

CENTRO LATINOAMERICANO DE DEMOGRAFIA
CELADE - San José

CURSO BASICO DE DEMOGRAFIA
1974



TRABAJO FINAL DE INVESTIGACION

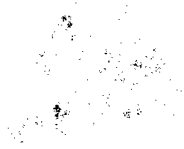
Título : COSTA RICA: LA MORTALIDAD INFANTIL EN LOS ULTIMOS 20 AÑOS Y
UN INTENTO POR DETERMINAR LOS FACTORES SOCIO-ECONOMICOS QUE
EXPLICAN SU VARIANCIA.

Autor : Celso A. Porras Fallas

Asesor(es) : Paulo Campanario
Nelson Lenis

DISTRIBUCION INTERNA

*San José, Costa Rica
Diciembre de 1974*



•
•

•
•

INDICE DE CUADROS Y GRAFICOS

CUADROS:

1. Proporción no registrada por provincias de las defunciones ocurridas en el sistema hospitalario nacional entre Junio 1952 y Junio 1963 y en 1966.....	8
2. COSTA RICA: Tasas de mortalidad infantil, neonatal y de 1-11 meses, 1952-1972.....	16
3. COSTA RICA: Tasas de mortalidad infantil, por provincias 1952-72.....	18
4. Cambios en la mortalidad infantil y sus componentes 1952-54 a 1970-72, por provincias.....	19
5. COSTA RICA: Tasas de mortalidad neonatal, por provincias 1952-72.....	21
6. COSTA RICA: Tasas de mortalidad de 1-11 meses, por provincias 1952-72.	22
7. Reducción de la mortalidad infantil. Países seleccionados, 1952-72....	24
8. COSTA RICA: Tasas de mortalidad infantil endógena y exógena. Por Estadísticas Vitales y el método de Bourgeois-Pichat.1952-1972.....	31
9. COSTA RICA: Fc (F calculada) 1970-1972.....	40

GRAFICOS

1. COSTA RICA: Mortalidad Infantil, Neonatal y de 1-11 meses, 1952-72....	16
2. Curso de los componentes de la mortalidad infantil. Costa Rica (1952-72) y Suecia (1923-72).....	14
3. Mortalidad Infantil por provincias 1952-1972.....	18
4. Cambio porcentual de la mortalidad infantil y sus componentes. 1952-54 a 1970-72, por provincias.....	19
6. Mortalidad Infantil de 1-11 meses, por provincias 1952-72.....	22
7. Tasas de Mortalidad Infantil. Países seleccionados, 1952-72.....	24
8. COSTA RICA: Mortalidad Infantil endógena y exógena. Método de B.-Pichat y Estadísticas Vitales, 1952-1972.....	31
9. SAN JOSE: Análisis Biométrico de la Mortalidad Infantil 1970-72.....	32
10. HEREDIA: Análisis Biométrico de la Mortalidad Infantil 1970-72.....	32
11. LIMON: Análisis Biométrico de la Mortalidad Infantil 1970-72.....	32
12. GUANACASTE: Análisis Biométrico de la Mortalidad Infantil 1970-72.....	32

INDICE

I.	INTRODUCCION Y OBJETIVOS.....	1
II.	La Medición de la Mortalidad Infantil.....	2
	Métodos de Medición.....	3
III.	Evolución de la Mortalidad Infantil en los últimos 20 años.....	7
	La Información Básica y sus limitaciones.....	7
	Metodología.....	12
	Análisis.....	13
	Tendencia General.....	13
	Tendencia de la Mortalidad Infantil por provincias (1952-72).....	15
	Mortalidad Infantil en otros países.....	20
IV.	Determinantes.....	33
	Información Básica y sus limitaciones.....	37
	Marco Teórico.....	37
	Metodología.....	38
	CONCLUSIONES.....	45
	ANEXO.....	47
	BIBLIOGRAFIA.....	52

Capítulo I. INTRODUCCION Y OBJETIVOS

El mejoramiento de las condiciones económicas y sociales parece haber actuado directamente sobre la mortalidad infantil en algunos países desarrollados donde esa variable comenzó a descender en un período anterior al uso de modernas técnicas médicas y sanitarias. En la actualidad, en los países subdesarrollados, junto a la acción de los progresos médico-sanitarios en la disminución de la mortalidad infantil, se suma la acción directa que ejercen sobre ella los factores económico-sociales, que dentro de los propios países dificultan la acción uniforme de los progresos médicos entre los diferentes sectores y grupos sociales que los componen.

Dado que el nivel de la mortalidad infantil es justamente uno de los indicadores más usados para tratar de definir la estrecha relación que hay entre éste y el grado de desarrollo económico, social y cultural; y cada vez se hace más imperiosa la necesidad de conocer cuales son los factores que actúan sobre esos niveles, creando comportamientos diferenciales por regiones. Se intenta en este estudio una posibilidad de determinar los factores socio-económicos que explican la variancia de la mortalidad infantil en Costa Rica.

Para tal objetivo se hace una descripción del panorama de la mortalidad infantil en Costa Rica, en los últimos 20 años, tomando en cuenta su evolución por componentes y tratando de ligar cada vez más esta evolución a las condiciones socio-económicas que pueden haberla determinado. Teniendo así una imagen global de lo que ha sido y es el comportamiento de la mortalidad infantil.

Luego se presenta, en el capítulo IV, el desarrollo de dos posibilidades mediante las cuales se pueden determinar los factores socio-económicos más significativos, en el comportamiento diferencial de la mortalidad infantil en el país.

La primera se basa en el hecho de tomar una muestra de nacimientos y observarlos hasta su primer cumpleaños, registrando de cada uno las condiciones que determinan su nivel de vida, y las defunciones que ocurran. También ésta posibilidad, puede llevarse a cabo a partir de los registros de hechos vitales.

Sin embargo, se debería disponer de tabulaciones cruzadas de los factores socio-económicos y las defunciones de menores de un año, lo cual desgraciadamente no existe, ni es posible hacer, dada la calidad de la información y de los datos que se incluyen en las boletas correspondientes.

La segunda exige dividir el país en regiones (que aquí serán cantones) para las cuales se obtendrán indicadores socio-económicos, que se suponen representativos de toda la región y además (a priori) que determinan los niveles de la mortalidad infantil.

Capítulo II. LA MEDICION DE LA MORTALIDAD INFANTIL

Al tratar de medir la acción de la muerte sobre los niños menores de un año, se presentan diferentes tipos de limitaciones; provenientes principalmente de la falta de integridad de la inscripción de nacimientos y defunciones, de la falta de uniformidad de los sistemas de inscripción y de las definiciones; y de la incapacidad para referir las defunciones a los respectivos nacimientos.

Las fallas en los registros de nacimientos y defunciones se originan; unas en la falta de registro de los hechos o en su declaración tardía, y otras en errores en la información solicitada. Y por lo tanto afectan en forma sensible la medición del nivel de la mortalidad infantil.

La integridad y oportunidad con que se cumplan las disposiciones de registro de nacimientos y defunciones están íntimamente relacionadas con la organización y eficiencia de las autoridades o instituciones encargadas de efectuar dicha labor; de la conciencia cívica de la población y de la existencia de disposiciones prácticas que estimulen la inscripción.

En cuanto a las definiciones, interesa en especial la diferencia entre "nacimiento vivo" y "defunción fetal". Las cuales son definidas de la siguiente forma: "Nacido Vivo ^{1/} es la expulsión o extracción completa del cuerpo de la madre, prescindiendo de la duración del embarazo, de un producto de la concepción que, después de tal separación, respire o manifieste cualquier otro signo de vida, tal como el latido del corazón, pulsaciones del cordón umbilical, o movimiento efectivo de músculos voluntarios, haya o no haya sido cortado el cordón umbilical y esté o no unida la placenta; cada producto de tal alumbramiento se considera nacido vivo".

^{1/} NACIONES UNIDAS, "Principios y recomendaciones para un Sistema de Estadísticas Vitales". Serie M, No. 19, Rev. 1.

"Defunción Fetal ^{2/} es la muerte ocurrida con anterioridad a la expulsión completa o extracción del cuerpo de la madre de un producto de la concepción, cualquiera que haya sido la duración del embarazo, la defunción se señala por el hecho de que, después de tal separación, el feto no respire ni muestra cualquier otro signo de vida, tal como el latido del corazón, la pulsación del cordón umbilical ó el movimiento efectivo de músculos voluntarios".

Como se observa, la que define el nacido vivo, es la evidencia de vida, cualquiera que sea la duración del embarazo. La defunción es sólo posible a quien nació vivo. La ausencia de signos de vida en el momento del nacimiento definen la defunción fetal.

Los errores se originan principalmente en la aplicación práctica del criterio y el más importante es considerar como defunción fetal un niño que ha nacido vivo y ha fallecido pocos minutos u horas después. Para resolver en buena parte este problema, se hace uso de la "tasa de mortalidad perinatal". En el numerador de esta tasa se reúnen las defunciones fetales tardías (gestación de 28 semanas o más), con parte de las defunciones del primer mes de vida, lo que parece bastante lógico, porque ambos grupos tienen similares causas.

Pero referente a qué parte de las defunciones de los menores de 28 días debería incluirse en dicha tasa, no hay acuerdo internacional.

Una discusión de estas diferencias de definiciones entre países, se encuentra en publicaciones de Naciones Unidas ^{3/}.

2.1. Métodos de medición

El método más corriente de calcular la tasa de mortalidad infantil, consiste en relacionar las defunciones infantiles de un año civil con el efectivo de los nacidos vivos de ese mismo año.

^{2/} Idem

^{3/} United Nations, "Foetal Infant and Early Childhood Mortality", Vol. 1 : The Statistics, ST/SOA/A/13.

Expresado así:
$$\frac{aD^z + dD^z}{B^z} \quad (1)$$

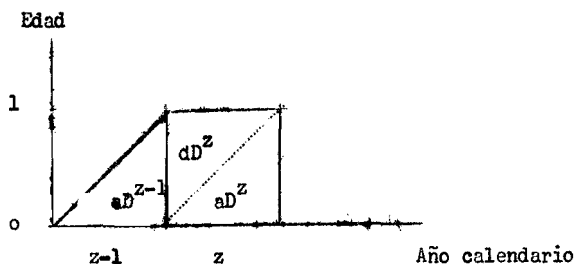


Fig. 1

Pero los fallecidos menores de un año, durante un año del calendario, pertenecen a dos generaciones diferentes: una la del año en curso (z) y otra la del año anterior (z - 1), tal como muestra la figura 1.

De este modo la medida de la mortalidad infantil que es teóricamente irreprochable, es la probabilidad de muerte a 0 años, erróneamente llamada tasa de mortalidad infantil. La cual es definida por el cociente.

$$q_0 = \frac{aD^z + dD^{z+1}}{B^z} \quad (2)$$

donde B^z es el total de nacimientos de un año del calendario y $aD^z + dD^{z+1}$ representa el número de fallecidos de esa generación, antes de cumplir un año de edad. Tal como muestra la figura 2

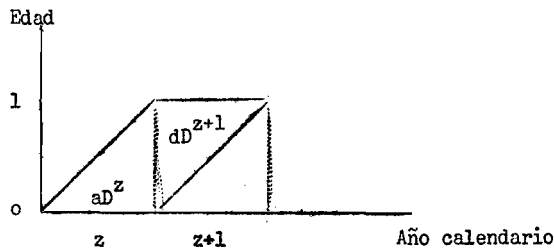


Fig. 2

De todo esto se deriva que si los nacimientos no varían grandemente en 2 años sucesivos e igual cosa ocurre con las defunciones (es decir dD^z no difiere mucho de dD^{z+1}), la tasa de mortalidad infantil estará bastante próxima a la verdadera probabilidad de morir en el primer año de vida.

El primer problema que se encuentra con el cálculo de la "probabilidad" es que requiere clasificar las defunciones de menores de un año según el año de nacimiento. Y la segunda limitación práctica es que necesita la mortalidad de 2 años sucesivos, ya que generalmente se requiere de una tasa para cada año calendario.

Con el fin de subsanar estas dificultades, se han propuesto diversos procedimientos que consisten en ajustar el número de defunciones o bien el número de nacimientos, para que correspondan a igual período de tiempo.

Para el caso del ajuste del número de nacimientos se ha propuesto la siguiente fórmula:

$$\frac{D^z}{(1-k)B^z + kB^{z-1}} \quad (3)$$

que expresa la razón entre las muertes infantiles ocurridas en el año z , y el promedio ponderado de los nacimientos de los años z y $z-1$. Donde k y $1-k$ miden las proporciones de muertes atribuibles a niños nacidos en los años z y $z-1$, respectivamente.

En realidad $k^z \neq k^{z-1}$, pero la fórmula considera, implícitamente, que k no varía. Lo cual no funciona cuando la mortalidad cambia mucho.

Luego, una fórmula que brinda la probabilidad exacta de muerte a 0 años y que se refiere a un mismo año, es la que pondera las defunciones y además no se ve afectada por variaciones en los nacimientos; la cual es expresada de la forma siguiente:

$$q_0^z = 1 - (1 - aq_0^z) (1 - dq_0^z) \quad (4)$$

$$1 - aP_0^z \cdot dP_0^z$$

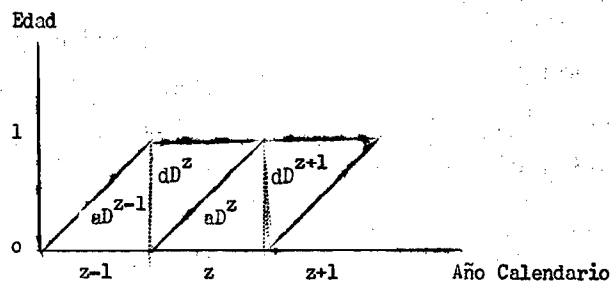


Fig. 3

donde $a q_0^z$ es la probabilidad de muerte a 0 años en el año z, de los nacidos en el año z y $d q_0^z$ es la probabilidad de muerte a 0 años en el año z, de los nacidos en el año z-1.

