probabilidad de morir entre el nacimiento y los dos años de edad, según el nivel de instrucción de la mujer. El Salvador, 1968-1969	19
9	Probabilidad de morir entre el nacimiento y los dos años de edad según nivel de instrucción de la mujer, por regiones geográficas. El Salvador, 1967-1968	22
10	Probabilidad de morir entre el nacimiento y los dos años de edad, por grandes regiones geográficas y nivel de instrucción de la mujer. El Salvador, 1968-1969	23

Cuadro

11	Estratos de población según la probabilidad de morir entre el nacimiento y los dos años de edad y estimación de los nacidos vivos y de las defunciones de menores de dos años en cada estrato. El Salvador, 1966-1967	24
12	Estimaciones de la tasa de mortalidad infantil por divisiones geográficas y nivel de instrucción de la mujer. El Salvador, 1966-1967	28
13	Tasas de mortalidad infantil en algunos países de la América Latina hacia 1970	29

Gráfico

1	Probabilidad de morir entre el nacimiento y los dos años de edad según nivel de instrucción de la mujer. El Salvador, 1968-1969	20
---	---	----

*
* *

I. EL PROBLEMA EN ESTUDIO: DEFINICION E IMPORTANCIA

No obstante la reducción de la mortalidad observada en los niños menores de 5 años de edad en muchos países de la América Latina, ella sigue siendo alta comparada con las tasas que se han alcanzado en los países más avanzados, donde el nivel de vida es mucho más elevado y el conocimiento médico para controlar esta mortalidad tiene más extensa aplicación. La Organización Panamericana de la Salud ^{1/} estimó en 1968 que se habría evitado el 76 por ciento del 1 006 000 muertes de menores de 5 años registradas en la América Latina, si en ella se hubieran alcanzado las tasas de mortalidad que existían ese año en los Estados Unidos.

En El Salvador no se conoce la situación exacta de la mortalidad en los primeros años de vida, debido a deficiencias en el registro de hechos vitales, las cuales se comentan más adelante. De acuerdo a las cifras oficiales ^{2/}, en 1973 la tasa de mortalidad infantil es 59,1 por mil y la tasa de mortalidad en las edades 1-4 años es 9,3 por mil. A pesar de las omisiones del registro de defunciones, estas cifras son claramente superiores a las de países más avanzados. En Suecia, por ejemplo, en 1972, las tasas respectivas son 10,8 y 0,5 por mil.

De acuerdo a la misma fuente, el 37,5 por ciento de las muertes de menores de 5 años de edad en 1973 es causado por enfermedades infecciosas y parasitarias, la mayor parte de las cuales se atribuye a enfermedades diarreicas. Se dispone de datos más confiables aportados por la investigación sobre mortalidad en la niñez que llevó a cabo la Organización Panamericana de la Salud en 1968-1970 ^{3/}. En ella se realizó un acucioso estudio de las muertes de menores de 5 años en el municipio de San Salvador (casi totalmente urbano) y en tres municipios rurales cercanos. Según este estudio, la

^{1/} Organización Panamericana de la Salud, Las condiciones de la Salud en las Américas, 1965-1968, Publicación científica Nº 207, setiembre, 1970.

^{2/} Dirección General de Estadística y Censos, Anuario Estadístico 1973, volumen II, Demografía-Salud, diciembre, 1974.

^{3/} Puffer, R.B. y Serrano, C., Características de la mortalidad en la niñez, Organización Panamericana de la Salud, Publicación científica Nº 262, 1973, cuadros 16, 26, 32 y 90.

tasa de mortalidad infantil en el sector urbano fue de 81,7 por mil y en el sector rural alcanzó a 120,0 por mil. De las defunciones totales de menores de un año, el 55 por ciento de las urbanas y el 64 por ciento de las rurales se debieron a enfermedades infecciosas. En los menores de 5 años, la deficiencia nutricional se encontró, como causa básica o asociada, en 37 por ciento de las defunciones del municipio de San Salvador y en 47 por ciento de las muertes en municipios rurales.

Estos hechos señalan la seriedad de la situación de salud de los niños menores de 5 años en El Salvador y la necesidad de conocer las características de la mortalidad en esta edad, que contribuye con 44 por ciento de las defunciones totales. Es evidente la importancia de tal conocimiento para los respectivos programas de salud y los estudios demográficos. Desgraciadamente, como es frecuente en las regiones en desarrollo, el sistema de registro de hechos vitales en el país adolece de serias deficiencias. Campos^{4/} calculó las defunciones esperadas para 1966 utilizando la tabla de mortalidad intercensal de Rosero^{5/}, para el período 1961-1971, y las comparó con las defunciones registradas en 1964-1966. Estimó así que la omisión de las defunciones de menores de un año alcanzaba a 40,6 por ciento. Espino^{6/} consideró en 1974 que la omisión podría exceder el 35 por ciento a nivel nacional, variando entre el 9 por ciento en los departamentos de Cuscatlán y La Libertad y el 72 por ciento en los de La Unión y Cabañas.

Por otra parte, de acuerdo con las cifras oficiales^{7/}, la población rural del país comprendía el 60,9 por ciento de la población total; por contraste, el 51,5 por ciento de las defunciones de menores de un año en 1973 corresponden al área rural. También es significativo que las tasas de mortalidad infantil, derivadas de estadísticas vitales oficiales, tengan valores que oscilan entre 15 y 40 por mil, que son inaceptablemente bajos, en varios departamentos predominantemente rurales y de la región oriental. En el departamento de San Salvador, que comprende la capital del país, por lo cual se presume que el registro de defunciones es mejor y la mortalidad es menor, la tasa de mortalidad infantil asciende a 68,0 por mil en 1973. Algo similar ocurre con las tasas de mortalidad en las edades 1-4 años.

En consecuencia, hay una contradicción entre la necesidad de buena información sobre mortalidad para tomar decisiones importantes y las deficiencias de los datos disponibles. Se comprende entonces el interés que tiene un método que, utilizando fuentes de datos ajenas al sistema de estadísticas vitales, pueda proporcionar estimaciones aceptables de esta

^{4/} Campos, R., El Salvador: tablas abreviadas de mortalidad por sexo, 1960-1962 y 1970-1972, CELADE, trabajo final de investigación, Curso Básico, 1975.

^{5/} Rosero, L., El Salvador: tabla de mortalidad intercensal por sexo, 1961-1971, CELADE, trabajo final de investigación, Curso Básico, 1975.

^{6/} Espino, E., Informe de una misión realizada en El Salvador del 22 de abril al 6 de mayo de 1974, Naciones Unidas.

^{7/} Dirección General de Estadística y Censos, "Anuario Estadístico ...", op.cit.

mortalidad. Tal método, que se explica más adelante, fue desarrollado por William Brass y permite lograr estimaciones de la mortalidad en la niñez a partir de la proporción de hijos fallecidos sobre el total de hijos tenidos por las mujeres, información que producen los censos o encuestas de población.

En el presente estudio se analizan con este método los niveles y diferenciales de la probabilidad de morir en los primeros dos años de vida en El Salvador, en función de variables geográficas y socio-culturales.

*
* *

II. METODOLOGIA Y MATERIAL DE ESTUDIO

Información básica

Los datos básicos provienen del censo nacional de población realizado en junio de 1971. Debido a que no existen tabulaciones publicadas que incluyan el nivel de educación y la proporción de hijos sobrevivientes, las estimaciones referidas a esta variable educacional se obtuvieron de una muestra censal que corresponde al 5 por ciento de la población empadronada.

La información se origina en dos preguntas hechas a las mujeres de más de 14 años de edad: ¿Cuántos hijos nacidos vivos ha tenido a la fecha? De los nacidos vivos, ¿cuántos viven actualmente? En las mujeres de 20 - 24 años (grupo que fundamentalmente genera las estimaciones de mortalidad del presente estudio) el 5,4 por ciento no registra respuesta a estas preguntas. La omisión es algo mayor en la población urbana y en las mujeres alfabetas; en general no sobrepasa 9 por ciento. En el estudio sólo se utilizan los datos de mujeres que respondieron a las preguntas mencionadas.

Como variables independientes geográficas se utilizaron los departamentos, que son la división administrativa mayor del país, y la distinción entre población urbana y rural. El censo de 1971 "consideró área urbana aquella donde residen las autoridades municipales, siendo sus límites los que las mismas autoridades determinen. Por área rural, a la superficie formada por los cantones del municipio" ^{8/}.

