

TRABAJO DE INVESTIGACION

Título: COSTA RICA: NIVELES Y TENDENCIAS DE LA MORTALIDAD INFANTIL,
SEGUN ZONA DE RESIDENCIA Y NIVEL DE INSTRUCCION DE LAS MUJERES.
PERIODO 1962-1969.

Autor: Jorge Arturo Barquero

Asesor: Dirk Jaspers

Santiago-Chile
Diciembre, 1985

"El derecho a la vida es el más elemental de los derechos del hombre. Los centenares de miles de latinoamericanos que mueren cada año por causas que pueden y deben ser evitadas, significan una intolerable agresión a la gran mayoría de los casi 400 millones de habitantes de la región, en especial para aquellos que están más desfavorecidos y sometidos a mayor explotación".

Hugo Behm.

INDICE

| | Página |
|-----------------------------------------------------------------------|--------|
| INTRODUCCION | 1 |
| I. ASPECTOS GENERALES SOBRE COSTA RICA AL MOMENTO DE LA ESTIMACION .. | 4 |
| II. ASPECTOS METODOLOGICOS E INFORMACION BASICA | 6 |
| 1. Método de estimación de mortalidad infantil | 6 |
| 2. La determinación del modelo de mortalidad | 7 |
| 3. La información básica | 11 |
| 4. Evaluación de las estimaciones | 13 |
| III. ESTIMACIONES DE LA MORTALIDAD DEL PRIMER AÑO DE VIDA | 16 |
| 1. La mortalidad a nivel del país y por zonas urbana y rural ... | 16 |
| 2. La mortalidad infantil según nivel de instrucción de la mujer | 19 |
| CONCLUSIONES | 24 |
| BIBLIOGRAFIA | 26 |
| ANEXO: Resumen de las estimaciones de la mortalidad infantil | 28 |

INDICE DE CUADROS

| Cuadro | Página |
|---------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------|--------|
| 1. Costa Rica: Esperanza de vida al nacimiento y probabilidades de morir seleccionadas | 5 |
| 2. Costa Rica: Valores de 11 y 15 provenientes de q_0 y $5q_0$ de estadísticas vitales | 9 |
| 3. Costa Rica: Niveles de Coale-Demeny para 11 y 15 según familias | 10 |
| 4. Costa Rica: Niveles de Coale-Demeny según Tablas de Vida, 1963 y 1973 | 11 |
| 5. Aplicación de la Variante Trussell para total del país según Censo de 1973 y Muestra del Censo 1973 (Sur) | 12 |
| 6. Probabilidades de morir en el primer año de vida según diversas fuentes (por mil nacidos vivos) | 14 |
| 7. Probabilidades de morir en el primer año de vida para el total del país y por zonas urbana y rural, 1962-1969 | 16 |
| 8. Probabilidades de morir en el primer año de vida según Capital y Resto Urbano, 1962-1969 | 18 |
| 9. Probabilidades de morir en el primer año de vida para Total del País según nivel de instrucción de las mujeres, 1962-1969 | 19 |
| 10. Probabilidades de morir en el primer año de vida según zonas urbana y rural por nivel de instrucción, 1962-1969 | 21 |
| 11. Probabilidades de morir en el primer año de vida para Capital y Resto Urbano según niveles de instrucción de las mujeres, 1962-69 | 22 |

INDICE DE GRAFICOS

| Gráfico | Página |
|--------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------|--------|
| 1. Probabilidades de morir en el primer año de vida, Total del País por niveles de instrucción (valor sin ajustar) | 14 |
| 2. Probabilidades de morir en el primer año de vida para Total, Urbano y Rural, 1962-1969 (valores ajustados) | 17 |
| 3. Probabilidades de morir en el primer año de vida para Total País, Capital, Resto Urbano y Rural, 1962-1969 | 18 |
| 4. Probabilidades de morir en el primer año de vida, Total del País por niveles de instrucción | 20 |
| 5. Probabilidades de morir en el primer año de vida para zonas Urbana y Rural según niveles de instrucción | 22 |
| 6. Probabilidades de morir en el primer año de vida, Capital y Resto Urbano según niveles de instrucción | 23 |

INTRODUCCION

El estudio de los diferenciales de mortalidad debería considerarse para la formulación de políticas tendientes a disminuir su nivel, pues permite identificar los sectores de población más expuestos al riesgo. La fuente de información tradicional para la estimación de la mortalidad son las estadísticas vitales, pero en muchos países de América Latina éstas poseen grandes deficiencias. No obstante, aún en los países donde se tienen estadísticas vitales de relativa confiabilidad, no es posible elaborar estimaciones que identifiquen estratos de mortalidad distinta ligados a variables socio-económicas.

Las preguntas retrospectivas introducidas en los censos y encuestas, constituyen así una alternativa para el estudio de diferenciales de mortalidad. Mediante métodos indirectos, como el que se utiliza en el presente estudio, es posible asociar la estimación de mortalidad con la información que recoge el censo, ya sean características geográficas, de la vivienda, del hogar, o de las personas.

Este trabajo está motivado en el reconocimiento de la desigualdad social ante la muerte. Sin embargo, hay que dejar en claro que no se trata de una visión esquemática o mecánica que asocia directamente el fenómeno de la muerte con las características socio-económicas, sino más bien, se reconoce que entre ambos existe una compleja interrelación mediada por factores biológicos y culturales que se asocian al proceso salud-enfermedad-muerte. Además, dicho proceso y los factores que lo determinan deben ser vistos en el marco de una sociedad históricamente determinada, por lo que la desigualdad social ante la muerte no ha sido siempre igual ni lo será en el futuro; más aún, ésta no puede ser explicada hoy día de un mismo modo en cada situación concreta. El reconocimiento de estos principios lleva a proponer la necesidad de estudiar las desigualdades sociales ante la muerte dentro de una teoría general que integre tanto aspectos sobre el funcionamiento de lo social como aquéllos asociados al proceso salud-enfermedad-muerte.^{1/}

^{1/} Bronfman, Mario y Tuirán, Rodolfo, La Desigualdad Social ante la Muerte: Clases Sociales y Mortalidad en la Niñez, en Memorias del Congreso Latinoamericano de Población y Desarrollo, México, 1983.

Estas reflexiones hacen que el concepto de clase social sea un elemento analítico útil para el estudio de los diferenciales de la mortalidad. Toda vez que sea entendido como la posición y situación que los individuos poseen con respecto a los medios de producción y a los beneficios de lo producido dentro de la sociedad, inserta dentro de un sistema de producción históricamente determinado. Así, el concepto de clase social logra identificar a diferentes grupos de individuos y sus condiciones de existencia, por tanto, su situación ante la vida y la muerte.^{2/}

Sin embargo, el concepto de clase social no es posible de ser aprehendido con la sola información censal, pues implica factores asociados no sólo con las condiciones materiales de existencia, sino también con aspectos de la conciencia de clase, es decir, también factores políticos. Dadas las limitaciones de la información y de tiempo para este estudio, se decidió utilizar dos informaciones que recoge el censo que se considerarán como variables ligadas a las diferencias sociales ante la muerte; son éstas el lugar de residencia y el nivel de instrucción de las mujeres que declararon en el censo la información sobre hijos tenidos vivos e hijos sobrevivientes, utilizando la mortalidad infantil como variable "dependiente".

La variable lugar de residencia es importante pues las desigualdades sociales tienen su expresión espacial en el territorio. El nivel de instrucción se interpreta no sólo como los posibles hábitos, creencias y valores sobre higiene y alimentación que la educación inculca en las madres y que éstas transmiten en el cuidado de sus hijos. El nivel de instrucción también se interpreta como un indicador de la pertenencia a una clase social, por tanto como las posibilidades de acceso a mayores ingresos y a los servicios de salud.

