

A11024

c. 1



Centro Latinoamericano de Demografía

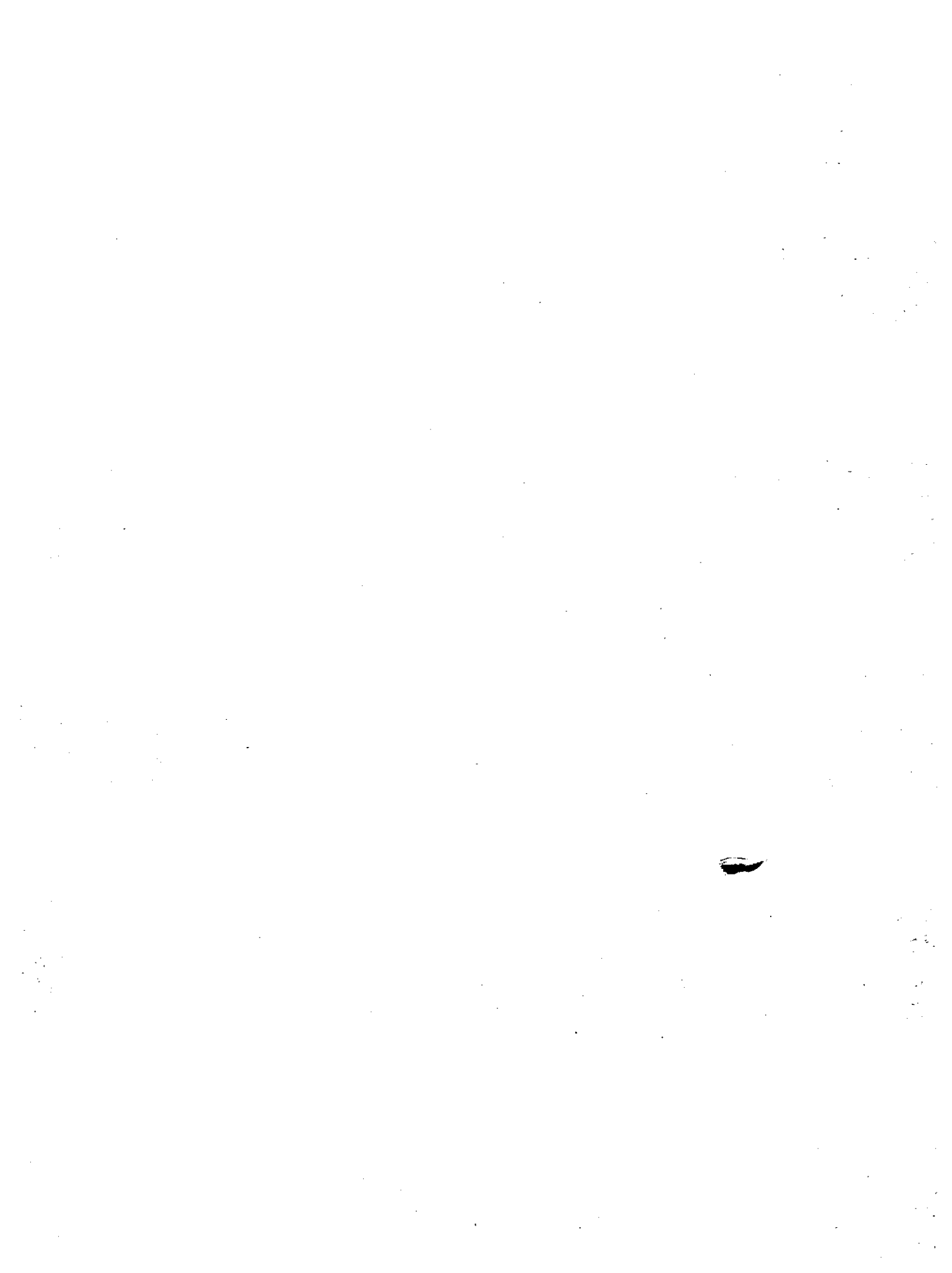
HUGO BEHM

**La mortalidad en los primeros años de vida  
en países de la América Latina**

**COSTA RICA**

**1968 • 1969**

San José Costa Rica



008

2

THE NATIONAL ARCHIVES  
COLLECTIONS  
CENTRAL RECORDS DIVISION  
WASHINGTON, D.C.

3

0

10

15

10

LA MORTALIDAD EN LOS PRIMEROS AÑOS DE VIDA  
EN LOS PAISES DE AMERICA LATINA

COSTA RICA

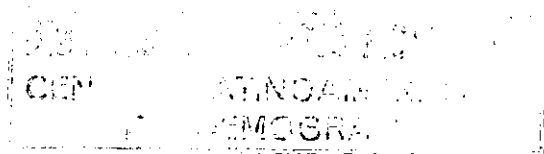
1968 - 1969

Hugo Behn R.

*Centro Latinoamericano de Demografía*  
CELADE - San José

Serie A No. 1024  
Diciembre de 1976

13826



Los datos y opiniones que figuran en este trabajo son de responsabilidad del autor, sin que el Centro Latinoamericano de Demografía (CELADE) sea necesariamente participe de ellos

Colaboradores: Antonio Ortega  
Ken Hill

Asistentes de Investigación: Alicia Bermúdez  
Domingo Primante





## 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, Chile, Colombia, Costa Rica, Cuba, 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
Presentación.....	v
Capítulo	
I El problema en estudio; definición e importancia .....	1
II Metodología .....	5
III Mortalidad en los primeros dos años de vida .....	11
IV Algunos comentarios sobre los resultados de la investigación .....	33
Resumen .....	39
Anexo	
I Métodos para estimar la mortalidad en la niñez a partir de la proporción de hijos fallecidos .....	43
II Método para comparar las estimaciones de ${}_2q_0$ con datos originados en las estadísticas vitales.....	57
III Métodos utilizados para estimar los nacidos vivos y las defunciones en los estratos definidos por la mortalidad en los primeros dos años de vida .....	63

## INDICE DE CUADROS Y GRAFICOS

Cuadro	
I Tasas de mortalidad infantil y en la edad 1-4 años en Costa Rica y Suecia, 1972 .....	2

Cuadro		Página
2	Población total, urbana y rural, por provincias, Costa Rica, 1973 .....	8
3	Población femenina de 20-34 años de edad por nivel de instrucción, por áreas urbanas y rurales y nivel de instrucción, Costa Rica, 1973 .....	10
4	Probabilidad de morir antes de cumplir dos años, a partir del nacimiento, países seleccionados .....	12
5	Probabilidad de morir entre el nacimiento y los dos años de edad por regiones y provincias, Costa Rica, 1968-69 .....	13
6	Probabilidad de morir (por mil) antes de cumplir dos años de edad a partir del nacimiento, en población urbana y rural, por provincias, Costa Rica, 1968-69 .....	14
7	Comparación de la probabilidad de morir antes de cumplir dos años a partir del nacimiento, por agrupaciones geográficas, Costa Rica, 1968-69 .....	15
8	Probabilidad de morir antes de cumplir dos años a partir del nacimiento, en el área rural, y porcentaje de población residente en comunidades con menos de 500 habitantes, por provincias, Costa Rica, 1968-69 .....	17
9	Esperanza de vida al nacimiento, probabilidad de morir en el primer año de vida y porcentaje de población rural, Costa Rica, 1963 y 1973 .....	18
10	Probabilidad de morir entre el nacimiento y los dos años de edad, según el nivel de educación de la mujer, en la población urbana y rural, Costa Rica, 1968-1969 .....	20
11	Contrastes de la probabilidad de morir antes de cumplir dos años de edad a partir del nacimiento, por niveles de educación de la mujer, Costa Rica, 1968-69 .....	21
12	Probabilidad de morir entre el nacimiento y los dos años de edad según regiones geográficas, población urbana y rural, y nivel de instrucción de la mujer, Costa Rica, 1968-69 .....	24
13	Estratos de mortalidad según la probabilidad de morir entre el nacimiento y los dos años de edad y estimación de los nacidos vivos y defunciones de menores de dos años, por estratos, Costa Rica, 1968-1969 .....	26

Cuadro		Página
14	Probabilidad de morir entre el nacimiento y los dos años de edad, por estratos de mortalidad, en Costa Rica, 1968-69, y en los Estados Unidos, 1910 a 1950 .....	27
15	Tasas trienales de mortalidad de menores de 5 años, por provincias, Costa Rica, 1953-1974 .....	29
16	Indicadores de vivienda en la población urbana y rural, Costa Rica, 1973 .....	34
17	Indicadores de la condición de la vivienda, por provincias, Costa Rica, 1973 .....	34
18	Algunos indicadores del alcance de la atención médica, por provincias, Costa Rica, 1974 .....	35
19	Indicadores de mortalidad, recursos y atenciones de salud por regiones programáticas, Costa Rica, 1973 .....	37
<b>Gráfico</b>		
1	Probabilidad de morir entre el nacimiento y los dos años de edad en la población urbana y rural, por provincias, Costa Rica, 1968-1969 .....	16
2	Probabilidad de morir antes de cumplir dos años de edad a partir del nacimiento, según el nivel de educación de la mujer, en la población urbana y rural, Costa Rica, 1968-1969 .....	23
3	Tasas de mortalidad bajo cinco años de edad (promedios móviles trienales), por provincias, Costa Rica, 1952-1974 .....	30



## I. EL PROBLEMA EN ESTUDIO: DEFINICION E IMPORTANCIA

No obstante la disminución de la mortalidad en los primeros años de vida observada en muchos países de la América Latina, ella sigue superando considerablemente las tasas que se han alcanzado en los países avanzados, donde el nivel de vida de la población es más elevado y el conocimiento médico para controlar esta mortalidad tiene más extensa aplicación.

Costa Rica es un país que muestra marcados progresos a este respecto. De acuerdo con las cifras oficiales, la tasa de mortalidad infantil, que había descendido escasamente entre 1950 y 1965, con valores que fluctuaban alrededor de 75 por mil, registra desde el último de estos años una baja sostenida que la lleva a 37,6 por mil en 1974, lo que representa un descenso de casi 50 por ciento en un decenio. En cuanto a la tasa de mortalidad en la edad 1-4 años, también declina de modo continuo en los últimos 20 años al bajar de 12,7 por mil en 1954 a 3,0 por mil en 1973, es decir, tiene un 74 por ciento de reducción.

Sin embargo de este progreso, el nivel actual de la mortalidad en estas edades en Costa Rica aún puede reducirse substancialmente. La comparación con Suecia, para 1972, se muestra en el cuadro 1.

En 1974, las defunciones de menores de dos años aún constituyen en Costa Rica el 24,6 por ciento de las defunciones de todas las edades, lo que significa que su curso futuro será un factor importante en la evolución de la mortalidad general del país. Ortega y Rincón<sup>1/</sup> han estimado que la sola reducción en 50 por ciento de la tasa de mortalidad en el menor de 5 años produciría una ganancia de 2,5 años en la esperanza de vida al nacer.

Esta no es una situación particular de Costa Rica, cuyo nivel de mortalidad es más bajo que el de la mayoría de los países latinoamericanos.

---

<sup>1/</sup> Ortega, A. y Rincón, H., Algunas estimaciones demográficas sobre la mortalidad para la formulación de las metas del plan de salud de Costa Rica (mimeografo), CELADE, San José, enero, 1974.

Cuadro 1  
TASAS DE MORTALIDAD INFANTIL Y EN LA EDAD 1-4 AÑOS  
EN COSTA RICA Y SUECIA, 1972

Países	Tasas de mortalidad (por mil)	
	Infantil	1-4 años
Costa Rica .....	54,4	4,0
Suecia .....	10,8	0,5
Mort. C.Rica/Suecia	5,0	8,0

Fuentes: Dirección General de Estadística y Censos (Costa Rica), Estadística Vital, 1972; Naciones Unidas, Anuario Demográfico, 1973.

Examinando el problema, la III Reunión de Ministros de Salud de las Américas<sup>2/</sup> hace constar en 1972 que los progresos en materia de salud materno-infantil han sido limitados en la última década. "Las tasas de mortalidad infantil y la de los niños de uno a cuatro años, sujetas a importante sub-registro, fluctúan entre 34 y 101 por mil y entre 1,4 y 24,7 por mil, respectivamente". El informe agrega que las causas de defunción en la niñez son comúnmente reducibles y destaca como factores determinantes de la situación actual "el reducido ingreso nacional y su distorsionada distribución entre las familias", así como el hecho que "la extensión de los servicios de salud materno-infantil es limitada, discontinua y comúnmente de eficiencia restringida". El Plan Decenal de Salud para las Américas<sup>3/</sup> que la Reunión aprueba, establece como meta reducir la mortalidad en los menores de un año en un 40 por ciento (con un rango de 30 a 50 por ciento) y la de los niños de 1 a 4 años en 60 por ciento (con un rango de 50 a 70 por ciento).

Estos hechos realzan la importancia del estudio de la mortalidad en los primeros años de la vida, tanto por el alto nivel en que se encuentra como porque ella está determinada por enfermedades cuya prevención y cuyo tratamiento se conocen en buena parte. Interesa en especial identificar los grupos de población que están expuestos a diferentes riesgos de muerte y los factores que los determinan, para así orientar los programas de preferencia a las subpoblaciones expuestas a riesgos mayores.

<sup>2/</sup> Organización Panamericana de la Salud, III Reunión especial de Ministros de Salud de las Américas, documento oficial Nº 123, setiembre, 1973.

<sup>3/</sup> Organización Panamericana de la Salud, Plan Decenal de Salud para las Américas, Informe final de la III Reunión especial de Ministros de Salud de las Américas, documento oficial Nº 148, enero, 1973.



Frente a esta necesidad de conocer más a fondo las características de la mortalidad en los primeros años de vida, hay en los países en desarrollo una contradictoria escasez de información<sup>4/</sup>. Los datos básicos se generan en el registro legal de nacidos vivos y defunciones, que están afectados por serias deficiencias en cuanto a su integridad. La calidad de este registro en Costa Rica, que es mejor que en muchos países latinoamericanos, no se ha estudiado en los años recientes, pero existen algunos estudios anteriores que se resumen a continuación.

En cuanto a los nacimientos, se definen oficialmente como "los nacimientos ocurridos en los últimos ocho años calendario e inscritos en el año respectivo", para los años 1963 a 1966<sup>5/</sup>. A partir de 1967 se mantiene igual criterio, pero se extiende el plazo a diez años calendario. En general, estimase que esta definición corrige la tardanza de la inscripción y que la cifra tiene una omisión insignificante.

En lo que respecta a defunciones, la Dirección General de Estadística y Censos<sup>6/</sup> investigó en 1963-64 un total de 4 630 defunciones ocurridas en hospitales para averiguar cuántas de ellas habían sido inscritas legalmente. Se comprobó así una omisión de 15,1 por ciento, que en los menores de dos años alcanzó a 16,4 por ciento. En seis provincias osciló entre 10,4 por ciento (San José) y 19,4 por ciento (Puntarenas), alcanzando en Guanacaste a 59,6 por ciento.