El indicador de la condición socio-económica que se ha empleado es el número de años de estudio formales completados por la mujer. Numerosas investigaciones han mostrado que, aunque el nivel de instrucción de la mujer

^{8/} Dirección General de Estadística y Censos, Cuarto censo nacional de población, 1971, Vol. I, Diciembre, 1974.

no expresa todo el efecto de la clase social sobre la mortalidad, es un indicador aceptable^{9/}. Los grupos de años de instrucción que se han utilizado y sus características en El Salvador, son las siguientes:

Grupos según años de instrucción	Características de los grupos
Ninguno	Corresponden probablemente en su mayoría a mujeres analfabetas.
1 - 3	Educación primaria muy incompleta, que en promedio alcanza a 2,2 años de estudio.
4 - 6	Educación primaria casi completa. 50 por ciento de las mujeres tienen 6 años de estudio y el promedio del grupo es 5,2 años.
7 - 9	La mitad de las mujeres han completado el plan básico de 9 años de estudio y el promedio del grupo es 8,2 años.
10 y más	78 por ciento de las mujeres tienen 11 años de estudio.
4 y más	El grupo tiene un promedio de 6,8 años de estudio.

El método de Brass^{10/} para la estimación retrospectiva de la mortalidad

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

^{9/} MacMahon, B., Kovar, M.G. y Feldman, J.J., Infant Mortality Rates: Socioeconomic Factor, Vital and Health Statistics, Series 22, Nº 14, National Center for Health Statistics, marzo, 1972.

^{10/} Brass, William, Métodos para estimar la fecundidad y la mortalidad en poblaciones con datos limitados, CELADE, Serie E, Nº 14, Santiago, Chile, 1974.

Sea D_i la proporción de hijos fallecidos sobre el total de hijos nacidos vivos de mujeres del grupo quinquenal de edades i ($i = 1$ para el grupo 15-19 años; $i = 2$ para el grupo 20-24 años, etc.), Brass mostró que, cuando se cumplen determinadas condiciones, existe la siguiente correspondencia aproximada:

$$D_1 \approx {}_1q_0 \quad D_2 \approx {}_2q_0 \quad D_3 \approx {}_3q_0 \quad D_4 \approx {}_5q_0$$

Brass calculó una serie de coeficientes (K_i) que permiten transformar las proporciones observadas D_i en los respectivos valores de xq_0 mediante la relación:

$$xq_0 = K_i \cdot D_i$$

Obtuvo estos coeficientes utilizando determinados modelos de fecundidad y de mortalidad. El primero es un polinomio, que es función de la edad en que se inicia el proceso de procreación, y el segundo es el modelo del propio Brass, llamado "estándar general".

El coeficiente K_i varía con la localización en la edad de la distribución de la fecundidad. Por ello, en la tabla de Brass, K_i se selecciona mediante el cociente P_2/P_3 (promedio de hijos tenidos por las mujeres de 20-24 y 25-29 años de edad, respectivamente), que se considera un indicador satisfactorio de dicha localización.

Las condiciones teóricas en que se funda el método de Brass son las siguientes:

- a) La fecundidad y la mortalidad han permanecido invariables en años recientes (para fines prácticos, en los últimos diez años).
- b) La mortalidad de los hijos de las mujeres informantes es la misma que la de todos los nacidos vivos en la población.
- c) Los riesgos de muerte de los hijos son independientes de la edad de la madre.
- d) La estructura de la mortalidad y de la fecundidad de la población no es muy diferente de la estructura de los modelos en el cálculo de las tablas que se emplean para obtener las estimaciones.

Estos supuestos teóricos rara vez se cumplen en forma exacta cuando el método se aplica a poblaciones reales. Hay que considerar además que la información básica contiene errores. Sin embargo, la experiencia ha mostrado que el método es poco sensible a desviaciones que no sean muy marcadas de las condiciones teóricas que se han mencionado. De este modo, las estimaciones del riesgo de morir en los primeros 2, 3 y 5 años (${}_2q_0$, ${}_3q_0$ y ${}_5q_0$), que son las utilizadas en esta investigación, se consideran en general razonablemente confiables.

Como se mostrará más adelante, la aplicación del método a los datos censales de El Salvador ha llevado en general a resultados coherentes, pero hay algunos que son contradictorios y dudosos. Las estimaciones que se presentan en este trabajo deben ser interpretadas sólo como indicadores aproximados del nivel y de los contrastes principales de la mortalidad. A pesar de ello, no hay duda que el método ha podido aportar datos sobre la situación de la mortalidad en la niñez temprana en El Salvador, que las estadísticas vitales no pueden proporcionar.

Estas estimaciones de la mortalidad se refieren, por la naturaleza retrospectiva del método, a un pasado reciente y no al momento de la encuesta o censo. En el presente estudio, habiéndose realizado el censo de 1971, se refieren aproximadamente a los años 1966-1967.

El método de Sullivan

Partiendo de los mismos supuestos de Brass, Sullivan ^{11/} se basó en un conjunto de tablas empíricas de fecundidad y en las tablas modelo de mortalidad de Coale-Demeny ^{12/}. Obtiene los coeficientes K_2 , K_3 y K_4 por medio de una regresión lineal respecto a P_2/P_3 :

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

^{11/} Sullivan, J.M., Models for the Estimation of the Probability of Dying between Birth and Exact Ages of Early Childhood, Population Studies, Vol. 26, Nº 1, marzo, 1972.

^{12/} Coale, A.J. y Demeny, P., Regional Model Life Tables and Stable Populations, Princeton, New Jersey, 1966.

Los valores de a_i y b_i dependen del modelo de Coale-Demeny que se selecciona.

Los métodos de Brass y de Sullivan dan en la práctica resultados casi idénticos. La principal ventaja del método de Sullivan, utilizado en el estudio, es que es más simple de usar y ligeramente más flexible, pues permite utilizar diferentes modelos de mortalidad. Siguiendo la recomendación del autor, se ha usado el modelo Oeste de mortalidad, que es el más indicado cuando se desconoce la estructura de la mortalidad en la población.

Ajuste de las estimaciones

Debido a errores en los datos básicos y a errores de muestreo, no siempre las estimaciones de xq_0 se ordenan en forma creciente a medida que la edad del niño aumenta, como debiera esperarse, por lo que ha sido necesario ajustar los datos observados. Con este fin, para cada xq_0 observado se calculó por interpolación lineal el correspondiente nivel en la familia Oeste de Coale-Demeny. Se promediaron enseguida los tres niveles obtenidos y se consideró la ${}_2q_0$ correspondiente a este nivel promedio como la mejor estimación posible.

En el anexo I se presentan ejemplos de aplicación del método de Brass, de Sullivan y del ajuste realizado.

Selección del valor ${}_2q_0$ para el análisis descriptivo de la mortalidad

El método de Sullivan no proporciona una estimación directa de la mortalidad infantil, y la que puede obtenerse mediante el método de Brass es poco confiable, por múltiples causas que el propio autor ha señalado. Por estas razones, no se utilizó como indicador en esta investigación la tasa de mortalidad infantil, aunque en el último capítulo se presentan estimaciones obtenidas de modo indirecto.

De las tres probabilidades ${}_xq_0$ que se han calculado, se ha seleccionado para el análisis la probabilidad de morir, a partir del nacimiento, antes de cumplir la edad exacta de 2 años. Tiene la ventaja de abarcar la mayoría de las defunciones que se producen en los primeros 5 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 ^{13/}, es especialmente sensible a las variaciones del nivel de vida.

En el análisis se han descartado las estimaciones de ${}_2q_0$ que se basan en subgrupos de menos de 100 hijos tenidos por las mujeres de 20-24 años de edad, pues se consideran estimaciones expuestas a un error de muestreo excesivo.

^{13/} Secretaría de las Naciones Unidas y Organización Mundial de la Salud, Mortality in Infancy and Childhood, ESA/P/WP. 47, febrero, 1973.

III. MORTALIDAD EN LOS PRIMEROS DOS AÑOS DE VIDA

Mortalidad en el menor de dos años en el total del país

La probabilidad de morir a partir del nacimiento y antes de cumplir los dos años de edad se estima en 145 por mil nacidos vivos.

Con el fin de evaluar los valores obtenidos en el presente estudio, se estimaron defunciones de menores de 5 años, cinco años antes del censo, a partir de la población de 0-4 años y la respectiva tasa central de mortalidad definida por el nivel medio de la tabla modelo Oeste de Coale-Demeny que fue utilizado en el método. El promedio de defunciones de igual edad registradas en el país en 1965-1967 resultó inferior en un 39 por ciento a las defunciones así estimadas. Esta presunta omisión es bastante similar a las mencionadas en otros estudios, lo que hace pensar que la estimación sea razonablemente confiable.