Así pues, el objetivo de este trabajo será la estimación de los niveles y tendencias generales de la mortalidad infantil que se asocian a las variables lugar de residencia y nivel de instrucción de las mujeres. Como indicador de la mortalidad infantil se empleará la probabilidad de morir en el primer año de vida.

^{2/} Bronfman, Mario y Tuirán, Rodolfo, Op.Cit.

Por último, es preciso aclarar que las estimaciones que se presentarán están sujetas a juicio de los lectores por posibles limitaciones metodológicas y de la información básica. Además, no se pretende llegar a estimaciones precisas, sino que, reconocer los diferenciales y órdenes de magnitud más importantes.

El trabajo está organizado en cuatro capítulos. El primero es una referencia general a la situación de Costa Rica al momento de la estimación (1960-1970). El segundo está dedicado a aspectos metodológicos y de la información básica. El tercer capítulo presenta los resultados de este estudio y, el último se refiere a las principales conclusiones que se derivan de los resultados obtenidos.

I. ASPECTOS GENERALES SOBRE COSTA RICA AL MOMENTO DE LA ESTIMACION.

Según los resultados oficiales del Censo de Población de 1973, Costa Rica tenía una población de 1.9 millones de personas, de las cuales 496 mil vivían en el Area Metropolitana de San José y 264 mil en el resto del área urbana. Las zonas urbanas se definen con el mismo criterio que en los censos anteriores de 1950 y 1963: "... se tomó como base para definir 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 y servicios urbanos, etc."^{3/} El Area Metropolitana de San José comprende esencialmente a la parte urbana de la provincia de San José, que en este trabajo se tomará como la capital. Por tanto, la parte urbana que excluye a la capital se designa como resto urbano y en consecuencia el resto del territorio será la zona rural. La proporción de población que residía en zonas rurales, según el censo, era de 59.4 por ciento. Hacia 1970 la tasa de analfabetismo era de 10 por ciento y el Producto Nacional Bruto per cápita era de 656 dólares.^{4/}

En la década del 60, Costa Rica experimentó cambios demográficos importantes al descender la fecundidad y la mortalidad, que conllevó a que la tasa de crecimiento pasara de 37 por mil, aproximadamente, a principios de la década hasta menos de 25 por mil.^{5/}

En relación con la mortalidad se seleccionaron algunas estimaciones derivadas de las tablas de vida de 1963 y 1973, para mostrar su evolución (ver Cuadro 1).

^{3/} Dirección General de Estadística y Censos (DGEC), Censos Nacionales de 1973, Población, 1974.

^{4/} DGEC y Centro Latinoamericano de Demografía (CELADE), Evaluación del Censo de 1973, San José, 1976. También, Rosero, Luis, Determinantes del Descenso de la Mortalidad Infantil en Costa Rica, Asociación Demográfica Costarricense (ADC), 1985.

^{5/} CELADE y DGEC, Evaluación del Censo ..., Op.Cit.

Cuadro 1
COSTA RICA: ESPERANZAS DE VIDA AL NACIMIENTO Y
PROBABILIDADES DE MORIR SELECCIONADAS.

| Año | nq_x * 1000 | | Esperanza de vida |
|------------------------------|---------------|-------|----------------------|
| | 0 | 1 - 4 | |
| 1963 | 80.24 | 31.13 | 63.34 |
| 1973 | 49.52 | 12.83 | 68.32 |
| Porcentaje de disminución | 38.3 | 58.8 | --- |
| Ganancia | --- | --- | 4.98 |

Fuente: CELADE y DGEC. Tablas de Vida de Costa Rica, 1972-74, San José, 1976.

En el Cuadro 1 se observa la ganancia en años de esperanza de vida al nacer en la década del 60, que pone a Costa Rica entre los países de más alto nivel de esperanza de vida en América Latina, lo cual implicó una disminución importante de la mortalidad en general y la infantil en particular. Puede observarse los porcentajes de disminución de las probabilidades de muerte, seleccionadas por ser las que mayor disminución relativa tuvieron entre 1963 y 1973.

Sin embargo, y a pesar de tener Costa Rica la mayor esperanza de vida entre los países de Centro América para estos años,^{6/} no alcanzaba aún los niveles de países como Suecia y Estados Unidos cuyas esperanzas de vida eran de 74.3 y 71.3 para 1970-75, respectivamente.

^{6/} Behm, Hugo, Mortalidad en América Central, Realidad Actual y Perspectivas, CELADE, San José, 1981.

referidas las estimaciones. Para llegar a la elección del modelo se siguieron las siguientes etapas:

A. Tomando los valores de q_0 y ${}_5q_0$ que fueron estimados por Ortega y Rodríguez,^{10/} con información de estadísticas vitales y corregidas en un 10% por omisión de defunciones de menores de 5 años; se calcularon los valores de l_1 y l_5 (Cuadro 2). Estos valores sirvieron para interpolar en las cuatro familias de Coale-Demeny los niveles a los cuales se correspondían (los resultados se muestran en el Cuadro 3). Se encontró que la familia Sur presentaba las diferencias más pequeñas entre un nivel y otro de l_1 y l_5 ; sin embargo, Este también presentaba diferencias pequeñas, sobre todo hacia el final de la década del 60.

B. Con el objetivo de tratar de precisar las estimaciones obtenidas con las estadísticas vitales y tomando en cuenta que la variante Trussell permitía estimar probabilidades de muerte desde el nacimiento hasta los 20 años, se tomaron los valores de l_1 hasta l_{20} de las tablas de vida de 1963 y 1973. Estas tablas de vida tienen la característica de tomar la población de los dos censos realizados para esas fechas y el promedio de defunciones de tres años (1962-1964 y 1962-1974); además las defunciones de menores de cinco años fueron corregidas en ambas tablas en un 10% por subregistro.^{11/}

Tomados los valores de l_1 hasta l_{20} de cada tabla, con la excepción de l_2 , l_3 y l_4 para 1963, fueron interpolados para cada una de las familias. En el Cuadro 4 pueden verse los resultados que se obtuvieron: se encontró que para el año 1963 la familia Sur es la que menor variación presenta respecto al nivel medio, mientras que para 1973 es Este la que presenta la menor dispersión.^{12/}

C. Dado que los resultados obtenidos con las Tablas de Vida presentaban cierta concordancia con los de las Estadísticas Vitales, mostrando a la familia Sur como la que mejor representaba la estructura de la mortalidad infantil y juvenil de Costa Rica; se decidió adoptar a Sur. Aunque los resultados parecerían

10/ Ortega, Antonio y Rodríguez, Virginia, Estudio de Costa Rica, Op.Cit.

11/ CELADE y DGEC, Tablas de Vida de Costa Rica, 1972-1974, San José, 1976.
DGEC, Tablas Abreviadas de Vida, Costa Rica, 1963, en Revista de Estudios y Estadísticas, Serie Demográfica, N°4, San José, 1967.

12/ También se tomaron las variaciones respecto al nivel que daba l_1 en cada familia, llegándose a resultados semejantes.

indicar un cambio de estructura para el año 1973 de tipo Este, se tomó la familia Sur dado el período al cual se referirán las estimaciones de mortalidad infantil. Tenemos que reconocer que el procedimiento utilizado se basó en el supuesto de que la estructura de la mortalidad que indican las tablas de vida del 63 y 73, es la mejor representación de la estructura real de la mortalidad de Costa Rica.