En 1968 la misma Institución repitió el estudio con 3 253 defunciones ocurridas en 1966 y comprobó una baja de la omisión a 8,7 por ciento en el total del país. En las provincias del Valle Central, el valor varió entre 3,0 por ciento (San José) y 6,9 por ciento (Alajuela). En las provincias costeras, la omisión era considerablemente mayor: Puntarenas 10 por ciento, Limón 13,9 por ciento y Guanacaste 48,1 por ciento. El mejoramiento se atribuye a la autorización concedida en 1964 a hospitales, centros de atención rural y clínicas particulares para inscribir legalmente las defunciones y los nacimientos. No es posible establecer, sin embargo, cuál es la integridad del registro de las muertes que ocurren fuera de los centros de atención médica.

Gómez<sup>7/</sup> corrige en su estudio las defunciones en 15 por ciento hasta 1964 y en proporciones decrecientes en los años siguientes, hasta alcanzar 5 por ciento a partir de 1968. Ortega<sup>8/</sup> estima la omisión en 10 por ciento en los menores de cinco años, estimación que deriva de la comparación de las tasas oficiales de mortalidad infantil con la probabilidad de morir durante el primer año obtenida de datos del censo de 1973 mediante el método de Brass.

<sup>4/</sup> Montoya, Carlos, Levels and Trends of Infant Mortality in the Americas 1950-1971, World Health Statistics Reports, Vol. 27, Nº 12, 1974.

<sup>5/</sup> Estadística Vital, 1974, op.cit.

<sup>6/</sup> Ortega, A., Costa Rica: Evaluación del Censo de 1973 y Proyecciones de población por sexo y grupos de edades, años 1950 al 2000, Dirección General de Estadística y Censos, y CELADE, San José, Costa Rica, junio, 1976.

<sup>7/</sup> Gómez, Miguel, El descenso de la fecundidad en Costa Rica, tesis de grado, Ciudad Universitaria Rodrigo Facio, 1972.

<sup>8/</sup> Ortega, A., op.cit.

Aun si se acepta una omisión del 10 por ciento en el registro de defunciones en el total del país, hay derecho para pensar que ella tiene diversas magnitudes en las diferentes regiones geográficas, lo cual dificulta la comparación de las tasas provinciales de mortalidad, a menos que se llegue a establecer factores de corrección por provincia.

Frente a esta situación contradictoria - necesidad de buena información sobre mortalidad para tomar decisiones importantes, por un lado, y deficiencias en la información disponible, por el otro -, se comprende el interés de un método que, utilizando fuentes de datos ajenos al sistema de estadísticas vitales, pudiera proporcionar estimaciones medianamente satisfactorias de la mortalidad en la niñez. Tal método fue elaborado por William Brass y divulgado por el CELADE en un seminario que Brass <sup>9/</sup> dirigió en 1971. El método deriva estimaciones de la mortalidad en la niñez basándose en la proporción de hijos fallecidos que las mujeres declaran en censos o encuestas, sobre el total de hijos que han tenido, convenientemente clasificados en grupos quinquenales de edades.

El procedimiento hace posible el estudio de la mortalidad no solo en las divisiones geográficas administrativas del país, sino también distinguiendo entre la población urbana y la población rural. Lo que es más importante, permite analizar los diferenciales socio-económicos de la mortalidad utilizando como indicadores, por ejemplo, el nivel de educación de la mujer. Aunque el método no está libre de errores, según se verá más adelante, se supone que sus resultados son razonablemente confiables.

En esta investigación se estudia con este método la probabilidad de morir entre el nacimiento y los dos años de edad en Costa Rica, tomando como base el censo de población de 1973. Se describen los diferenciales de esta mortalidad por grupos geográficos y condición socio-económica, utilizando la instrucción de la mujer como indicador. De este modo se identifican y cuantifican las subpoblaciones expuestas a diferentes riesgos de morir en esa edad. Este panorama epidemiológico de la mortalidad temprana se relaciona con los indicadores de nivel de vida disponibles y con la atención médica del país, analizando las principales consecuencias que los resultados del estudio tienen para el sector salud.

---

<sup>9/</sup> Brass, William, Seminario sobre métodos para medir variables demográficas (fecundidad y mortalidad), CELADE, Serie DS, Nº 9, San José, Costa Rica, 1973.

## II. METODOLOGIA

### 1. Métodos de estimación del riesgo de morir en los primeros dos años de vida

Estos métodos se detallan en el anexo 1, donde además se dan ejemplos de su aplicación; aquí sólo se hace un resumen de ellos.

Brass <sup>10,11/</sup> fue el primero en elaborar un método que permite transformar la proporción de hijos fallecidos sobre el total de hijos tenidos por mujeres clasificadas por grupos quinquenales de edades, en medidas de la mortalidad. Brass encontró que existía 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

---

<sup>10/</sup> Brass, William y Coale, A., The Demography of Tropical Africa, Princeton, Princeton University Press, 1968, reproducido en "Métodos de análisis y estimación", CELADE, Serie D, Nº 63, 1970.

<sup>11/</sup> Brass, William, Métodos para estimar la fecundidad y la mortalidad en poblaciones con datos limitados, CELADE, Serie E, Nº 14, 1974.

Utilizando determinados modelos de fecundidad y de mortalidad, Brass pudo construir una tabla con factores que permiten convertir los valores mencionados unos en otros. El multiplicador depende de la ubicación de la distribución de la fecundidad en la edad de la mujer, por lo cual se debe seleccionar mediante un indicador de esta ubicación en la edad.

En el presente estudio se ha utilizado la variante del método de Brass, elaborada por Sullivan<sup>12/</sup>, que determina el factor de conversión por medio de una regresión lineal derivada del análisis de tablas empíricas de fecundidad y de tablas modelo de Coale y Demeny<sup>13/</sup>. Ambos métodos dan resultados muy similares; se ha preferido el de Sullivan porque es más simple de usar y ligeramente más flexible; el modelo utilizado es el Oeste de Coale-Demeny.

En el estudio se han obtenido estimaciones de la probabilidad de morir entre el nacimiento y las edades 2, 3 y 5 años. Debido a la presencia de errores de muestreo y de otros tipos, las probabilidades observadas han sido ajustadas por el mismo modelo utilizado en el método de Sullivan.

De las tres probabilidades mencionadas, se seleccionó para el análisis la probabilidad de morir antes de cumplir dos años de edad porque (a) corresponde a una mortalidad más reciente, (b) la información básica se supone menos expuesta a error por el menor período retrospectivo que cubre, (c) los primeros dos años de edad comprenden la mayor parte de las muertes que se producen en el primer quinquenio de vida, y (d) es una edad que tiene especial significación para los programas de salud infantiles.

Los métodos de estimación de la mortalidad temprana que se han utilizado se basan en cierto número de supuestos teóricos, que se detallan en el anexo I. Estos supuestos rara vez se cumplen con exactitud en poblaciones reales. Sin embargo, la experiencia adquirida al cabo de una extensa aplicación en el mundo señala que estos métodos son poco sensibles a desviaciones de los supuestos teóricos, a menos que tales desviaciones sean muy marcadas. La experiencia indica que, en general, las estimaciones que se obtienen son razonablemente fidedignas y mejores que las que se derivan de estadísticas vitales defectuosas. También parece indicarlo así la presente investigación, que muestra una mantenida concordancia en las numerosas comparaciones que se han hecho. La comparación que se ha realizado con las estadísticas vitales a nivel nacional, también ha resultado satisfactoria. Con todo, siempre debe tenerse presente que se trata de estimaciones y no de cifras absolutamente exactas.

Finalmente, se hace notar que las estimaciones son retrospectivas. Por ello, la probabilidad de morir en los primeros dos años, que se estima que corresponde más o menos a 4,5 años antes del censo realizado en mayo de 1973, se ha referido aproximadamente al bienio 1968-69.

<sup>12/</sup> Sullivan, Jeremiah, Models for the Estimation of the Probabilities of Dying between Birth and Exact Ages of Early Childhood, Population Studies, Vol. 26, No 1, marzo, 1972.

<sup>13/</sup> Coale, Ansley y Demeny, P., Regional Model Life Tables and Stable Populations, Princeton, New Jersey, 1966.

## 2. Los datos básicos censales

El estudio se basa en los datos obtenidos en el censo nacional de población realizado en mayo de 1973 <sup>14/</sup>. La publicación de este censo no incluye los datos requeridos clasificados por nivel de educación de la madre, por lo cual las estimaciones de mortalidad que se refieren a esta variable se obtuvieron de una muestra probabilística oficial del censo, con una población total de 200 305 personas. La calidad de este censo, en cuanto a la exactitud de la declaración de la edad, ha sido estudiada por Kamps <sup>15/</sup>. Los índices de las Naciones Unidas y de Myers sitúan al censo en un nivel mediano y denotan progreso respecto a los censos de 1950 y 1963. Ortega <sup>16/</sup> concluye que el último censo de Costa Rica tiene una menor omisión que estos dos últimos y posee en general una buena cobertura.

Se han utilizado las respuestas a dos preguntas hechas a las mujeres mayores de 15 años: 1) ¿Cuántos hijos nacidos vivos ha tenido?; 2) ¿Cuántos hijos están vivos actualmente? Las mujeres que no dieron esta información sólo alcanzan a 1,7 por ciento del total, pero esta proporción es mayor en las mujeres solteras (2,2 por ciento) y en las de 15-19 años de edad y con mayor educación. En todo caso, la omisión es demasiado pequeña para afectar las estimaciones, las cuales se han calculado utilizando solo los datos de las mujeres que contestaron ambas preguntas.

Otro modo de evaluar la calidad de los datos básicos es estudiar la proporción de hijos sobrevivientes a medida que la edad de la mujer aumenta, proporción que debería ser decreciente, tanto porque el tiempo de exposición al riesgo de morir del niño aumenta con la edad de la madre, como porque la mortalidad ha descendido en Costa Rica en el último decenio. La evaluación mostró que en cerca de la mitad de los casos había irregularidades en estas series de proporciones, que pueden tener varias explicaciones (errores en la declaración de la edad y de los hijos tenidos y sobrevivientes, errores de muestreo, etc.). Es evidente la ventaja de trabajar con la totalidad del censo más que con una muestra. El ajuste antes mencionado de los valores observados, reduce el efecto de estas fuentes de variación.

<sup>14/</sup> Dirección General de Estadística y Censos (Costa Rica), Censos Nacionales de 1973: Población, Ministerio de Economía, Industria y Comercio, 1974.

<sup>15/</sup> Kamps, Jorge, La declaración de la edad en los censos de población de la América Latina, trabajo final de investigación, Curso de Análisis Demográfico Básico, CELADE, Serie C, Nº 1004, 1975.

<sup>16/</sup> Ortega, A., op.cit.

3. Las variables geográficas

Como variables geográficas se han utilizado las siete provincias, que son las divisiones administrativas mayores del país, y el lugar de residencia de la población (urbano o rural). La población urbana se definió en la forma siguiente en el censo de 1973 <sup>17/</sup>: "Al igual que en los censos nacionales de 1950 y 1963, se tomó como base para definir las zonas urbanas, a los centros administrativos de los cantones del país o sea, por lo general, los distritos primeros. En éstos se demarcaron "a priori" dichas zonas con criterio físico, tomando en cuenta elementos tangibles tales como cuadrantes, calles, aceras, luz eléctrica, servicios urbanos, etc."; la publicación censal señala excepciones a esta regla.

La distribución de la población censada, de acuerdo a estas dos variables se muestra en el cuadro 2.

Cuadro 2  
POBLACION TOTAL, URBANA Y RURAL, POR PROVINCIAS  
COSTA RICA, 1973

Provincias	Población (miles)					
	Total		Urbana		Rural	
	Números absolutos	Porcentaje	Números absolutos	Porcentaje	Números absolutos	Porcentaje
TOTAL DEL PAIS	1 872	100	760	40,6	1 112	59,4
San José ....	695	100	428	61,6	267	38,4
Alajuela ....	326	100	81	24,8	245	75,2
Cartago .....	205	100	73	35,6	132	64,4
Heredia .....	134	100	51	38,1	83	61,9
Guanacaste ..	179	100	43	24,0	136	76,0
Puntarenas ..	218	100	45	20,6	173	79,4
Limón .....	115	100	39	33,9	76	66,1

Fuente: Censos Nacionales de 1973: Población, Dirección General de Estadística y Censos, 1974.

<sup>17/</sup> Censos Nacionales de 1973: Población.

Para la interpretación de los contrastes geográficos de la mortalidad que se presentan más adelante, lo fundamental es que estas cifras muestran que Costa Rica, pese al proceso de urbanización, continúa siendo un país predominantemente rural, con 59,4 por ciento de la población en esta categoría. Sólo la provincia de San José es mayoritariamente urbana (61,6 por ciento). La población de Cartago, Heredia y Limón es rural en sus dos tercios, proporción que sube a tres cuartos en el caso de la de Alajuela, Guanacaste y Puntarenas.

#### 4. Nivel de educación de la mujer

El nivel de vida, que la experiencia ha mostrado como importante factor determinante de la mortalidad, es demasiado complejo para ser medido por un solo indicador. De hecho, las recomendaciones internacionales lo han descompuesto en diferentes componentes (vivienda, condición económica, nutrición, educación, recreación, etc.). Pero aún estos componentes son complejos y no pueden ser medidos de modo exacto. En el estudio de la influencia que cada uno de ellos tiene sobre la mortalidad, el análisis multivariado (regresión múltiple, correlación múltiple, etc.) tiene serias limitaciones derivadas de la complejidad de las interacciones que se quiere medir y del carácter burdo de los indicadores que deben usarse en estudios de población, además de otras restricciones teóricas a la aplicación de tal metodología<sup>18/</sup>.

En la presente investigación se han utilizado como indicador los "años de estudios formales completados por la mujer". Numerosos estudios<sup>19,20/</sup> han mostrado que, aunque esta variable no expresa todo el efecto de la clase social sobre la mortalidad, es un indicador aceptable de la condición socio-económica. Desde otro punto de vista, es evidente que la educación de la madre tiene una relación estrecha con el cuidado del niño, el que a su vez está determinado por las creencias, valores, actitudes y conductas de la madre sobre la salud y la enfermedad del niño. Lo que la educación formal intenta inculcar o modificar son precisamente valores, actitudes y conductas.

18/ Benjamín, B., Social and Economic Factors affecting Mortality, Mouton and Co., The Hague-Paris, 1965.

19/ Kitagawa, Evelyn y Hausser, P., Differential Mortality in the United States: a Study of Socioeconomic Epidemiology, Harvard University Press, 1973.