En el cuadro 1 se compara este valor con el riesgo observado en otros países.

De acuerdo con estas estimaciones, El Salvador tiene en esta edad una alta mortalidad, que es más de dos veces la de Argentina y nueve veces la de Suecia. En la región centroamericana, el nivel es similar al de Guatemala pero claramente más alto que el de Costa Rica.

Mortalidad en el menor de dos años según divisiones geográficas

La distribución geográfica del riesgo de morir en los primeros dos años, según departamentos y poblaciones urbana y rural, se muestra en el cuadro 2.

Cuadro 1

PROBABILIDAD DE MORIR ENTRE EL NACIMIENTO Y LOS DOS
AÑOS DE EDAD, PAISES SELECCIONADOS

Países	Probabilidad de morir (por mil)
Bolivia, 1971-1972	202
El Salvador, 1966-1967	145
Guatemala, 1968-1969	144
Costa Rica, 1968-1969	81
Argentina, 1966	66
Estados Unidos, 1970	21
Suecia, 1965	16

Fuentes: BOLIVIA, GUATEMALA y EL SALVADOR, Tabulaciones preliminares del estudio "Mortalidad en el menor de dos años en países de América Latina". (CELADE). ARGENTINA: Schkolnik, Susana, Mortalidad infantil en la Argentina a partir de la muestra del censo 1970. INDEC, Serie de investigaciones demográficas 1975, ESTADOS UNIDOS: Life Tables, Vital Statistics of the United States 1970, Vol. II, Section 4, U.S. Department of Health, Education and Welfare. SUECIA: Anuario Demográfico 1966, Naciones Unidas.

Cuadro 2

PROBABILIDAD DE MORIR ENTRE EL NACIMIENTO Y LOS DOS AÑOS DE EDAD, SEGUN
DEPARTAMENTOS Y EN POBLACIONES URBANA Y RURAL. EL SALVADOR, 1966-1967

Departamentos	Probabilidad de morir (por mil)		
	Población total	Población urbana	Población rural
TOTAL DEL PAIS	145	139	148
La Libertad	179	171	182
La Paz	158	160	160
Sonsonate	154	157	152
Chalatenango	154	160	152
Santa Ana	153	139	161
Cuscatlán	151	152	150
Morazán	150	173	146
Usulután	149	160	145
Ahuachapán	147	134	147
San Vicente	146	151	145
San Miguel	142	141	142
San Salvador	128	118	152
La Unión	125	145	120
Cabañas	119	155	112

La mortalidad varía entre los departamentos desde 179 por mil (La Libertad) y 119 por mil (Cabañas). El departamento de San Salvador, que incluye la capital de la República, se sitúa entre aquellos con una menor mortalidad. Hay once departamentos con un riesgo de morir mayor, que varía entre 142 y 179 por mil.

Esta distribución fue comparada con el conjunto de indicadores de nivel de vida por departamentos que se presenta en el cuadro 3, mostrando que hay una contradicción entre la situación más desfavorable del nivel de vida en algunos departamentos, en especial La Unión y Cabañas, y las mortalidades estimadas en ellos, que son las más bajas de la serie. En el otro extremo es notable que la mayor mortalidad se observe en La Libertad, departamento en el cual los indicadores de nivel de vida son relativamente favorables y cuya capital está contigua a la ciudad capital de la República. Por el contrario, los indicadores señalan una mejor situación en San Salvador, que es coincidente con la menor mortalidad de este departamento.

Hay también un resultado inesperado en el estudio de las diferencias entre la mortalidad del menor de dos años en poblaciones urbanas y poblaciones rurales. En investigaciones similares en otros países latinoamericanos se ha encontrado mantenido una mayor mortalidad rural. En Costa Rica ^{14/} ésta es 50 por ciento mayor que la urbana y en Bolivia ^{15/} el exceso alcanza a 35 por ciento. Por el contrario, el cuadro 2 muestra para El Salvador una escasa diferencia en el riesgo de morir entre ambas poblaciones. Más aún, en 9 de 14 departamentos, la mortalidad rural es menor o similar a la urbana.

La investigación de la mortalidad en la niñez realizada por la Organización Panamericana de la Salud ^{16/}, que se ha mencionado anteriormente, encontró una diferencia importante de la mortalidad entre áreas urbanas y rurales (cuadro 4).

Este contraste está más de acuerdo con las evidentes diferencias que presentan en El Salvador las condiciones de vida de la población urbana y rural, de acuerdo a los indicadores que se resumen en el cuadro 5.

^{14/} Behm, H., Mortalidad en los primeros años de vida en países de la América Latina: Costa Rica, 1968-1969, CELADE-San José, Serie A, Nº 1024, diciembre, 1976.

^{15/} Behm, H., Hill, K. y Soliz, A., Mortalidad en los primeros años de vida en países de la América Latina: Bolivia, 1970-1971, CELADE-San José, 1976, (en prensa).

^{16/} Puffer, R.B. y Serrano, C., "Características ...", op.cit.

Cuadro 3

INDICADORES DE COMPONENTES DEL NIVEL DE VIDA SEGUN DEPARTAMENTOS.
EL SALVADOR, 1971-1973

Departamentos	Porcentaje de viviendas			
	Ranchos y viviendas improvisadas	Sin agua potable	Sin servicios sanitarios	Sin electricidad
La Libertad	19	38	54	66
Usulután	39	32	69	81
Cuscatlán	20	66	75	80
Ahuachapán	45	45	72	81
Santa Ana	24	34	52	61
Sonsonate	31	40	59	70
La Paz	29	42	70	78
San Miguel	33	42	69	78
San Vicente	28	50	76	80
Morazán	38	69	92	92
Chalatenango	6	45	89	85
San Salvador	6 ✓	12	17	26 _v
La Unión	32	52	86	88
Cabañas	17	56	88	88

	Porcentaje de:			
	Población rural	PEA en agricultura	Defunciones sin atención médica	Mujeres de 15-34 años sin instrucción
La Libertad	66	51	66	39
Usulután	73	58	78	53
Cuscatlán	75	52	88	37
Ahuachapán	77	64	70	53
Santa Ana	57	46	69	37
Sonsonate	63	52	75	47
La Paz	71	54	82	37
San Miguel	66	52	77	51
San Vicente	71	56	74	48
Morazán	81	62	88	57
Chalatenango	73	65	83	45
San Salvador	23	12	55	18
La Unión	78	65	68	53
Cabañas	83	67	87	49

Fuentes: Dirección General de Estadística y Censos, Tercer Censo Nacional de Vivienda, Cuarto Censo Nacional de Población, 1971, Anuario Estadístico, 1973, Vol. II., Demografía-Salud. Grado de instrucción de mujeres de 15-34 años: tabulaciones del presente estudio.

Cuadro 4
TASAS DE MORTALIDAD EN LOS MENORES DE 5 AÑOS.
EL SALVADOR, 1968-1970

Tasas de mortalidad (por mil)	Municipio San Salvador	Municipios rurales
Menores de cinco años ...	26,4	50,5
Menores de un año	81,7	120,0
De 1-4 años	8,0	26,2

Fuente: Puffer, R.B. y Serrano, C., Características de la mortalidad en la niñez, Organización Panamericana de la Salud, Publicación Científica Nº 262, 1973 (cuadro 26).

Cuadro 5
INDICADORES DE VIVIENDA Y EDUCACION EN POBLACION URBANA Y
POBLACION RURAL. EL SALVADOR, 1971

Indicadores	Población urbana	Población rural
Porcentaje de viviendas ..		
improvisadas o ranchos	6,2	35,0
sin servicio sanitario	7,4	51,4
sin agua potable	8,8	62,1
sin electricidad	27,5	93,2
Porcentaje de mujeres de 15-34 años de edad sin ins- trucción	19,3	54,2

Fuentes: Dirección General de Estadística y Censos, Tercer Censo Nacional de Vivienda, 1971; y tabulaciones básicas del presente estudio.

Por otra parte, Ebanks y Klijzing ^{17/}, con datos de la Encuesta Nacional de Fecundidad de El Salvador realizada en 1973, detectaron diferencias en la fecundidad urbana y la rural. La paridez media de las mujeres de 15-29 fue 3,1 hijos en el área rural y 2,6 hijos en la urbana. Este es un argumento más para pensar que ambas poblaciones son diferentes en características socio-económicas que también debieran afectar a la mortalidad.