Cuadro 2
COSTA RICA: VALORES DE l_1 Y l_5 PROVENIENTES DE q_0 Y ${}_5q_0$ DE
ESTADÍSTICAS VITALES

| | q_0 | ${}_5q_0$ | l_1 | l_5 |
|---------|--------|-----------|--------|--------|
| 1951-53 | 0.0990 | 0.1393 | 0.9010 | 0.8607 |
| 1954-56 | 0.0907 | 0.1226 | 0.9093 | 0.8774 |
| 1957-59 | 0.0824 | 0.1097 | 0.9176 | 0.8903 |
| 1960-62 | 0.0770 | 0.1047 | 0.9230 | 0.8953 |
| 1963-65 | 0.0797 | 0.1028 | 0.9203 | 0.8972 |
| 1966-68 | 0.0727 | 0.0934 | 0.9273 | 0.9066 |
| 1969-71 | 0.0672 | 0.0819 | 0.9328 | 0.9181 |
| 1972-74 | 0.0472 | --- | 0.9528 | --- |

Cuadro 3
COSTA RICA: NIVELES DE COALE-DEMENY PARA 1₁ Y 1₅ SEGUN FAMILIAS

| Familia Año | Norte | | Sur | | Este | | Oeste | |
|----------------|----------------|-----------------|----------------|----------------|----------------|----------------|----------------|----------------|
| | 1 ₁ | 1 ₅ | 1 ₁ | 1 ₅ | 1 ₁ | 1 ₅ | 1 ₁ | 1 ₅ |
| 1951-53 | 14.45 | 15.61 1.16a/ | 17.16 | 17.40 0.24 | 17.01 | 16.47 0.54 | 15.29 | 15.45 0.16 |
| 1954-56 | 15.22 | 16.51 1.29 | 18.10 | 18.33 0.23 | 17.60 | 17.28 0.32 | 15.97 | 16.32 0.35 |
| 1957-59 | 16.01 | 17.23 1.22 | 18.94 | 19.03 0.09 | 18.20 | 17.92 0.28 | 16.68 | 17.02 0.34 |
| 1960-62 | 16.54 | 17.52 0.98 | 19.50 | 19.34 0.16 | 18.61 | 18.18 0.43 | 17.14 | 17.30 0.16 |
| 1963-65 | 16.28 | 17.63 1.35 | 19.22 | 19.45 0.23 | 18.41 | 18.28 0.13 | 16.91 | 17.41 0.5 |
| 1966-68 | 16.97 | 18.19 1.22 | 19.94 | 20.04 0.1 | 18.93 | 18.77 0.16 | 17.53 | 17.94 0.41 |
| 1969-71 | 17.53 | 18.89 1.36 | 20.52 | 20.80 0.28 | 19.36 | 19.38 0.02 | 18.01 | 18.62 0.61 |
| 1972-74 | 19.69 | --- | 22.62 | --- | 20.93 | --- | 19.91 | --- |

a/ Diferencia en valor absoluto.

Fuente: Cuadro 1 y Manual X.

Cuadro 4
COSTA RICA: NIVELES DE COALE-DEMENY SEGUN LAS
TABLAS DE VIDA, 1963 Y 1973

| 1973 | l_1 | l_2 | l_3 | l_4 | l_5 | l_{10} | l_{15} | l_{20} | Dif.min. y max. | \bar{x} | $\Sigma/x-\bar{x}/$ |
|-------|-------|-------|----------|----------|----------|--------------------|-----------|---------------------|--------------------|-----------|---------------------|
| Norte | 19.43 | 19.63 | 19.87 | 20.04 | 20.20 | 20.49 | 20.62 | 20.78 | 1.35 | 20.13 | 3.12 |
| Sur | 22.37 | 22.24 | 22.24 | 22.22 | 22.21 | 22.10 | 22.03 | 21.91 | 0.46 | 22.17 | 0.9 |
| Este | 20.75 | 20.60 | 20.55 | 20.53 | 20.54 | 20.54 | 20.56 | 20.59 | 0.22 | 20.58 | 0.38 |
| Oeste | 19.69 | 19.72 | 19.77 | 19.80 | 19.85 | 19.96 | 20.04 | 20.15 | 0.46 | 19.87 | 1.69 |
| 1963 | l_1 | l_5 | l_{10} | l_{15} | l_{20} | Dif.min. y max. | \bar{x} | $\Sigma/x-\bar{x}/$ | | | |
| Norte | 16.13 | 17.23 | 17.73 | 17.98 | 18.28 | 2.15 | 17.47 | 3.16 | | | |
| Sur | 19.06 | 19.03 | 18.96 | 18.98 | 19.02 | 0.1 | 19.01 | 0.16 | | | |
| Este | 18.30 | 17.92 | 17.96 | 18.03 | 18.17 | 0.34 | 18.08 | 0.64 | | | |
| Oeste | 16.78 | 17.02 | 17.18 | 17.37 | 17.63 | 0.85 | 17.20 | 1.22 | | | |

3. La información básica

La información sobre hijos tenidos e hijos sobrevivientes se obtuvieron del Censo Nacional de Costa Rica del 14 de mayo de 1973, el cual incluyó por primera vez estas preguntas que fueron hechas a todas las mujeres mayores de 15 años. Según la evaluación del censo realizada por el CELADE y por la Dirección General de Estadísticas y Censos de Costa Rica,^{13/} éste es calificado como un censo bastante completo. El grado de omisión fue de 1.0 por ciento, lo cual representa una mejora con relación a los censos de Costa Rica del año 1950 y 1963, además en la evaluación citada se presentan estimaciones de la declaración de la edad y los índices muestran una mejoría con relación a los censos anteriores.

Las mujeres que no dieron la información de hijos tenidos e hijos vivos alcanzan a 1.7 por ciento del total, aunque este porcentaje es mayor en mujeres solteras y en las edades 15-19 con mayor educación. (2.2%).^{14/}

^{13/} Evaluación del Censo de 1973, Op.Cit.

^{14/} Behm, Hugo, La mortalidad en los primeros años de vida, Op.Cit.

Es innegable que es más ventajoso trabajar con el total del censo que con una muestra, sin embargo, dados los niveles de desagregación que se pretende analizar en este trabajo y dado que en la publicación del censo no se encuentran directamente, para efectos de este estudio se trabajó con la muestra realizada en la Operación de Muestras de Censo (OMUECE) que incluye un 10.5% de la población total. Pese a lo dicho sobre las ventajas de trabajar con la totalidad del censo se llevaron a cabo previamente pruebas de aplicación del método de Coale-Trussell para el total del país en el censo y en la muestra, indicando los resultados una alta representatividad de la muestra, sin embargo no fue posible hacerlo para otros niveles de agregación por lo que la representatividad debe tomarse en forma relativa.

En el Cuadro 5 se presenta la aplicación al total del país en el censo y en la muestra:

Cuadro 5
 APLICACION DE LA VARIANTE TRUSSELL PARA TOTAL DEL PAIS
 SEGUN CENSO DE 1973 MUESTRA DEL CENSO 1973 (SUR)

| X | q(x) | Nivel C. y D. | Año | Q1 eq. |
|-------------|---------|---------------|---------|---------|
| - CENSO - | | | | |
| 1 | 0.06427 | 20.82 | 1972.34 | 0.06427 |
| 2 | 0.08038 | 20.24 | 1971.16 | 0.06985 |
| 3 | 0.08731 | 20.12 | 1969.40 | 0.07102 |
| 5 | 0.10327 | 19.43 | 1967.26 | 0.07768 |
| 10 | 0.12379 | 18.60 | 1964.83 | 0.08573 |
| 15 | 0.14029 | 18.02 | 1962.13 | 0.09149 |
| 20 | 0.16378 | 17.28 | 1958.99 | 0.09800 |
| - MUESTRA - | | | | |
| 1 | 0.05819 | 21.46 | 1972.31 | 0.05819 |
| 2 | 0.08054 | 20.23 | 1971.14 | 0.06997 |
| 3 | 0.08851 | 20.03 | 1969.41 | 0.07184 |
| 5 | 0.10600 | 19.26 | 1967.31 | 0.07932 |
| 10 | 0.12349 | 18.62 | 1964.94 | 0.08558 |
| 15 | 0.13973 | 18.05 | 1962.28 | 0.09123 |
| 20 | 0.16606 | 17.17 | 1959.15 | 0.09890 |