20/ MacMahon, Brian, Kovar, H.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.

La escala de años de estudios formales completados por la mujer y su interpretación para Costa Rica es la siguiente:

Años de instrucción	
Ninguno	Salvo excepción, debe corresponder a la condición de analfabeto.
1-3 años	Educación primaria interrumpida en su primera mitad. La distribución por años de educación tiene un modo en 3 años, donde está el 53 por ciento de las mujeres del grupo. El promedio de años de estudio del grupo es 2,4 años, lo que lo separa claramente de las sin instrucción.
4-6 años	La educación primaria cubre 6 años. La distribución por años de educación tiene un modo notorio en el sexto año, con 58 por ciento de las mujeres del grupo. El promedio de educación del grupo es 5,4 años, de tal manera que puede considerarse como una educación primaria casi completa.
7-9 años	La educación media comprende 5 años (11 años de educación en total) y el grupo incluye mujeres que han hecho hasta 2/3 de este tramo. La media de años de educación del grupo es 8,1 años.
10-12 años	Incluye mujeres con educación media completa o casi completa y, a veces, un año de educación superior. Promedio del grupo: 10,9 años. El 67 por ciento de las mujeres del grupo tiene 11 años de educación.
13 y + años	Educación superior.

El cuadro 3 muestra la distribución de mujeres de 20-34 años de edad por estos tramos de educación, según el censo de 1973.

Cuadro 3

POBLACION FEMENINA DE 20-34 AÑOS DE EDAD POR NIVEL DE INSTRUCCION, POR AREAS URBANAS Y RURALES Y NIVEL DE INSTRUCCION, COSTA RICA, 1973

Años de estudio	Población femenina de 20-34 años					
	Total		Urbana		Rural	
	Números absolutos	Porcentaje	Números absolutos	Porcentaje	Números absolutos	Porcentaje
TOTAL	198 515	100,0	94 543	100,0	103 972	100,0
Ninguno	14 926	7,5	2 747	2,9	12 179	11,7
1 - 3	43 874	22,1	11 201	11,9	32 673	31,4
4 - 6	84 331	42,5	37 031	39,2	47 300	45,5
7 - 9	21 653	10,9	16 110	17,0	5 543	5,3
10 - 12	19 076	9,6	15 688	16,6	3 388	3,3
13 y más	14 655	7,4	11 766	12,4	2 889	2,8

Fuente: Muestra del censo de población de 1973. Incluye sólo mujeres con declaración de hijos tenidos e hijos sobrevivientes.



### III. MORTALIDAD EN LOS PRIMEROS DOS AÑOS DE VIDA

#### 1. La mortalidad en el menor de dos años en el total del país

La probabilidad de morir antes de cumplir la edad exacta dos años a partir del nacimiento, se estima en 81 por mil nacidos vivos para Costa Rica en 1968-1969, de acuerdo con los datos proporcionados por el censo de 1973.

Antes de continuar el análisis, conviene comparar esta estimación con las estadísticas vitales oficiales. Para ello, por el método que se detalla en el anexo 2, se estimó la probabilidad de morir entre el nacimiento y los dos años de edad a partir de los nacidos vivos registrados (que se suponen sin omisión) y las correspondientes defunciones registradas. Los resultados son los siguientes:

	Estadísticas vitales	Estimación del presente estudio
${}^{2q}_0$ para nacidos en 1968	68,1 por mil	
${}^{2q}_0$ para nacidos en 1969	78,2 por mil	
Promedio	73,1 por mil	81 por mil
Presunta omisión	$\frac{81 - 73}{81} \cdot 100 = 9,9$ por ciento	

Esta diferencia está de acuerdo con las estimaciones de la omisión en el registro de defunciones que se han mencionado anteriormente, lo que hace pensar que las estimaciones utilizadas en la presente investigación son aceptables.

Volviendo al análisis y con el fin de interpretar el nivel de mortalidad encontrado para Costa Rica en el menor de dos años, en el cuadro 4 se le compara con valores similares observados en otros países.

Cuadro 4

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

Países	Probabilidad de morir (por mil)
Bolivia, 1971-72	202
Guatemala, 1968-69	144
El Salvador, 1966-67	145
Costa Rica, 1968-69	81
Argentina, 1966	66
Estados Unidos, 1970*	21
Suecia, 1965*	16

\* Obtenida de tablas de vida. Restantes por el método de Brass.

Fuentes: Bolivia, Guatemala y El Salvador, tabulaciones preliminares del estudio "Mortalidad en el menor de dos años en países latinoamericanos" (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 5, U.S., Department of Health, Education and Welfare.

Suecia: Anuario Demográfico 1966, Naciones Unidas.

Costa Rica se sitúa en esta comparación entre el grupo de países de más baja mortalidad de América Latina. Sin embargo, su nivel excede al de Argentina y con los países más avanzados la diferencia es aún mucho mayor.

2. Mortalidad en el menor de dos años, por provincias

Las probabilidades estimadas de muerte (por mil) en los primeros dos años de vida, por regiones geográficas y provincias, se muestran en el cuadro 5.

Cuadro 5

PROBABILIDAD DE MORIR ENTRE EL NACIMIENTO Y LOS DOS AÑOS DE EDAD POR REGIONES Y PROVINCIAS, COSTA RICA, 1968-69

Provincias	Probabilidad de morir (por mil)	Regiones	Probabilidad de morir (por mil)
San José	60	Capital	61
Heredia	67		
Alajuela	83	Central	84
Cartago	85		
Guanacaste	98	Costera	102
Puntarenas	104		
Limón	106		

Se observa una considerable heterogeneidad de la mortalidad entre las provincias. La región de menor mortalidad está constituida por San José y Heredia, cuyo nivel asciende a 61 por mil, seguida por la región formada por las provincias de Alajuela y Cartago, con una mortalidad intermedia de 84 por mil; estas provincias exceden el nivel de San José-Heredia en un 38 por ciento. Las provincias de más alta mortalidad son Guanacaste, Puntarenas y Limón, cuyas cifras no difieren mucho entre sí; este grupo presenta una mortalidad que excede en un 67 por ciento la de las provincias de más baja mortalidad.

De este primer análisis se desprende que la mortalidad relativamente baja de Costa Rica, a nivel nacional, resulta de la ponderación de poblaciones con muy distinto riesgo de morir. Para ahondar el estudio de estos diferenciales conviene introducir la variable urbano/rural.

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

El cuadro 6 y el gráfico 1 presentan la probabilidad de morir durante los dos primeros años de vida, separadamente para estas dos poblaciones, tanto en el total nacional como por provincias.

Cuadro 6  
PROBABILIDAD DE MORIR (POR MIL) ANTES DE CUMPLIR DOS  
AÑOS DE EDAD A PARTIR DEL NACIMIENTO, EN POBLACION  
URBANA Y RURAL, POR PROVINCIAS, COSTA RICA, 1968-69

Provincias	Probabilidad de morir (por mil)		
	Total	Urbano	Rural
TOTAL DEL PAIS	81	60	92
San José .....	60	49	74
Heredia .....	67	48	76
Alajuela .....	83	60	89
Cartago .....	85	63	94
Guanacaste ...	98	89	100
Puntarenas ...	104	90	106
Limón .....	106	88	114

En el total del país se observa un marcado contraste de la mortalidad en los primeros dos años de vida entre la población urbana (60 por mil) y la rural (92 por mil). El exceso que esta última presenta con respecto a la primera (53 por ciento) es particularmente significativo porque, como ya se ha dicho, Costa Rica es aún un país predominantemente rural. De este modo, el curso futuro de esta mortalidad en el país estará determinado en buena parte por los progresos que se logren en la reducción de la mortalidad rural.

La mayor mortalidad rural se observa en cada una de las provincias, aunque con diferente intensidad. En las provincias de Guanacaste, Puntarenas y Limón la diferencia proporcional es menor, debido a que la correspondiente mortalidad urbana es también alta.

El cruce de las siete provincias con la escala dicotómica urbano/rural permite distinguir 14 áreas, que pueden ordenarse en categorías decrecientes de mortalidad, con el propósito de afinar la identificación de las poblaciones expuestas a diferentes riesgos de morir (cuadro 7).

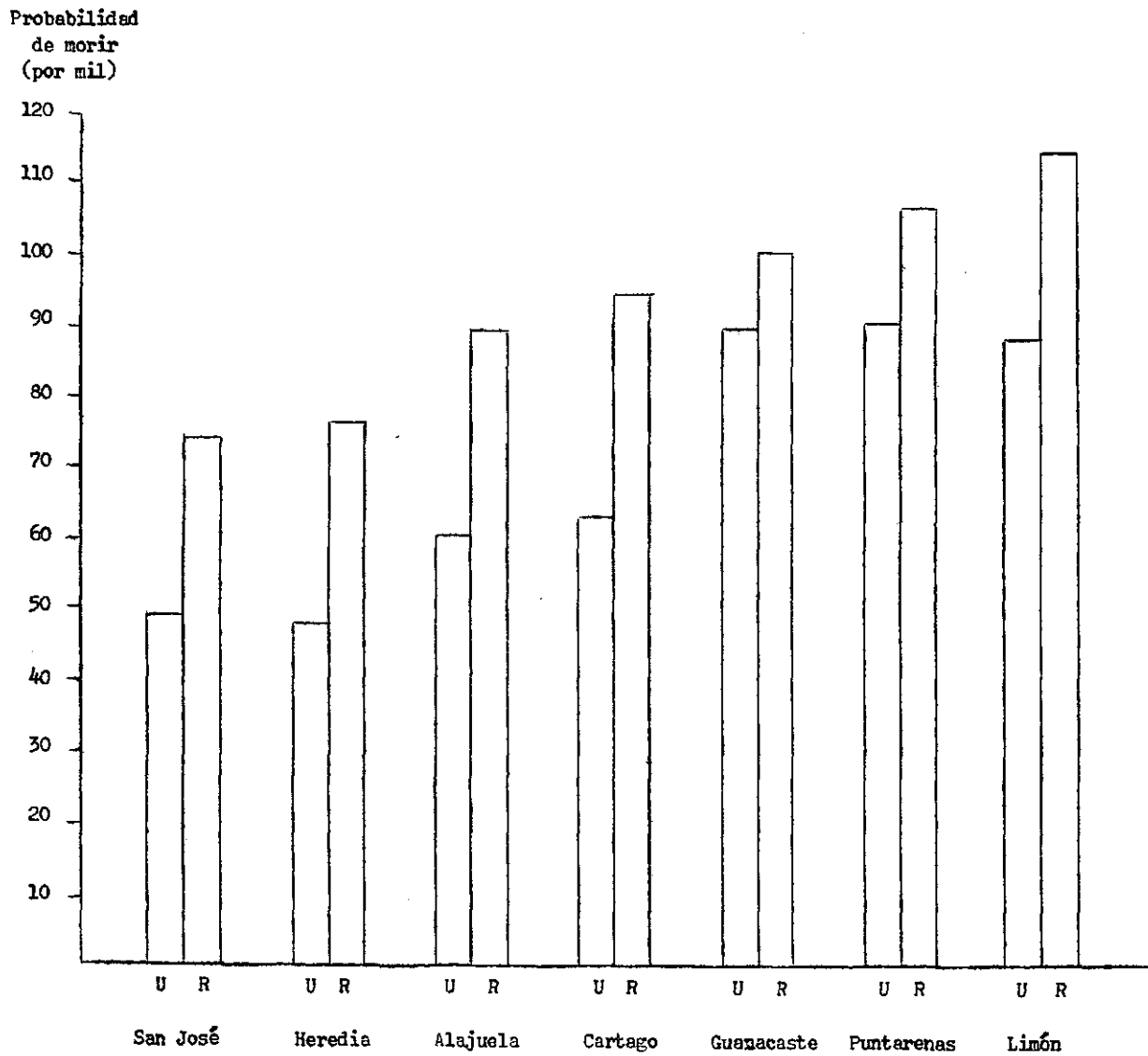
Cuadro 7

COMPARACION DE LA PROBABILIDAD DE MORIR ANTES DE CUMPLIR  
DOS AÑOS A PARTIR DEL NACIMIENTO, POR AGRUPACIONES  
GEOGRAFICAS, COSTA RICA, 1968-69

Agrupaciones geográficas	Probabilidad de morir	Exceso respecto a la mortalidad de San José-Heredia urbano
	Por mil	Por cien
1) Heredia y San José, urbanos .....	49	--
2) Alajuela y Cartago, urbanos .....	61	24
3) San José y Heredia, rurales .....	74	51
4) Guanacaste, Puntarenas y Limón, urbanos .....	89	82
5) Alajuela y Cartago, rurales .....	91	86
6) Guanacaste, Puntarenas y Limón, rurales .....	106	116

La más baja mortalidad en el menor de dos años (49 por mil) se observa en las poblaciones urbanas de San José y Heredia, situadas en el Valle Central y que incluyen los mayores núcleos de población. A pesar de su cercanía física, las poblaciones urbanas de Alajuela y Cartago tienen una mortalidad 24 por ciento mayor que la del grupo anterior.

Gráfico 1  
 PROBABILIDAD DE MORIR ENTRE EL NACIMIENTO Y LOS DOS  
 AÑOS DE EDAD EN LA POBLACION URBANA Y RURAL,  
 POR PROVINCIAS, COSTA RICA, 1968-1969



Fuente: Cuadro 6.

La población rural aparece sólo en el tercer grupo y de nuevo circunscrita a las provincias de San José y Heredia. Con un riesgo de morir de 74 por mil, este grupo rural excede un 51 por ciento el nivel de sus propias poblaciones urbanas.

Las provincias costeras tienen un notorio desfase en la reducción de la mortalidad respecto a las provincias del Valle Central. Sus poblaciones urbanas tienen una mortalidad de 89 por mil, que excede en 82 por ciento al nivel de la región de más baja mortalidad.

Siguen en un orden de creciente mortalidad los sectores rurales de las provincias centrales de Alajuela y Cartago (91 por mil). Por último, la mortalidad del menor de dos años alcanza niveles más altos aún en el sector rural de Guanacaste, Puntarenas y Limón, con un riesgo de 106 por mil, el cual más que duplica los valores estimados para las poblaciones urbanas de San José y Heredia.

La escala dicotómica urbano-rural es ciertamente un modo muy burdo de medir la dispersión geográfica de la población, factor importante porque está asociado a diferentes formas de vida y de accesibilidad física a centros de atención médica, que a su vez condicionan la mortalidad. En el cuadro 8 se muestra la proporción de la población que vive en localidades de menos de 500 habitantes, por provincias, junto con la mortalidad de los primeros dos años estimada para el área rural correspondiente.