La fórmula (4) puede demostrarse fácilmente, procediendo a través de las probabilidades de supervivencia; donde:

como

$$p_0^z = a p_0^z \cdot d p_0^z$$

$$a p_0^z + d p_0^z = 1 \quad \text{y} \quad p_0^z + q_0^z = 1$$

implica que

$$p_0^z = (1 - a q_0^z) (1 - d p_0^z)$$

$$q_0^z = 1 - (1 - a q_0^z) (1 - d p_0^z)$$

El único problema que presenta su cálculo se origina en obtener la separación de las defunciones en sus dos componentes ($a D_0$ y $d D_0$) para los años z y z-1. Pero como se había apuntado anteriormente, las estadísticas no clasifican las muertes por el año de nacimiento; se recurre entonces al llamado factor de separación, que se define como

$$f_0 = \frac{d D_0}{D_0}$$

En este caso se deben calcular f_0^z y f_0^{z-1}

El hecho de elegir una u otra de las fórmulas anteriores, depende en parte del nivel de refinamiento que se quiera o que se pueda lograr; y por otra parte de si interesa un análisis por generación o si se quiere la mortalidad de un año específico.

En cuanto a la justificación del uso de fórmulas refinadas, lo fundamental es determinar, en qué medida son necesarios estos refinamientos de acuerdo al uso que se quiera dar a las tasas.

En este sentido Logan ^{4/} indica que "no se requiere más exactitud que la necesaria para interpretar la situación existente desde el punto de vista práctico de poner de manifiesto las tendencias y fluctuaciones reales que existen, y no señalar otras que no existen", "el grado de exactitud necesaria en determinadas circunstancias dependerá exclusivamente de éstas y del crite-

^{4/} United Nations, "Population Bulletin of the United Nations", ST/SOA/Serie N/3, 1953. Existe traducción al español.

rio con que se enfoque la mortalidad infantil".

Además, los factores de alteración de las tasas de mortalidad infantil en América Latina provienen fundamentalmente de la inexactitud de los datos que se usan en su cálculo.

Capítulo III. EVOLUCION DE LA MORTALIDAD INFANTIL EN LOS ULTIMOS 20 AÑOS

3.1. La Información básica y sus limitaciones

Interesan aquí, en mayor grado, los errores que tienen relación con la integridad de las estadísticas de defunciones y de nacimientos.

Aunque en Costa Rica estas estadísticas son mejores a las de la mayoría de los países sub-desarrollados, existen bases para pensar que están afectadas por fallas de importancia.

Tomando en cuenta los alcances de lo que aquí se pretende, lo más prudente es describir algunas comprobaciones y evaluaciones que se han hecho al respecto, y a la vez decidir sobre algunas correcciones o adoptar hipótesis de trabajo que garanticen un nivel adecuado de confianza y de coherencia en las estimaciones y análisis.

Respecto a las estadísticas de defunciones, se puede decir que en Costa Rica no se ha hecho una evaluación completa y cuidadosa de la calidad de las estadísticas vitales.

Algunos trabajos analíticos y ciertas investigaciones directas, realizadas por la Dirección General de Estadística y Censos (D.G.E.) han mostrado que el registro de las defunciones no es completo. Además se ha podido apreciar que el registro ha mejorado significativamente durante las dos últimas décadas.

Cuando se prepararon las "Tablas de Vida de Costa Rica 1949-51"^{5/} se realizó una comparación entre las defunciones anotadas por la D.G.E. y las cifras del Registro Civil, y pudo comprobarse que las cifras de éste para 1949 y 1950, eran superiores a las de aquella; mientras que para 1951, los datos de ambas dependencias eran prácticamente iguales. Las discrepancias pueden atribuirse, principalmente, a que a partir de 1951 el sistema de registro se modificó al adoptarse para la comunicación a la D.G.E. un formulario individual semejante al empleado para el Registro Civil; lo cual no sucedía antes de esa fecha.

^{5/} D.G.E.C., "Tablas de Vida de Costa Rica 1949-51", San José, Costa Rica, 1957.

En 1954 la D.G.E., en conjunto con la Dirección General de Asistencia y del Registro Civil, llevó a cabo un estudio que consistió en tomar las defunciones ocurridas en los hospitales en el período de junio de 1962 a junio de 1963 y determinar si estaban inscritas en el Registro Civil. El resultado fue que de 4630 defunciones analizadas, 701 no aparecían registradas (un 15%)

En cuanto a la variación geográfica, un cuadro presentado por Alberts ^{6/} que se basa en la misma información anterior, revela que el nivel de subregistro, como era de esperarse, varía inversamente con el grado de urbanización y de desarrollo económico-social de la provincia.

Un nuevo estudio, similar al ya citado, fue realizado en 1963 y cubrió el año 1965. Los resultados indicaron que de un total de 3253 defunciones analizadas un 8.7% (283) no estaban registradas. El patrón de subregistro por provincias fue similar al de 1954 aunque a un nivel más alto

Cuadro No. 1

PROPORCIÓN NO REGISTRADA POR PROVINCIAS DE LAS DEFUNCIONES OCURRIDAS EN EL SISTEMA HOSPITALARIO ENTRE JUNIO DE 1962 Y JUNIO DE 1963 Y EN 1965

Provincia	Junio 1962-junio 1963		Años 1966	
	Porcentaje subregistro	%	Porcentaje subregistro	%
COSTA RICA	<u>15.1</u>		<u>8.7</u>	
San José	10.4	6.9	3.0	3.3
Alajuela	13.6	9.0	6.9	7.7
Cartago	14.2	9.4	5.1	5.6
Heredia	15.1	10.7	3.2	3.5
Guanacaste	59.5	39.5	48.1	53.4
Puntarenas	19.4	12.9	10.0	11.1
Limón	17.5	11.5	13.9	15.4

FUENTE: ALBERTS, J., COSTA RICA: Tablas abreviadas de mortalidad por provincias 1962-1964, pág. 9-10.

^{6/} ALBERTS, J., Costa Rica: Tablas abreviadas de mortalidad por provincias 1962-64, CELADE, Subsede. Serie AS No. 9, San José, Costa Rica, 1970, pág. 9.

registro

La disminución global observada de 15.1% a 8.7% entre 1963 y 1965 fue atribuida a la disposición tomada en octubre de 1964 por el Tribunal Supremo de Elecciones en el sentido de invertir con carácter de registradores auxiliares a todos los hospitales, centros rurales de asistencia y clínicas particulares.

Además cabe hacer la observación de que en 1964 se inscribieron las defunciones no registradas, descubiertas en el estudio que se comentó anteriormente por lo tanto para ese año aparece una inscripción tardía fuera de lo normal.

Aunque las investigaciones citadas tienen limitaciones en cuanto a la generalidad de las conclusiones a que llegan; para efectos del presente estudio; se pueden ajustar las defunciones registradas por la D.G.E. aumentándolas en la siguiente forma: 15% para el período 1950-64 ^{7/}. Para el período posterior, 1965-67, en un 10% y en 5% de 1963 en adelante.

Para el caso de las provincias se distribuyó el ajuste que se hizo para el país de acuerdo con la distribución relativa del Cuadro No. 1, de la siguiente manera: para el período 1952-64 la distribución del estudio realizado en 1964; para el período 1965-67 la distribución del estudio realizado en 1963; para el período de 1963 en adelante se hizo una extrapolación de la distribución del último estudio (1963), suponiendo que la distribución en el subregistro sigue el mismo patrón, que entre las dos investigaciones ya citadas. Los resultados fueron los siguientes:

<u>Provincia</u>	<u>Porcentaje de subregistro</u>	<u>%</u>
San José	1.00	2.7
Alajuela	2.00	5.4
Cartago	1.45	4.0
Heredia	1.00	2.7
Guanacaste	22.00	50.0
Puntarenas	3.00	3.2
Limón	6.25	17.0

^{7/} Tomando en cuenta que el dato de 1964 está inflado, por el hecho antes apuntado. Se toman como buenos los datos para 1962-63 y 64 de la evaluación y ajuste incluidas en las "Tablas de Vida de Costa Rica, 1952-64", del Instituto Centroamericano de Estadística, Publicaciones de la Universidad de Costa Rica, Serie Economía y Estadística No. 24, 1967.

Respecto a las cifras de nacimientos el problema básico es la inscripción tardía. Aunque su pronto registro es obligatorio, fue tradicional, hasta épocas relativamente recientes, que una parte importante de los nacimientos ocurridos en un cierto año calendario no se registraban en el transcurso de ese año, sino posteriormente. Además es probable que algunos no se inscribieran nunca.

El punto de vista aplicado por la D.G.E. para obtener cifras oficiales de nacimientos, fue durante mucho tiempo el de que se puede dar una satisfactoria compensación, entre los nacimientos ocurridos que no llegan a inscribirse en el transcurso del año y los que habiendo ocurrido en años anteriores se registran en el año calendario en consideración. Pero desde 1947 se notó que en los años previos a elecciones las cifras de nacimientos registrados eran alteradas bruscamente por una fuerte inscripción de personas adultas. Este fenómeno se observó en 1947, se puso de manifiesto de nuevo en 1952 y en 1953 (implantación del voto femenino) y en 1957, obligando a introducir ajustes en las cifras.

Posteriormente, en 1958, se establecieron oficinas auxiliares de registro de nacimiento en todos los centros hospitalarios más importantes del país y como ya en ese año casi la mitad de los nacimientos ocurría en instituciones hospitalarias, esto trajo de inmediato una brusca modificación en el patrón de la inscripción tardía.

Este cambio en el sistema de registro, unido al hecho de que el número de mujeres que tienen sus hijos en instituciones hospitalarias han venido creciendo rápidamente desde 1953, anuló completamente la validez que pudiera haber tenido el principio de la compensación.

Tomando en cuenta este problema, la D.G.E. realiza casi todos los años ajustes en las cifras de "registrados" siguiendo diferentes procedimientos según la situación específica considerada; pero la idea básica ha sido siempre la de la compensación. Además el período de referencia para tal efecto, ha variado de un año a otro.

Todos estos cambios y ajustes hacen difícil determinar la validez de las cifras de "estimación de ocurridos" para un año dado y cómo ha cambiado su calidad a través del tiempo.

Sin embargo, para la construcción de tablas de vida y proyecciones de población, se han hecho estimaciones de los nacimientos ocurridos.

Se tiene la estimación realizada por Jiménez R. ^{8/} para sus proyecciones de población.

También Alberts, J., ^{9/} hace estimaciones para sus Tablas de Vida.

Gómez, M., ^{10/} llevó a cabo dos evaluaciones, una para el lapso 1950-63 y otra para el lapso 1955-68. La primera constituyó una revisión de un estudio realizado en 1954 y permitió evaluar simultáneamente las cifras censales de menores de 12 años y las cifras de registrados del período 1950-62, utilizando las defunciones ocurridas en el mismo período asignables a esos nacimientos. Dicha evaluación se hace a partir de las cifras censales y las defunciones registradas.

En cuanto a la evaluación para el período 1955-68, desecha la hipótesis de compensación de la D.G.E. y supone que, con ciertos ajustes, la cifra de realmente ocurridos para un cierto año se puede aproximar satisfactoriamente sumando todos los nacimientos ocurridos en ese año calendario registrados en un período dado, por ejemplo, 10 años.

Dos limitaciones de este método son obvias: a) para los años más recientes la experiencia que se tiene registrada siempre será muy incompleta, y b), las cifras de "registrados" posteriormente al año de ocurrencia pueden no incluir aquellos casos de niños que mueren antes que su nacimiento sea inscrito; también puede plantearse que un nacimiento ocurrido en un cierto año puede registrarse casi indefinidamente en el futuro.

Para efectos de este estudio se tomarán las cifras de nacimientos de las dos evaluaciones de Gómez M; de la siguiente forma: para el período 1952-58 se tomarán de la primera evaluación y para el período 1959-68 se tomarán de la segunda. Para los años de 1969-1972, se tomarán los datos directamente de las publicaciones de la D.G.E.; considerando que la "estimación de ocurridos" ha venido acercándose cada vez más a las cifras de nacimientos ocu

^{8/} JIMENEZ, R., "Proyección de Población de Costa Rica por sexo y grupos de edad, 1955-1990". Revista de Estudios y Estadísticas No. 8, octubre 1957, D.G.E., San José, Costa Rica.

^{9/} ALBERTS, J. op.cit

^{10/} GOMEZ, M., Comunicación Directa

rridos.

Para el caso de las provincias se tomó la distribución de los nacimientos estimados por Alberts ^{11/}, y se aplicó a los valores estimados por Gómez, M., que se incluyen en el Cuadro No. 1 del Anexo.

Como se puede observar en el Cuadro No. 2 del Anexo, la distribución relativa por provincias no varía significativamente en el período 1953-64; por lo tanto se tomó la mediana de la distribución en cada provincia; para los años anteriores a 1953 y posteriores a 1964. Los resultados se incluyen en el Cuadro No. 1 en el Anexo.

3.2 Metodología

Tomando en cuenta que aquí se pretende, principalmente, analizar la tendencia de la mortalidad infantil, neonatal y de 1-11 meses, para el período 1952-72; y no la mortalidad infantil para un año específico. Se ha tomado como medida más conveniente la probabilidad de muerte a 0 años; además de que se refiere a la generación. Dicha probabilidad está en la fórmula (2) del Capítulo II.

Para la aplicación de esta fórmula es necesario obtener factores de separación. En este caso para el total del país y por provincias.

Los primeros se tomaron de las Tablas de Vida de Costa Rica. ^{12/}, para el período 1952-64 y para el período 1965-72 se calcularon tomando en cuenta la distribución de las muertes ^{de} menores de 1 año dada en los "Anuarios Estadísticos" de la D.G.E., luego fueron suavizados gráficamente. Los resultados se incluyen en el Cuadro No. 3 en el Anexo.

Para el caso de las provincias, se usó la aproximación propuesta por Logan ^{13/}, y luego se suavizaron gráficamente. Los resultados se incluyen en el Cuadro No. 3 en el Anexo.

En la medición de la mortalidad neonatal y de 1-11 meses se usó la probabilidad de muerte de menores de 1 mes y de 1-11 meses, respectivamente.

^{11/} ALBERTS, J., op.cit.

^{12/} Instituto Centroamericano de Estadística, op.cit.

^{13/} Population Bulletin of the United Nations, op.cit.