4. Evaluación de las estimaciones

Los resultados obtenidos en este estudio, en forma general, son análogos a los que se ha llegado en los estudios citados en la nota 9. Sin embargo, los resultados son coherentes en cuanto a los diferenciales por zonas y años de instrucción, no así para los niveles, debido a la familia de tablas modelo que se ha utilizado. En el Gráfico 1 puede observarse los resultados para el total del país por niveles de instrucción. Puede notarse que en algunos puntos se dan fluctuaciones en la tendencia, producto quizás de problemas derivados de la información básica por mala declaración de la edad, sobre todo en el grupo de mujeres de 15-19 años en donde la declaración sobre hijos tenidos y sobrevivientes se vuelve poco confiable. Además, el nivel de desagregación, y por tratarse de una muestra, puede estar motivando los cambios bruscos en las tendencias generales. Este problema se dio con mayor frecuencia cuando se aplicó a mayores niveles de desagregación en donde el escaso número de casos puede llevar a problemas en los resultados.

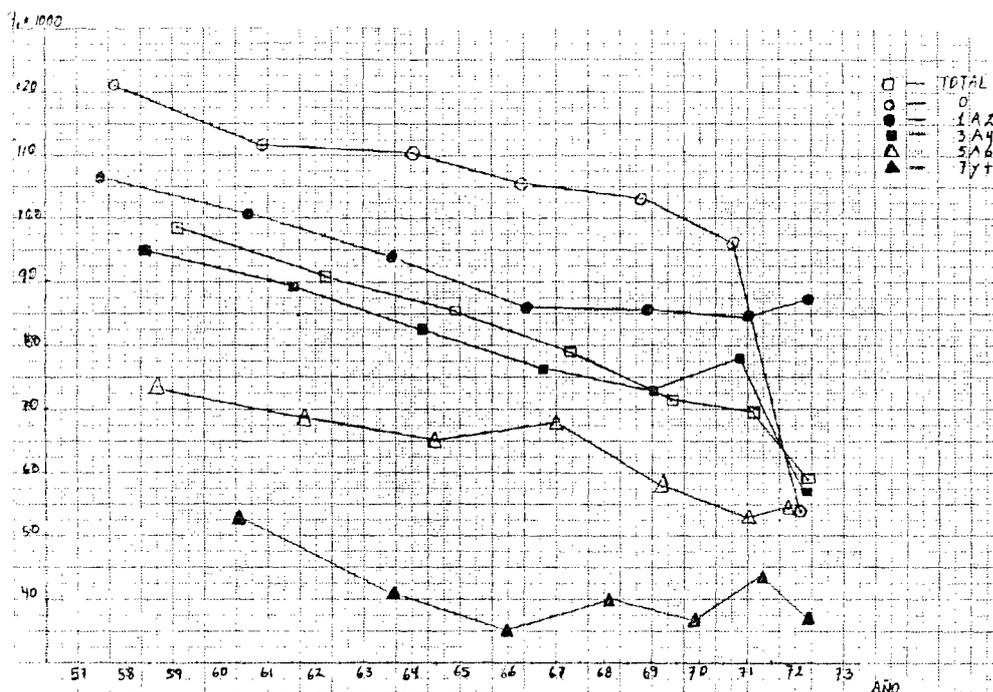
Para algunas categorías (7 y más años de instrucción por zona de residencia) se encontró que el nivel de mortalidad al que correspondería en la familia Sur la q_1 equivalente, no era posible de tenerse dado lo bajo que indicaba la x_{q_0} . En consecuencia, se optó por estimar la x_{q_0} para 7 y más años de instrucción por zona de residencia con Este y, en base al análisis realizado para determinar el modelo de mortalidad, el cual indicaba un cambio de Sur a Este, por tanto una baja en la mortalidad.

Para mostrar los diferenciales generales en una forma más clara los resultados que se presentan en el Capítulo III han sido ajustados utilizando promedios móviles trienales, eliminando el grupo 15-19. Asimismo, los valores que se presentan han sido tomados una vez hecho el ajuste. Para tener las estimaciones en dos momentos y comparables según las categorías estudiadas, se tomaron las estimaciones para 1962 y 1969 por considerarse que corresponden a las estimaciones más confiables. En algunos casos se hizo extrapolación gráfica de la tendencia para tener las estimaciones a estas fechas.

Por último, queremos ahora mostrar los resultados obtenidos en este estudio con otras fuentes, en el Cuadro 6:

Gráfico 1

TOTAL DEL PAIS POR NIVELES DE INSTRUCCION (VALORES SIN AJUSTAR).



Fuente: Anexo

Cuadro 6

PROBABILIDADES DE MORIR EN EL PRIMER AÑO DE VIDA SEGUN DIVERSAS FUENTES. (Por mil nacidos vivos).

| Fecha | Estadísticas vitales <u>a/</u> | Encuesta Nacional de fecundidad <u>b/</u> | Tablas de vida <u>c/</u> | Estimadas <u>d/</u> |
|---------|--------------------------------|-------------------------------------------|--------------------------|---------------------|
| 1960-62 | 77.0 | 76.8 | --- | 91.9 |
| 1963-65 | 79.7 | 79.5 | 81.2 | 85.4 |
| 1966-68 | 72.7 | 74.6 | --- | 78.9 |
| 1969-71 | 67.2 | 70.4 | --- | 73.7 |
| 1972-74 | --- | --- | 49.5 | --- |

a/ Ortega, Antonio y Rodríguez, Virginia, Estudio de Costa Rica, Op.Cit., defunciones corregidas en un 10% de subregistro.

b/ Ortega y Rodríguez, Op.Cit., modelo OESTE (WFS, 1976).

c/ Tablas de vida 1963 y 1973, defunciones corregidas en 10% por subregistro.

d/ Coale-Trussell, modelo SUR (valores ajustados mediante promedios móviles a fechas aproximadas).

En el Cuadro 6 podemos observar que las estimaciones realizadas en el presente estudio verifican el descenso de la mortalidad infantil en Costa Rica, sin embargo en todos los años los valores de q_0 son superiores a los obtenidos mediante otras fuentes, si bien, las diferencias se van haciendo más pequeñas en fechas más recientes.

Una de las posibles razones de las diferencias entre la estimación y las provenientes de estadísticas vitales y de las tablas de vida, podría estar en la corrección efectuada en las defunciones, de manera que estas fuentes estuvieran subestimando la mortalidad del período. Sin embargo, al comparar las estimaciones con la que se obtuvo de la Encuesta Nacional de Fecundidad del año 1976, las diferencias parecerían atribuibles al modelo de mortalidad utilizado que deriva estimaciones más altas que el modelo Oeste utilizado en los trabajos que se citaron en la nota 9 de este trabajo. En consecuencia, parecería razonable profundizar más sobre el modelo de mortalidad de Coale-Demeny que mejor representa la estructura de la mortalidad de Costa Rica.

III. ESTIMACIONES DE LA MORTALIDAD EN EL PRIMER AÑO DE VIDA.

1. La mortalidad a nivel del país y por zonas urbana y rural

Los resultados obtenidos de la aplicación de la Variante Trussell, modelo Sur, para el total del país y por zonas urbana y rural se presentan en el Cuadro 7 y en el Gráfico 2.