Cuadro 8

PROBABILIDAD DE MORIR ANTES DE CUMPLIR DOS AÑOS A PARTIR DEL NACIMIENTO EN EL AREA RURAL, Y PORCENTAJE DE POBLACION RESIDENTE EN COMUNIDADES CON MENOS DE 500 HABITANTES POR PROVINCIAS, COSTA RICA, 1968-69

Provincias	Porcentaje de población total en comunidades de menos de 500 habitantes	Probabilidad de morir en el área rural (por mil)
San José .	25,7	74
Heredia ..	50,0	76
Cartago ..	65,1	94
Limón ....	67,9	114
Alajuela .	72,8	89
Puntarenas	79,0	106
Guanacaste	80,5	100

Fuente: Censos nacionales de 1973: Población, Dirección General de Estadística y Censos, 1974.

Las cifras muestran que, en general, la mortalidad del menor de dos años aumenta con la mayor proporción de la población que vive en comunidades de menor tamaño, seguramente más aisladas, de menor accesibilidad y de más bajo nivel de vida. Este es un hecho de trascendencia epidemiológica para los programas de salud, como se verá más adelante.

Las diferencias de mortalidad por áreas urbanas y rurales en Costa Rica han sido estudiadas con mayor detalle por Chackiel, quien agrupó los 79 cantones en tres categorías según la proporción de población rural. En cada grupo calculó una tabla de mortalidad. (Cuadro 9).

Cuadro 9  
ESPERANZA DE VIDA AL NACIMIENTO, PROBABILIDAD DE MORIR EN  
EL PRIMER AÑO DE VIDA Y PORCENTAJE DE POBLACION RURAL,  
COSTA RICA, 1963 Y 1973

Porcentaje de población rural	Esperanza de vida al nacer			Probabilidad de muerte en el primer año		
	1963	1973	Aumento medio anual	1963	1973	Reducción 1963-1973
Más de 70	61,2	67,9	0,7	103,0	57,5	44,2
35-70	62,3	69,3	0,7	96,0	45,5	52,6
Menos de 35	66,5	70,8	0,4	36,2	30,9	14,6

Por cien

Fuente: Chackiel, Juan, Costa Rica: la fecundidad y la mortalidad en el área rural, período 1963-1973, CELADE, San José, Serie A, Nº 1023.

Ambos indicadores señalan que la mortalidad aumenta con el grado de ruralidad de los cantones. La comparación entre 1963 y 1973 muestra un hecho positivo: la baja de la mortalidad es más intensa en los cantones predominantemente rurales, lo que tiende a reducir las diferencias entre los grupos. La diferencia de la esperanza de vida al nacer entre los grupos extremos se reduce de 5,3 años en 1963 a 2,9 años en 1973. En la mortalidad infantil, esta diferencia desciende en el mismo período de 66,8 por mil a 26,6 por mil.



#### 4. 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 la enfermedad (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, en constante cambio e interacción. 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 dependerá de los factores biológicos en cierto modo propios a él (factores genéticos, edad, peso al nacer, etc.) y, por otra parte, de agentes mórbidos tales como infecciones, déficit de aportes de nutrientes, exposición al frío, etc. Ambos grupos de condiciones están influidas 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 reciba. De nuevo, estas condiciones están ligadas a numerosas variables socio-económicas: 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 el niño vive, en términos del nivel y, sobre todo, 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 además interactúan de un modo complicado. Ella es aún mayor si se trabaja con datos censales, que restringen el análisis por sus imperfecciones y por los contados indicadores que pueden proporcionar. Con todo, como se verá en el análisis que sigue, el nivel de educación de la mujer agrega importante información para alcanzar dos objetivos: a) "explicar" en cierto modo los contrastes geográficos de la mortalidad en el menor de dos años y b) identificar las poblaciones con distintos grados de riesgo de morir.

El cuadro 10 presenta en primer término la mortalidad en estudio por tramos de nivel de instrucción, para el total del país y para la población urbana y rural.

Cuadro 10

PROBABILIDAD DE MORIR ENTRE EL NACIMIENTO Y LOS DOS AÑOS DE EDAD, SEGUN EL NIVEL DE EDUCACION DE LA MUJER, EN LA POBLACION URBANA Y RURAL, COSTA RICA, 1968-1969

Años de estudio de la mujer	Probabilidad de morir (por mil)		
	Total	Urbano	Rural
Ninguno	125	92	127
1-3	93	83	96
4-6	70	58	79
7-9	51	54	40 2.
10 y más	33	32	37

Esta variable revela diferenciales de la mortalidad aún mayores que los ya descritos. Los hijos de mujeres sin educación formal presentan una mortalidad alta: 125 por mil. Esto es, uno de cada 8 nacidos vivos en este grupo ha fallecido antes de alcanzar el segundo cumpleaños. Desde este nivel la mortalidad del niño desciende en forma casi lineal a medida que los años de educación de la mujer aumentan y alcanza su mínimo en el grupo con 10 y más años (que corresponde al final de la educación media), mínimo que es 33 por mil.

Si se usa como base de comparación este último grupo, que podría expresar el nivel de mortalidad alcanzable hasta el momento en el país y observado en los estratos de población que han sido más favorecidos en su nivel de vida, se observan marcados contrastes (cuadro 11).

Los contrastes entre clases sociales, en especial en la mortalidad infantil, han sido repetidamente observados en muchos países y persisten aún en aquéllos de mayor desarrollo. Lo que aquí interesa recalcar es que ellos son mucho mayores en el caso de Costa Rica.

Cuadro 11

CONTRASTES DE LA PROBABILIDAD DE MORIR ANTES DE CUMPLIR DOS AÑOS DE EDAD A PARTIR DEL NACIMIENTO, POR NIVELES DE EDUCACION DE LA MUJER, COSTA RICA, 1968-69

Años de estudio de la mujer	Probabilidad de morir (por mil)	Mortalidad del grupo mortalidad grupo 10 y más
Ninguno	125	3,8
1-3	93	2,8
4-6	70	2,1
7-9	51	1,5
10 y más	33	1,0

5. Mortalidad en el menor de dos años según el nivel de educación en la población rural y urbana

Se ha visto ya que entre la población urbana y la población rural existe una mortalidad diferencial, que es de 60 por mil en la primera y de 92 por mil en la segunda. Como se observa en el cuadro 3 (página 10), ambas poblaciones tienen niveles de educación muy distintos, siendo substancialmente más bajos en el sector rural.

La mortalidad en el menor de dos años por ambas variables -nivel de educación y residencia urbana o rural- se examina en el cuadro 10 y en el gráfico 2. Es evidente que el diferencial de mortalidad descrito entre la población urbana y la rural está determinado en su parte por los diferentes niveles de educación de ambas. La probabilidad de morir, ajustada a la distribución por nivel de educación de la población total de mujeres de 20-34 años, es 55 por mil en el sector urbano y 75 por mil en el rural.

Resta, sin embargo, una diferencia entre la población urbana y la rural a igualdad de nivel de educación. Con excepción del grupo 7-9 años de educación, en todos los restantes la mortalidad rural es superior a la urbana, mostrando la acción de factores que el indicador educación no expresa. Los diferenciales urbano-rurales son mayores, en cifras absolutas, en el grupo que declara no haber tenido educación formal. De este modo, los hijos de mujeres sin educación, que tienen en el sector ya una mortalidad relativamente alta (92 por mil), alcanzan en el campo el mayor riesgo de morir, que es 127 por mil.

#### 6. Mortalidad en el menor de dos años según el nivel de educación y la residencia geográfica de la mujer

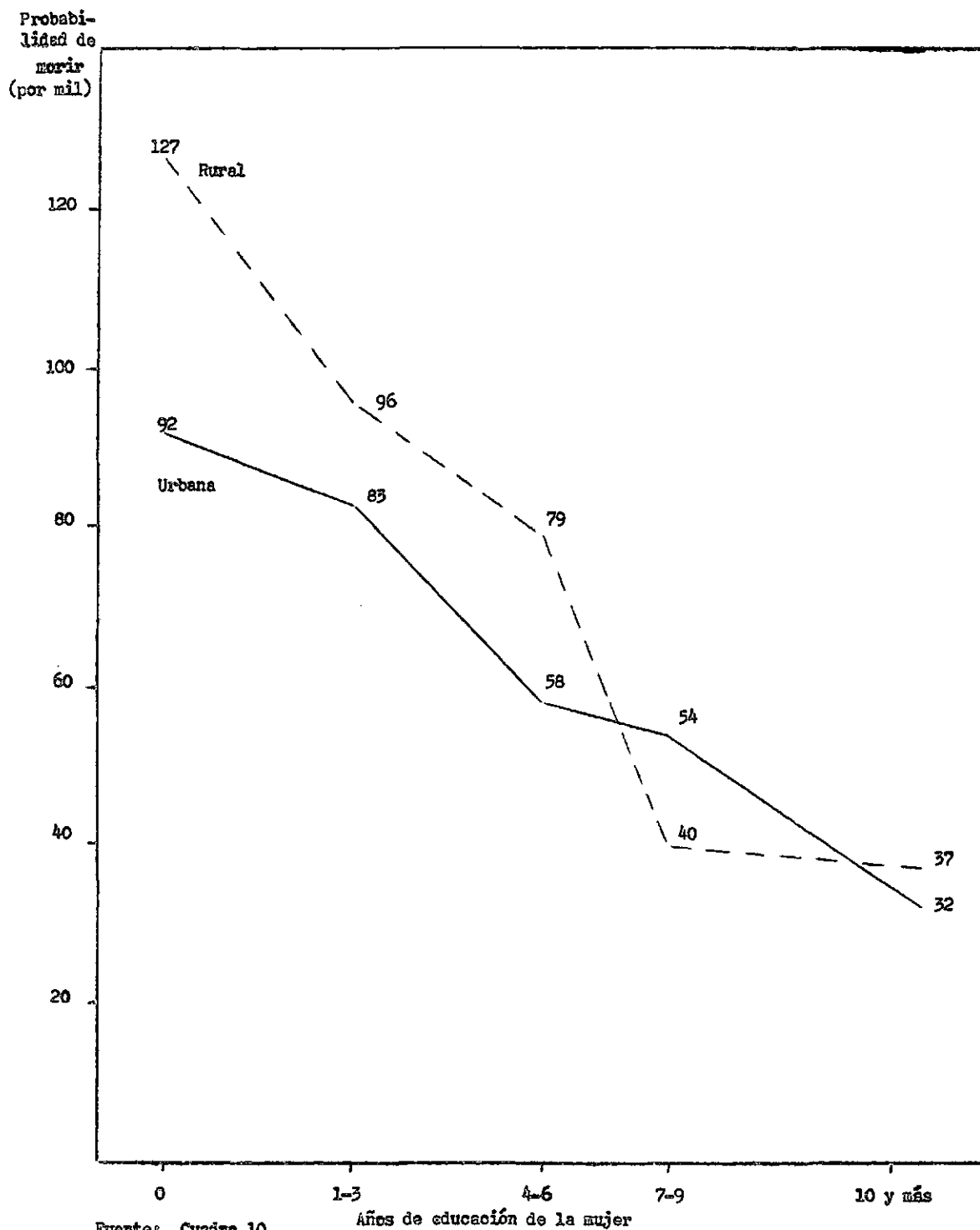
La clasificación simultánea de la población por las dos variables geográficas y grupos de educación de la mujer permiten estudiar la mortalidad del niño menor de dos años en 24 subpoblaciones en el país. Estos resultados se presentan en el cuadro 12.

Las estimaciones basadas en una muestra del censo están expuestas a los consiguientes errores de muestreo. Con todo, en cada grupo geográfico la mortalidad del niño, en general, desciende a medida que el nivel de educación aumenta. Para un mismo grupo de educación, en la mayoría de los subgrupos se mantiene un exceso de mortalidad rural respecto a la urbana.

Con estos datos es posible agrupar las diversas subpoblaciones en estratos de creciente mortalidad del niño menor de dos años (cuadro 13).

Gráfico 2

PROBABILIDAD DE MORIR ANTES DE CUMPLIR DOS AÑOS DE EDAD A PARTIR DEL NACIMIENTO, SEGUN EL NIVEL DE EDUCACION DE LA MUJER, EN LA POBLACION URBANA Y RURAL, COSTA RICA, 1968-1969



Cuadro 12

PROBABILIDAD DE MORIR ENTRE EL NACIMIENTO Y LOS DOS AÑOS DE EDAD SEGUN REGIONES GEOGRAFICAS, POBLACION URBANA Y RURAL, Y NIVEL DE INSTRUCCION DE LA MUJER, COSTA RICA, 1968-69

Región <sup>a/</sup>	Area	Años de educación de la mujer			
		Probabilidad de morir (por mil)			
		Ninguno	1-3	4-6	7 y más
Capital	Urbana	73 <sup>b/</sup>	72	52	37
	Rural	106	87	59	31
Central	Urbana	92 <sup>b/</sup>	82 <sup>b/</sup>	51	44
	Rural	144	85	80	45
Costera	Urbana	133 <sup>b/</sup>	80	79	62
	Rural	121	105	99	49

<sup>a/</sup> Capital: San José y Heredia.

Central: Alajuela y Cartago.

Costera: Puntarenas, Guanacaste y Limón.

<sup>b/</sup> Por insuficiente número en el total de hijos tenidos por las mujeres del grupo, esta probabilidad se estima a base de la probabilidad del respectivo grupo de educación en el total del país y el valor para el total urbano de la región.

El *estrato de mortalidad baja* (36 por mil) está formado exclusivamente por los hijos de las mujeres con 7 y más años de educación y que residen en la región capital (San José y Heredia), aparentemente tanto en sus áreas urbanas como rurales.

El *estrato de mortalidad medianamente baja* (53 por mil) incluye a los hijos de mujeres de educación igualmente alta y que viven en la región central (Alajuela y Cartago), o bien en el área rural de la región costera

(Guanacaste, Puntarenas y Limón). Están en similar nivel de mortalidad los hijos de las mujeres de educación primaria casi completa (4-6 años) que residen en la región de la capital y en la zona urbana de la región central.

El *estrato de mortalidad mediana* (75 por mil) comprende sólo población urbana; abarca los hijos de mujeres con 7 años y más de educación que pertenecen a la región costera, que muestran de este modo una mayor mortalidad que los hijos de mujeres de alta educación y que han sido incluidos en las categorías anteriores. Este estrato registra además los hijos de mujeres con menos de 4 años de educación que viven en el área urbana de la región capital y los de mujeres con 4-6 años de instrucción de la región costera. De acuerdo a estos datos, éste sería el menor nivel de mortalidad observado en hijos de mujeres sin educación.

El *estrato de mortalidad medianamente alta* (89 por mil) incluye los hijos de mujeres con 4-6 años de educación y de residencia rural de las regiones central y costera. También se incluye aquí a los hijos de mujeres con sólo 1-3 años de instrucción que viven en el área rural de la región capital, en la región central y en el área urbana de la región costera; y por último, los de las mujeres sin educación del área urbana de la región central.