Frente a estos hechos surge la hipótesis que el empadronamiento censal pudiera tener una mayor omisión de hogares con más bajo nivel de vida y mayor mortalidad en la niñez, en particular en la población rural. Para explorar esta hipótesis se comparó el nivel de educación y la paridez de las mujeres residentes en el área rural de los departamentos que tienen mortalidades inexplicablemente bajas, con los restantes. El análisis no confirmó la hipótesis de una omisión importante en estas poblaciones, aunque, naturalmente, no la excluye.

Un elemento adicional de juicio ha sido proporcionado por la Encuesta Nacional de Fecundidad ya mencionada, la que registra el número de hijos tenidos e hijos fallecidos por las mujeres. Con estos datos y los mismos métodos de estimación que se han descrito, se obtuvieron los resultados que se muestran en el cuadro 6.

Cuadro 6

PROBABILIDAD DE MORIR ENTRE EL NACIMIENTO Y LOS DOS AÑOS
DE EDAD, SEGUN AREA DE RESIDENCIA. EL SALVADOR, 1973

Area de residencia	Probabilidad de morir (por mil)	
	Encuesta de fecundidad 1968-1969	Censo población 1966-1967
TOTAL DEL PAIS	129	145
Población urbana	128	139
Región metropolitana ..	124	
Resto urbano	129	
Población rural	129	148

Fuente: Encuesta Nacional de Fecundidad de El Salvador, 1973.

^{17/} Ebanks, G. Edward y Klijzing, E., El Salvador: algunos factores relacionados con la fecundidad, CELADE, 1976 (inédito).

Las estimaciones de la encuesta son algo menores que las derivadas del censo y se observa, de nuevo, que no hay aparente diferencia en la mortalidad del menor de dos años entre la población urbana y la rural.

Es posible pensar que en El Salvador, país pequeño y densamente poblado, el nivel de vida de ambas poblaciones pudiera no tener las diferencias marcadas que hay en otros países a pesar de lo que muestran los indicadores disponibles. También existe la posibilidad de que la definición de la población urbana utilizada en el censo haga que se incluyan como urbanas, comunidades que son realmente rurales. Cabe pensar, por último, en una mayor omisión en la declaración de hijos fallecidos en determinadas poblaciones. Los elementos contradictorios que se han resumido indican la necesidad de un mayor estudio de este aspecto que el que permiten los datos disponibles en la presente investigación.

Para el análisis que sigue, los departamentos fueron agrupados de acuerdo con la regionalización utilizada por el Ministerio de Salud. (Véase el cuadro 7). La agrupación está hecha sobre todo con un criterio de proximidad geográfica; de hecho, coloca en una misma región departamentos de distintas características.

Cuadro 7
PROBABILIDAD DE MORIR ENTRE EL NACIMIENTO Y LOS DOS
AÑOS DE EDAD POR REGIONES GEOGRAFICAS.
EL SALVADOR, 1968-1969

Regiones	Departamentos	Probabilidad de morir (por mil)
Occidental	Ahuachapán Santa Ana Sonsonate	151
Central	La Libertad Chalatenango	170
Metropolitana	San Salvador	128 ✓
Paracentral	Cuscatlán San Vicente La Paz Cabañas	144
Oriental	Usulután San Miguel Morazán La Unión	141

Como ya se ha mencionado, la región metropolitana aparece como la de menor mortalidad y la región central (por incluir el departamento de La Libertad) se muestra como una área de mortalidad mayor. Las restantes regiones no difieren significativamente entre sí y se ubican en un nivel de mortalidad intermedia, con riesgos de morir entre 141 y 151 por mil.

Mortalidad en el menor de dos años por nivel
de instrucción 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 numerosos 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 socio-económico-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, social y política 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.

Se comprende la dificultad de cuantificar un conjunto tan complejo de factores determinantes de la mortalidad, que interactúan entre sí también de modo complejo. Esta dificultad es aún mayor cuando se trabaja con datos censales y de encuestas en grandes poblaciones, pues el análisis está restringido por la imperfección de los datos básicos y porque los indicadores utilizables son limitados y burdos. Con todo, como se verá en el análisis que sigue, el indicador "años de instrucción formales de la mujer" es una información útil para identificar las poblaciones con distintos riesgos de muerte.

Las probabilidades de morir del niño en los primeros dos años de vida según el nivel de instrucción de la mujer se presentan en el cuadro 8 y el gráfico 1.

Cuadro 8

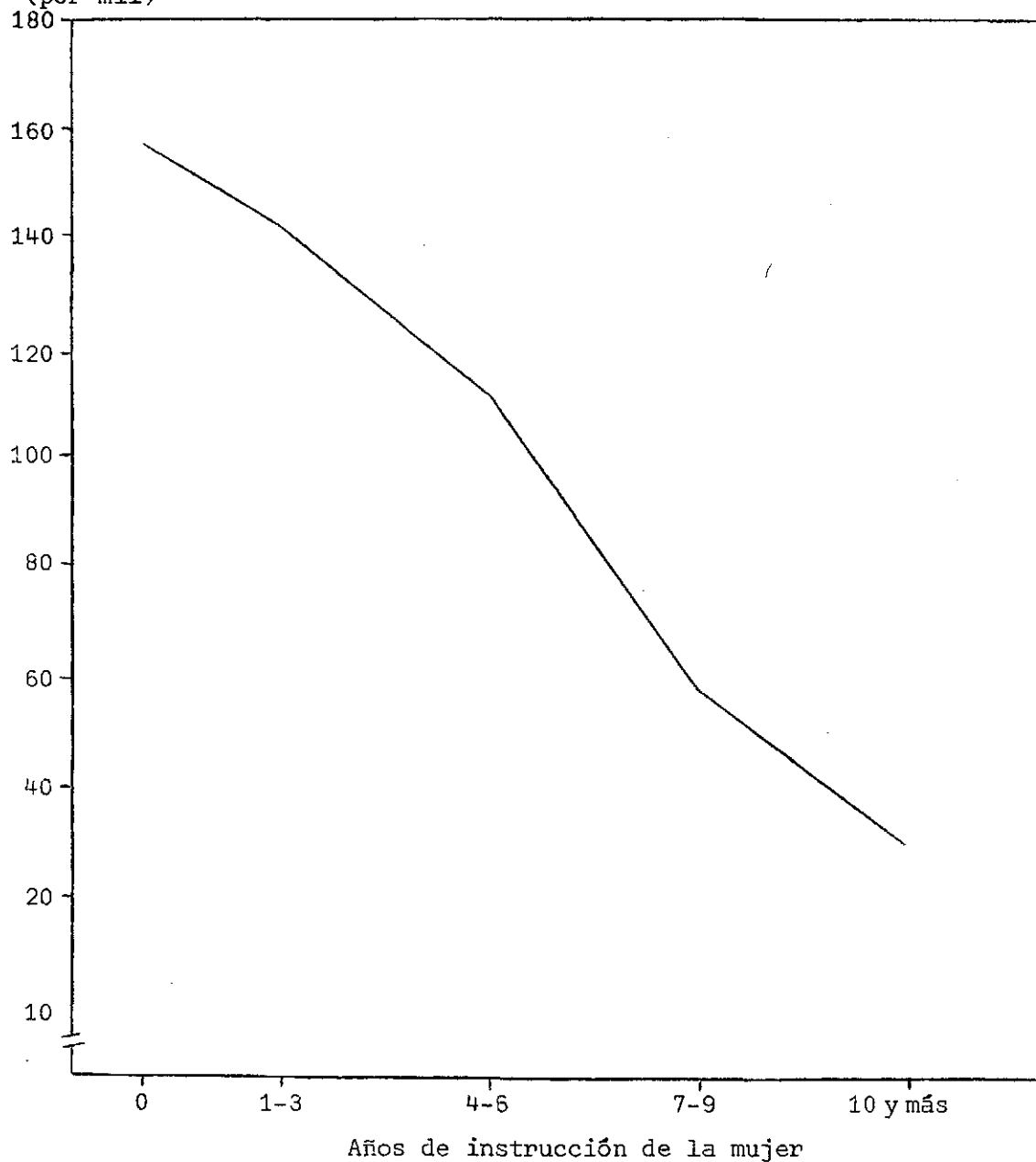
PROBABILIDAD DE MORIR ENTRE EL NACIMIENTO Y LOS DOS AÑOS DE EDAD SEGUN EL NIVEL DE INSTRUCCION DE LA MUJER. EL SALVADOR, 1968-1969

Años de instrucción de la mujer	Probabilidad de morir (por mil)	Mortalidad del grupo/mortalidad del grupo 10 y más	Costa Rica Probabilidad de morir (por mil)
Ninguno	158	5,3	125
1 - 3	142	4,7	93
4 - 6	111	3,7	70
7 - 9	58	1,9	51
10 y más	30	-	33

Gráfico 1

PROBABILIDAD DE MORIR ENTRE EL NACIMIENTO Y LOS DOS AÑOS DE EDAD
SEGUN NIVEL DE INSTRUCCION DE LA MUJER. EL SALVADOR, 1968-1969

Probabilidad
de morir
(por mil)



Fuente: Cuadro 7.