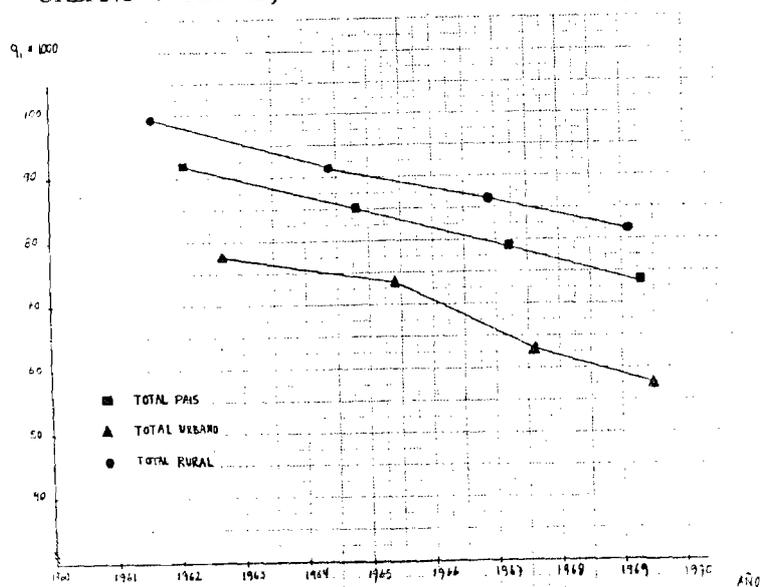
A nivel nacional se obtuvo probabilidades de morir en el primer año de vida de 92 por mil nacidos vivos en 1962 y de 74 por mil en 1969, lo que significó un 19.6 por ciento de disminución. Sin embargo, al considerar la zona de residencia urbana y rural de las mujeres, observamos que existen diferencias de mortalidad según una y otra zona.

Cuadro 7
PROBABILIDADES DE MORIR EN EL PRIMER AÑO DE VIDA PARA EL TOTAL DEL PAIS Y POR ZONAS URBANA Y RURAL, 1962-1969.

| Año | Total | Urbano | Rural |
|---------------------------|-------|--------|-------|
| 1962 | 92 | 78 | 98 |
| 1969 | 74 | 58 | 82 |
| Porcentaje de disminución | 19.6 | 25.6 | 16.3 |

Fuente: Anexo

Gráfico 2
PROBABILIDADES DE MORIR EN EL PRIMER AÑO DE VIDA PARA TOTAL,
URBANO Y RURAL, 1962-1969 (Valores ajustados).



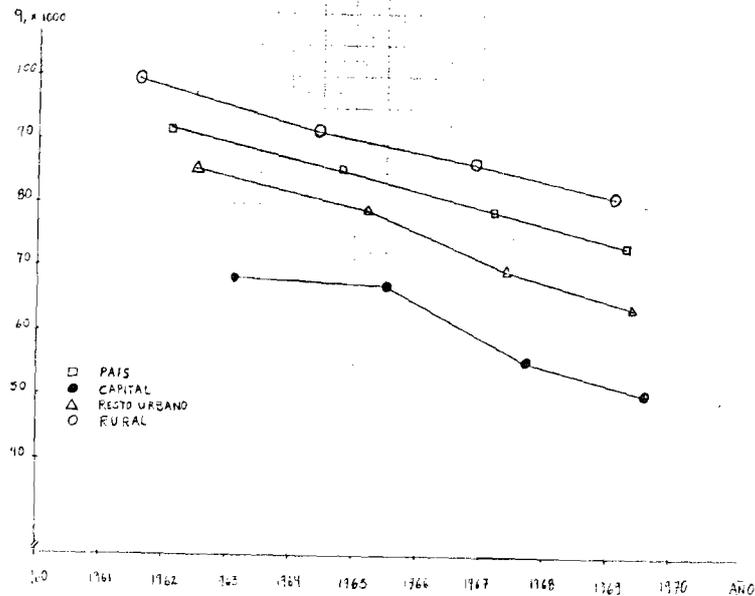
Fuente: Anexo

Podemos observar que la mortalidad mayor durante el período 1962-1969 corresponde a niños de mujeres que residían en zonas rurales, cuya probabilidad se estima en 98 por mil en 1962 y 82 por mil para 1969. A su vez, este grupo presenta el porcentaje de reducción menor (16.3%). Estos resultados son significativos si se piensa que para 1973, Costa Rica tenía un porcentaje de población que vivía en zonas rurales de 59.4%.

Destaca también el hecho de que los niños de mujeres que residían en zonas urbanas tenían el nivel de mortalidad menor y la mayor reducción porcentual. Esto puede estar asociado a mejores posibilidades de acceso a servicios de salud y centros hospitalarios.

Para indagar en los diferenciales estimados se considera ahora lo que pasa al interior de lo urbano, tomando por separado la mortalidad de los niños de mujeres que residían en la capital y las del resto de zona urbana del país. Los resultados se muestran en el Cuadro 8 y en el Gráfico 3.

Gráfico 3
 PROBABILIDADES DE MORIR EN EL PRIMER AÑO DE VIDA PARA TOTAL PAIS, CAPITAL,
 RESTO URBANO Y RURAL, 1962 - 1969



Fuente: Anexo

Cuadro 8
 PROBABILIDADES DE MORIR EN EL PRIMER AÑO DE VIDA SEGUN CAPITAL
 Y RESTO URBANO, 1962-1969

| | q ₁ * 100 | | Porcentaje de disminución |
|--------------|----------------------|------|---------------------------|
| | 1962 | 1969 | Por cien |
| Resto urbano | 87 | 65 | 25.3 |
| Capital | 69 | 52 | 24.6 |

Del Cuadro 8 puede observarse que, dentro de lo urbano, existen diferencias de mortalidad infantil según se considere la capital y el resto urbano. La menor mortalidad de la capital se mantuvo durante todo el período, sin embargo, los porcentajes de disminución no presentaban diferencias significativas entre una y otra zona.

Se ha agregado al Gráfico 3 las estimaciones que se obtuvieron para las zonas de residencia con el objetivo de mostrar en donde se daban las mayores y menores probabilidades de muerte. Del Gráfico 3 podría plantearse como hipótesis que la zona de residencia tiene asociación directa con el nivel de mortalidad.

No obstante los resultados de las estimaciones consideradas, que indican diferenciales de mortalidad infantil dentro del total del país por zonas de residencia, se está trabajando aún con estimaciones burdas para grandes agregados. Con el objetivo de estudiar más a fondo las características que se asocian a tales diferenciales, se consideran a continuación los resultados obtenidos al estudiar la probabilidad de morir en el primer año de vida según el nivel de instrucción alcanzado por las mujeres que declararon hijos nacidos vivos e hijos vivos actualmente.

2. La mortalidad infantil según nivel de instrucción de la mujer

Al igual que fueron expuestos los resultados de las estimaciones realizadas a nivel nacional en total, urbano-rural y dentro de lo urbano por capital y resto urbano, asimismo, las estimaciones de mortalidad infantil por nivel de instrucción de las mujeres sigue ese orden de presentación.