Para tal efecto se usaron las 2 siguientes fórmulas: en la mortalidad neonatal.

$$q = \frac{23/24 D^z_{<1 \text{ mes}} + 1/24 D^{z+1}_{<1 \text{ mes}}}{B^z}$$

y la de 1-11 meses

$$q = \frac{aD^z + dD^{z+1} - (23/24 D^z_{<1 \text{ mes}} + 1/24 D^{z+1}_{<1 \text{ mes}})}{B^z}$$

En cuanto a información usada; las cifras de nacimientos se incluyen en el Cuadro No. 1 en el Anexo y las de defunciones en el Cuadro No. 4.

Las defunciones de menores de un mes y de 1-11 meses, se obtuvieron a partir de las defunciones de menores de 1 año, de acuerdo a la distribución presentada en las publicaciones de la D.G.E. Los resultados se incluyen en el Cuadro No. 5 en el Anexo.

3.3 Análisis

El estudio del curso histórico de la mortalidad infantil en el país, es importante como elemento de juicio para valorar el rendimiento de los esfuerzos hechos para reducirla, así como para orientar futuros programas. El análisis está circunscrito al período 1952-1972.

- Tendencia General.

En el lapso, la evolución de las tasas de mortalidad infantil, neonatal y en la edad 1-11 meses (Cuadro No. 2, Gráfico No. 1), señala un importante descenso en la mortalidad infantil total y en la edad 1-11 meses, mientras que la neonatal permanece, con pequeñas variaciones, a un mismo nivel; tal y como se resumen a continuación:

Cuadro N° 2
TASAS DE MORTALIDAD (POR MIL)

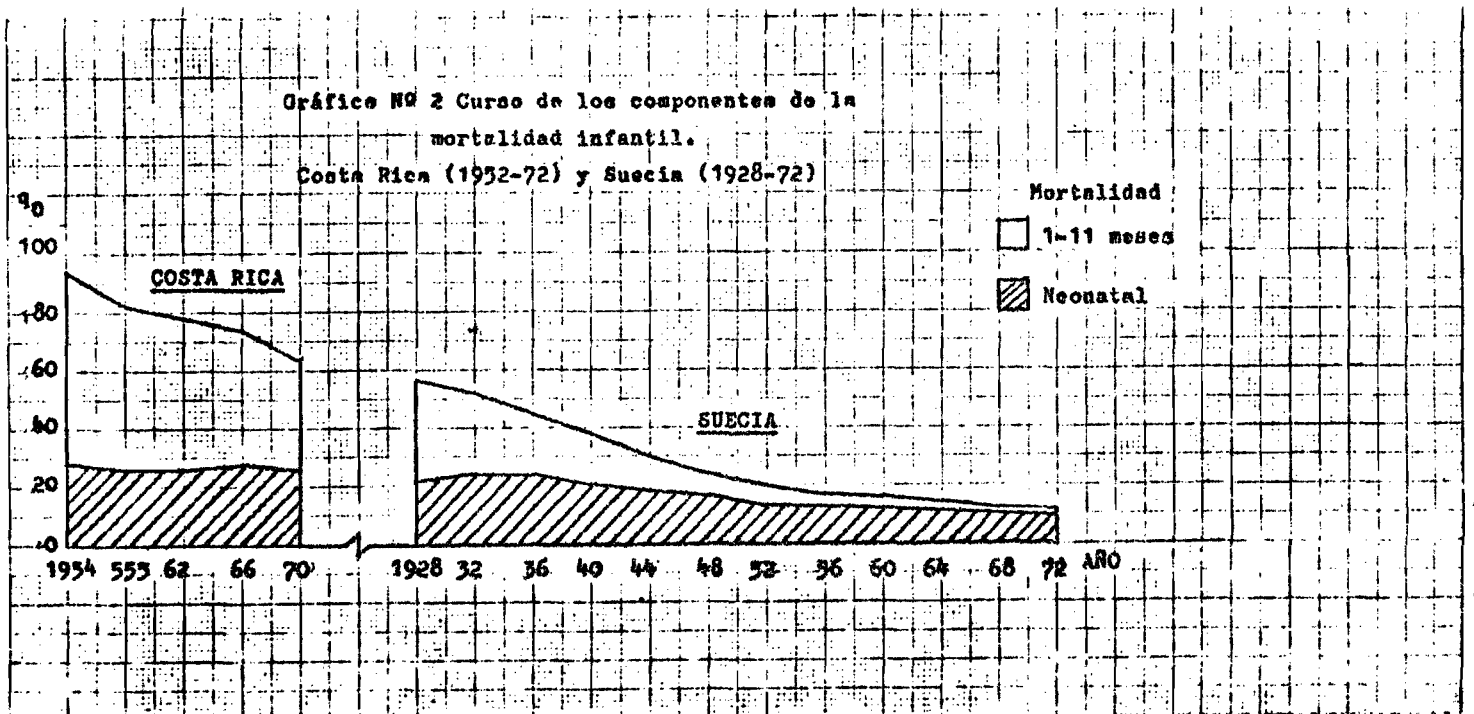
	Infantil	Neonatal	1-11 meses
1952-55	93.1	23.5	55.5
1953-72	62.7	25.0	37.7
Reducción	33.0%	8.7%	42.5%

La reducción de las tasas ha sido más acentuada en la mortalidad de 1-11 meses que en la neonatal, lo que ha determinado un cambio en la importan

cia relativa de ambos componentes (Gráfico No. 2).

Es notorio el creciente relieve de la mortalidad neonatal, la cual contribula con el 31% de las defunciones de menores de 1 año en 1952-55, para su bir a 34% en 1960-64 y alcanzar un 42% en 1965-72.

Esta evolución está de acuerdo a la de países con mayor desarrollo so - cio-económico (Gráfico No. 2), en los cuales la reducción intensa de la morta lidad infantil de 1-11 meses la ha transformado en el componente de menor im - portancia en la mortalidad del primer año de vida.



porque antes me d 1

Sin embargo, no podemos hacer de Suecia un modelo histórico en el cual pudiérase incluir a Costa Rica; ya que las condiciones que prevalecieron en Suecia a principios de este siglo no se cumplen actualmente para Costa Rica. Es importante darse cuenta que el desarrollo de los conocimientos y la forma en que se introdujeron a la sociedad fue muy distinta; además de las políticas de salud tanto locales como internacionales. Todo ello íntimamente ligado a las relaciones de dependencia, las cuales determinan hoy, gran parte de las posibilidades de obtener mejoras en el nivel de vida.

Se puede advertir, que la evolución de los componentes de la mortalidad infantil obedece en gran parte a la política de salud nacional; tendiente a combatir, principalmente, las causas de carácter exógeno, que son las más fáciles de eliminar lo cual se refleja en el hecho de que la variación de la mortalidad infantil total depende casi exclusivamente de las variaciones en la mortalidad de 1-11 meses.

Además, está el nivel de desarrollo económico-social (que a su vez expresa niveles de atención médica, saneamiento, nutrición, etc.) que explica en mayor grado la mortalidad infantil de 1-11 meses que a la neonatal.

Volviendo al análisis de las tasas de Costa Rica, el gráfico No. 1 muestra además que los descensos descritos, se pueden considerar uniformes. La mortalidad infantil total presenta un descenso mantenido y uniforme para el período; excluyendo la irregularidad que se presenta alrededor de 1954; la cual puede explicarse en parte por el hecho comentado en la sección de la información básica, referente al aumento artificial realizado por la D.G.E., el cual puede no haber sido corregido suficientemente, o por otra parte puede deberse a un cambio irregular en las causas de muerte.

Esta tendencia se puede describir aceptablemente por una línea recta; de acuerdo a la cual la mortalidad infantil ha descendido en promedio 20 puntos cada 10 años.

De este modo las tasas se redujeron, aproximadamente de 95 a 55 en 20 años.

- Tendencia de la mortalidad infantil por provincias (1952-1972)

Campo y ciudad; zona agrícola y zona ganadera de explotación extensiva, capital y ciudad provinciana, son ejemplos en Costa Rica de los con -

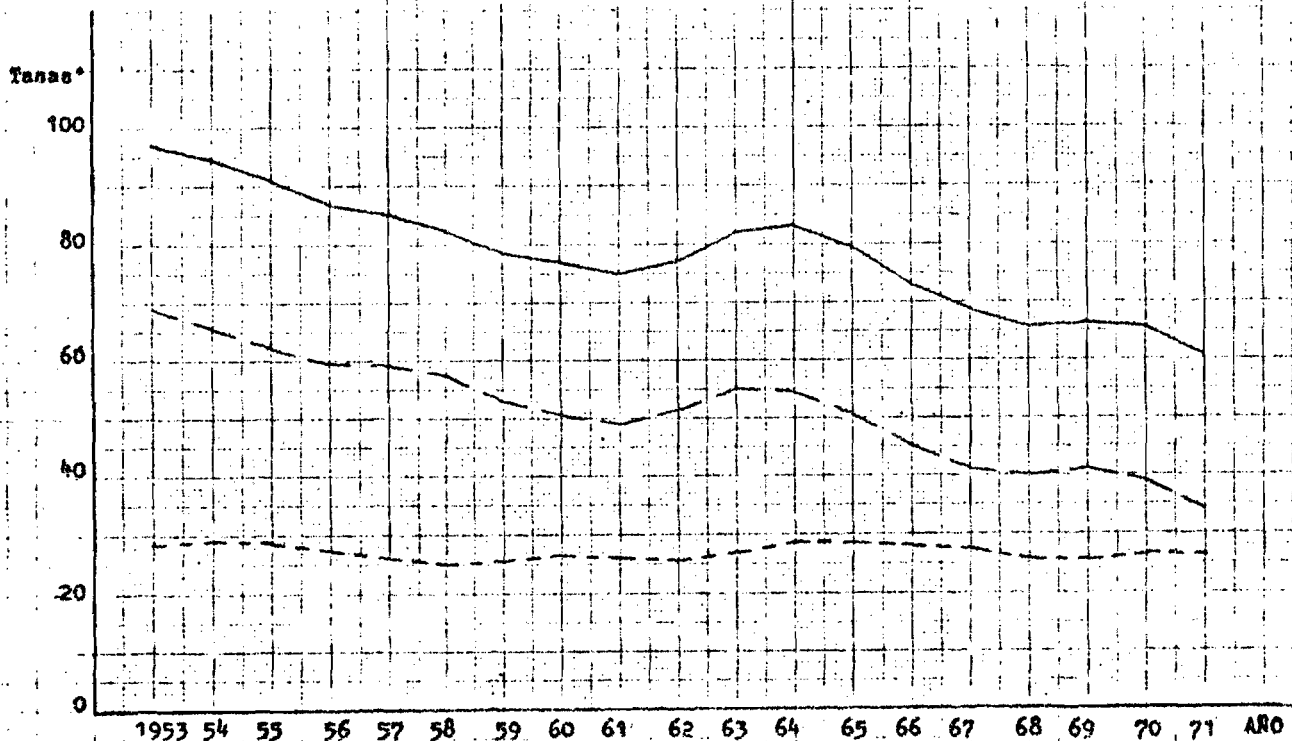
Cuadro Nº 2 Costa Rica: Tasas* de mortalidad infantil, neonatal e infantil de 1-11 meses. 1952-1972.

Año	Mortalidad			Año	Mortalidad		
	Infantil	Neonatal**	1-11 meses		Infantil	Neonatal**	1-11 meses
1952	97.95	28.01	69.94	1962	80.82	25.77	55.05
1953	96.67	28.89	67.83	1963	83.25	27.84	55.41
1954	92.33	28.92	63.41	1964	83.63	29.72	53.90
1955	89.47	28.31	61.17	1965	75.29	27.49	47.80
1956	84.36	26.51	57.86	1966	70.96	28.34	42.63
1957	86.04	25.46	60.57	1967	66.73	26.91	39.82
1958	78.84	24.50	54.35	1968	64.68	24.55	40.12
1959	78.22	26.57	51.64	1969	68.57	26.65	41.93
1960	76.16	26.40	49.77	1970	62.66	26.43	36.24
1961	73.88	25.55	48.33	1971	58.81	26.31	32.50

*Tasas por cada mil nacidos vivos; defunciones tomadas del Cuadro Nº 2 y los nacimientos del Nº 1.

**Incluye defunciones menores de 28 días; excepto para 1951 y 1965 (1 mes).

Gráfico Nº 1 Costa Rica: Mortalidad Infantil, Neonatal y de 1-11 meses. 1952-1972



*Tasas medias trienales.

trastes de las comunidades que la componen; diversidad que se proyecta a múltiples aspectos de la sociedad: oportunidades y remuneración por el trabajo, facilidades de transporte, modo de vivir, atención médica, disponibilidad de servicios sanitarios, etc. De estos y muchos otros factores depende la mortalidad infantil, de tal modo que resulta de mucho interés estudiar la evolución de ella en las diferentes provincias, para tratar de individualizar y valorar la influencia de estos factores.

En el Cuadro No. 3 se observan los resultados obtenidos. El Gráfico No. 3 muestra una tendencia general a la baja de la mortalidad infantil en el período 1952-72, que se observa en todas las provincias, aunque con distinta intensidad. Se puede observar en el Cuadro No. 4 y Gráfico No. 4, el porcentaje de reducción entre las tasas medias 1952-54 y 1970-72; el cual oscila entre 49% para Heredia y 29% para Limón.

Si se acepta que un descenso mayor de alrededor del 40%, en el período, tiene alguna significación práctica, se ve que con excepción de Guanacaste y Limón, el resto de las provincias presentan tal reducción mínima.

Se nota que la mayoría de las provincias que tenían alta mortalidad infantil, al iniciar el período, son las que experimentan mayores reducciones. Con excepción de Guanacaste y Limón, en las cuales las condiciones económico-sociales no han sido tan favorables como en las otras provincias.

Además, en San José y Alajuela, aún teniendo menores niveles al principio del período, obtienen una reducción significativa; ya que incluyen cabeceras de provincia importantes, caracterizadas por alta concentración de recursos médicos y el carácter urbano de su población.