El nivel de instrucción de la mujer, que se supone que es un indicador del nivel socio-económico del hogar, está asociado a netos diferenciales de la mortalidad del niño en sus primeros dos años de vida. El más alto riesgo se observa en los hijos de mujeres sin instrucción, donde uno de cada seis nacidos vivos muere en los dos años siguientes al nacimiento. El riesgo se reduce con el mayor nivel de educación de la mujer y la reducción se acelera a partir de las mujeres con educación primaria casi completa, alcanzando un mínimo de 30 por mil en los hijos de mujeres que tienen 10 y más años de educación. De esto resulta que los contrastes de la mortalidad del niño entre los grupos (que se ilustran en la segunda columna) son muy marcados. Los hijos de mujeres sin educación tienen un riesgo de morir cinco veces mayor que los de mujeres con la más alta educación.

Las diferencias entre clases sociales de la mortalidad, en especial de la mortalidad infantil, han sido extensamente descritas en muchos países y persisten aún en los más avanzados. Lo que aquí interesa recalcar es que estos contrastes son mucho mayores en El Salvador. En países más avanzados las diferencias de las tasas de mortalidad infantil entre grupos extremos de una escala de educación de la mujer no superan en general la proporción 1:2 ^{18/}.

En el mismo cuadro 8 se incluyen cifras comparativas de Costa Rica, obtenidas con una metodología similar a la del presente estudio ^{19/}. La comparación muestra que en los grupos de mayor educación, El Salvador alcanza riesgos semejantes a los de Costa Rica; por el contrario, en los tramos de más baja educación, la mortalidad es mayor en El Salvador. Por ello los diferenciales de la mortalidad entre grupos extremos de instrucción de la mujer son más marcados en El Salvador que en Costa Rica.

El cuadro 9 presenta la mortalidad en el menor de dos años por nivel de instrucción de la mujer en las cinco regiones definidas anteriormente.

Las cifras muestran que el riesgo de morir está fundamentalmente determinado por el nivel de educación de la mujer. Dicho de otro modo, los hijos de mujeres sin educación tienen una alta y similar mortalidad y los hijos de mujeres con 7 y más años de educación una semejante y baja mortalidad, cualquiera que sea la región donde vivan. Solamente en la región metropolitana (Departamento de San Salvador) los hijos de mujeres con 4-6 y 7 y más años de instrucción tienden a ubicarse en un nivel menor de mortalidad.

^{18/} MacMahon, B., Kovar, M.G. y Feldman, J.J., "Infant Mortality ...", op.cit.

^{19/} Behm, H., "Mortalidad en los primeros años de vida ...", op.cit.

Cuadro 9
PROBABILIDAD DE MORIR ENTRE EL NACIMIENTO Y LOS DOS AÑOS DE EDAD SEGUN
NIVEL DE INSTRUCCION DE LA MUJER, POR REGIONES GEOGRAFICAS.
EL SALVADOR, 1967-1968

Regiones	Probabilidad de morir (por mil) según años de instrucción de la mujer			
	Ninguno	1-3	4-6	7 y más
Occidental	167	154	118	46*
Central	169	158	122	45*
Metropolitana	166	139	97	40
Paracentral	151	136	126	49*
Oriental	149	132	127	81*

* Estimaciones basadas en menos de 100 hijos tenidos por las mujeres del grupo.

Estratos geográficos y socio-económicos según el nivel de la mortalidad en el menor de dos años

Para fines prácticos, es de interés identificar con la información que ha aportado el análisis precedente, las diversas subpoblaciones (estratos) expuestas a diferentes riesgos de morir en los primeros dos años de vida. Puesto que el análisis geográfico de la mortalidad no demuestra contrastes sistemáticos y grandes, se han distinguido sólo dos grandes regiones para el análisis que sigue. La primera comprende el sector urbano de San Salvador, que se destaca por una menor mortalidad. El 97 por ciento de las mujeres de 15-49 años de edad de esta población residen en la ciudad de San Salvador y el sector urbano de los municipios limítrofes*. La categoría "resto del país" incluye todos los demás departamentos y la población rural del departamento de San Salvador, que muestra una mortalidad más alta que la población urbana del mismo y que es similar a la de las restantes regiones. La mortalidad según estas grandes regiones y cuatro niveles de educación de la mujer se presentan en el cuadro 10.

* Mejicanos, Soyapango, Delgado, Cuscatancingo, Ayutustepeque, Apopa, Ilopango, Santo Tomás, Nejapa, Santiago, Texacuango.

Cuadro 10

PROBABILIDAD DE MORIR ENTRE EL NACIMIENTO Y LOS DOS AÑOS DE EDAD,
POR GRANDES REGIONES GEOGRÁFICAS Y NIVEL DE INSTRUCCIÓN DE LA MUJER.
EL SALVADOR, 1968-1969

Grandes regiones geográficas	Probabilidad de morir (por mil) según años de instrucción de la mujer			
	Ninguno	1-3	4-6	7 y más
San Salvador urbano ...	184	136	98	37
Resto del país	156	144	118	60

Las diferencias geográficas de mortalidad que se han detectado anteriormente han sido pequeñas y la agrupación en dos grandes regiones es muy amplia. Por ello, los contrastes de mortalidad que el cuadro 10 muestra están fundamentalmente determinados por el nivel de instrucción de la mujer.

Los datos de este cuadro permiten dividir la población en cinco estratos de creciente mortalidad en el menor de dos años, la cual va de 37 por mil hasta 184 por mil (cuadro 11).

El primer estrato, de baja mortalidad (37 por mil), está formado exclusivamente por los hijos de las mujeres que han alcanzado 7 o más años de estudio y residen en San Salvador urbano, en su mayor parte en la principal ciudad del país.

El segundo estrato, de mortalidad medianamente baja (60 por mil), comprende los hijos de mujeres que también han alcanzado una educación media o superior pero que residen en el resto del país.

En el estrato de mortalidad mediana (118 por mil) se incluyen los hijos de las mujeres que han terminado o casi terminado su educación primaria. Hay en este estrato una diferencia discreta entre la mortalidad en la población urbana de San Salvador (98 por mil) y la del resto del país (118 por mil).

Cuadro 11

ESTRATOS DE POBLACION SEGUN LA PROBABILIDAD DE MORIR ENTRE EL NACIMIENTO Y LOS DOS AÑOS DE EDAD Y ESTIMACION DE LOS NACIDOS VIVOS Y DE LAS DEFUNCIONES DE MENORES DE DOS AÑOS EN CADA ESTRATO. EL SALVADOR, 1966-1967

Estratos de población según mortalidad	Probabilidad de morir (por mil)	Mujeres incluidas en el grupo		Porcentaje estimado en el estrato de		
		Años de instrucción	Región geográfica	Mujeres de 15-49 años	Nacidos vivos	Defunciones de menores de dos años
TOTAL	145			100	100	100
Baja	37	7 y más	San Salvador urbano	5	2	1
Medianamente baja	60	7 y más	Resto país	4	2	1
Mediana	111	4 - 6	San Salvador urbano	20	17	13
		4 - 6	Resto país			
Medianamente alta	142	1 - 3	San Salvador urbano	25	27	27
		1 - 3	Resto país			
Alta	156	Ninguno	Resto país	43	49	54
Muy alta	184	Ninguno	San Salvador urbano	3	3	4

El *estrato de mortalidad medianamente alta* (142 por mil) está formado por los hijos de mujeres que tienen una educación primaria muy incompleta (1-3 años). Las cifras de mortalidad en este estrato no difieren fundamentalmente en los dos grandes grupos geográficos.

El *estrato de mortalidad alta* (156 por mil) incluye los hijos de mujeres sin educación que viven en el "resto del país". Los hijos de mujeres sin educación que residen en San Salvador urbano forman el *estrato de mortalidad muy alta*, que alcanza a 184 por mil, el más alto de la serie.