El *estrato de mortalidad alta* (116 por mil), que triplica el nivel del estrato de mortalidad baja, comprende principalmente hijos de mujeres sin instrucción de las áreas rurales de las tres regiones, además de los de educación primaria incompleta del área rural costera.

Como se ha advertido repetidamente, por sus múltiples factores de error las cifras deben interpretarse sólo como una gruesa aproximación a la situación real. Con todo, ilustran de nuevo una clara asociación de la mayor mortalidad del niño menor de dos años con el bajo nivel socio-económico (medido por la educación de la mujer) y la residencia en áreas rurales, preferentemente en las provincias costeras.

Un modo de apreciar la trascendencia de las diferencias que se han descrito entre estratos, es compararlas con la evolución histórica de la probabilidad de morir en los primeros dos años de vida en un país avanzado, lo que se hace en el cuadro 14.

De acuerdo con esta comparación, los niños que nacen en Costa Rica en las condiciones más favorables y que corresponden al estrato definido como de mortalidad menor, tienen un riesgo similar al observado en los Estados Unidos aproximadamente en 1950. En cambio, los niños nacidos en las subpoblaciones costarricenses con riesgos más altos, estaban expuestos hace pocos años a los riesgos que prevalecieron en los Estados Unidos durante la Primera Guerra Mundial y expresan, de este modo, un considerable atraso en la reducción de la mortalidad temprana.

Cuadro 13

ESTRATOS DE MORTALIDAD SEGUN LA PROBABILIDAD DE MORIR ENTRE EL NACIMIENTO Y LOS DOS AÑOS DE EDAD Y ESTIMACION DE LOS NACIDOS VIVOS Y DEFUNCIONES DE MENORES DE DOS AÑOS, POR ESTRATOS, COSTA RICA, 1968-1969

Estratos de mortalidad	Probabilidad de morir (por mil)	Mujeres incluidas en el grupo		Distribución porcentual estimada de:		
		Residencia		Mujeres de 15-49 años (censal)	Nacidos vivos	Defunciones de menores de dos años
		Area	Años de instrucción*			
TOTAL	82			100	100	100
Baja	36	Urbana Capital	7 y más	17	8	4
		Rural	7 y más			
Medianamente baja	53	Urbana Capital	4 - 6	32	25	17
		Rural	4 - 6			
		Urbana Central	7 y más			
		Rural	7 y más			
		Urbana	4 - 6			
Rural Costera	7 y más					
Mediana	75	Urbana Capital	1 - 3	10	9	8
		Urbana	Ninguno			
		Urbana Costera	7 y más			
		Urbana	4 - 6			
Medianamente alta	89	Rural Capital	1 - 3	28	36	39
		Urbana Central	1 - 3			
		Rural	4 - 6			
		Rural	1 - 3			
		Urbana	Ninguno			
		Urbana Costera	1 - 3			
		Rural	4 - 6			
Alta	116	Rural Capital	Ninguno	13	22	32
		Rural Central	Ninguno			
		Urbana Costera	Ninguno			
		Rural	1 - 3			
		Rural	Ninguno			

\*/ Capital: San José y Heredia.

Central: Alajuela y Cartago.

Costera: Guanacaste, Puntarenas y Limón.



Cuadro 14

PROBABILIDAD DE MORIR ENTRE EL NACIMIENTO Y LOS DOS AÑOS DE EDAD, POR ESTRATOS DE MORTALIDAD, EN COSTA RICA, 1968-69, Y EN LOS ESTADOS UNIDOS, 1910 A 1950

Estratos de mortalidad	Probabilidad de morir (por mil)		
	Costa Rica	Estados Unidos	
		Año	290
Baja .....	37	1950	32
Medianamente baja .....	53	1940	52
Mediana ....	75	1930	69
Medianamente alta .....	89	1920	90
Alta .....	116	1910	139

Fuente: Naciones Unidas, Anuario Demográfico, 1957.

Por cierto, es ésta una comparación que no permite predecir el tiempo que tomará reducir los diferenciales de mortalidad que se han descrito. La experiencia histórica está demostrando que los países subdesarrollados están logrando reducciones más aceleradas de la mortalidad temprana que las que se observaron en el pasado desde similares niveles de mortalidad en los países hoy desarrollados.

#### 7. La población expuesta a los diferentes niveles de mortalidad

La significación de los contrastes de la mortalidad del niño menor de dos años por estratos resulta más evidente si se introduce el concepto epidemiológico de expuestos a estos riesgos. Para estos fines, en el cuadro 13

se ha estimado, para cada estrato, por los procedimientos que se detallan en el anexo 3, la distribución porcentual de nacidos vivos y de las correspondientes muertes en los primeros dos años de vida. Las cifras son sólo aproximativas, por los varios supuestos introducidos en su cálculo. Por otra parte, las estimaciones se han hecho con probabilidades referidas a 1968-69; visto el descenso de la mortalidad temprana en el país, la situación actual debe haber sufrido algunos cambios, imposibles de determinar.

El cuadro 13 muestra que el nivel de baja mortalidad del primer estrato, con todo lo estimulante que es como evidencia de la reducción de la mortalidad alcanzada por un subgrupo de la población en Costa Rica, carece de trascendencia a nivel nacional. En este estrato, que comprende las mujeres de mayor educación residentes en la privilegiada región de San José y Heredia, está el 17 por ciento de las mujeres de edad fértil del país que, por su baja fecundidad, aporta anualmente sólo 8 por ciento de los nacidos vivos, entre los cuales ocurre menos del 4 por ciento de las defunciones de menores de dos años del país.

El nudo epidemiológico del problema se encuentra en los estratos de mayor mortalidad. En aquel en que el riesgo supera 100 por mil se estima que acontece un quinto de los nacimientos vivos anuales del país, en el cual ocurriría casi un tercio de las muertes totales de menores de dos años. Si a este estrato se suma el de mortalidad medianamente alta, se concluye que anualmente el 58 por ciento de los nacimientos vivos se producirían en comunidades que los exponen a un riesgo de morir antes de cumplir dos años de edad, superior a 80 por mil; además, entre ellos se estima que ocurre el 71 por ciento del total de muertes de esta edad en el país.

## 8. Evolución histórica de la mortalidad temprana en Costa Rica

Es conveniente insertar el cuadro de la mortalidad diferencial que se ha obtenido para subgrupos de la población en el marco del curso histórico de la mortalidad en los primeros años de vida en Costa Rica. La mortalidad general del país está en descenso desde hace varios decenios. La tasa bruta de mortalidad se mantuvo estable alrededor de 25 por mil en el período 1890 a 1919<sup>21/</sup>, para iniciar aproximadamente desde 1920 una baja mantenida, que la reduce a 11,6 por mil en 1950-54 y a 5,5 por mil en 1970-74.

<sup>21/</sup> Fernández, Mario A., Schmidt, A., y Basauri, V., La población de Costa Rica, Editorial Universidad de Costa Rica, 1976.

En la mortalidad temprana, sólo es posible estudiar por provincias las tendencias de las tasas de mortalidad en el menor de cinco años (cuadro 15 y gráfico 3). Las cifras deben tomarse con reserva por la omisión importante y variable en el registro de defunciones.

Cuadro 15

TASAS TRIENALES DE MORTALIDAD DE MENORES DE  
5 AÑOS, POR PROVINCIAS, COSTA RICA, 1953-1974

Provincias	1953-55	1959-61	1964-66	1972-74
Heredia ..	28,9	20,8	16,8	8,7
San José .	29,6	19,1	17,9	9,2
Alajuela..	31,8	22,1	21,8	10,8
Cartago ..	38,4	28,8	28,3	11,7
Guanacaste	30,7	24,0	28,9	15,3
Puntarenas	51,2	32,6	30,3	17,4
Limón ....	48,6	36,2	30,7	21,8

Fuente: Dirección General de Estadística y Censos, (Costa Rica), Estadísticas Vitales y Censos Nacionales de 1950, 1963 y 1973. Las poblaciones se derivaron de los censos de 1950, 1963 y 1973.

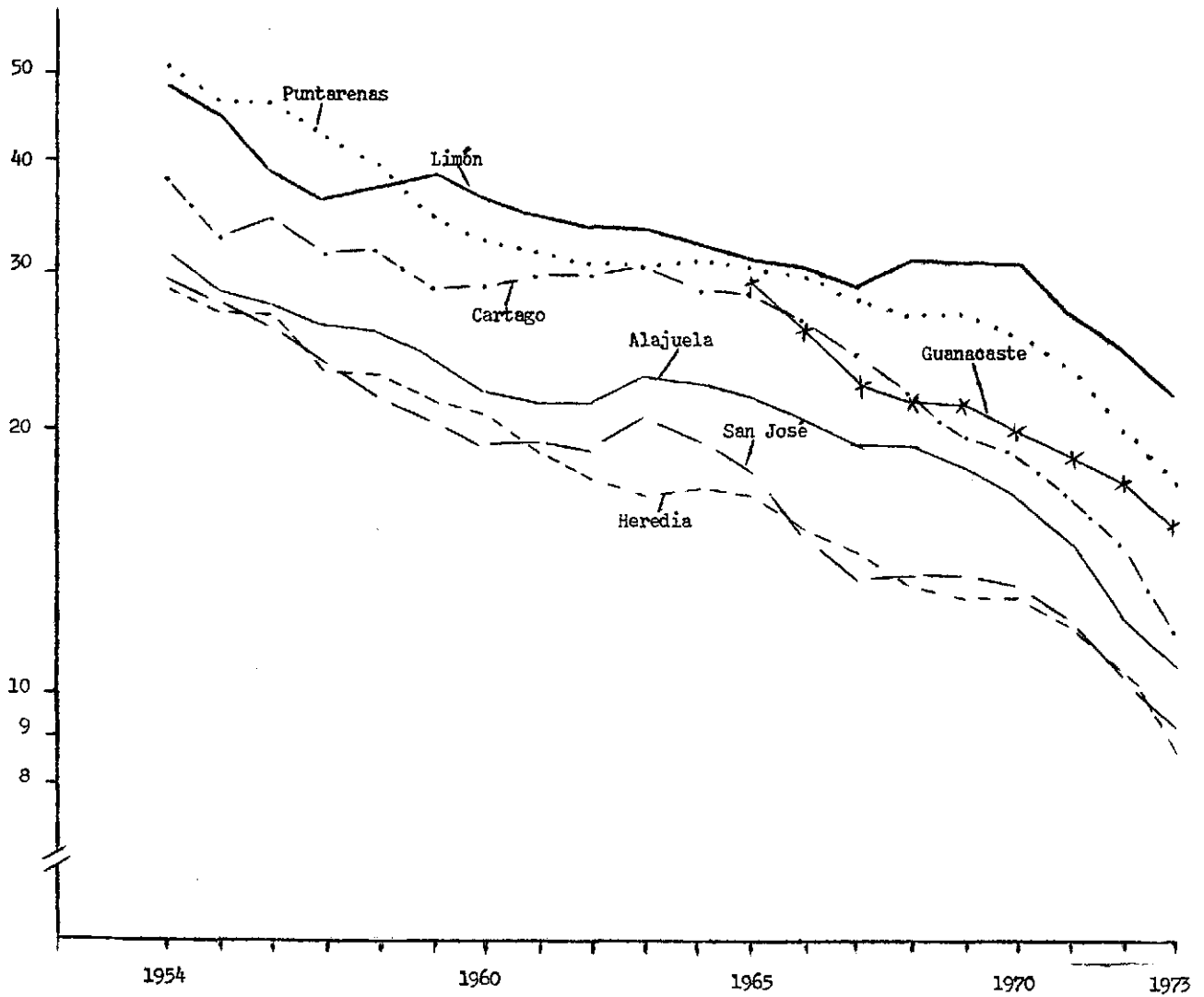
Ya en 1953-55 las provincias se ordenan en niveles similares a los descritos en el presente estudio, aunque con tasas más elevadas en todas ellas. San José y Heredia tienen los valores menores, alrededor de 30 por mil. Puntarenas y Limón son áreas de mayor mortalidad, con un promedio de 50 por mil. Se sitúan en niveles intermedios Alajuela (31,8 por mil) y Cartago (38,4 por mil). Guanacaste debe ser excluido del análisis en los primeros años por una evidente y alta omisión.

En los años siguientes, casi todas las provincias experimentan un descenso de la mortalidad que se modera o interrumpe aproximadamente entre los años 1960-62 y 1964-66. Después de esta última fecha, se observa en todas ellas una baja mantenida de la mortalidad, con reducciones que, en general, son de aproximadamente 50 por ciento.

San José y Heredia tienen una tendencia bastante similar, con una mortalidad ya relativamente baja hace 20 años y que en el período se reduce en 70 por ciento. En el nivel de mortalidad intermedia, Cartago muestra

Gráfico 3  
 TASAS DE MORTALIDAD BAJO CINCO AÑOS DE EDAD  
 (PROMEDIOS MOVILES TRIENALES), POR PROVINCIAS,  
 COSTA RICA, 1952-1974

Tasas de mortalidad  
 (por mil)



Fuente: Cuadro 15.

significativos excesos respecto a Alajuela hasta finales de la década de 1960; la reducción proporcionalmente mayor en Cartago en años recientes ha estrechado las diferencias entre las dos provincias. Puntarenas y Limón se mantienen, ahora como en el pasado, como provincias de mayor mortalidad. En Limón el período de estacionamiento se prolonga hasta cerca de 1970, en tanto que en Puntarenas el descenso es sostenido desde 1965-67. El descenso proporcional en el total del período es algo menor para estas provincias de mayor mortalidad: Puntarenas 66 por ciento y Limón 55 por ciento.

En suma, los diferenciales entre provincias descritos para 1968-69 en la mortalidad del menor de dos años, si se interpretan con la información histórica de la mortalidad en el primer quinquenio de la vida, han estado determinados fundamentalmente por los diferentes niveles de mortalidad existentes ya hace 20 años atrás. En menor medida se explicarían por un descenso un tanto menor -y en un caso más tardío- en las provincias de mayor mortalidad.

\* \*  
\* \*



#### IV. ALGUNOS COMENTARIOS SOBRE LOS RESULTADOS DE LA INVESTIGACION

Esta investigación ha logrado, a partir de dos simples preguntas del último censo nacional de población (número de hijos tenidos por las mujeres y número que sobrevive), trazar un panorama epidemiológico de la mortalidad en el menor de dos años en Costa Rica. Utilizando variables geográficas y el nivel de instrucción de las mujeres ha sido posible describir importantes diferenciales de esta mortalidad. Se han identificado subpoblaciones que tienen una alta mortalidad, constituidas principalmente por los hijos de mujeres de baja educación, de residencia preferentemente rural, que viven fuera del sector urbano de las provincias de San José y de Heredia. En los estratos de mayor mortalidad ocurren anualmente más de la mitad de los nacimientos vivos del país y el grueso de las muertes de menores de dos años.