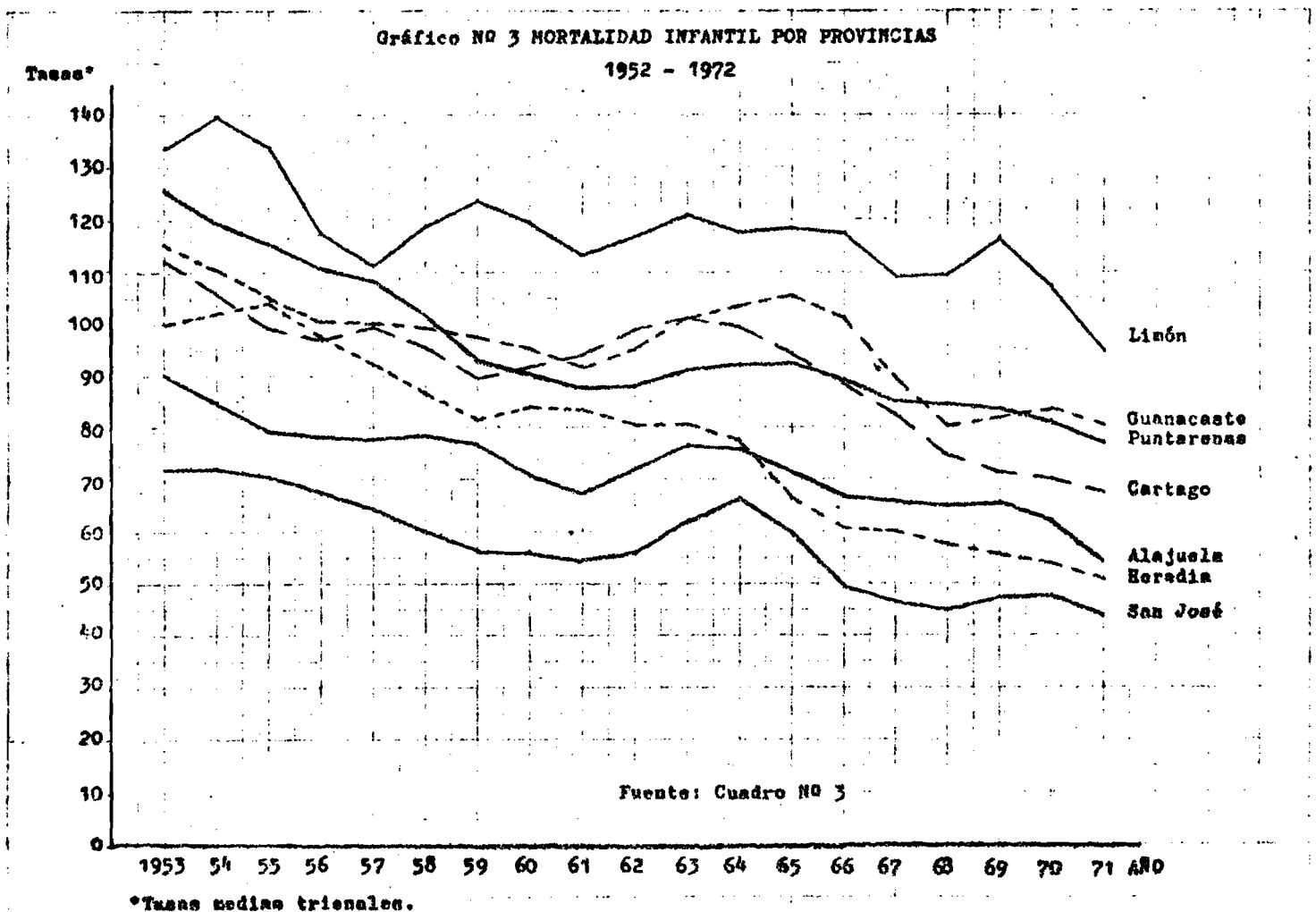
Estas tendencias han dado como resultado inmediato una disminución de las diferencias de la mortalidad infantil entre las provincias. Para el trienio 1952-54 la mortalidad infantil variaba entre 72.0 en San José y 133.7 en Limón. Dos décadas después la amplitud máxima está determinada por San José con 43.9 y Limón con una tasa de 94.8.

A través del Gráfico No. 3 se puede ver que ha habido una similar forma de cambio de la mortalidad infantil en el período; con un descenso marcado y uniforme. Con la excepción que se recalcó a nivel total del país, alrededor de 1964.

Cuadro Nº 3 Costa Rica: Tasas de mortalidad infantil, por provincias
1952 - 1972

18

Año	San José	Alajuela	Cartago	Heredia	Guanacaste	Puntarenas	Limón
1952	71.22	90.18	113.39	100.37	118.42	131.44	130.36
1953	72.73	90.15	111.94	99.68	112.53	120.83	136.96
1954	71.45	79.10	100.40	104.76	108.26	117.85	142.46
1955	69.66	79.10	98.17	103.81	101.52	113.31	125.33
1956	65.13	77.48	95.84	91.30	99.92	108.07	109.85
1957	64.03	78.18	103.05	93.23	100.43	108.92	112.90
1958	56.10	78.71	88.04	80.42	98.54	94.51	125.00
1959	56.32	74.66	90.94	83.26	96.38	91.77	122.61
1960	55.79	66.76	92.33	84.67	93.83	89.71	116.40
1961	52.89	67.51	95.90	82.29	89.70	86.11	110.37
1962	58.98	76.74	102.01	78.77	100.21	90.33	123.14
1963	64.93	75.87	100.40	82.59	103.56	91.77	119.29
1964	67.97	75.65	98.88	72.45	103.83	92.23	115.55
1965	51.12	67.06	90.01	60.13	107.01	92.45	121.32
1966	47.74	66.05	87.14	61.09	95.34	85.59	113.50
1967	45.15	65.01	78.17	58.88	83.75	84.64	104.62
1968	44.64	64.61	70.81	56.34	77.67	84.11	114.62
1969	49.85	66.24	71.61	55.36	86.03	82.94	117.89
1970	46.00	57.97	68.54	52.22	80.56	79.54	96.49
1971	41.86	50.17	66.04	49.61	80.55	74.44	93.08



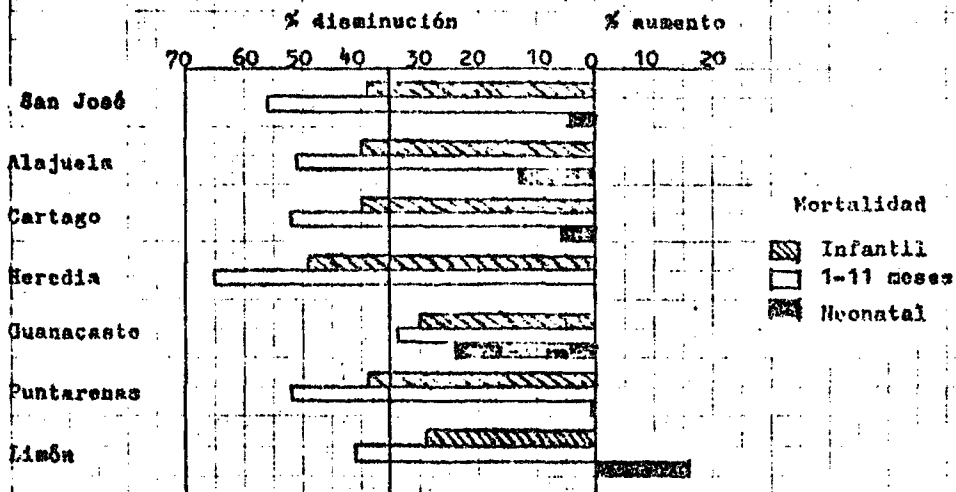
Cuadro NO 4 Cambios en la mortalidad infantil y sus componentes, 1952-54 a 1970-72 por provincias.

Provincias	Mortalidad Infantil			Mortalidad Neonatal			Mortalidad 1-11 meses		
	TASAS MEDIAS 1952-54	TASAS MEDIAS 1970-72	% de disminución	TASAS MEDIAS 1952-54	TASAS MEDIAS 1970-72	% de disminución	TASAS MEDIAS 1952-54	TASAS MEDIAS 1970-72	% de disminución
Costa Rica	97.3	60.7	38	28.4	26.4	7	68.9	34.4	50
San José	72.0	43.9	39	23.5	22.5	4	48.5	21.4	56
Alajuela	90.2	54.0	40	26.4	22.9	13	63.8	31.1	51
Cartago	112.7	67.3	40	29.4	27.6	6	83.2	39.6	52
Heredia	100.0	50.9	49	24.0	24.0	0	76.0	26.8	65
Guanacaste	115.5	80.6	30	40.5	30.9	24	75.0	49.6	34
Puntarenas	126.1	77.0	39	33.0	32.7	1	93.1	44.3	52
Limón	133.7	94.8	29	27.9	32.3	-16	105.7	62.5	41

Fuente: Cuadros NO 3, 5 y 6.

no se trata de una curva exponencial de la mortalidad infantil, sino de una curva de mortalidad (concurriendo a la ley?)

Gráfico NO 4 Cambio porcentual de la mortalidad infantil y sus componentes, 1952-54 a 1970-72 por provincias



Fuente: Cuadro NO 4

Se advierte sin embargo, en Limón, un comportamiento menos uniforme que el del resto; lo cual puede explicarse, en parte, por la calidad de la información básica para una zona como Limón.

Respecto a la mortalidad neonatal, (Cuadro No. 5), se observa que, con excepción de Limón y Heredia, en el resto se ha experimentado un descenso. Aunque solo significativo en Guanacaste.

En Limón se experimenta un aumento, lo cual está de acuerdo con lo apuntado anteriormente, respecto a la política de salud en el país. Atendiendo preferentemente las causas exógenas.

En general las reducciones experimentadas, son relativamente pequeñas, lo que puede deberse a que ha llegado a cierto nivel, donde los esfuerzos para disminuirla necesitan de una transformación profunda en la política de salud vigente.

Los resultados se pueden observar en el Cuadro No. 4 y Gráfico No. 4.

El panorama de la mortalidad infantil de 1-11 meses, (Cuadro No. 6, Gráfico No. 6), es bastante diferente y, se puede decir, alentador. En el Cuadro No. 4 se comparan las tasas medias 1952-54 con 1970-72 y revela que, reducciones de significación práctica han ocurrido en todas las provincias. Lo que reafirma el hecho antes apuntado de que el comportamiento de la mortalidad infantil total, está casi totalmente explicado por el de la mortalidad infantil tardía (1-11 meses). Sobre la cual es fácil ejercer variaciones de significación en corto tiempo.

Los resultados se pueden observar en el Gráfico No. 4.

- Mortalidad infantil en otros países

Cabe preguntarse si la evolución descrita en Costa Rica es similar o diferente a la experimentada por la mortalidad infantil de otros países.

Los datos seleccionados para esta parte lo han sido atendiendo a la existencia de "estadísticas vitales relativamente seguras"^{14/}. Lamentablemente, aquellos países de similar nivel de vida al de Costa Rica, con los cuales la comparación tiene mayor interés, presentan serias deficiencias de

^{14/} ELIZAGA, J., "Métodos Demográficos para el estudio de la Mortalidad", CELADE, Serie E No. 4, Santiago de Chile.

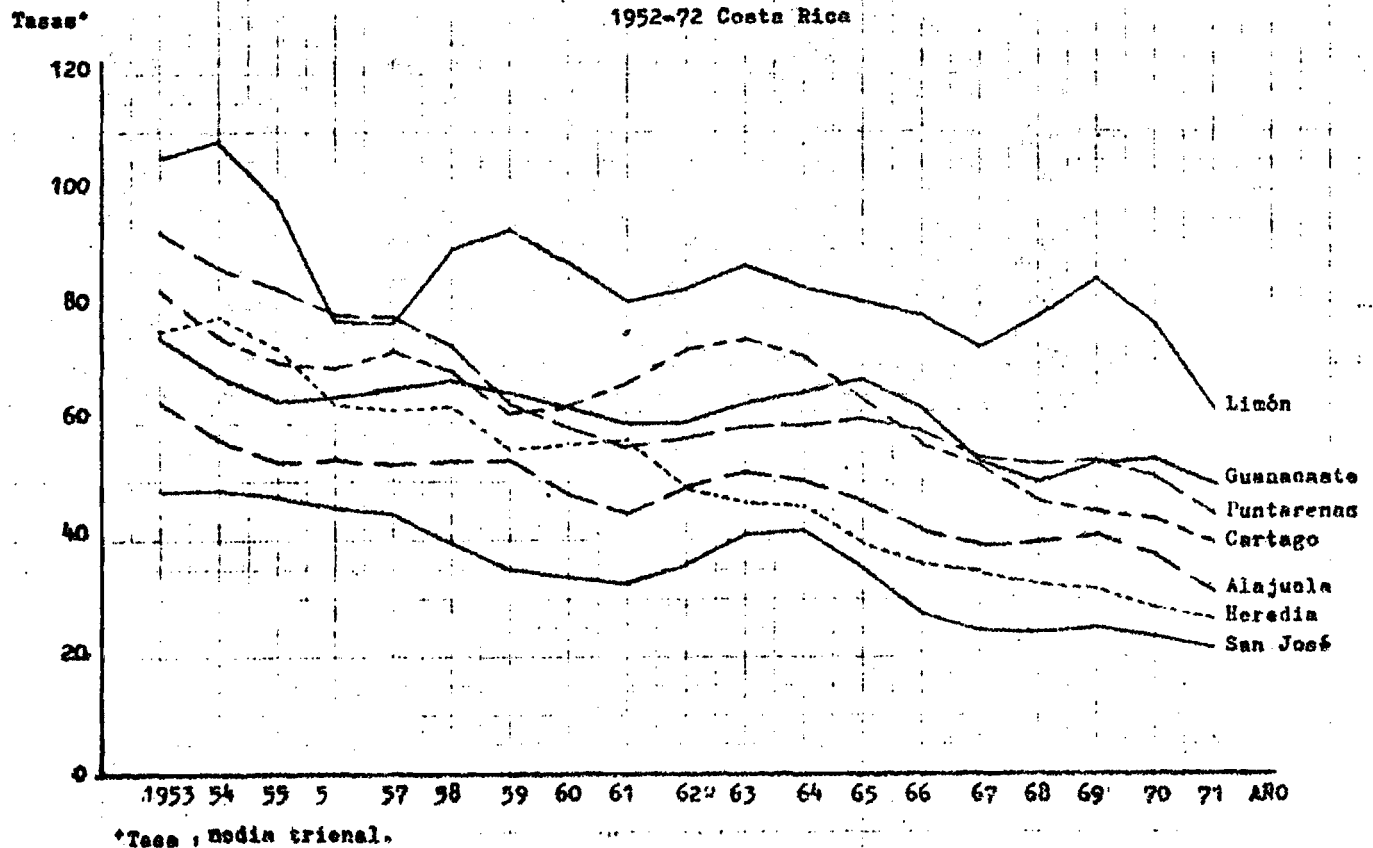
Cuadro NO 5 Costa Rica: Tasas de mortalidad neonatal, por provincias
1952 - 1972