La significación de este panorama epidemiológico de la mortalidad de la niñez temprana en El Salvador se discute en el capítulo V.

*
* *

IV. LA MORTALIDAD INFANTIL

La tasa de mortalidad infantil, es decir, el número de muertes de menores de un año de edad por mil nacidos vivos, es una medida convencional de la mortalidad temprana, de uso más extendido que la probabilidad de morir en los primeros dos años de vida que se ha utilizado en el análisis precedente. No se le ha empleado en esta investigación porque su estimación directa por el método de Brass, a partir de la proporción de hijos fallecidos de las mujeres de 15-19 años de edad, es poco confiable, entre otras razones porque en estas edades la fecundidad es baja, la omisión de datos es más frecuente y la mortalidad infantil de hijos de mujeres muy jóvenes es diferente de la de otras edades.

Es posible hacer una estimación indirecta del riesgo de morir en el primer año de vida, basándose en las probabilidades de muerte hasta las edades de 2, 3 y 5 años. Como se ha explicado, estas probabilidades, directamente derivadas de los datos del censo, fueron ajustadas utilizando el modelo Oeste de Coale-Demeny. Definido un nivel en estas tablas modelo, es posible obtener la probabilidad de morir antes de cumplir un año de edad que corresponde al nivel seleccionado. Estos son los datos que se presentan en el cuadro 12.

Estas estimaciones son de más fácil y directa utilización en el sector salud, puesto que corresponden a la conocida tasa de mortalidad infantil. No obstante, ellas deben considerarse sólo como una aproximación a los niveles que existen en el país, puesto que se basan en el supuesto implícito de que las probabilidades de muerte en el primer año de vida en la población tienen la misma proporcionalidad que la del modelo empleado respecto a las probabilidades de morir antes de las edades 2, 3 y 5 años. No hay modo de someter a prueba esta hipótesis con los datos disponibles.

Por la circunstancia anotada, hay una proporcionalidad casi constante entre las tasas de mortalidad infantil del cuadro 12 y las probabilidades de morir en los primeros dos años de vida analizadas anteriormente.

La tasa estimada de mortalidad infantil para El Salvador, aproximadamente para los años 1966-1967, es 118 por mil nacidos vivos. Para este mismo bienio, la tasa derivada de las estadísticas vitales oficiales es 59,5 por mil. Esta diferencia está de acuerdo con las estimaciones de la omisión en los datos de registro, que se ha mencionado anteriormente.

Cuadro 12
 ESTIMACIONES DE LA TASA DE MORTALIDAD INFANTIL POR DIVISIONES
 GEOGRAFICAS Y NIVEL DE INSTRUCCION DE LA MUJER.
 EL SALVADOR, 1966-1967

Categorías	Probabilidad de morir* (por mil)
TOTAL DEL PAIS	118
Urbano	113
Rural	120
Regiones:	
Central	136
Occidental	122
Paracentral	116
Oriental	114
Metropolitana	104
Años de instrucción de la mujer	
Ninguno	127
1 - 3	115
4 - 6	92
7 - 9	52
10 y más	27

* Véanse en el texto las reservas hechas sobre estas estimaciones.

El riesgo de morir en el primer año de vida es alto, con claros excesos respecto a los niveles alcanzados por otros países latinoamericanos, aunque El Salvador no tiene la mayor mortalidad en esta región (cuadro 13).

Las estimaciones de la mortalidad infantil del cuadro 12, por las razones mencionadas, revelan similares diferencias de esta mortalidad dentro del país. Los contrastes entre la población urbana y rural y entre las regiones son escasos; sólo la región metropolitana presenta un nivel decididamente más bajo de mortalidad. Las principales diferencias se encuentran relacionadas con el nivel de instrucción de la mujer, de tal modo que los hijos de mujeres sin educación tienen un riesgo de morir en el primer año de vida que es cinco veces mayor que el de los niños de mujeres con 10 y más años.

Cuadro 13
TASAS DE MORTALIDAD INFANTIL EN ALGUNOS PAISES
DE LA AMERICA LATINA HACIA 1970

País	Año	Tasa de mortalidad infantil (por mil)
Cuba ^{a/}	1970	38
Argentina ^{b/}	1966	54
Costa Rica ^{c/}	1968-1969	70
Chile ^{d/}	1970	79
El Salvador	1966-1967	118
Honduras ^{e/}	1971-1972	132
Bolivia ^{f/}	1971-1972	161

^{a/} Ministerio de Salud Pública, Anuario Estadístico, 1974.

^{b/} Naciones Unidas, Demographic Yearbook, 1972.

^{c/} Behm, H., La mortalidad en los primeros dos años de vida, Costa Rica, 1968-1969.

^{d/} Naciones Unidas, Demographic Yearbook, 1973.

^{e/} Hill, K., Encuesta Demográfica Nacional de Honduras, Fascículo VII, CELADE, Serie A, No 129, abril, 1976.

^{f/} Behm, H., Soliz, A. y Hill, K., La mortalidad en los primeros años de vida en países de América Latina: Bolivia, 1971-1972, CELADE (en prensa).

V. ALGUNOS COMENTARIOS SOBRE LOS RESULTADOS DE LA INVESTIGACION

En ausencia de contrastes geográficos importantes de la mortalidad en el menor de dos años, la investigación destaca el nivel de instrucción de la mujer, interpretado como un indicador de la condición económico-socio-cultural del hogar en que el niño nace, que es el factor más estrechamente ligado a la mortalidad temprana en la niñez.

La significación de las diferencias de mortalidad por estratos de población del cuadro 11 resulta más evidente si se introduce el concepto epidemiológico de expuestos al riesgo. Para estos fines, en este cuadro se ha estimado, para cada estrato (por los procedimientos que se describen en el anexo 2), la distribución porcentual de los nacidos vivos y de las correspondientes defunciones en los primeros dos años de vida. Debido a los factores de error que se han mencionado y al efecto de los supuestos introducidos en estos cálculos, las cifras son sólo aproximativas.

En este mismo cuadro se observa que el nivel de relativa baja mortalidad que presentan los dos primeros estratos, con todo lo estimulante que es como expresión de la reducción de la mortalidad alcanzable en el país, carece de trascendencia epidemiológica a nivel nacional. Las mujeres en edad fértil que tienen 7 y más años de instrucción alcanzan al 9 por ciento del total y, por su menor fecundidad, aportan sólo 4 por ciento del total de nacidos vivos estimados anuales. En ellos, se estima que ocurre menos del 2 por ciento de todas las defunciones de menores de dos años.

El nudo del problema se encuentra en los estratos de mayor mortalidad. Las mujeres que no tienen instrucción son el 46 por ciento de las mujeres en edad fértil. Se estima que ellas procrean el 52 por ciento de los nacidos vivos del país, en los cuales ocurre el 58 por ciento de las muertes en los primeros dos años de vida. Si a este grupo se suman las mujeres que tienen una educación primaria muy incompleta, resulta que aproximadamente el 80 por ciento de los nacimientos totales sería originado por estos estratos, que están expuestos a una mortalidad temprana casi cuatro veces superior al privilegiado grupo de mujeres de más alta educación. En esta subpoblación se calcula que se produciría el 85 por ciento de las muertes de menores de dos años de edad.

Es evidente que el curso futuro de esta mortalidad temprana en El Salvador estará determinado por el éxito que el país tenga en alcanzar una distribución más homogénea del bienestar económico y social en toda la población, elevando sustancialmente el nivel de vida de las clases más desposeídas. Este es el marco en que la atención médica de la población debe operar necesariamente: es difícil pensar que los mejoramientos exclusivos de la atención médica puedan compensar, en un grado importante, las diferencias de niveles de vida en las distintas subpoblaciones, cuando ellas son marcadas.

Dentro de este contexto, el sector salud tiene la responsabilidad específica de mejorar la extensión y la eficiencia del sistema de atención de salud del país. Desgraciadamente, en muchos países latinoamericanos, por razones bien conocidas, los recursos del sector salud y la atención que con ellos se presta a la población, tienden a concentrarse en las ciudades de mayor tamaño y en los grupos humanos de mayores ingresos. Por tal motivo, las poblaciones expuestas a riesgos más altos, constituidas por los estratos socio-económicos más bajos y por la población rural dispersa, reciben paradójicamente la atención médica más precaria.