El factor más estrechamente asociado con la mortalidad temprana del niño es la educación de la madre, que se ha interpretado como un indicador de la condición socioeconómico-cultural del hogar en que el niño nace. Por otra parte, los contrastes de la mortalidad por divisiones geográficas están de acuerdo con los indicadores disponibles del nivel de vida y que se resumen en los cuadros 16 y 17. Las condiciones de la vivienda son definitivamente más desfavorables en el sector rural y en las provincias de Guanacaste, Puntarenas y Limón.

Consideremos en primer término el conjunto de componentes del nivel de vida (ingreso económico, vivienda, educación, etc.) que no son específicos de la atención médica. Los resultados de la investigación son concordantes con la hipótesis de que ellos tienen, en conjunto, fuerte influencia en la sobrevivencia del niño. Es evidente que el curso futuro de la mortalidad en edades tempranas estará determinado, en un grado que no es posible precisar, por el éxito que se tenga en Costa Rica en alcanzar una distribución más homogénea del bienestar social y económico en toda la población, elevando el nivel de vida de los grupos más desposeídos y cerrando la brecha de desarrollo entre las comunidades urbanas importantes y el resto del país. 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 de salud puedan compensar en un grado importante las diferencias de nivel de vida en las distintas subpoblaciones, cuando ellas son substanciales.

BIBLIOTECA NACIONAL  
COSTA RICA  
SAN JOSÉ

Cuadro 16

## INDICADORES DE VIVIENDA EN LA POBLACION URBANA Y RURAL, COSTA RICA, 1973

Condición de las viviendas	Porcentajes	
	Población urbana	Población rural
Viviendas en malas condiciones ....	4,4	9,1
Población que no tiene fácil acceso a conexiones de cañería de agua potable o agua de pozos .....	0	44
Población que no dispone de alcantarillado o sistemas sanitarios individuales (letrinas, etc.) .....	41	56

Fuentes: Ministerio de Salud, Plan Nacional de Salud, 1964-1980, Programas de saneamiento del medio, 1974.  
Ministerio de Economía, Industria y Comercio, Dirección General de Estadística y Censos, Censo Nacional de 1973: Vivienda, Costa Rica.

Cuadro 17

## INDICADORES DE LA CONDICION DE LA VIVIENDA, POR PROVINCIAS, COSTA RICA, 1973

Provincias	Porcentaje de viviendas			
	Ranchos y viviendas marginales	Sin servicio sanitario	Sin abastecimiento de agua	Sin luz eléctrica
TOTAL DEL PAIS	4,7	11,1	22,3	33,7
San José .....	2,4	6,4	12,7	18,3
Heredia .....	1,7	3,6	11,6	16,8
Alajuela .....	3,0	8,9	22,7	35,6
Cartago .....	1,2	6,3	20,9	25,8
Guanacaste ...	10,4	25,8	42,3	68,9
Puntarenas ...	13,8	26,1	38,2	56,9
Limón .....	7,1	13,8	33,9	59,1

Fuente: Ministerio de Economía, Industria y Comercio, Dirección General de Estadística y Censos, Censos Nacionales de 1973: Vivienda, Costa Rica.



El capítulo sobre "Población y Desarrollo", escrito por Basauri en "La población de Costa Rica" <sup>22/</sup>, y el material recopilado por Opazo, Carcanholo y Campanario en "Caracterización socioeconómica-demográfica de Costa Rica" <sup>23/</sup>, aportan interesante información sobre los factores determinantes y las perspectivas de cambio de esta situación.

Dentro de este contexto, el sector salud tiene la responsabilidad específica de mejorar la extensión y eficiencia del sistema de atención de salud. 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 mayor ingreso. Por tal motivo, las poblaciones expuestas a mayores riesgos, constituidas por los estratos socio-económicos más bajos y por la población rural dispersa, reciben paradójicamente la atención médica más precaria.

En el cuadro 18 se presentan algunos indicadores derivados de las estadísticas vitales que, aunque burdos, informan sobre el alcance de la atención médica de la población por provincias. En San José y Heredia, provincias de menor mortalidad, sólo un tercio de las muertes totales y un cuarto de las defunciones ocurridas en el primer año de vida no registran asistencia médica; los nacimientos que ocurren en el hogar alcanzan a 7,5 por ciento. En cambio, en las provincias de Guanacaste, Puntarenas y Limón, que muestran la mayor mortalidad en el presente estudio, las defunciones sin asistencia alcanzan casi a la mitad del total y los nacimientos que ocurren en el hogar oscilan entre 30 y 47 por ciento.

El Ministerio de Salud proporciona otra información que es pertinente y se reproduce en el cuadro 19. Los datos se refieren a regiones programáticas de salud. En la región central, que registra tasas de mortalidad de menores de cinco años más bajas, la proporción de recursos de salud (camas hospitalarias, médicos y auxiliares de enfermería) es ciertamente mayor que en las restantes. En esta región central, donde reside 35 por ciento de la población del país, se concentran 67 por ciento de las camas hospitalarias, 65 por ciento de los médicos, 72 por ciento de las enfermeras y 70 por ciento de las auxiliares de enfermería. Paralelamente, se registra en esta región 54 por ciento de los egresos hospitalarios, 46 por ciento de las consultas externas prestadas en hospitales y 41 por ciento de las consultas por "desarrollo y crecimiento" dadas a menores de cinco años en los centros de salud. (Todos estos porcentajes se refieren a los respectivos totales nacionales).

Aunque estos indicadores son promedios y están sujetos a diversas restricciones en su interpretación, ilustran bien la falta de relación entre los riesgos de salud de los diferentes grupos geográficos de población y las atenciones de salud que en ellos se registran como prestadas por el sector

<sup>22/</sup> Fernández, M., Schmidt, A. y Basauri, V., op.cit.

<sup>23/</sup> Opazo, A., Carcanholo, R. y Campanario, P., Caracterización socioeconómica-demográfica de Costa Rica: proyecto estrategias, (inédito), CELADE, San José, Costa Rica, 1975.

Cuadro 18

## ALGUNOS INDICADORES DEL ALCANCE DE LA ATENCION MEDICA, POR PROVINCIAS, COSTA RICA, 1974

Provincias	Porcentaje de defunciones generales sin asistencia médica	Porcentaje de defunciones infantiles sin asistencia médica	Porcentaje de nacimientos ocurridos en el hogar
TOTAL DEL PAIS .....	40,1	40,3	20,6
San José .....	32,3	24,3	7,5
Heredia .....	31,5	28,4	7,6
Alajuela .....	38,1	43,2	20,7
Cartago .....	33,8	29,0	17,8
Guanacaste .....	66,2	68,9	46,6
Puntarenas .....	52,4	48,3	38,2
Limón .....	46,0	42,8	29,7

Fuente: Ministerio de Economía, Industria y Comercio, Dirección General de Estadística y Censos, Estadística Vital 1974, Costa Rica.

público. Obsérvese que sólo es posible estudiar las diferencias provinciales o regionales. Si se dispusiera de datos sobre extensión y concentración de la atención por grupos socio-económicos, es probable que se observara una distribución similar, de acuerdo con estudios hechos en otros países que disponen de parecidos sistemas de atención y de seguridad social.

Con todo, Costa Rica presenta aspectos muy positivos en el sector salud. Por una parte, la Caja Costarricense de Seguro Social tiene una cobertura amplia y creciente de la población y un programa de extensión de sus servicios junto con un plan de integración con el Ministerio de Salud.

Por otra parte, consciente de los déficit de atención en el sector rural, el Ministerio de Salud elaboró en 1971 un Programa de Salud de Comunidades Rurales <sup>24,25/</sup>. Este tiene por propósito extender y mejorar la atención de la población que reside en localidades de menos de 2 000 habitantes (61,7 por ciento de la población del país); en especial, se orienta a la población rural dispersa, que vive en localidades de menos de 500 habitantes y forma el 35 por ciento de la población total. El programa se desarrolla por medio de puestos de salud que sirven a una población de aproximadamente 3 000 habitantes cada uno y que cuentan con personal auxiliar especialmente adiestrado, que recibe apoyo profesional periódico de centros más importantes. Presta una atención de salud primaria, integrada, que incluye actividades de educación en salud y saneamiento.

<sup>24/</sup> Ministerio de Salud, Programa de salud para comunidades rurales, Costa Rica, 1974.

<sup>25/</sup> Ministerio de Salud, Plan Nacional de Salud 1974-1980, Costa Rica.

Cuadro 19  
INDICADORES DE MORTALIDAD, RECURSOS Y ATENCIONES DE SALUD  
POR REGIONES PROGRAMÁTICAS, COSTA RICA, 1973

Indicadores	Regiones programáticas					
	Total del país	Central	Norte	Pacífico Seco	Atlántica	Pacífico Sur
<b>Mortalidad</b>						
Infantil (tasas por mil nacidos) .....	37,6	29,1	31,3	48,2	45,7	46,8
1-4 años (tasas por mil habitantes) ...	2,0	1,0	1,5	3,3	2,8	2,4
<b>Recursos de salud</b>						
Camas de hospital (por mil habitantes) ...	3,8	7,3	1,6	1,8	1,2	2,6
Médicos (por diez mil habitantes) .....	6,2	11,6	4,0	3,0	3,6	1,8
Auxiliares de enfermería (por diez mil habitantes) .....	12,5	24,8	4,4	4,9	7,5	3,9
<b>Atenciones de salud</b>						
Egresos hospitalarios (por mil habitantes) .....	110,1	168,4	77,3	59,1	92,8	85,9
Consultas externas hospitalarias (per cápita) .....	2,1	2,8	1,9	1,4	2,4	0,9

Fuentes: Ministerio de Salud, Departamento de Estadística, Unidad de Planificación, Informaciones estadísticas, Anuario 1974, Sistema Hospitalario Nacional, Unidades Sanitarias y otros programas de salud.

Si se cumplen los objetivos que se han establecido, éstas y otras líneas de trabajo pueden tener una influencia señalada en la reducción de la mortalidad temprana, que sabemos es aún muy alta precisamente en este tipo de poblaciones.

Los resultados de la presente investigación no sólo aportan nuevos datos para apoyar esta política y para orientar su mejor desarrollo, sino que permitirán evaluar en un futuro los progresos que se logren. En este sentido, los datos del próximo censo de población debieran ser aprovechados utilizando los métodos de estimación retrospectiva de la mortalidad que se han descrito, por la riqueza de datos complementarios al sistema de estadísticas vitales que han mostrado ser capaces de aportar. El sector salud, por ser el más directo beneficiario de tal información, debiera jugar un papel importante para obtener que los datos respectivos sean registrados en la mejor forma y sean tabulados con prontitud.

Por otra parte, la experiencia del presente estudio permitirá que los investigadores nacionales dispongan de un bagaje metodológico y de programas de análisis. Más todavía, es posible pensar en extenderlo sin problema a las divisiones cantonales utilizando la totalidad del censo, con lo que se obtendría una información local aún más útil.

\*  
\* \*

## RESUMEN

1. En esta investigación se analiza en Costa Rica, la probabilidad de morir entre el nacimiento y los dos años de edad estimada por medio del método de Brass (variante de Sullivan) a partir de la proporción de hijos sobrevivientes declarados por las mujeres en el censo de población realizado en 1973. Las estimaciones se refieren aproximadamente al bienio 1968-1969 y se estudian por divisiones geográficas y nivel de educación de la mujer.
2. La probabilidad de morir antes de cumplir dos años de edad alcanza 81 por mil en el total del país, riesgo que es relativamente bajo respecto a otros países latinoamericanos, pero que denota claro exceso cuando se le compara con valores semejantes de países más avanzados. Este hecho confirma que, a pesar de los progresos notorios que el país ha hecho en la reducción de la mortalidad en edades tempranas, resta un amplio campo para obtener mayores reducciones.
3. Tanto en el total del país como en cada provincia, la mortalidad en la población rural es francamente superior a la que se observa en la población urbana, en una proporción variable entre 13 por ciento y 58 por ciento (cuadro 6). Es éste un contraste especialmente significativo porque, a pesar del proceso de urbanización creciente que experimenta Costa Rica, su población sigue siendo predominantemente rural. Se estima que dos tercios de los nacimientos ocurren en el área rural, donde están expuestos en los dos primeros años de vida a una mortalidad (92 por mil) que es 53 por ciento mayor que la urbana (60 por mil).
4. Las provincias presentan claros diferenciales en el nivel de esta mortalidad (cuadro 6). San José y Heredia ostentan la menor mortalidad en su conjunto (61 por mil). Alajuela y Cartago son una región de mortalidad intermedia (84 por mil). La región de más alta mortalidad (100 por mil) está constituida por las provincias de Guanacaste, Puntarenas y Limón. La mortalidad en la población rural de las provincias, en general guarda relación con la proporción de la población total que vive en comunidades de menos de 500 habitantes.

5. El nivel de educación de la mujer, que se piensa que es en cierto modo un indicador del nivel de vida del hogar, aparece como un claro determinante del nivel de mortalidad del menor de dos años (cuadro 10). Esta alcanza a 125 por mil en los hijos de mujeres sin instrucción y desciende casi linealmente a 33 por mil en los hijos de mujeres que han alcanzado 10 y más años de educación. De este modo, la probabilidad de que el recién nacido sobreviva dos años está en gran parte definida por la clase social en que el nacimiento ha ocurrido.
6. Utilizando las variables provincia, urbano-rural y nivel de educación de la mujer, el estudio ha podido definir, por primera vez en el país, cinco estratos de diferente mortalidad, la cual varía desde 36 por mil a más de 116 por mil. Para cada uno de ellos se detallan en el cuadro 15 la región geográfica y el sector urbano o rural de residencia, así como el nivel de educación de la mujer. En los de menor mortalidad se incluyen preferentemente los hijos de mujeres con más educación que residen en el sector urbano de las provincias centrales. En los de mortalidad más elevada están los hijos de mujeres con ninguna o con escasa educación, que viven preferentemente en los sectores rurales.
7. En cada uno de estos estratos se ha estimado la población expuesta, constituida por los nacidos vivos en el año anterior al censo de 1973. Se ha estimado también el número de muertes que cada estrato aportaría al total del país si estos nacidos vivos estuvieran expuestos a los riesgos de muertes calculados para el estrato (cuadro 15). En los dos estratos en los cuales la mortalidad supera 80 por mil, se estima que ocurre anualmente 58 por ciento del total de nacimientos vivos del país, en los cuales se produciría el 71 por ciento de todas las muertes de menores de dos años. Este es el nudo epidemiológico del problema de la mortalidad temprana del niño en Costa Rica.
8. Los contrastes geográficos se comparan con algunos indicadores de la condición de la vivienda por regiones geográficas, con los cuales son concordantes (cuadros 16 y 17). Esta situación, unida a múltiples evidencias encontradas en otros países, pone de relieve la importancia que el nivel de vida tiene en la salud y, por tanto, en la mortalidad en los primeros años de vida. Y señala la necesidad de continuar y reforzar las medidas dirigidas a obtener una distribución más igualitaria de los beneficios socioeconómicos en la población si se quiere reducir efectivamente los excesos de mortalidad que se han descrito en el presente estudio, en especial en los grupos de más bajo nivel de vida, que residen de preferencia, aunque no exclusivamente, en los sectores rurales.
9. La situación epidemiológica descrita en el estudio tiene importancia singular para el sector salud, en cuanto contribuye a orientar y evaluar los respectivos planes y programas. A pesar de los progresos hechos, los indicadores disponibles muestran que los recursos y la atención tienden a concentrarse en ciertas provincias centrales, en especial en la de San José,

en desmedro de las restantes (cuadros 18 y 19). Afortunadamente, la política de extensión y mejor distribución de los servicios que impulsa el Ministerio de Salud y la Caja Costarricense de Seguro Social, apuntan precisamente a mejorar la atención de la población con mayor riesgo.