Año	San José	Alajuela	Cartago	Heredia	Guanacaste	Puntarenas	Limón
1952	23.21	23.78	26.62	27.29	39.72	34.57	27.91
1953	23.79	28.99	32.17	20.62	41.18	31.47	27.95
1954	23.17	26.00	30.36	26.57	43.13	32.85	33.96
1955	23.17	25.62	27.20	36.09	38.34	31.42	38.05
1956	20.25	23.35	27.38	32.18	34.15	32.01	40.93
1957	20.29	26.33	26.61	27.68	34.53	27.53	27.00
1958	20.19	23.71	26.29	20.13	29.13	28.84	30.76
1959	22.07	22.21	29.16	31.97	35.11	30.06	30.16
1960	22.40	23.61	28.24	22.39	29.39	32.99	33.04
1961	20.90	21.51	26.05	30.01	33.92	30.85	30.99
1962	19.24	24.37	25.85	33.64	35.45	30.03	35.92
1963	22.13	24.84	26.80	34.72	40.57	32.67	30.92
1964	27.22	26.52	29.30	28.50	35.92	32.48	36.62
1965	21.24	22.94	31.36	25.13	40.19	30.60	37.76
1966	22.28	26.59	32.56	24.12	37.07	30.44	39.28
1967	21.19	26.21	27.13	26.68	35.15	31.85	28.48
1968	19.49	23.96	28.57	23.34	25.82	31.02	29.70
1969	24.50	25.08	24.73	24.91	31.35	28.83	32.64
1970	23.60	24.86	27.95	25.41	27.64	32.20	26.63
1971	21.35	21.02	27.32	22.84	34.23	33.27	38.00

**Cuadro Nº 6 Costa Rica: Tasa de Mortalidad de 1-11 meses, por provincias
1952 - 1972**

Año	San José	Alajuela	Cartago	Heredia	Guanacaste	Puntarenas	Limón
1952	48.00	66.43	86.69	72.97	78.65	96.96	102.49
1953	48.95	61.20	79.75	78.95	71.34	89.31	108.91
1954	48.26	53.13	70.12	78.28	65.15	84.99	108.73
1955	46.52	53.53	71.03	67.60	63.21	81.83	87.51
1956	44.90	54.08	68.46	58.97	65.85	76.05	69.07
1957	43.77	51.84	76.43	65.61	65.96	81.47	85.75
1958	35.92	55.00	61.82	60.24	69.48	65.64	94.27
1959	34.25	52.46	61.78	51.19	61.34	61.75	92.62
1960	33.38	43.17	64.16	62.29	64.39	56.77	83.28
1961	32.01	46.04	69.83	52.42	55.72	55.22	79.29
1962	39.74	52.33	76.10	45.23	64.80	60.34	87.37
1963	42.77	51.00	73.56	47.88	63.02	59.09	88.25
1964	40.74	49.16	69.56	43.84	67.95	59.79	78.98
1965	29.88	44.10	58.57	34.95	66.82	61.84	83.64
1966	25.45	39.43	54.60	37.07	58.30	55.19	74.23
1967	23.94	38.84	51.06	32.31	48.66	52.82	71.83
1968	25.16	40.69	42.26	33.05	51.82	53.14	84.99
1969	25.32	41.20	46.86	30.54	54.73	54.14	85.31
1970	22.41	33.13	40.53	26.71	53.01	47.37	69.96
1971	20.49	29.12	38.78	26.74	46.27	41.21	55.07

**Gráfico Nº 6 Mortalidad Infantil de 1-11 meses. Por provincias
1952-72 Costa Rica**



registro que invalidan su uso.

Los datos disponibles (Cuadro No. 7 y Gráfico No. 7) muestran que la reducción de la mortalidad infantil ha sido general en los países seleccionados, cualquiera que haya sido el nivel al comenzar el período y las condiciones de vida imperantes en el país. La reducción porcentual entre las tasas medias 1953-55 y 1969-71 oscila entre 23% para México y 70% para Japón. Costa Rica, con 31%, puede ubicarse entre los países que han tenido una reducción moderada, pero mayor a la de los otros países latinoamericanos.

Con el fin de facilitar la comparación, los países fueron agrupados en cuatro categorías, según la mortalidad infantil prevalente en 1953-55 .

cuadro

Grupo	Tasa media 1953-55	Reducción a 1969-71
1	114.5	40 %
2	81.7	39 %
3	44.2	54 %
4	22.0	34 %

Es interesante anotar que la menor reducción fue obtenida en el grupo de menor mortalidad infantil, lo cual puede explicarse por el hecho de que esos países se encontraban ya, en 1953-55, a un nivel sobre el cual es muy difícil obtener posteriores disminuciones de significación práctica.

Para el grupo 3 que tiene un nivel moderadamente bajo para 1953-55, se obtiene la mayor reducción porcentual, lo cual puede deberse a que no se encontraban a un nivel mínimo; sino donde las muertes por causas exógenas todavía representan una parte importante dentro de las muertes de menores de 1 año y sus condiciones socio-económicas eran propicias para eliminar rápidamente ese factor.

Respecto a los grupos 1 y 2, que tienen una reducción porcentual similar, podemos observar que son los países latinoamericanos los menos favorecidos, en comparación con los europeos (como la URSS y Yugoslavia), donde a pesar de tener un nivel de mortalidad infantil alto, para 1954, logran una disminución bastante significativa. Lo anterior puede deberse a las diferencias tan profundas en su organización socio-política .

Cuadro Nº 7 Reducción de la mortalidad infantil.

Países seleccionados^{2/} 1952-1971.

País	Tasas Medias ^a					Reducción Porcentual			
	1954	1958	1962	1966	1970	1954-70	1958-62	1962-66	1966-70
1. Chile	119	118	114	99	83	30	3	13	16
Yugoslavia	110	93	81	65	54	51	13	20	17
Promedio	114.5	105.5	97.5	82.0	68.5	40.0	8.0	16.5	16.5
2. México	86	78	70	62	66	23	10	11	-6**
URSS	65	42	32	27	24	63	24	16	11
Costa Rica	94	82	77	73	65	31	6	5	11
Promedio	81.7	67.3	59.7	54.0	51.7	39.0	13.3	10.7	5.0
3. Japón	44	36	26	18	13	70	28	31	28
Checoslovaquia	39	30	23	23	22	44	23	0	4
Francia	40	32	26	21	18	55	19	19	14
Italia	54	48	41	35	29	46	15	15	17
Promedio	44.2	36.5	29.0	24.2	20.5	54.0	21.2	16.2	15.7
4. Estados Unidos	27	27	25	24	20	26	7	4	17
Países Bajos	21	17	16	14	13	38	6	12	7
Suecia	18	17	15	13	11	39	12	13	15
Promedio	22.0	20.3	18.6	17.0	14.6	34.0	8.3	9.7	13.0

Fuente: United Nations, Demographic Yearbook (Para Costa Rica el Cuadro Nº 2)

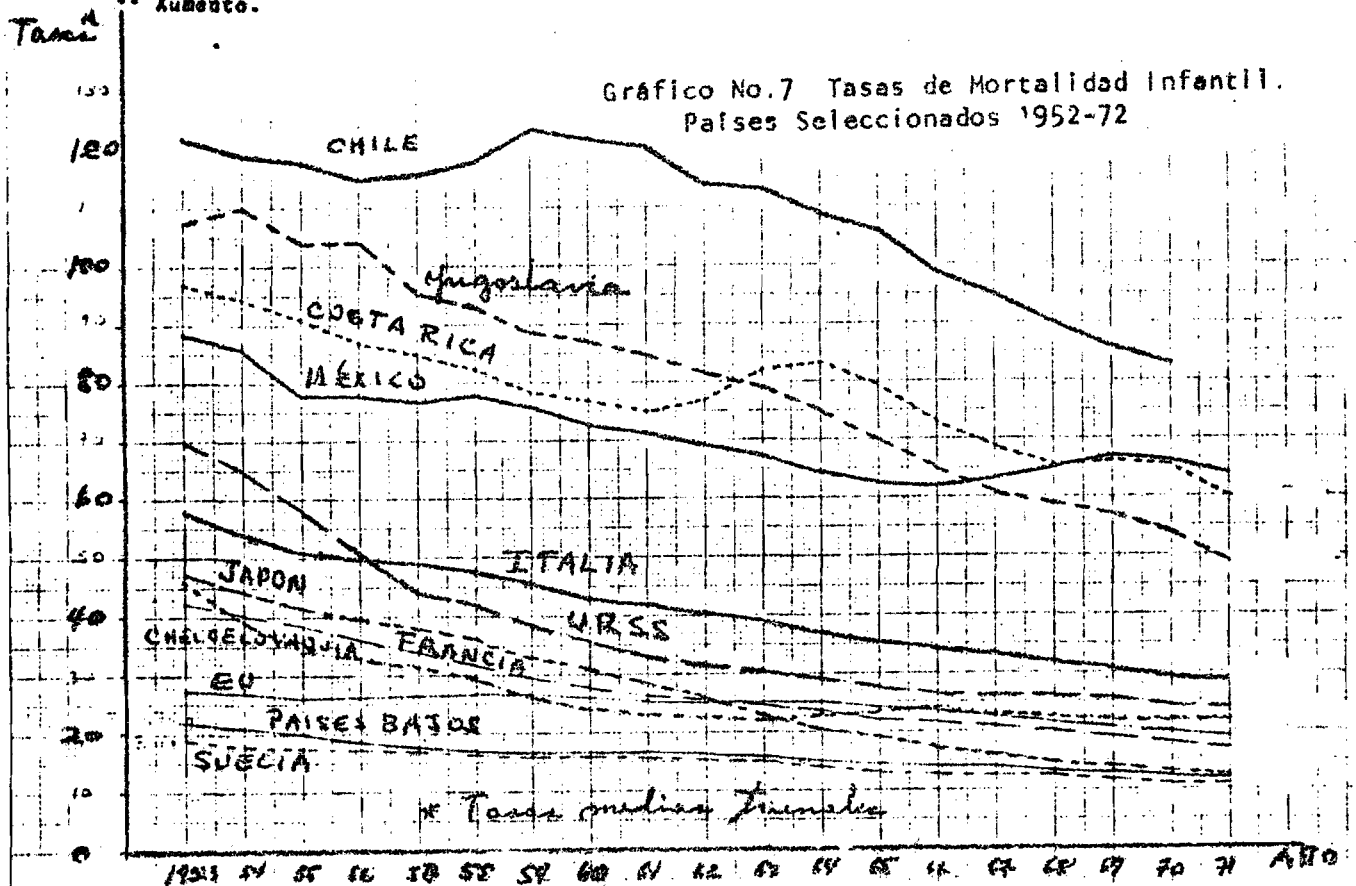
^{2/} Hay algunas ligeras variantes en las delimitaciones geográficas y población.

El método utilizado para calcular la tasa de mortalidad infantil también varía ligeramente de un país a otro y entre diversos países y períodos. Para mayores detalles véase el "Demographic Yearbook".

* Tasa media de 3 años centrada en el año indicado.

** Aumento

** Aumento.



- Mortalidad infantil endógena y exógena

Como se vió en el Capítulo II, la tasa de mortalidad infantil reco *cuol?*
ge todos los fallecimientos de los niños menores de un año, pero en el ca-
so de que se quiera utilizar dicha tasa como índice del nivel de vida de la
población, dentro de la cual se ha obtenido, es conveniente distinguir di-
versas clases de fallecidos. Ya que la mortalidad debida, en alguna forma, *|| 90*
a las condiciones socio-económicas aparece como externa al individuo y, sin
embargo, no todos los fallecimientos son de este tipo.

De ahí que se defina la mortalidad exógena como aquella debida al me-
dio y evitable al nivel de los conocimientos médicos actuales; debiéndose a
la mortalidad endógena el resto de los fallecimientos.

Sin embargo, se sabe hoy, por ejemplo, que ciertas enfermedades conta-
giosas en la madre durante el embarazo (como la rubeola) son causa de mal-
formaciones, éstas se clasifican entre la mortalidad endógena, cuando en
realidad forman parte de la mortalidad exógena.

Entre los fallecidos de menos de un año la diferenciación entre estas
dos categorías de factores es más clara que a otras edades.

Ya que si un niño nace con una malformación congénita, el fallecimien-
to se provoca rápidamente a menos que haya una intervención "exterior", cu-
yo éxito difícilmente llega a buen término. De otra parte, la mortalidad e
xógena se provoca por un fallo en el entorno del niño, bien debido a un
descuido en las atenciones normales, bien a las prevenciones y curaciones
estrictamente sanitarias.

Así pues, como dice Bourgeois-Pichat, la mortalidad endógena es pro-
ducida por la "impotencia" mientras que la exógena lo es por la "negligen-
cia"; entendida ésta última como negligencia social.

De lo anterior se deduce, que dentro de los fallecidos de menos de un
año cabe distinguir:

Fallecidos endógenos: *???*

- Inmadurez (prematuros), enfermedades propias de la primera in-
fancia (traumatismo del parto), debilidad congénita y vicios de
malformación.

Herencia ?

79
Fallecidos exógenos:

- Enfermedades epidémicas (sarampión, tosferina, meningitis epidémica, tuberculosis, etc.); enfermedades del sistema nervioso (convulsiones, meningitis no epidémica, afecciones del oído y sinusitis); afecciones del aparato respiratorio (bronquitis, bronconeumonía, pulmonía, pleuresía, etc.); enfermedades del aparato digestivo (fundamentalmente diarrea infantil).