En el Cuadro 9 y en el Gráfico 4 se puede observar los resultados para el total del país por niveles de instrucción de las mujeres:

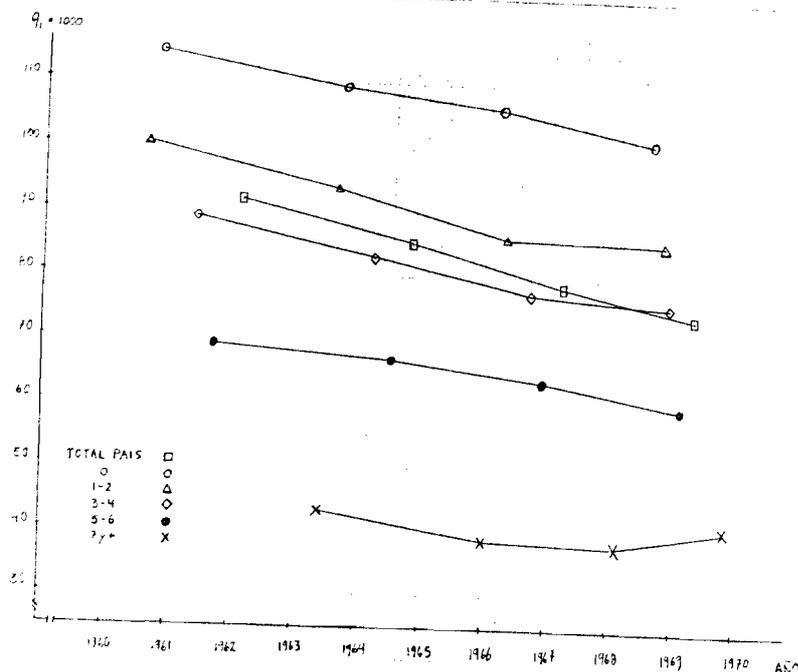
Cuadro 9

PROBABILIDADES DE MORIR EN EL PRIMER AÑO DE VIDA PARA TOTAL DEL PAIS SEGUN NIVEL DE INSTRUCCION DE LAS MUJERES, 1962-1969

| Nivel de instrucción | Probabilidades (por mil) | | Porcentajes de disminución |
|----------------------|--------------------------|------|----------------------------|
| | 1962 | 1969 | |
| 0 | 113 | 101 | 10.6 |
| 1 - 2 | 97 | 86 | 11.3 |
| 3 - 4 | 88 | 76 | 13.6 |
| 5 - 6 | 69 | 60 | 13.0 |
| 7 y + | 45 | 40 | 11.1 |

Fuente: Anexo.

Gráfico 4
TOTAL PAIS POR NIVELES DE INSTRUCCION.



Fuente: Anexo.

Podemos notar en el Cuadro 9 que en ambos años las probabilidades de morir en el primer año de vida descienden según sea mayor el nivel de instrucción alcanzado por las mujeres. En relación a los porcentajes de disminución no se nota un patrón definido, los resultados indicarían que el porcentaje fue mayor según mayores niveles de instrucción, a excepción del grupo de 7 y más años de estudio cuya disminución de 11.1% puede deberse a que ya era baja la mortalidad en el momento inicial o a problemas derivados de la información.

En el Gráfico 4 se puede observar con mayor claridad los diferenciales estimados. Allí se nota como la mortalidad mayor proviene de niños de mujeres sin ningún año de educación formal. Los niños de mujeres con niveles de 1 a 2 y 3 a 4 años presentan diferencias menores entre sí, mientras que la mortalidad que se deriva de las mujeres con 5 a 6 años de instrucción presenta mortalidad más baja. La mortalidad en el grupo con 7 y más años resultó ser la más baja del período. En este grupo de más baja mortalidad se hizo un análisis aparte, desagregándolo en 7 a 9 y 10 y más, encontrándose que existían diferenciales, siendo propiamente, el grupo de 10 y más el de menor mortalidad.

Ahora interesa ver qué ocurre al desagregar esta información en zonas urbana y rural. Los resultados se presentan en el Cuadro 10 y en el Gráfico 5.

En el Cuadro 10 se observa que la tendencia a obtener estimaciones de mortalidad menores conforme mayor es el nivel de instrucción de las mujeres es independiente de la zona de residencia. Sin embargo, las estimaciones para la zona rural resultaron algo más altas que en la zona urbana para los mismos niveles de instrucción. Con relación a los porcentajes de disminución no se puede decir que exista un patrón claramente descriptible, sobre todo en la zona rural. En la zona urbana parece que las disminuciones relativas fueron mayores según mayor nivel de instrucción a excepción del grupo 7 y más cuyo 7.5 por ciento de descenso pueda ser efecto de problemas en la información o por tratarse del grupo de más baja mortalidad.

En el Gráfico 5 pueden observarse las tendencias y diferenciales de la mortalidad infantil por zonas de residencias y niveles de instrucción. Sobre el grupo 7 y más podría más bien decirse que no sufrió cambios importantes en su tendencia. De este gráfico interesa notar que la variable nivel de instrucción resulta ser más útil como discriminante de la mortalidad infantil. Se observa que los grupos que tenían la mayor mortalidad del período se encontraron en los niños de mujeres con más bajos niveles de instrucción tanto de la zona urbana como de la rural.

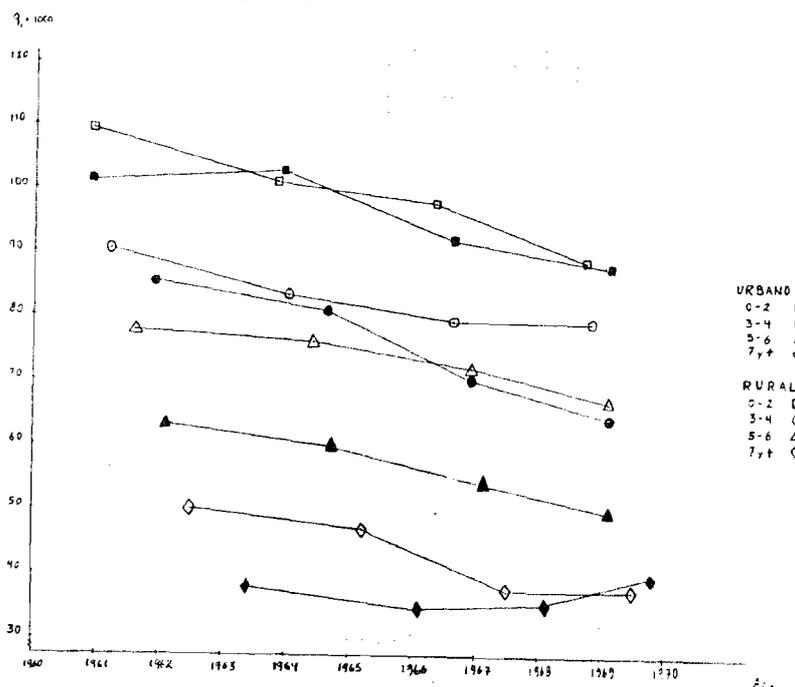
Cuadro 10

PROBABILIDADES DE MORIR EN EL PRIMER AÑO DE VIDA SEGUN
ZONAS URBANA Y RURAL POR NIVEL DE INSTRUCCION, 1962-69 (por mil).

| | q ₁ * 1000 | | Porcentaje de disminución |
|---------------|-----------------------|------|---------------------------------|
| | 1962 | 1969 | |
| <u>Urbana</u> | | | |
| 0 - 2 | 102 | 88 | 13.7 |
| 3 - 4 | 85 | 65 | 23.5 |
| 5 - 6 | 64 | 50 | 21.9 |
| 7 y + | 40 | 37 | 7.5 |
| <u>Rural</u> | | | |
| 0 - 2 | 107 | 89 | 16.8 |
| 3 - 4 | 89 | 79 | 11.2 |
| 5 - 6 | 78 | 67 | 14.1 |
| 7 y + | 50 | 39 | 22.0 |

Fuente: Anexo.

Gráfico 5
 PROBABILIDADES DE MORIR EN EL PRIMER AÑO DE VIDA PARA ZONAS URBANA Y RURAL SEGUN NIVELES DE INSTRUCCION DE LAS MUJERES.



Fuente: Anexo.