10. El estudio muestra las potencialidades del método de Brass, aplicado a datos del censo de población, para obtener un cuadro más completo de la epidemiología de la mortalidad en los primeros años de la vida, en comparación con el que las estadísticas vitales pueden dar. Se subraya la utilidad de extender el estudio al nivel de cantones con la información del censo de 1973 y la conveniencia de aprovechar los datos del próximo censo para evaluar el curso de esta mortalidad y los progresos de la atención médica en el país.

\*  
\* \*





**ANEXO 1.**

**METODOS PARA ESTIMAR LA MORTALIDAD EN LA NIÑEZ  
A PARTIR DE LA PROPORCION DE HIJOS FALLECIDOS**



Es obvio, intuitivamente, que la proporción de hijos fallecidos sobre el total de hijos tenidos por un grupo de mujeres será, en cierto modo, un indicador de su nivel de mortalidad. Cuanto más alto sea el nivel de la mortalidad, mayor será el número de hijos que habrán muerto y mayor la proporción de fallecidos. En los censos se obtiene información sobre los hijos tenidos y los que han sobrevivido, datos que pueden proporcionar un índice burdo de la mortalidad. Sin embargo, es un índice muy imperfecto por estar afectado por otros factores como, por ejemplo, la distribución por edad del grupo de mujeres. Si todas las mujeres tienen 40 años y han tenido el grueso de sus hijos entre los 20 y los 29 años, la mayoría de los hijos habrán tenido que sobrevivir 10 a 20 años para estar aún vivos. Si, por otra parte, todas las mujeres tienen 25 años, la mayoría de los hijos habrán nacido en los últimos cinco años y tendrán que haber sobrevivido sólo entre 0 y 5 años. Es decir, los hijos de las mujeres de mayor edad están expuestos al riesgo de morir un mayor período de tiempo que los hijos de las mujeres más jóvenes. Dado un mismo nivel de mortalidad, la proporción de hijos fallecidos del total tenido será mayor en las mujeres de más edad. En consecuencia, para utilizar la proporción de fallecidos como un índice de mortalidad, es necesario considerar la distribución por edad de las mujeres. Esto se hace separando las mujeres en grupos quinquenales de edades; en cada grupo, el efecto de la distribución por edad de las mujeres es muy poco importante.

Otro factor que afecta la proporción de hijos fallecidos es la estructura por edad de la fecundidad. En una población en que los nacimientos se inician en edades tempranas, digamos alrededor de los 15 años, un grupo de mujeres de 25 años podrá tener hijos de hasta 10 años de edad y la edad promedio del total de hijos tenidos puede ser aproximadamente 3,5 años. Por otra parte, un grupo de mujeres de igual edad que inicien su fecundidad más tardíamente, por ejemplo alrededor de los 20 años, no tendrán hijos mayores de 5 años y el promedio de edad de los hijos tenidos puede estar en los dos años. De este modo, hay una gran diferencia en la duración del período en que los hijos han estado expuestos a morir. Habrá, en consecuencia, una diferencia en la proporción de fallecidos aunque el nivel general de la mortalidad sea semejante. La proporción de muertes entre los hijos tenidos tiene que ser ajustada, por tanto, por la localización en la edad de la fecundidad antes que pueda usarse como un indicador del nivel de la mortalidad en la niñez.

Hay varios otros factores que influyen en la proporción de fallecidos sobre los hijos tenidos. Por ejemplo, la estructura de la mortalidad por edad en la niñez; la distribución por edad de las madres dentro de cada grupo quinquenal de edades, etc. No obstante, los estudios que se han realizado usando modelos sugieren que este efecto es muy pequeño y que no vale la pena hacer correcciones por tales factores.

### El método de Brass

Brass fue el primero<sup>26/</sup> en elaborar en 1964 un modo sistemático para corregir la proporción de hijos fallecidos y obtener medidas de mortalidad. Calculó la proporción de fallecidos del total de hijos ( $D_i$ ), por grupos quinquenales de edades de la mujer ( $i = 1$  para 15-19;  $i = 2$  para 20-24, etc.) y relacionó estas proporciones con las probabilidades de morir de los hijos entre el nacimiento y la edad  $x$  en años enteros ( ${}_xq_0$ ), encontrando que había aproximadamente la siguiente correspondencia:

La proporción de hijos fallecidos en mujeres de edad:	corresponde aproximadamente a:
15-19 años = $D_1$	$1q_0$
20-24 años = $D_2$	$2q_0$
25-29 años = $D_3$	$3q_0$
30-34 años = $D_4$	$5q_0$ etc.

Esto sugiere que las proporciones de fallecidos podrían convertirse con poca alteración en medidas convencionales de la probabilidad de morir. Brass observó también que cada relación era independiente del nivel general de la mortalidad. Por ejemplo, la proporción de hijos fallecidos de mujeres de 20-24 años ( $D_2$ ) y la probabilidad de morir del hijo entre el nacimiento y la edad exacta 2 años ( ${}_2q_0$ ), guardaban entre sí la misma proporción, fuera baja o alta la mortalidad. Por cierto, era esencial que esto fuera así, para que las  $D_i$  pudieran usarse para estimar las  ${}_xq_0$ .

Brass hizo sus cálculos utilizando la estructura de mortalidad de su modelo standar africano, para obtener la probabilidad de morir  ${}_xq_0$ . La distribución de la fecundidad se representó por un polinomio con una forma fija, pero con una localización en la escala de edad que podía modificarse cambiando la edad en que se inicia la fecundidad. Las proporciones de fallecidos pueden calcularse fácilmente, puesto que son simplemente promedios de las probabilidades de muerte ponderadas por la distribución por edad de la fecundidad. Consideremos, por ejemplo, a las mujeres que tienen la edad exacta 25 años y supongamos que empiezan su fecundidad a los 15 años. Los hijos que ellas tuvieron cuando tenían la edad 15 a 16 años han sobrevivido aproximadamente 9,5 años. Por lo tanto, el número de los que han fallecido será el producto del número original de niños nacidos vivos ( $F_{15}$ ) por la probabilidad de morir entre el nacimiento y la edad 9,5 años:

<sup>26/</sup> Brass, W., *The Demography of Tropical Africa*, Princeton, Princeton University Press, 1968; reproducido en "Métodos de análisis y estimación", CELADE, Serie D No. 63, 1970.

$(F_{15}) (9,5 q_0)$  = número de hijos fallecidos de mujeres de edad actual 25 años, nacidos cuando ellas tenían 15-16 años.

De modo similar, los hijos nacidos de estas mujeres en la edad 16-17 años han tenido que sobrevivir 8,5 años aproximadamente, así es que el número que ha fallecido es  $(F_{16})_{8,5} q_0$ . Se pueden hacer cálculos similares para cada edad y obtener por suma:

$$\sum_{i=15}^{24} F_i \doteq \text{número total de hijos}$$

$$\sum_{i=15}^{24} F_i (24,5-i) q_0 = \text{número total de hijos fallecidos}$$

La proporción de fallecidos se obtiene por cociente de estas dos sumatorias. Estas razones se calculan para todas las edades exactas de las mujeres y después, por suma, se obtienen las proporciones para grupos de 5 años, suponiendo un igual número de mujeres en cada año de edad dentro de los grupos quinquenales de edades.

Las proporciones calculadas de hijos fallecidos en cada grupo de edades de la mujer pueden relacionarse entonces con las probabilidades de morir  ${}_x q_0$  por medio del factor  $K_x$ , según la siguiente relación:

$${}_x q_0 = K_x D_x$$

Puesto que  $D_x$  y  ${}_x q_0$  se conocen por el modelo utilizado, es posible calcular  $K_x$ . Este valor puede usarse entonces en una situación real para corregir una proporción observada de hijos fallecidos y obtener una estimación de  ${}_x q_0$ .

En la práctica, la ubicación de la edad de la fecundidad tiene una influencia importante en los valores calculados  $D_x$  y, por tanto, en los valores derivados  $K_x$ . Brass repitió sus cálculos utilizando un rango de localizaciones por edad de su modelo de fecundidad y calculó los valores de  $K_x$  para cada localización de la edad. Utilizó varios indicadores de la localización de la edad de la fecundidad, tales como la edad media de

la fecundidad y también la razón del número medio de hijos tenidos por mujeres de edad 20-24 años ( $P_2$ ) y el mismo promedio para mujeres del grupo 25-29 años ( $P_3$ ). Brass tabuló series de valores  $K_i$  para distintas localizaciones por edad de la fecundidad, indicando los valores respectivos para cada uno de estos indicadores de la localización, en la edad del modelo de fecundidad. Esta tabla se reproduce al final de este anexo, junto con un ejemplo de aplicación del modelo de Brass a datos nacionales.

Para la aplicación de esta tabla, los valores respectivos de  $K_i$  se obtienen utilizando alguno de estos indicadores, habitualmente la razón  $P_2/P_3$ . Todos los valores de  $K_i$  son cercanos a 1, lo que indica que la relación entre la proporción de hijos fallecidos y la probabilidad de morir de la tabla de vida no son muy diferentes.

### El método de Sullivan

Los factores de corrección ( $K_i$ ) calculados por Brass están basados en un único modelo de mortalidad y en un modelo de fecundidad fijo aunque variable según la ubicación por edad. Sullivan<sup>27/</sup> desarrolló en 1972 una metodología que utiliza la siguiente relación:

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

Se obtuvo esta regresión de una amplia gama de niveles de las familias de tablas modelo de mortalidad de Coale-Demeny y un grupo de distribuciones observadas de fecundidad específica por edades. Sullivan utilizó un análisis de regresión para estimar los valores  $a_i$  y  $b_i$  para cada una de las cuatro familias regionales de tablas modelo de mortalidad. Encontró de nuevo que el nivel real de mortalidad no era un elemento importante en la relación, aunque sí lo eran la localización de edad de la fecundidad y la estructura por edad de la mortalidad, tal como se expresan en las diferentes familias de las tablas de mortalidad de Coale-Demeny.

<sup>27/</sup> Sullivan, J., "Models for...", op.cit.

Los métodos de Brass y de Sullivan dan en la práctica resultados casi idénticos. La principal ventaja del método de Sullivan es que es más simple de usar y que es también ligeramente más flexible en el sentido que permite una elección entre diferentes modelos de la mortalidad en la niñez. Por estas razones se adoptó este método en el presente estudio.

En el caso de Costa Rica, se utilizó el modelo Oeste, que fue el que mostró mayor similitud con los correspondientes valores de la tabla de mortalidad elaborada por Ortega<sup>28/</sup> para 1972-74. Al final de este anexo, se da un ejemplo de aplicación del método

### Ajuste de las estimaciones

El procedimiento de Sullivan proporciona estimaciones de  ${}_2q_0$ ,  ${}_3q_0$  y  ${}_5q_0$  basadas respectivamente en la proporción de hijos muertos de mujeres de edad 20-24, 25-29 y 30-34 años. Cada una de ellas está expuesta a errores derivados de las deficiencias en la declaración de los datos básicos, errores de muestreo o desviaciones de los supuestos del método. Se ha mostrado que las contradicciones de estos valores entre sí son frecuentes en el presente estudio. Por otra parte, para fines de análisis, convenía seleccionar uno solo de estos tres indicadores.

Para obtener la estimación de  ${}_2q_0$  hay ventaja en combinar las tres estimaciones mencionadas, de tal modo que los errores pudieran de algún modo compensarse y la fidelidad de la estimación aumentara por el empleo de un mayor número de observaciones. Se ha utilizado un proceso simple de ajuste que, para fines prácticos, da resultados similares a un ajuste más complicado. Para cada  ${}_xq_0$  se calculó el correspondiente nivel en la familia seleccionada de las tablas modelo de Coale-Demeny utilizando una interpolación lineal. Se promediaron los tres niveles resultantes y se consideró la  ${}_2q_0$  correspondiente al promedio de estos tres niveles como la mejor estimación disponible. La aplicación del método se ilustra más adelante con un ejemplo.

---

<sup>28/</sup> Ortega, A., "Costa Rica: evaluación del censo...", op.cit.

### Supuestos del método

Los supuestos de los métodos de Brass y de Sullivan son los mismos, así es que el efecto de desviaciones de tales supuestos puede discutirse en conjunto.

Ambos métodos suponen una fecundidad y una mortalidad constantes a partir del nacimiento del primer hijo de cualquiera de las mujeres incluidas; para propósitos prácticos, se suponen constantes en los últimos diez años. Si este supuesto se cumpliera, las estimaciones podrían referirse al año del censo. Por el contrario, si la mortalidad está cambiando de modo constante, los métodos estiman las probabilidades de morir para algún tiempo en el pasado reciente. Los cálculos que se han hecho sugieren que la estimación final que se obtiene de  $2q_0$  por el procedimiento que se ha explicado, se refiere a la probabilidad de morir antes de la edad dos años en una tabla de mortalidad para 4,5 años antes del censo. Si la mortalidad ha empezado a declinar sólo recientemente, éste período será más corto. Si la mortalidad fluctúa de año en año pero sin ninguna tendencia general, el método dará una razonable estimación del nivel promedio de la mortalidad, puesto que las proporciones de fallecidos son efectivamente promedios de la mortalidad experimentada en un período de tiempo.

En el caso de Costa Rica, que realizó un censo en mayo de 1973 y que presenta un descenso sostenido de la mortalidad, la estimación se considera que se refiere al bienio 1968-69.

Por otra parte, los métodos suponen que la mortalidad experimentada por los hijos de las mujeres que son encuestadas 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. Los movimientos migratorios también podrían alterar este supuesto.

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 tenderá a ser compensado por el procedimiento de rectificación que se ha utilizado.

Otro supuesto es que la estructura de la fecundidad y la estructura de la mortalidad en una situación real son más o menos similares a las que se han utilizado en el desarrollo de los métodos. En la práctica sin embargo sólo 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*.