De tal manera, que una buena clasificación de los fallecidos de menos de un año por causa de muerte daría lugar a una distinción entre los fallecidos endógenos: $D_{n(o,1)}$, y los exógenos $D_{x(o,1)}$, tal que

$$D(o,1) = D_{n(o,1)} + D_{x(o,1)}$$

Con el propósito de diferenciar entre la tasa de mortalidad infantil endógena: $q_{o,n}$ y la exógena $q_{o,x}$ de tal forma que

$$q_o = q_{o,n} + q_{o,x}$$

siendo $q_{o,x}$ más representativa del nivel sanitario que la q_o .

La distinción de los fallecimientos, a base de las causas de muerte no es siempre posible o no fiable, dadas las dificultades que entraña una clasificación de esta índole. En primer lugar porque un fallecimiento es frecuentemente causado por varios procesos patológicos, de entre los cuales uno provoca la muerte, y dado que en la declaración no se hace más que una sola indicación; es necesario dar a los declarantes normas de gran precisión para que puedan seleccionar la causa única.

Tomando en cuenta las dificultades apuntadas, se calcularon las tasas de mortalidad infantil endógena y exógena, en base a los datos publicados por la D.G.E. Los cuales serán comparados con los obtenidos por el método sugerido por Jean Bourgeois-Pichat para determinar los fallecimientos por causas endógenas o exógenas.

Bourgeois-Pichat ^{15/} parte del hecho de que los fallecidos endógenos se sitúan, en el tiempo, cerca del nacimiento, siendo su número desprecia-

15/ Sus primeras investigaciones sobre el tema aparecieron en el primer número publicado de la revista del INED: "Population" (1945), más tarde amplió la investigación en la revista de Estadística de París y en la propia "Population", números 2 y 3 de 1951 y número 3 de 1952.

ble frente al de los fallecidos exógenos a partir del primer mes de vida. Así, pues, si a partir de esa edad (treinta días) se calcula la serie acumulada de fallecimientos totales, ésta sólo se incrementa por efecto de los fallecimientos exógenos. Trata, por tanto, de encontrar la parte de fallecidos debida a cada una de las causas: endógena y exógena a partir de una función que ligue la probabilidad de morir antes de la edad x con dicha edad.

Una primera y burda aproximación, es suponer que la función que liga la probabilidad de morir por causa exógena antes de la edad x en la edad es de la forma:

$$P'(x) = kx \quad (1)$$

dado que la mortalidad endógena sólo tiene efecto en los primeros treinta días y siendo la probabilidad de morir por causa endógena a, se tendría que la probabilidad de morir por cualquier causa antes de la edad x: $P(x)$ sería para $x > 30$ días.

$$P(x) = a + P'(x) \quad (2)$$

Sin embargo (1) no es válida. Se trata pues de encontrar una función que sustituya a la expresada en (1).

Bourgeois-Pichat, al tratar de determinar dicha función; la mayor dificultad que encuentra se debe a la consideración directa de x (tiempo físico medido por los relojes) en relación con $P'(x)$, parecía más racional llegar a la relación mortalidad (tiempo físico a través de la relación mortalidad) tiempo fisiológico.

Pero Bourgeois-Pichat contó con la ayuda del trabajo clásico "Le temps et la vie" ^{15/}, de Lecomte Du Noüy donde se muestra la forma en que la velocidad de cicatrización de las heridas podía servir para definir el tiempo fisiológico. Supone Lecomte Du Noüy que a la realización de un mismo trabajo de cicatrización corresponde un mismo intervalo de tiempo fisiológico, pudiéndose tomar como unidad de tiempo fisiológico la duración de un trabajo de cicatrización determinado con exactitud.

Se demuestra así que, a la edad x, el trabajo de cicatrización lleva-

^{16/} Gallinard, París, 1935. Citado por Leguina, J., "Fundamentos de Demografía", Edit. Siglo XXI, Madrid, España, 1973. Del cual se hace un resumen del tema aquí expuesto.

a) *Unuoda*

do a cabo en el tiempo dx (infinitamente pequeño) puede expresarse como :

$$dx = \frac{dT}{V_x} \quad dT = V_x dx \quad (3)$$

donde T es el tiempo fisiológico y V_x la velocidad de cicatrización a la edad x .

Lecomte Du Noüy demostró que V_x era inversamente proporcional a la edad, tal que

$$V_x = \frac{c}{x} \quad (4)$$

con lo que (3) se puede expresar así

$$dT = c \frac{dx}{x} \quad (5)$$

como $\frac{dx}{x} = d(\ln x)$, (5) quedaría $dT = c d(\ln x)$ (5a)

Integrando (5a) se obtiene $T = c \ln x + h$ (6)

Pero (6) está indefinida para $x = 0$ ($T \rightarrow -\infty$); lo cual puede obviarse sustituyendo x por $x + \epsilon$, donde ϵ representa una porción de tiempo física pequeña respecto a x .

Se obtiene entonces

$$T = c \ln(x + \epsilon) + h \quad (7)$$

la constante h se determina por las condiciones iniciales:

$$T = 0$$

$$x = 0$$

obteniéndose $h = -c \ln(\epsilon)$ (8)

a partir de la (8), la (7) se transforma en

$$T = c \ln\left(\frac{x}{\epsilon} + 1\right) \quad (9)$$

A partir de aquí, Bourgeois-Pichat con sus aproximaciones empíricas, llega a la conclusión de que la probabilidad de muerte por causas exógenas es proporcional al cubo de la edad fisiológica, tal que

$$P'(x) = kT^3 = kc^3 \ln^3\left(\frac{x}{\epsilon} + 1\right) \quad (10)$$

llamando b a kc^3 y haciendo $\epsilon = 1$ día, queda

$$P'(x) = b \ln^3(x+1) \quad (11)$$

donde x se expresa en días.

Teniendo en cuenta la ecuación (2), se tendrá para $x > 30$, la siguiente expresión referida a la probabilidad de morir antes de la edad x

$$P_{(x)} = a + b \ln^3 (x+1) \quad (12)$$

donde a es la probabilidad de morir por causa endógena. *a que es a'*

Dado que $P_{(x)} = \frac{D_{(x)}}{N}$, donde N es el número de nacimientos y $D_{(x)}$ el de fallecidos antes de la edad x ; se tiene que

$$D_{(x)} = N P_{(x)} = Na + Nb \ln^3 (x+1)$$

o lo que es igual

$$D_{(x)} = a' + b' \ln^3 (x+1) \quad (13)$$

donde a' es el número de fallecidos endógenos = Na

Ahora bien, si los supuestos introducidos hasta aquí son válidos, la serie acumulativa de fallecidos $D_{(x)}$ seguirá una función como la ecuación (13), con lo que tomando en las abscisas $\ln^3 (x+1)$ y en las ordenadas el número acumulado de fallecidos para cada edad x en días se obtendrá una serie de puntos, que para $x > 30$, estarán alineados. Si se prolonga esta recta hasta el origen se obtiene la ordenada a' que representa el número de muertos endógenos de menos de un año de edad.

Este método se aplicó en Costa Rica para el período 1952-72. Obteniéndose los resultados incluidos en el Cuadro No. 8 y Gráfico No. 8.

Además, fueron calculadas las tasas de mortalidad infantil endógena y exógena por el método de las estadísticas vitales, tomando como fallecidos endógenos a los definidos anteriormente ^{17/} y a partir de éstos se calculó la $q_{0,n}$; para luego sustrayéndola de q_0 obtener la $q_{0,x}$. Resultados que también se incluyen en el Cuadro No. 8 y el Gráfico No. 8.

Se puede observar la gran similitud obtenida por ambos métodos. Los resultados obtenidos por el método de Bourgeois-Pichat ofrecen una estimación que puede considerarse confiable. Ya que, por ejemplo, los valores obtenidos para la tasa de mortalidad infantil endógena están por debajo de los valores para la tasa de mortalidad infantil neonatal, pero cerca de e -

^{17/} Se incluyen dentro de los endógenos, a los fallecidos por accidente en el parto; por el carácter de fatalidad que va unido a dicha causa, dado que el riesgo del parto es inevitable (todas las personas han de pasar por él).

llos, y manteniendo una evolución coherente con lo esperado, o sea que la diferencia entre ambas va disminuyendo a través del período.

Además, de lo anterior se desprende, que comparando los resultados obtenidos por ambos métodos, se puede advertir que en los primeros años las estadísticas vitales adolecen de mayores deficiencias que en los últimos años; lo cual es válido pensar. A lo anterior se pueden unir los cambios ocurridos en la clasificación de las causas de muerte.

Es interesante observar que la disminución porcentual en la mortalidad exógena, experimentada en el período 1952-56 a 1958-72, es de 44%. Lo cual se puede ligar al creciente mejoramiento en las condiciones sanitarias del país; producto de la evolución de los factores que determinan mejoras en el nivel de vida.

Respecto a la mortalidad endógena, se puede decir que experimenta un leve aumento; oscilando entre 10 y 20. Lo cual está de acuerdo con la política de salud materno-infantil que se ha venido llevando a cabo en el país; unido ésto a la dificultad de ejercer una influencia significativa sobre ta les causas.

Una excepción ^{18/} a la ley de Bourgeois-Pichat bastante frecuente, se deriva de la "quiebra" de la curva de ajuste (formada por dos segmentos de recta), quiebra que se sitúa a una edad variable, muy a menudo a los 2 meses, a veces a los 3 y, más raramente, a los 4 meses. Además, los últimos puntos forman una línea que siempre está por encima de la prolongación de la que forman los primeros.

A esta anomalía se le relaciona con una "supermortalidad exógena" en los dos o tres primeros trimestres del primer año de vida.

Y se advierte principalmente en los países "cálidos" (mediterráneos) y va unida a una supermortalidad por accidentes digestivos provocados por una alimentación "artificial" (cambio de la leche materna a otro tipo de ali mentación).

Para determinar si en Costa Rica se presenta tal excepción, se aplicó el método de Bourgeois-Pichat para cuatro provincias, seleccionadas de

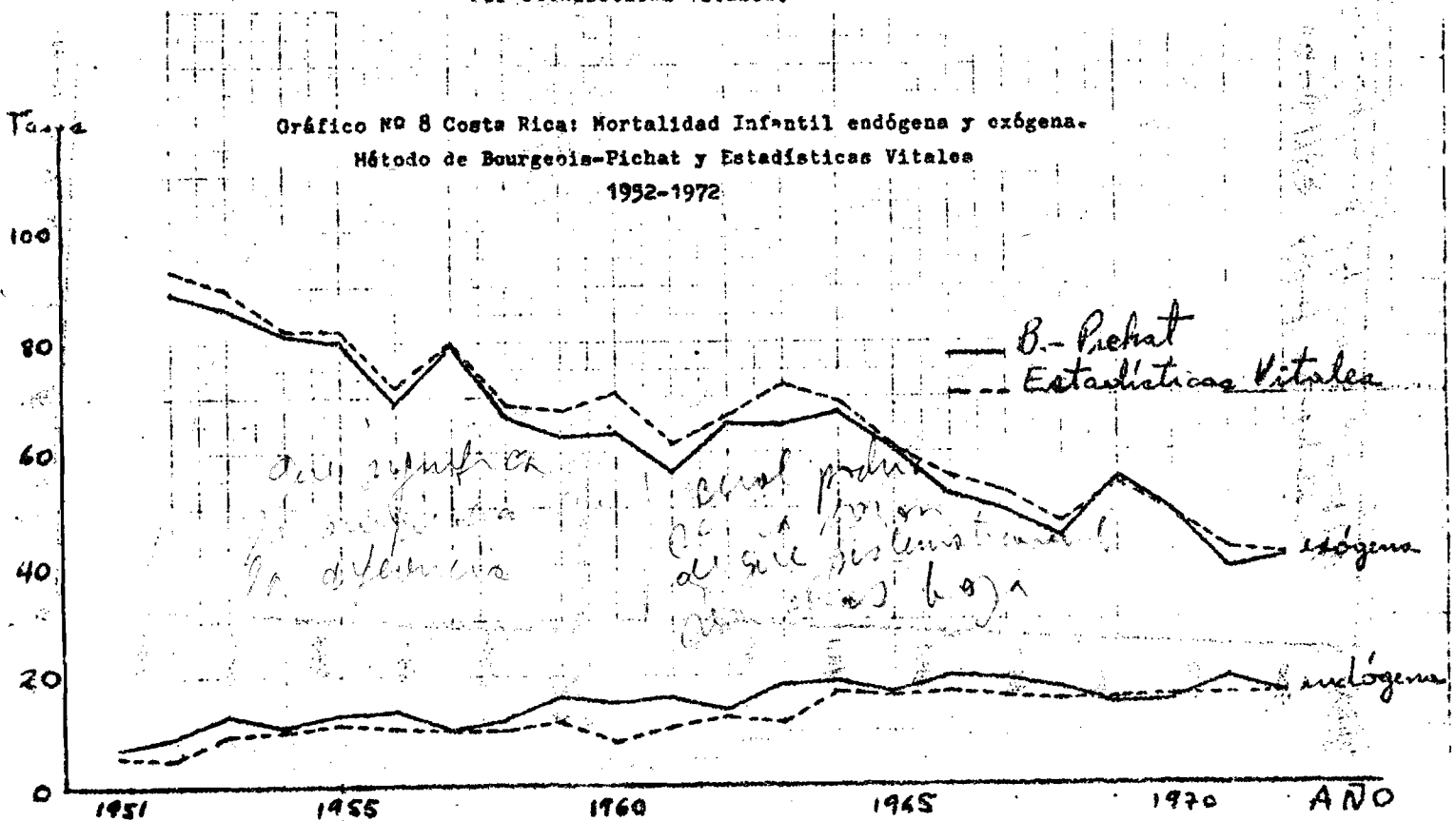
^{18/} Pressat, R., "El Análisis Demográfico", F.C.E., México, 1967.