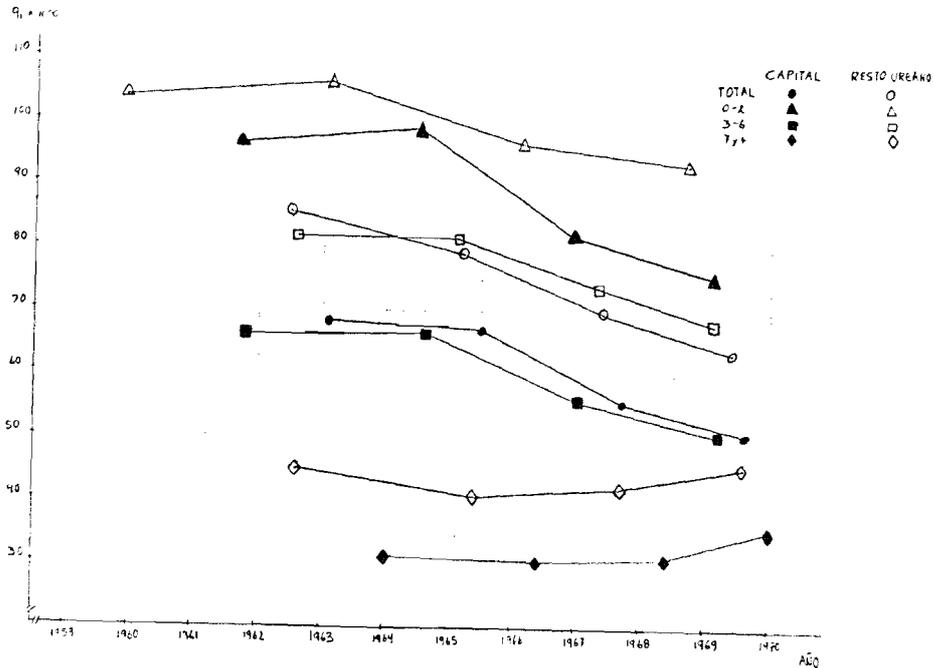
Para indagar sobre la relativa independencia del nivel de mortalidad con respecto a la zona de residencia, se desagregó la información de la zona urbana. Los resultados se muestran en el Cuadro 11 y en el Gráfico 6. Se puede notar cómo en el resto urbano se daban niveles de mortalidad muy parecidos al de la zona rural, ligados más a los niveles de instrucción de las mujeres que a su zona de residencia.

Cuadro 11

PROBABILIDADES DE MORIR EN EL PRIMER AÑO DE VIDA PARA CAPITAL Y RESTO URBANO SEGUN NIVELES DE INSTRUCCION DE LAS MUJERES

| | Probabilidad (por mil) | | Porcentaje de disminución |
|--------------|------------------------|------|---------------------------|
| | 1962 | 1969 | |
| Capital | | | |
| 0 - 2 | 97 | 86 | 11.3 |
| 3 - 6 | 66 | 51 | 22.7 |
| 7 y + | 32 | 31 | 3.1 |
| Resto urbano | | | |
| 0 - 2 | 105 | 93 | 11.4 |
| 3 - 6 | 82 | 68 | 17.1 |
| 7 y + | 46 | 43 | 6.5 |

Gráfico 6
PROBABILIDAD DE MORIR EN EL PRIMER AÑO DE VIDA POR ZONA DE RESIDENCIA SEGUN NIVELES DE INSTRUCCION



Fuente: Anexo.

Las estimaciones indican que la categoría de urbano está ocultando diferenciales de mortalidad infantil por niveles de instrucción. Al tomar la capital y el resto urbano nos encontramos con el grupo de mujeres cuya estimación de mortalidad resultó la más baja del período de estudio: la mortalidad de niños cuyas madres residían en la capital y poseían 7 ó más años de educación formal.

En el Gráfico 6 se puede observar con mayor claridad los diferenciales estimados y de nuevo se observa que para las mujeres de 7 y más años de instrucción la estimación de mortalidad resultó ser la más baja. Debe hacerse referencia a los problemas que puede traer tal nivel de desagregación de la información que pueden hacer creer que la mortalidad en este grupo aumentó en años más recientes, más conveniente sería suponer que no hubo cambios importantes en el período considerado. (Véase Capítulo II).

Un resumen de los resultados de este estudio y las principales conclusiones a las que se llegó se presentan a continuación.

CONCLUSIONES

Este trabajo ha permitido estimar la mortalidad de los menores de un año de edad para Costa Rica en el período 1962-1969. Estos son los principales resultados:

- La mortalidad infantil a nivel del país pasó de 92 por mil nacidos vivos en 1962 a 74 por mil en 1969, lo que significó una disminución porcentual alrededor del 20 por ciento.
- Los resultados por zona urbana y rural a nivel total permitieron poner a descubierto la sobremortalidad rural durante el período de estudio: de 98 por mil en la zona rural y 78 por mil en la urbana en 1962 se pasó a 82 y 58 por mil en 1969, respectivamente. En ambas zonas se dieron descensos de la mortalidad aunque éste fue mayor en la zona urbana.
- Cuando se desagregó la información de zona urbana en capital y resto urbano, se encontró que en la capital se poseía la mortalidad más baja dentro del país. Sin embargo, al observar que no habían diferencias importantes entre el resto urbano y la zona rural se desechó la hipótesis de que la zona de residencia podría estar directamente asociado a las diferencias de mortalidad.
- Los resultados obtenidos por niveles de instrucción de las mujeres mostraron mayor grado de asociación con los diferenciales de mortalidad. Fue posible identificar a los sectores de la población con mayores probabilidades de morir, entre los niños de mujeres con más bajos niveles de instrucción, tanto de zona rural como urbana. Los sectores de más baja mortalidad se encontraban entre niños de mujeres con mayores niveles de instrucción en todas las zonas de residencia consideradas, aunque más bajo en la capital.

Si bien se obtuvieron en todos los casos analizados porcentajes de disminución de la mortalidad infantil, aún existían hacia 1969 sectores de la población con altas probabilidades de muerte. Este hecho hace suponer que si a partir de 1970 se pretendía disminuir la mortalidad infantil en Costa Rica, dicha disminución estaría condicionada a un cambio en las condiciones de vida o a una

política social y de salud que se extendiera hacia los sectores de la población que presentaban mayor mortalidad y peores condiciones de vida. En otras palabras, la reducción de la mortalidad infantil a partir de 1970 dependería de la disminución en los grupos de menor instrucción del país, sobre todo en zonas rurales.

Luis Rosero estimó que entre 1972 y 1980 la mortalidad infantil descendió de 60 a 20 por mil nacidos vivos.^{15/} Este autor atribuye este descenso a factores favorables de tipo social y económico así como al descenso de la fecundidad. Sin embargo, le da mayor importancia a las intervenciones del sector salud para que se diera dicho descenso, en especial a los programas de salud rural y comunitaria.

Se considera importante recomendar que se profundice en esta clase de estudios, incorporando otras variables asociadas a la clase social, para apoyar los programas de salud y bienestar social dentro de los planes de desarrollo de los gobiernos.

En el caso de Costa Rica cobra un interés particular, dado que en poco tiempo se tendrá acceso al último Censo de Población que se levantó en 1984.

Por último, deseamos dejar constancia de la necesidad de refinar las metodologías de estimación así como los análisis que permitan determinar con mayor exactitud el o los modelos de mortalidad y fecundidad que se ajustan a la estructura de cada país o región. Esto permitirá contar con estimaciones más precisas que apoyen los esfuerzos por planificar y homogenizar las condiciones de vida de todos los sectores de la sociedad.

^{15/} Rosero, Luis, Determinantes del Descenso de la Mortalidad Infantil en Costa Rica, en Demografía y Epidemiología en Costa Rica, Asociación Demográfica Costarricense, San José, 1985.