No se ha logrado disponer de una información actual y completa del plan de salud y de los programas de salud de El Salvador, con el fin de analizar su relación con el panorama epidemiológico de la mortalidad temprana de la niñez que se ha obtenido. De acuerdo con los datos de la Organización Panamericana de la Salud ^{20/}, la ciudad de San Salvador disponía de 10,7 camas hospitalarias por mil habitantes, contra 1,1 camas en el resto del país. De modo similar, el número de médicos por 10 000 habitantes era de 13,9 en áreas metropolitanas y sólo de 0,6 médicos en el resto del país. Es también ilustrativo citar que en 1973, en tanto que el 45 por ciento de las defunciones ocurridas en el departamento de San Salvador registraron atención médica, esta proporción era inferior a 30 por ciento en la mayoría de los restantes departamentos del país ^{21/}.

Estos pocos indicadores muestran la disparidad en la distribución de los recursos de salud y, seguramente, en las atenciones que ellos prestan a la población, con una situación más desmedrada de los departamentos con menor desarrollo. La necesidad de mejorar esta situación fue expresada por el Ministro de Salud de El Salvador en 1972 en la Reunión Especial de Ministros de Salud de las Américas ^{22/}, donde hizo notar que los recursos del plan quinquenal de salud se destinarían "primordialmente a las zonas rurales y clases sociales más necesitadas". Los resultados de la presente investigación vienen a confirmar la urgencia de tales medidas.

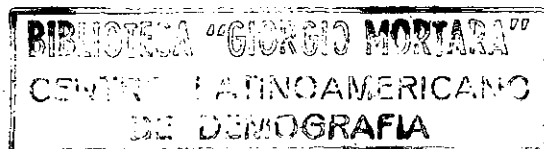
^{20/} Organización Panamericana de la Salud, "Las condiciones de salud ...", *op.cit.*

^{21/} Dirección General de Estadística y Censos, *Anuario Estadístico*, 1973.

^{22/} Organización Panamericana de la Salud, *III Reunión Especial de Ministros de Salud de las Américas*, Documento Oficial Nº 123, setiembre, 1973.

Por último, es conveniente hacer notar que la nueva información sobre la mortalidad temprana de la niñez en El Salvador, que aporta la presente investigación, se ha obtenido a partir de dos simples preguntas sobre número de hijos tenidos e hijos sobrevivientes a las mujeres empadronadas en el censo. Este hecho muestra las potencialidades del método de Brass que, aun sujeto a las restricciones que se han mencionado, permite llegar a estimaciones de esta mortalidad que completan y mejoran la información proporcionada por el sistema de estadísticas vitales. Se señala, en consecuencia, la necesidad de que en los próximos censos de población los datos básicos respectivos sean registrados en la mejor forma y que se utilicen plena y oportunamente sus posibilidades de análisis y aplicación.

*
* *



R E S U M E N

1. En esta investigación se analiza la probabilidad de morir entre el nacimiento y los dos años de edad en El Salvador, estimada por el método de Brass (variante Sullivan), a partir de la proporción de hijos sobrevivientes declarados por las mujeres en el censo nacional de población realizado en 1971. Las estimaciones se refieren aproximadamente al bienio 1966-1967 y se estudian por divisiones geográficas y nivel de educación de la mujer.
2. La probabilidad de morir antes de cumplir dos años alcanza a 145 por mil en el total del país, riesgo que es alto respecto a otros países, en especial los más avanzados.
3. El estudio de la distribución geográfica de esta mortalidad muestra que no hay una diferencia de significación entre la mortalidad del menor de dos años en la población urbana (139 por mil) y en la población rural (148 por mil). Entre departamentos, el riesgo de morir varía desde 179 por mil (La Libertad) hasta 119 por mil (Cabañas); en varios de ellos, la mortalidad en el área rural es menor que la urbana. (Cuadro 2).
4. Estos resultados son contradictorios con el estado de desarrollo de las diversas poblaciones geográficas, según lo muestran los indicadores disponibles, y también con una anterior investigación sobre la mortalidad en la niñez en el país, lo que señala la necesidad de ahondar el estudio del problema.
5. La población urbana del departamento de San Salvador (que corresponde en su mayoría a la ciudad capital) es una zona de menor mortalidad (118 por mil), en tanto que el departamento de La Libertad muestra las mayores mortalidades del país, tanto en la población urbana (171 por mil) como en la rural (182 por mil). Por otra parte, el departamento de San Salvador es el que muestra un más claro diferencial entre el riesgo de morir en el área urbana y la rural (118 y 152 respectivamente).
6. El nivel de educación de la mujer, que se considera un indicador del nivel de vida, aparece como un claro determinante del riesgo de morir del niño en sus primeros dos años de vida. Este riesgo sube de 30 por mil

en los hijos de mujeres con 10 y más años de instrucción, a 158 en los hijos de mujeres sin ninguna educación formal. De este modo, la probabilidad de que el recién nacido sobreviva hasta el segundo cumpleaños está en gran parte determinada por la clase social en que el nacimiento ocurre (cuadro 8).

7. Utilizando las variables geográficas y el nivel de instrucción de la mujer, la población se agrupa en cinco estratos de creciente mortalidad que varía entre 37 por mil a 184 por mil en el menor de dos años. Se hace una estimación de la distribución porcentual en estos estratos, de los nacidos vivos y las defunciones esperadas en los primeros dos años de vida (cuadro 11). Los resultados indican que el nudo del problema de la mortalidad temprana en el país está formado por los hijos de las mujeres de ninguna o escasa educación. En este grupo se estima que ocurre aproximadamente el 80 por ciento de los nacimientos vivos anuales, que están expuestos a un riesgo superior a 140 por mil, por lo cual aportan el 85 por ciento del total de fallecimientos de menores de dos años en el país.

8. Los resultados obtenidos señalan la urgente necesidad, por una parte, de tomar medidas que se propongan obtener una distribución más homogénea del bienestar social y económico de la población, elevando sustancialmente el nivel de vida de las subpoblaciones más desposeídas; y, por otra parte, de lograr que la atención de salud alcance prioritariamente a los grupos humanos más expuestos a riesgos de enfermar y de morir, como lo ha hecho notar el Ministerio de Salud.

9. El estudio muestra que el método de Brass, basado en dos simples preguntas censales, puede aportar una importante información para el mejor conocimiento de la mortalidad en los primeros años de la vida. Se subraya la necesidad de mejorar esta información básica en los próximos censos y utilizar plenamente sus potencialidades analíticas.

*
* *

ANEXO 1.

EJEMPLO DE APLICACION DE LOS METODOS PARA ESTIMAR
LA MORTALIDAD EN LA NIÑEZ A PARTIR DE LA
PROPORCION DE HIJOS FALLECIDOS

Método de Brass ^{23/} (cuadro 1 A)

Los datos básicos son los siguientes:

1. Mujeres que declararon hijos tenidos y sobrevivientes, agrupados en intervalos quinquenales de edades (i) entre 15 y 34 años ($i = 1$ para 15-19, 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 tenido 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:

$$P_2 = \frac{HNV_2}{\text{Mujeres de edad 20-24}} = \frac{10\ 932}{6\ 808} = 1,60576$$

$$P_3 = \frac{HNV_3}{\text{Mujeres de edad 25-29}} = \frac{18\ 645}{5\ 801} = 3,21410$$

^{23/} Brass, W., "Métodos para estimar ...", op.cit.

6. El cociente $P_2/P_3 = 1,60576 / 3,21410 = 0,49960$
7. El multiplicador K_i se selecciona en la respectiva tabla de Brass interpolando entre las columnas por medio del valor P_2/P_3 observado.
8. La estimación final xq_0 se obtiene por la relación

$$xq_0 = k_i \cdot D_i$$

en la cual los valores x (edad del hijo) e i (grupo de edad de la mujer), tienen la relación que se muestra en el cuadro 1A.

La variante de Sullivan ^{24/} (cuadro 2 A)

Los datos y pasos desde 1. hasta 6. son iguales que en el método de Brass.

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

$$K_i = a_i + b_i \left(\frac{P_2}{P_3} \right)$$

Sullivan presenta una tabla de valores de a_i y b_i para las cuatro familias de tablas modelo de mortalidad de Coale-Demeny. Para el modelo Oeste, ellos son:

^{24/} Sullivan, J.M., "Models for the ...", op.cit.