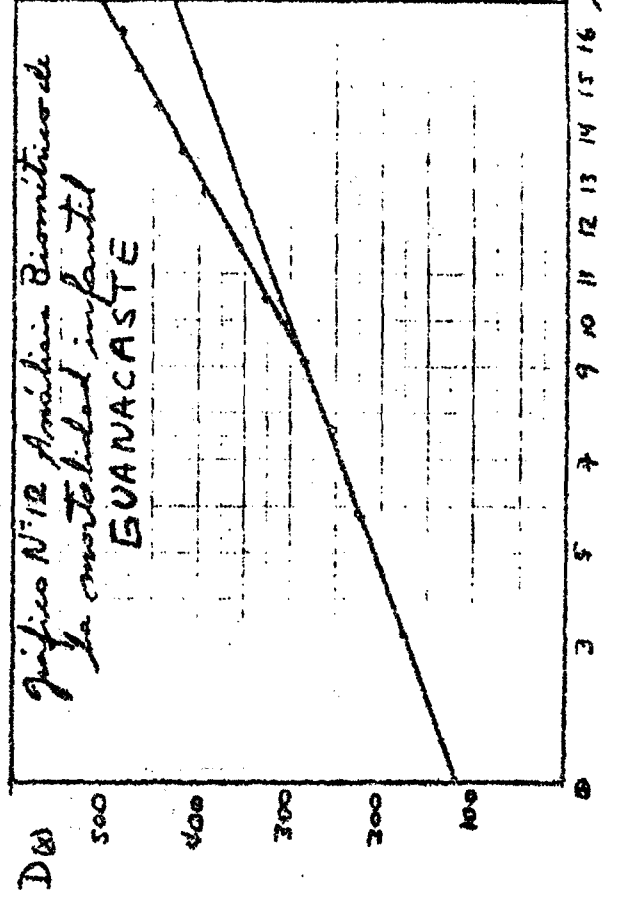
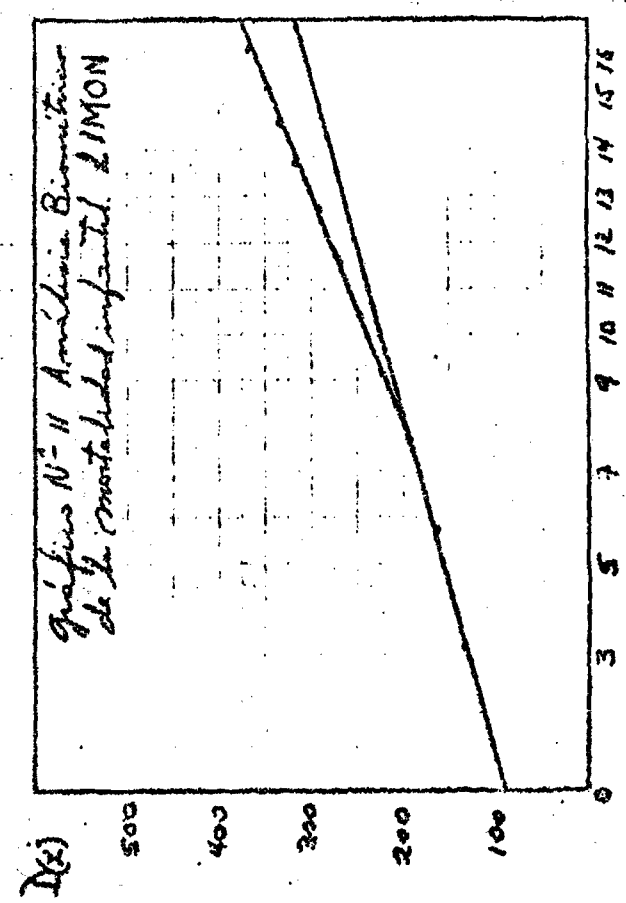
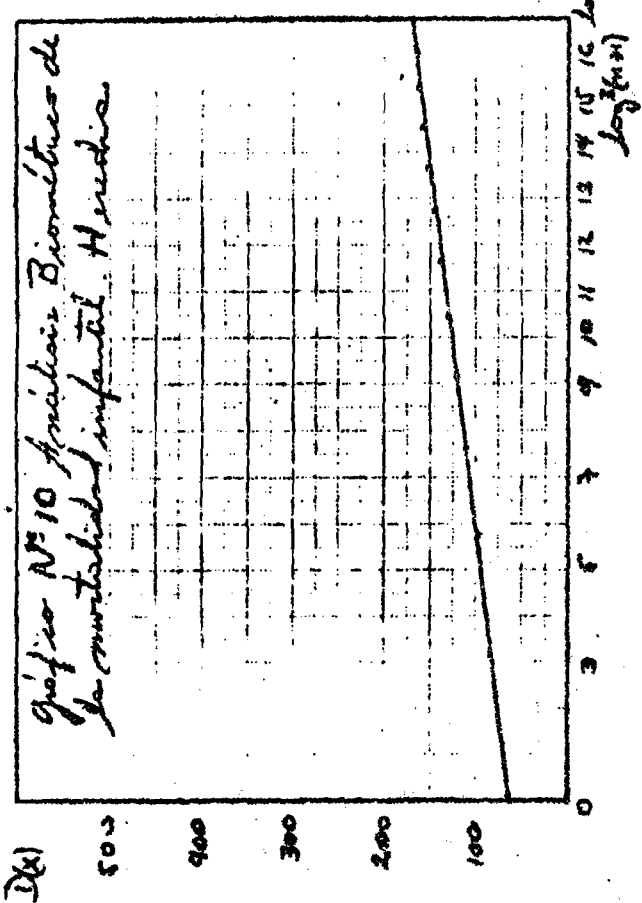
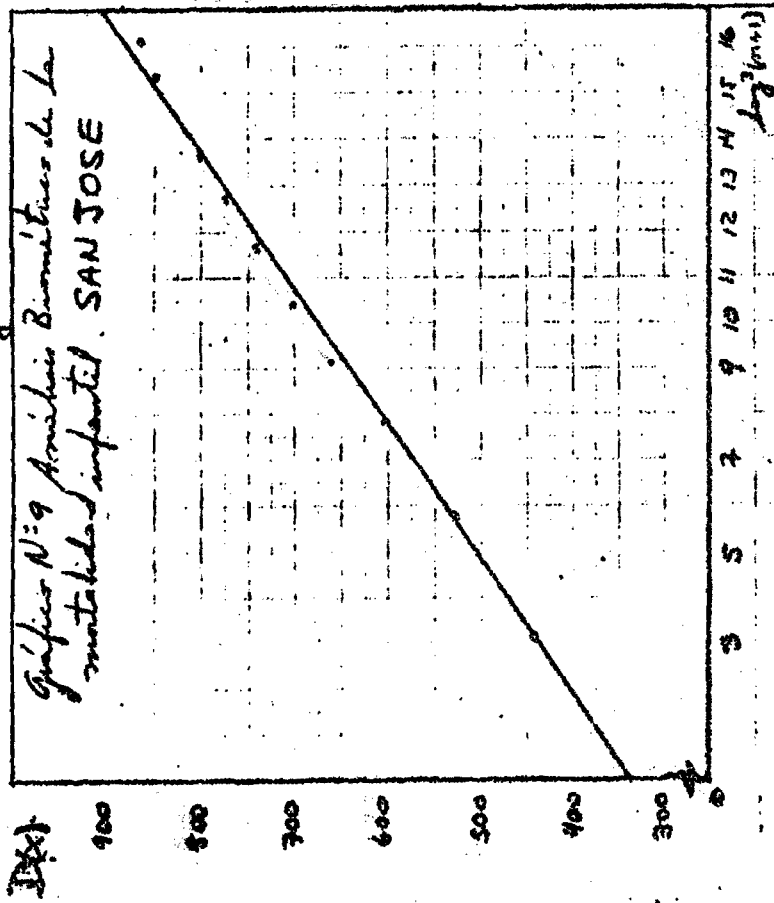
Cuadro N° 8 Costa Rica: Tasas de mortalidad infantil endógena y exógena. Por estadísticas vitales y el método de B.-Pichat.
1952 - 1972

Año	Mortalidad Infantil**		Mortalidad Infantil*		
	Total	Endógena	Exógena	Endógena	Exógena
1952	98.03	5.0	93.03	8.97	89.06
1953	99.34	9.6	89.74	13.05	86.29
1954	92.47	10.2	82.27	10.84	81.63
1955	93.22	11.3	81.92	13.05	80.17
1956	82.65	10.7	71.95	13.78	68.87
1957	89.88	10.1	79.78	10.37	79.51
1958	78.69	10.2	68.49	12.05	66.64
1959	78.96	11.6	67.36	15.95	63.01
1960	78.45	8.0	70.45	14.94	63.51
1961	72.53	10.8	61.73	15.95	56.58
1962	79.04	12.6	66.44	13.75	65.29
1963	83.76	11.4	72.36	18.58	65.18
1964	85.90	17.0	68.90	18.91	66.99
1965	77.20	16.6	60.60	17.15	60.05
1966	72.37	17.0	55.37	19.93	52.44
1967	69.04	16.3	52.74	19.55	49.49
1968	62.58	15.4	47.18	17.75	44.83
1969	70.10	15.3	54.80	15.04	55.06
1970	64.60	15.9	48.70	15.38	49.22
1971	58.97	16.4	42.57	19.83	39.14
1972	57.46	16.3	41.16	16.98	40.48

*Por el método de B.-Pichat.

**Por estadísticas vitales.





tal manera que se tuvieran dos zonas "cálidas" y con ciertas características diferenciales respecto a las otras dos zonas. Entonces se tomaron Limón y Guanacaste del primer tipo y a San José y Heredia del otro.

El período de referencia es un promedio de tres años 1970-71 y 72.

Los resultados obtenidos se presentan en los Gráficos No. 9, 10, 11 y 12 en los cuales se puede observar que en las provincias consideradas como "cálidas", se da la excepción a la ley de Bourgeois-Pichat.

Lo que puede deberse, como lo expone Pressat, a una supermortalidad exógena, generada por accidentes digestivos provocados por una alimentación "artificial".

Pero, fácilmente, puede deberse no al cambio de alimentación (de la leche materna a alimentación de otro tipo), sino a la calidad de los alimentos a los que se cambia; lo cual es lógico relacionar con las condiciones que definen el nivel de vida de zonas como Limón y Guanacaste. Lo cual indicaría, al final, que puede ser que el método de Bourgeois-Pichat no funcione para niveles de mortalidad infantil considerados como altos; como son los que prevalecen en Guanacaste y Limón comparándolos con San José y Heredia.

Capítulo IV. DETERMINANTES

No es nada nuevo decir que la mortalidad infantil de una población tiene estrecha relación con su grado de desarrollo económico, social y cultural. Tanto es así que la tasa de mortalidad infantil es justamente uno de los indicadores más usados internacionalmente para definir el nivel de vida de una comunidad.

El problema radica en cuantificar esta relación y sopesarla con la influencia de las medidas directas que se tomen en la mortalidad infantil, por que ello definiría el límite de acción de éstas últimas. Y si se pudiera determinar que parte importante de tal mortalidad es explicada por acciones directas de salud, se debería dar el máximo de eficiencia posible a su programación y desarrollo; adecuándolas a otros planes de desarrollo nacional. Pero si se determinara que el componente principal de la mortalidad infantil depende de factores ambientales ajenos a tales acciones directas, se debe

no se tiene

que se debe

ría estar consciente de tal limitación y destacar la importancia de los factores económico-sociales.

Desde luego que no se tiene respuesta satisfactoria a cuestión tan fundamental.

Una manera para obtenerla, exigiría registrar, en grupos representativos de nacidos vivos, las características del nivel de vida y la atención médica recibida durante el primer año de existencia, así como información sobre las muertes que se produzcan en ese período. Así sería posible medir la mortalidad infantil en distintos estratos socioeconómicos y en diferentes niveles de atención.

Pero, desgraciadamente, aquí se encuentra con las dificultades propias a todo estudio longitudinal, que implica observar durante un tiempo prolongado a varios miles de personas.

De otra manera; para estudiar las relaciones entre los factores socioeconómicos y la mortalidad infantil, el ideal sería tener tabulaciones cruzadas entre las características socio-económicas y las defunciones. Que podrían hacerse por medio de las boletas de hechos vitales; pero en Costa Rica lamentablemente, no se dispone de una boleta que brinde la información pertinente para hacer cruces de significación práctica en tal estudio. A lo cual se unen deficiencias en el registro de tales hechos.

Por lo tanto a este nivel, no se hará sino una exposición bibliográfica de estudios de este tipo, que se han llevado a cabo en diferentes países.

Así, por ejemplo, en Chile:

Molina y Rosenzuaig ^{19/}, en una investigación de 778 niños, comprueban clara correlación inversa entre el ingreso económico individual y la mortalidad infantil, tanto en niños controlados como en no controlados en la Unidad Sanitaria de Quinta Normal.

19/ Molina, G., y F. Rosenzuaig., "Comparación de la mortalidad infantil en 1948, en grupos bajo control de la Unidad Sanitaria y en la Comuna de Quinta Normal". Rev. Chil. Hig. y Med. Prev. 12: 75-85. Setiembre-diciembre, 1950. Citado por Behm, H., "Mortalidad infantil y nivel de vida", Ed. de la Universidad de Chile, Santiago, 1962.

Romero, Moroder y Guemes ^{20/}, encontraron que 47% de las muertes en las edades 0-5 años fueron registradas en el grupo que pagaba más bajo canon de arrendamiento por la vivienda, en circunstancias que los nacimientos de este grupo eran sólo el 26% del total. Por el contrario, en el grupo de mayor nivel, eran respectivamente de 9.4% y 19.3%.

Viel, Greiber, Delard y Montoya ^{21/}, en comunicación a las Terceras jornadas de Salubridad, señalan que las tasas de mortalidad infantil para la clase media que consulta al Servicio Médico Nacional de Empleados es sólo 1/5 de las tasas de los niños de clase obrera residentes en Quinta Normal.

En la bibliografía anterior se trata de estudios de la mortalidad infantil en poblaciones que han tenido un programa de control materno-infantil en comparación con grupos sin control médico.

En el Congreso Médico Social Panamericano, realizado en Chile en 1952, se presentó numerosa evidencia sobre los factores socio-económicos de la mortalidad del niño en América.

En un estudio de la Organización Panamericana de la Salud (OPS), titulado "Patterns of Mortality in Childhood", ^{22/} se indica la deficiente nutrición de las madres y de los niños como factor primordial en la persistencia de tasas elevadas de mortalidad infantil en América Latina.

En la publicación de Naciones Unidas titulada "Early Infant and Childhood Mortality" ^{23/}, se citan los estudios de Rietz, realizados en Estocolmo

^{20/} Romero, R., J. Moroder y M. Guemes. "Mortalidad infantil en Chile". Encuesta en un sector de Santiago. Rev. Chil. Hig y Med. Prev. 7: 137. Enero, 1949.