BIBLIOGRAFIA

- Behm, Hugo. La mortalidad en los primeros años de la vida en países de la América Latina. Costa Rica 1968-1969; CELADE, Serie A, N°1024, San José, Costa Rica, 1976.
- Mortalidad en América Central: Realidad actual y perspectivas; CELADE-San José, 1981.
- Brass, William. Cuatro Lecciones de William Brass; CELADE, Serie D, N°91, Santiago de Chile, septiembre 1977.
- Bronfman, Mario y Tuirán, Rodolfo. "La Desigualdad Social ante la Muerte: Clases Sociales y Mortalidad en la Niñez" en Memorias del Congreso Latinoamericano de Población y Desarrollo, UNAM, El Colegio de México, PISPAL, Vol.1, México, 1983.
- Chackiel, Juan. La Fecundidad y la Mortalidad en Costa Rica, 1963-1973; CELADE, Serie A, N°1023, San José, Costa Rica, 1976.
- Dirección General de Estadística y Censos. Tablas Abreviadas de Vida, Costa Rica, 1963; Revista de Estudios y Estadísticas, Serie Demográfica N°4, San José, Costa Rica, 1967.
- Censos Nacionales de 1973. Población, Tomo I, San José, Costa Rica, 1974.
- Dirección General de Estadísticas y Censos y CELADE. Evaluación del Censo de 1973 y Proyecciones de la Población por sexo y grupos de edades, 1950-2000, San José, Costa Rica, 1976.
- Tablas de Vida de Costa Rica 1972-1974, San José, Costa Rica, 1976.
- Ortega, Antonio y Rodríguez, Virginia. Estudio de Costa Rica, Documento de Trabajo para el Panel de América Latina, CELADE-San José, 1979.
- Rosero B., Luis. "Determinantes del Descenso de la Mortalidad Infantil en Costa Rica" en Demografía y Epidemiología en Costa Rica, Asociación Demográfica Costarricense, San José, Costa Rica, 1985.
- United Nation, Department of International Economic and Social Affairs. Manual X Indirect Techniques for Demographic Estimation; Population Studies N°81, ST/ESA/SER.A/81, New York, 1983.

A N E X O

ANEXO

COSTA RICA: PROBABILIDAD DE MORIR EN EL PRIMER AÑO DE VIDA ESTIMADA POR LA VARIANTE TRUSSELL, SEGUN NIVEL DE INSTRUCCION DE LAS MUJERES Y POR ZONA DE RESIDENCIA. (por mil nacidos vivos).

| | | TOTAL PAIS | | | | | | | | URBANO | | | | | | | | RURAL | | | | | | | |
|----------------------|-------|------------|-------|----------|-------|----------|------|-------|------|----------|-------|----------|------|----------|------|-------|------|----------|-------|----------|------|----------|------|-------|------|
| Sin ins- trucción | | 1-2 años | | 3-4 años | | 5-6 años | | 7 y + | | 0-2 años | | 3-4 años | | 5-6 años | | 7 y + | | 0-2 años | | 3-4 años | | 5-6 años | | 7 y + | |
| Año | MI | Año | MI | Año | MI | Año | MI | Año | MI | Año | MI | Año | MI | Año | MI | Año | MI | Año | MI | Año | MI | Año | MI | Año | MI |
| 1971 | 96.1 | 1971 | 84.8 | 1971 | 78.1 | 1971 | 53.1 | 1971 | 44.1 | 1971 | 86.7 | 1971 | 60.0 | 1971 | 46.7 | 1971 | 45.9 | 1971 | 75.7 | 1971 | 83.4 | 1971 | 57.0 | 1971 | 38.6 |
| 1969 | 103.0 | 1969 | 85.7 | 1969 | 73.0 | 1969 | 58.2 | 1970 | 36.9 | 1969 | 71.7 | 1969 | 57.3 | 1969 | 42.8 | 1970 | 33.6 | 1969 | 97.1 | 1969 | 78.0 | 1969 | 69.8 | 1970 | 45.1 |
| 1966 | 105.6 | 1966 | 86.3 | 1967 | 76.7 | 1967 | 68.0 | 1968 | 40.0 | 1967 | 106.0 | 1967 | 75.7 | 1967 | 60.9 | 1968 | 41.7 | 1966 | 93.8 | 1967 | 77.0 | 1967 | 75.4 | 1968 | 29.9 |
| 1964 | 110.8 | 1964 | 94.0 | 1964 | 82.7 | 1965 | 65.4 | 1966 | 35.2 | 1964 | 99.6 | 1965 | 77.9 | 1965 | 59.8 | 1966 | 32.6 | 1964 | 103.1 | 1964 | 84.6 | 1965 | 72.6 | 1965 | 37.9 |
| 1961 | 111.9 | 1961 | 101.0 | 1962 | 89.7 | 1962 | 67.9 | 1964 | 41.3 | 1961 | 105.9 | 1962 | 90.3 | 1962 | 59.3 | 1964 | 30.3 | 1961 | 107.0 | 1961 | 89.4 | 1967 | 81.1 | 1963 | 74.1 |
| 1958 | 121.6 | 1958 | 106.6 | 1958 | 116.8 | 1959 | 73.7 | 1960 | 53.1 | 1958 | 98.3 | 1959 | 89.0 | 1959 | 71.2 | 1960 | 51.9 | 1958 | 118.7 | 1958 | 98.3 | 1959 | 80.3 | 1959 | 38.7 |

| RESTO URBANO | | | | | | CAPITAL | | | | | | TOTALES | | | | | | | | | |
|--------------|-------|----------|------|------------|------|----------|-------|----------|------|------------|------|---------|------|--------|------|-------|-------|--------------|------|---------|------|
| 0-2 años | | 3-6 años | | 7 y + años | | 0-2 años | | 3-6 años | | 7 y + años | | País | | Urbano | | Rural | | Resto Urbano | | Capital | |
| Año | MI | Año | MI | Año | MI | Año | MI | Año | MI | Año | MI | Año | MI | Año | MI | Año | MI | Año | MI | Año | MI |
| 1971 | 93.0 | 1971 | 57.7 | 1971 | 52.0 | 1971 | 74.5 | 1971 | 43.4 | 1971 | 40.0 | 1971 | 70.0 | 1971 | 54.7 | 1971 | 77.0 | 1971 | 62.1 | 1977 | 50.7 |
| 1969 | 82.1 | 1969 | 58.4 | 1970 | 41.2 | 1969 | 46.4 | 1969 | 36.5 | 1970 | 27.7 | 1969 | 71.8 | 1970 | 47.6 | 1970 | 83.2 | 1970 | 58.7 | 1971 | 45.9 |
| 1966 | 105.1 | 1967 | 88.1 | 1968 | 43.5 | 1967 | 105.9 | 1967 | 71.5 | 1968 | 39.9 | 1967 | 79.3 | 1968 | 70.2 | 1967 | 84.0 | 1968 | 69.7 | 1970 | 34.7 |
| 1963 | 102.4 | 1965 | 75.5 | 1965 | 42.3 | 1966 | 94.1 | 1964 | 59.4 | 1967 | 25.5 | 1965 | 85.6 | 1965 | 71.8 | 1965 | 92.5 | 1965 | 80.8 | 1968 | 70.7 |
| 1960 | 111.4 | 1963 | 81.4 | 1963 | 35.8 | 1962 | 35.8 | 1962 | 97.5 | 1962 | 69.0 | 1962 | 91.2 | 1963 | 78.5 | 1962 | 97.8 | 1963 | 86.5 | 1963 | 69.8 |
| 1957 | 97.6 | 1960 | 88.5 | 1960 | 57.6 | 1959 | 98.2 | 1959 | 70.1 | 1961 | 46.9 | 1959 | 98.9 | 1960 | 82.9 | 1959 | 108.3 | 1960 | 89.1 | 1960 | 74.0 |