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:

$$k_2 = 1,30 - 0,54 (0,49960) = 1,03022$$

$$k_3 = 1,17 - 0,40 (0,49960) = 0,97016$$

$$k_4 = 1,13 - 0,33 (0,49960) = 0,96513$$

8. La estimación final de las correspondientes ${}_xq_0$ es similar al método de Brass.

Ajuste de las ${}_xq_0$ observadas

9. Para cada ${}_xq_0$ se obtiene el número de sobrevivientes a la edad exacta x mediante la relación

$$l_x = 1 - {}_xq_0$$

10. Se calcula por interpolación lineal con este l_x en las tablas modelos de Coale-Demeny para ambos sexos ^{25/} para el mismo modelo utilizado en el método de Sullivan, el nivel de las tablas correspondientes a cada ${}_xq_0$.

^{25/} Naciones Unidas, Métodos para establecer mediciones demográficas fundamentales a partir de datos incompletos, Manual IV, ST/SGA/Serie A/42, pág. 101.

11. Se calcula un promedio aritmético de los niveles correspondientes a $2q_0$, $3q_0$ y $5q_0$. En este ejemplo el nivel medio es 14,0090.
12. Con este nivel medio se obtienen en la misma tabla, por interpolación lineal, los valores l_x y las correspondientes xq_0 ajustadas.

Cuadro 1 A

METODO DE BRASS: ESTIMACION DE LA PROBABILIDAD DE MORIR ENTRE EL NACIMIENTO Y LAS EDADES EXACTAS $x = 1, 2, 3$ Y 5 AÑOS. TOTAL DEL PAIS. EL SALVADOR, MUESTRA DEL CENSO DE 1971

Edad de la mujer	Intervalo de edad i	Mujeres con declaración	Hijos nacidos vivos (HNV $_i$)	Hijos sobrevivientes (HS $_i$)	Paridez media (P $_i$)
15-19	1	6 954	2 183	1 902	-
20-24	2	6 808	10 932	9 416	1,60576
25-29	3	5 801	18 645	15 753	3,21410
30-34	4	4 947	22 708	18 664	-

	Proporción hijos fallecidos (D $_i$)	Multiplicador (K $_i$)	Edad del hijo (x)	Probabilidad de morir (xq_0)
15-19	0,12872	0,96655	1	0,12442
20-24	0,13868	1,00424	2	0,13927
25-29	0,15511	0,99059	3	0,15365
30-34	0,17809	0,99901	5	0,17791

$$P_2/P_3 = 1,60576 / 3,21410 = 0,49960$$

Cuadro 2A

METODO DE SULLIVAN: ESTIMACIONES DE LA PROBABILIDAD DE MORIR ENTRE EL NACIMIENTO Y LAS EDADES EXACTAS $x = 2,3$ Y 5 AÑOS. TOTAL DEL PAIS. EL SALVADOR, MUESTRA DEL CENSO DE 1971, MODELO OESTE

Edad de la mujer	Intervalo de edad (i)	Proporción hijos fallecidos (D_i)	Multiplificador (K_i)	Edad del hijo (x)	Probabilidad de morir (xq_0)
15-19	1			1	
20-24	2	0,13868	1,03022	2	0,14287
25-29	3	0,15511	0,97016	3	0,15048
30-34	4	0,17809	0,96513	5	0,17188

	Sobrevivientes (l_x)	Nivel equivalente en Coale-Demeny	Para el nivel medio	
			Sobrevivientes (l_x)	xq_0 ajustadas
15-19				0,11513
20-24	85 713	13,9649	85 794	0,14206
25-29	84 952	14,2199	84 564	0,15436
30-34	82 812	13,8421	83 192	0,16808

Nivel medio = 14,0090

ANEXO 2.

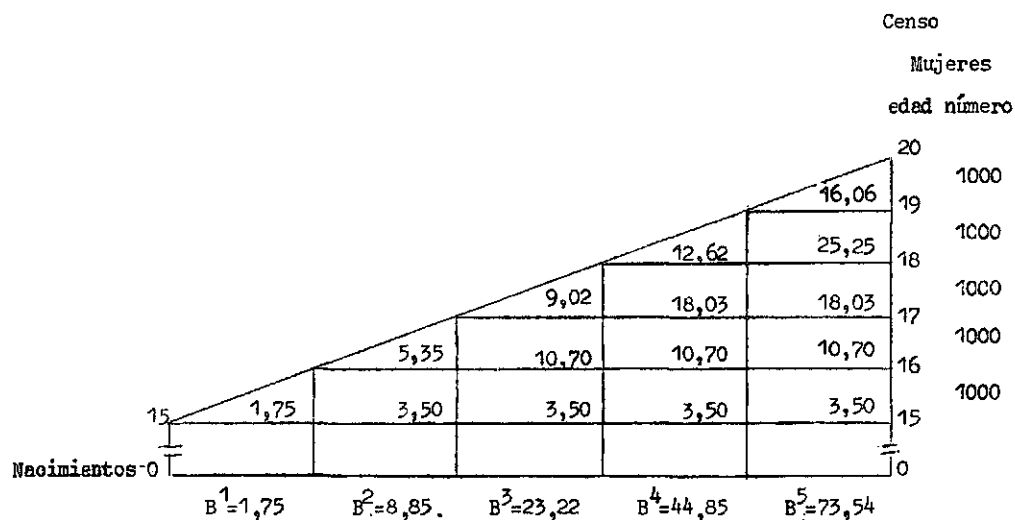
METODO DE ESTIMACION DE NACIDOS VIVOS EN EL ULTIMO AÑO
Y DE LAS CORRESPONDIENTES DEFUNCIONES A PARTIR DEL
NUMERO DE HIJOS TENIDOS POR LAS MUJERES

Estimación de los nacidos vivos en el último año

Para cada grupo quinquenal de edades de la mujer, el censo proporciona el total de hijos tenidos por ella hasta el momento del empadronamiento. Se trata de estimar, de este conjunto, los nacimientos que habrían ocurrido en los doce meses previos al censo. Este dato lo proporcionaron las estadísticas vitales para el total del país y los departamentos, pero con omisión y además no puede ser obtenido para cada una de las categorías de análisis del estudio. El método empleado ^{26/} está basado en la distribución de la fecundidad por edades simples, derivadas de los modelos teóricos de las Naciones Unidas, utilizando un modelo que tiene una edad media de la fecundidad $\bar{m} = 29,2$ años ^{26/}.

Mediante un diagrama de Lexis se estimó, para cada grupo quinquenal de edades de la mujer, el número de hijos que ellas habrían tenido si hubieran estado expuestas a la fecundidad por edad del modelo, suponiendo que existieran mil mujeres en cada edad simple. Asimismo, se obtuvo la distribución de este total de hijos tenidos en cada período anual anterior al censo.

Se presenta como ejemplo el grupo de 15-19 años, cuyo diagrama de Lexis es el siguiente:



^{26/} Ortega, A., Un modelo para estimar la mortalidad a través de preguntas censales sobre hijos nacidos vivos e hijos sobrevivientes, CELADE, Serie AS, Nº 15, setiembre, 1972, anexo 1.

La suma de las columnas verticales da el número de nacimientos que habrían ocurrido 5, 4, 3, 2 y 1 años antes del censo. El total de la cohorte sería 152,21 nacimientos, de los cuales 73,54 habrían ocurrido en el último año, lo que hace una proporción de $73,54/152,21 = 0,483 = p_1$.

El método supone que la fecundidad se ha mantenido constante, y que la estructura real de la fecundidad por edad de El Salvador es la del modelo utilizado.

Obtenidos los restantes p_i de un modo semejante, la estimación de los nacidos vivos en el año anterior al censo es la siguiente:

Grupos de edades	Total hijos tenidos (HNV _i)	p_i	Estimación de hijos tenidos en el último año (HNV _i · p_i)
15 - 19	44 616	0,483	21 550
20 - 24	227 300	0,224	50 919
25 - 29	376 410	0,112	42 158
30 - 34	452 900	0,061	27 627
35 - 39	539 263	0,034	18 335
40 - 44	479 856	0,017	8 158
45 - 49	399 677	0,004	1 599
Total estimado de nacimientos vivos:			170 342

Aplicando las proporciones p_i al total de hijos tenidos declarados por las mujeres en cada categoría de análisis, se obtuvo una estimación de los nacimientos que habrían ocurrido en cada uno de ellos.

Estimación de las defunciones esperadas

El número esperado de muertes que ocurrirían entre el nacimiento y la edad exacta dos años se estima aplicando la probabilidad de morir de cada estrato a los nacidos vivos que se espera que se produzcan anualmente en el mismo.

Fórm. 558-300, Febrero de 1977
Mecanografía: Vilma Méndez