A pesar de todo, los métodos son extremadamente robustos, es decir, poco sensibles a la variación de factores no controlados, como lo sugiere el hecho de que sólo hay pequeñas diferencias en las estimaciones cuando se emplean las diversas familias de tablas de mortalidad de Coale-Demeny en el método de Sullivan.

Por cierto, está el supuesto de que los datos básicos son exactos. En particular, es esencial que si hay alguna omisión de hijos tenidos, esta omisión no sea selectiva en cuanto al riesgo de morir del niño. Si fuera más probable que se omitiera la declaración de un hijo fallecido que de un hijo sobreviviente, la estimación estaría subestimada. Es también importante que ningún nacido muerto esté incluido en la declaración de hijos tenidos y fallecidos. La inclusión de estos nacidos muertos llevaría a una sobreestimación.

### Conclusión

El valor de estos métodos reside en que producen estimaciones razonables a pesar de que la calidad de los datos censales sea deficiente. Los métodos se han utilizado extensamente en el mundo durante los últimos diez años y conducen casi invariablemente a resultados plausibles. Parece ser que es posible obtener estimaciones razonablemente fidedignas aun en condiciones muy adversas, por lo menos en las mujeres jóvenes. En la práctica, tienden a eliminarse los efectos posibles del incumplimiento de la larga lista de supuestos que los métodos tienen.

La naturaleza de los métodos impone ciertas restricciones. Los nacimientos y las muertes a que se refieren los datos han acontecido en un período de tiempo relativamente largo, de tal modo que no es posible estudiar fluctuaciones en períodos cortos de tiempo ni es fácil analizar tendencias a largo plazo. No se obtiene información individual sobre los niños, por lo cual el análisis de variables como el lugar de residencia o la condición socio-económica tiene que hacerse con las características actuales de las mujeres, lo que no siempre puede ser relevante para cada niño. Tampoco es posible obtener información detallada sobre la estructura por edad de la mortalidad en la niñez, porque se colocan juntas las muertes de grupos de edades.

Naturalmente, esta falta de detalle es producto de la acumulación de eventos, característica esencial de los métodos. Estos métodos casi siempre dan estimaciones mayores que las que proporcionan las estadísticas vitales, pero no hay razones para pensar que los valores obtenidos sobrestimen siempre la mortalidad en la niñez. En los casos en que ha sido posible comparar los resultados con un registro adecuado de hechos vitales, los resultados han sido satisfactorios. Por cierto, no es posible probar que las estimaciones que se obtienen son de fiar sin conocer el verdadero nivel de la mortalidad. Hay razones para pensar, sin embargo, que cuando estos métodos estiman una mortalidad en la niñez que sea sustancialmente más alta que la calculada con datos de los registros de hechos vitales, es más recomendable preferir las estimaciones dadas por tales métodos.

#### Ejemplo de aplicación del método de Brass (cuadro 1 A) Pag 55.

Los datos básicos censales son los siguientes :

1. Mujeres que declararon hijos tenidos y sobrevivientes, agrupadas 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 del total tenido para cada intervalo de edad  $i$  ( $D_i$ ):

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

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

$$P_2 = \frac{HNV_2}{\text{Mujeres de edad 20-24}} \quad P_3 = \frac{HNV_3}{\text{Mujeres de edad 25-29}}$$

- ✓ 6. El cociente  $P_2/P_3$ .
7. El multiplicador  $K_i$  se selecciona en la respectiva tabla de Brass (5) interpolando entre las columnas por medio del valor  $P_2/P_3$  observado.
8. La estimación final  ${}_x q_0$  se obtiene por la relación:

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

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

Ejemplo de aplicación del método de Sullivan (cuadro 2 A) Pág. 56.

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:

<u><math>i</math></u>	<u><math>a_i</math></u>	<u><math>b_i</math></u>
2	1,30	- 0,54
3	1,17	- 0,40
4	1,13	- 0,33

En el presente ejemplo se obtiene de este modo:

$$k_2 = 1,30 - 0,54 (0,42911) = 1,06828$$

$$k_3 = 1,17 - 0,40 (0,42911) = 0,99836$$

$$k_4 = 1,13 - 0,33 (0,42911) = 0,98839$$

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

Ejemplo de rectificación de las  ${}_xq_0$  observadas (cuadro 2 A)

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 obtiene por interpolación lineal con este  $l_x$ , en las tablas modelo de Coale-Demeny para ambos sexos <sup>29/</sup> para el mismo modelo utilizado en el método de Sullivan, el nivel de las tablas correspondientes a cada  $xq_0$ .
11. Se calcula un promedio aritmético de los niveles correspondientes a 2q0, 3q0 y 5q0.
12. Con este nivel medio se obtienen en la misma tabla, por interpolación lineal, los valores  $l_x$  y las correspondientes  $xq_0$  rectificadas.

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, COSTA RICA, MUESTRA DEL CENSO DE 1973

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	11 509	1 911	1 800	-
20-24	2	8 853	9 778	9 037	1,10448
25-29	3	6 576	16 926	15 476	2,57391
30-34	4	5 379	22 449	20 157	-
		Proporción hijos fallecidos (D $_i$ )	Multiplicador (K $_i$ )	Edad del hijo (x)	Probabilidad de morir (xq0)
15-19		0,058085	1,0933	1	0,06351
20-24		0,075782	1,0662	2	0,08080
25-29		0,085667	1,0245	3	0,08776
30-34		0,102098	1,0249	5	0,10464

<sup>29/</sup> Naciones Unidas, Métodos para establecer mediciones demográficas fundamentales a partir de datos incompletos, Manual IV, ST/SCA/Serie A/42, pág. 101.

Cuadro 2 A.

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, COSTA RICA, MUESTRA DEL CENSO DE 1973, MODELO OESTE

Intervalo de edad ( $i$ )	Proporción hijos fallecidos ( $D_i$ )	Multiplificador ( $K_i$ )	Edad del hijo ( $x$ )	Probabilidad de morir ( ${}_xq_0$ )
2	0,075782	1,06828	2	0,08096
3	0,085667	0,99836	3	0,08553
4	0,102098	0,98839	5	0,10091

Edad del hijo ( $x$ )	Sobrevivientes ( $l_x$ )	Nivel equivalente en Coale-Demeny	Para el nivel medio	
			Sobrevivientes ( $l_x$ )	${}_xq_0$ ajustadas
2	91 904	17,8949	91 759	0,08241
3	91 447	17,9802	91 150	0,08850
5	89 909	17,5174	90 408	0,09592

Nivel medio = 17,7966

**ANEXO 2.**

**METODO PARA COMPARAR LAS ESTIMACIONES DE  ${}_2Q_0$  CON DATOS**

**ORIGINADOS EN LAS ESTADISTICAS VITALES**





El método utilizado consiste en calcular  ${}_2q_0$  para los años 1968 y 1969 a partir de los nacidos vivos (que se suponen sin omisión) y las defunciones de menores de un año y de un año de edad, que se han registrado en el país en el período correspondiente.

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.

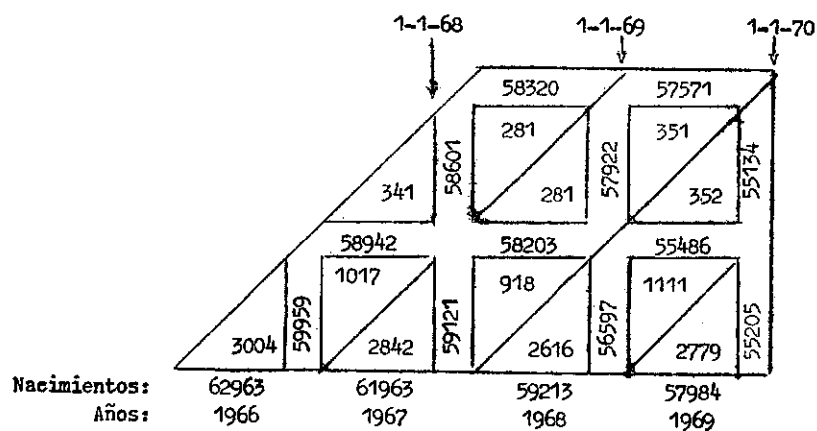
${}_x p_x$  = Probabilidad que tiene un individuo que alcanza la edad  $x$  en el año 1968 de llegar con vida al término del año en que cumple dicha edad.

${}_1 p_x$  = Probabilidad de que 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 ocurridos en los años 1966 a 1969 y las defunciones por años simples en menores de dos años, de los mismos años. Las muertes bajo un año se descompusieron utilizando los factores de separación ( $f_0$ ) calculados en la construcción de la tabla de vida de 1973 <sup>30/</sup> y que son los siguientes:

Año	$f_0$
1966	0,2670
1967	0,2636
1968	0,2599
1969	0,2855

Para las defunciones de un año,  $f_0 = 0,50$ . 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 esquema de Lexis :



De este modo, en la última columna del siguiente cuadro se obtuvo :

$${}_2q_0 = 1 - 1p_0 \cdot 1p_1$$

Edad	$\alpha p_x$	$\delta p_x$	$p_x$	$l_x$	$xq_0$
1968					
0	0,95582	0,98447	0,94098	100 000	0,00000
1	0,99517	0,99520	0,99039	94 098	0,05902
2				93 194	<u>0,06806</u> = ${}_2q_0^{68}$
1969					
0	0,95207	0,98037	0,93338	100 000	0,00000
1	0,99366	0,99394	0,98764	93 338	0,06662
2				92 184	<u>0,07816</u> = ${}_2q_0^{69}$

El promedio de  ${}_2q_0$  para 1968-69 es 0,07311 que, comparado con el valor estimado en el presente estudio (0,08241), indica una presunta omisión de 11,3 por ciento en las defunciones registradas de menores de dos años.

### Conclusión

La posible omisión en el registro de defunciones en los primeros dos años de vida coincide con otras estimaciones citadas en el texto. Este hecho hace pensar que las estimaciones obtenidas en la investigación son razonablemente confiables en el total del país. Por desgracia, la aplicación de este estudio comparativo a las provincias tropieza con problemas, porque no es posible afirmar que la omisión en el registro de nacidos vivos sea insignificante en todas las provincias y en el área rural. El asunto requiere un estudio más a fondo, que aportaría nuevas estimaciones de la omisión de defunciones por provincias en las edades analizadas.



**ANEXO 3.**

**METODOS UTILIZADOS PARA ESTIMAR LOS NACIDOS VIVOS Y LAS  
DEFUNCIONES EN LOS ESTRATOS DEFINIDOS POR LA MORTALIDAD  
EN LOS PRIMEROS DOS AÑOS DE VIDA**

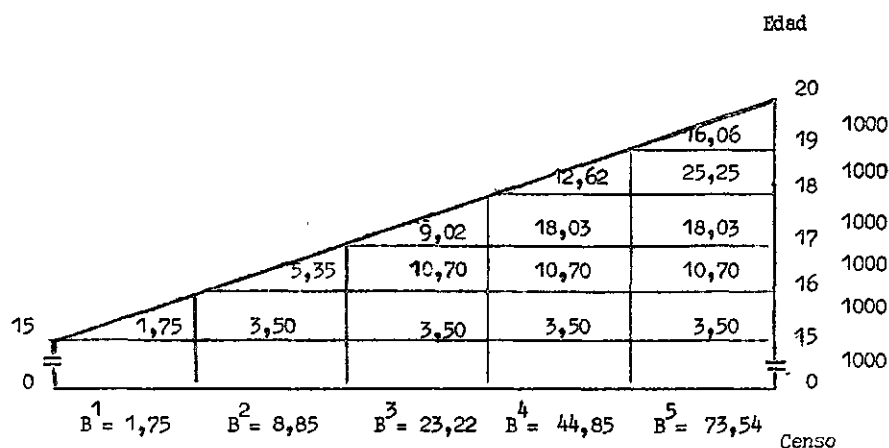


### Estimación de los nacidos vivos en el último año

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 proporcionan las estadísticas vitales para el total del país y las provincias, pero no puede ser obtenido para cada una de las categorías de análisis del estudio. El método empleado 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  $m = 29,2$  años<sup>31/</sup>.

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 :



<sup>31/</sup> 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 1) la fecundidad se ha mantenido constante y que 2) la estructura real de la fecundidad por edad en Costa Rica es la del modelo utilizado. Sin embargo, en Costa Rica se ha observado un descenso importante de la fecundidad. Por ello, la serie de nacidos vivos estimados se ajustó por las tasas brutas de reproducción observadas en Costa Rica en los años correspondientes. En el ejemplo, para las mujeres de 15-19 años de edad:

Años	Nacidos vivos (B)	R'	B . R'
1973	73,54	1,88	138,26
1972	44,85	2,17	97,32
1971	23,22	2,27	52,71
1970	8,85	2,41	21,33
1969	1,75	2,54	4,44
		TOTAL	<u>314,06</u>

Proporción ponderada de hijos tenidos en el último año por mujeres de 15-19 años =

$$= \frac{138,26}{314,06} = 0,440 = p'_1$$

Este ajuste introduce un nuevo supuesto: el descenso de la fecundidad es proporcionalmente igual en todas las edades utilizadas.



Obtenidos de modo similar los restantes  $p'_i$  ponderados, se estimó el número de hijos tenidos en el último año por las mujeres de 15-49 años :

Grupos de edades	Total hijos tenidos (HNV <sub>i</sub> ) censo	$p_i$	$p'_i$	Estimación de hijos tenidos en el último año (HNV <sub>i</sub> · $p'_i$ )
15 - 19	17 901	0,483	0,440	7 876
20 - 24	93 097	0,224	0,183	17 037
25 - 29	159 466	0,112	0,080	12 757
30 - 34	207 823	0,061	0,039	8 105
35 - 39	255 968	0,034	0,020	5 119
40 - 44	253 195	0,017	0,010	2 532
45 - 49	211 484	0,004	0,003	634
TOTAL ESTIMADO:				<u>54 060</u>

Este total estimado concuerda bastante bien con los nacimientos vivos ocurridos, que se obtuvieron de las estadísticas vitales para el período 14 de mayo de 1972 al 14 de mayo de 1973 y que suman 55 987. De todos modos, las estimaciones de hijos tenidos en el último año se ajustaron mediante el factor  $55\,987/54\,060 = 1,0356$ , con lo cual la estimación total coincide con los nacimientos ocurridos.

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 el último año en cada grupo de análisis.

#### Estimación de las defunciones esperadas

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



Fórm. 551-300, Noviembre de 1976

Mecanografía: Vilma Méndez  
Ana Isabel Morales  
Mayra Chaverri.-





**CELADE - Centro Latinoamericano de Demografía**

J.M. Infante 9, Casilla 91  
Santiago, Chile

Av. 6a., Calle 19  
Apartado postal 5249  
San José, Costa Rica