^{21/} Viel, B., R. Greiber, O. Delard y C. Montoya. "Mortalidad infantil en diferentes grupos de lactantes de la ciudad de Santiago". Terceras jornadas de Salubridad, 1954. Citados por Behn, H., op.cit.

^{22/} OPS, "Patterns of Mortality in Childhood", 1973.

^{23/} UNITED NATIONS. "Foetal, Infant and Early Childhood Mortality". Vol. II Biological, Social and Economic Factors. Population Studies No. 13 (SR/SOA/Series A/13/Add.1) 1954.

1919-1920, en los que se determinó que la mortalidad infantil tardía es 3,5 veces más alta en los estratos de menor ingreso económico, en relación a los mayores; para las defunciones fetales y la mortalidad neonatal, el aumento es 2.5 veces. En los trabajos de Wolff y Meerdink, Amsterdam, 1950, la mortalidad excesiva en las clases económicas bajas se observa de preferencia en prematuridad, infecciones respiratorias e intestinales: tal mortalidad es 5-7 veces superior comparada con clases más acomodadas.

Altenderfer y Crowther ^{24/} en un estudio en 973 ciudades de 10 000 o más habitantes, Estados Unidos, muestran tasas de mortalidad infantil según ingreso 'per cápita'.

<u>Ingreso</u>	<u>Tasas</u>
Hasta US\$575	47-48
\$575 a \$850	43
Más de \$850	39

Heady, Morris y Daky ^{25/} utilizando 1,5 millones de nacimientos y 90 000 defunciones en Inglaterra y Gales, 1949-50, encuentran que el deterioro de la tasa de mortalidad infantil es independiente de otros factores biológicos, tales como la edad de la madre y el número de partos. Este tipo de información es interesante ya que trata de separar las complicadas interrelaciones entre el nivel de vida, atención médica y factores biológicos.

Douglas ^{25/}, en un trabajo basado en la observación de 13 687 niños ingleses, separados en 4 clases sociales que se supone decrecientes en nivel e

^{24/} Altenderfer, M, y B. Crowther. "Relationship between Infant Mortality and Social-Economic Factors in Urban Areas". Public Health Report. 64: 331-339. Marzo, 1949.

^{25/} Heady, J.A., C. Daky y J. N. Morris. "Social and Biological Factors in Infant Mortality: Mortality in Relation with Father's Occupation". Lancet 1, 1955.

^{25/} Douglas, J. W.B. "Social Class Differences on Health and Survival during First Two Years of Life". Results of a National Survey. Population Studies. V; 1951-52. Citados por Behm, H, op.cit.

conómico y atención médica, obtiene tasas de mortalidad infantil de 23.7, 30.5, 44.9 y 41.5 respectivamente. Las diferencias son mayores en la mortalidad 1-11 meses, cuyas correspondientes tasas son 52, 58, 131 y 135.

A través de las citas bibliográficas, que se han incluido, es fácil darse cuenta, que dado el carácter tan restringido de esos estudios; no se pueden aventurar inferencias que sean confiables a nivel total de un país.

Se localizan, solamente, algunos factores que tienen relaciones simples con la mortalidad infantil y referidas a ciertos sectores muy específicos.

A raíz de las limitaciones tanto metodológicas como de información básica, expuestas anteriormente, para llevar a cabo un estudio de ese tipo, se plantea la posibilidad de intentar una determinación de los factores que explican la variancia de la mortalidad infantil, a través de unidades de estudio para las cuales se obtienen indicadores globales que se suponen representativos de cada unidad (el cantón).

4.1. Información básica y sus limitaciones

Las estadísticas de defunciones de menores de un año, y de nacimientos como ya fue expuesto, presentan serias deficiencias. Costa Rica, aunque está en una situación privilegiada en comparación con la mayoría de los países de América Latina, no deja por su parte, de presentar deficiencias en el registro de hechos vitales, que se expresan especialmente en un subregistro de ellos. Y se presenta en forma más acentuada y diferencial por cantones, lo cual tendrá mucha importancia a la hora de obtener indicadores del nivel de la mortalidad infantil para cada unidad de estudio.

Con relación a los datos que sirven de indicadores socio-económicos; en primer lugar no existen todas las tabulaciones necesarias para lograr cierta variedad de indicadores que se consideran importantes; y en segundo lugar se encuentra con deficiencias de omisión y calidad propia de los datos censales; fuente principal de dichos indicadores.

4.2. Marco Teórico

Alrededor del nivel de la mortalidad infantil juegan factores tales como el medio ambiente natural (clima, humedad, etc); el medio ambiente físico (vivienda); el acceso a ciertos servicios (agua potable, servicios sanitarios

médicos, etc); ingreso; nutrición; ocupación; nivel de instrucción; y el medio ambiente cultural (normas y costumbres sociales, la religión, el arte y las orientaciones de valores, que pueden influir directa o indirectamente en las actitudes de los individuos hacia el uso de medicamentos, los hábitos higiénicos, la forma de alimentación, etc.

No es preciso señalar la diferencia entre lo que, por una parte, se consideran en términos abstractos como factores y lo que por otra, se mide mediante indicadores. Es también obvia la necesidad de una considerable tolerancia, debido a las limitaciones impuestas por el grado de disponibilidad de indicadores.

En este estudio se excluyen los indicadores del medio ambiente cultural; escogiendo algunos de los incluidos en los otros grupos, que están relacionados con el nivel de vida y se supone a priori, que contribuyen a la explicación de la variancia de la mortalidad infantil.

Indicadores Sociales:

- Nivel de instrucción
- Ilegitimidad
- Urbanización

Indicadores Económicos y de Vivienda:

- Actividades No Agrícolas
- Servicios Sanitarios
- Servicios de agua
- Estado de la Vivienda

Indicadores de Salud

- Atención médica

4.3. Metodología

Teniendo en cuenta que el país cuenta con sólo 7 provincias, y que para la aplicación de un método de regresión múltiple es indispensable tener un número considerable de observaciones respecto al número de variables, se tomó entonces el cantón como unidad de estudio.

Para la obtención de los indicadores del nivel de la mortalidad infantil, se usó la tasa de mortalidad infantil (clásica) y la proporción de de

funciones infantiles de 1 a 11 meses. Para lo anterior se tomó un promedio de tres años 1970-71-72, en base a los datos publicados por la D.G.E. Los resultados se incluyen en el Cuadro No. 6 en el Anexo.

Los indicadores socio-económicos se obtuvieron de la siguiente manera:

Nivel de instrucción = % de personas sin instrucción sobre la población de 6 años y más de edad.

Ilegitimidad = % de Nacidos Vivos de padre desconocido. ^{27/}

Urbanización = % de Población Urbana

Actividades no Agrícolas = % de Población Económicamente Activa No Agrícola

Servicios Sanitarios = % de personas que habitan viviendas con cloaca o tanque séptico.

Servicios de Agua = % de personas que habitan viviendas con abastecimiento de agua por cañería.

Estado de la Vivienda = % de viviendas clasificadas como "buenas"

Atención médica = % de Nacidos Vivos atendidos por comadronas u otra persona ^{23/}

La información para el cálculo de los indicadores anteriores, fue tomada; excepto otra aclaración, de los Censos Nacionales de Población y Vivienda de 1973.

Para intentar una determinación de los factores que tienen significación en la explicación de la variancia de la mortalidad infantil, se utilizó el método de cálculo electrónico llamado "Multiple Regression Package" ^{29/} (M.R.P.-25); que es básicamente un sistema de Regresión Múltiple por el método de mínimos cuadrados. El programa está escrito en lenguaje S.P.S.

Las decisiones de significación se tomarán en base a la "F_c". Ya que el M.R.P.-25 brinda una "F_c" calculada ("F" de Fisher-Snedecor) con 1 y N - K grados de libertad para cada coeficiente de regresión.

^{27/} Dirección General de Estadística y Censos; datos inéditos. (Promedio de 1970-71-72).

^{23/} Gómez, M., Comunicación directa.

^{29/} Otto Dykstra Jr., General Foods Research, Tarrytown, New York. Para mayor detalle sobre este programa se puede ver: Calvo F., "Regresión Múltiple, Manual M.R.P.-25", Universidad de Costa Rica.

Es importante definir las limitaciones ^{30/} que para este estudio, tiene el hecho de usar un modelo de Regresión Múltiple uniecuacional.

En primer lugar este modelo supone que la información usada para el cálculo de las variables está ausente de error.

Además, está el "problema general que se presenta cuando algunas o todas las variables explicativas de una relación se hallan tan altamente correlacionadas entre sí que se hace muy difícil, si no imposible, desentrañar sus influencias separadas y obtener una estimación razonablemente precisa de sus efectos relativos". ^{30/} a este hecho se le da el nombre de multicolinealidad.

Este modelo presenta otros tipos de problemas, pero de menor o ninguna importancia para este caso.

Tomando en cuenta que ciertos factores inciden en forma diferencial en cuanto a su importancia, dependiendo si se trata de una zona de nivel cultural mayor o menor; se aplicó el modelo para el total de cantones del país, y separadamente para dos zonas: Valle Central y Zona Baja. Esta última incluye los cantones de las provincias de Limón, Guanacaste (excepto Tilarán) y los cantones de Orotina y Grecia Norte.

Al mismo tiempo que son zonas con diferentes niveles de calidad en la información básica.

A continuación se presentan los resultados obtenidos

Cuadro No 9 COSTA RICA: Pa (F calculada) 1970-1972

FACTORES SOCIO ECONOMICOS	COSTA RICA		VALLE CENTRAL		ZONA BAJA		
	TMI	TMI*	TMI	TMI*	TMI	TMI*	
01	3.31	1.18	.30	.25	3.06	14.74	01- % de PEA No Agrícola
02	.01	.45	.01	.33	.27	1.93	02- % de Personas sin instrucción
03	2.02	.35	3.85	.19	1.66	.58	03- % de Personas que habitan viviendas con cloaca o tanque séptico.
04	.08	.10	.83	.48	1.13	2.54	04- % de Viviendas "buenas".
05	9.05	1.44	9.18	.13	.61	2.91	05- % de Personas que habitan viviendas con abastecimiento de agua por cañería.
06	8.31	3.58	.48	2.69	2.85	9.15	06- % de Nacidos Vivos de Padre Desconocido.
07	.03	.28	4.06	3.87	4.29	14.79	07- % de Población Urbana.
08	31.90	13.90	48.97	18.25	.00	.02	08- % de Escidos Vivos atendidos por congreso u otra persona.
R ²	.61	.61	.70	.39	.55	.76	
Múltiple F	11.77	11.94	11.84	7.21	1.84	4.62	* Corregida.

^{30/} Para una amplia exposición del método de regresión múltiple, sus supuestos y limitaciones, véase: J. Johnston, "Métodos de Econometría", Ed. Vincen-Vives, 1970. cap.IV; y a Graybill, F.A.: "An Introduction to Linear Statistical Models" Edit. McGraw-Hill 1951, cap. VI.

Podemos observar que, para todo el país, los indicadores que tienen significación (al 90% o más) en la explicación de la variancia de la mortalidad infantil, según orden de importancia, pueden ser los siguientes:

1. % de Nacidos Vivos atendidos por comadrona u otra persona.
2. % de Nacidos Vivos de Padre Desconocido
3. % de personas que habitan viviendas con servicio de agua por cañería
4. % de PEA No Agrícola
5. % de personas que habitan viviendas con cloacas o tanque séptico

Es importante observar que el coeficiente de determinación R^2 (múltiple), que indica el porcentaje de variaciones en la mortalidad infantil que son explicadas por las variaciones en los indicadores socio-económico, es alto en todos los casos.

Cabe hacer notar que los indicadores que aparecen respectivamente en el tercero y quinto lugar, se comportan de una forma no esperada.

Así por ejemplo, el coeficiente de regresión de el % de personas que habitan en viviendas con servicio de agua por cañería da positivo; lo cual puede deberse a errores en las tasas de mortalidad infantil diferenciales por cantones, o a la multicolínia. Pero hay un hecho que es importante señalar, y es que en ciertos cantones, sobre todo de zonas menos favorecidas aunque existe la red de agua por cañería, ésta viene de tanques de captación de agua en los cuales no reciben tratamiento de purificación; y generalmente estos cantones son de alta mortalidad infantil. Además, respecto al % de personas que habitan viviendas con cloacas o tanque séptico; podemos advertir los mismos problemas que se citaron anteriormente y que son propios de los modelos uniecuacionales. Pero cabe hacer la observación referente a la incidencia que tiene la falta de servicio de cloacas o tanque séptico en una zona rural o en una ciudad como San José.

Y se puede advertir que es de esperar que la falta de tal servicio en un cantón rural (de alta mortalidad infantil por lo general y de mayor sub-registro) no es tan imperiosa como en un cantón del Valle Central; lo cual puede ocasionar que se invierta la regresión.

Centrando la atención en los otros tres indicadores se puede observar que la incidencia de las características médico-sanitarias es la más impor-

*no de la
que a favor
vital
mucho más
vital*

tante; seguida por el factor ilegitimidad, el cual juega un papel sobresaliente en la estabilidad del núcleo familiar, y por último se nota cómo el factor ingreso y grado de urbanización, representados en el porcentaje de PEA no agrícola, tienen gran significación en la explicación de la variancia de la mortalidad infantil.

Respecto al Valle Central, podemos observar que los indicadores que tienen significación (al 90% o más), en la explicación de la variancia de la mortalidad infantil, según orden de importancia, son los siguientes:

1. % Nacidos Vivos atendidos por comadrona u otra persona
2. % de personas que habitan vivienda con agua por cañería
3. % de Población Urbana
4. % de personas que habitan en vivienda con cloacas o tanque séptico

Abstrayendo los indicadores 2 y 4 (que no actuaron de manera esperada) y tomando en cuenta los errores que pueda tener la información básica y las limitaciones propias del método, se puede ver que para el Valle Central conservan su importancia los factores médico-sanitarios, que influyen de manera determinante en la mortalidad del primer mes, ocasionada por lesiones en el parto. Y además se nota que, el indicador de urbanización toma significado e indica cómo las ventajas de los servicios propios de las zonas urbanas discriminan sobre el comportamiento diferencial de la mortalidad infantil.

Además, al hacer una eliminación sistemática de los indicadores no significativos; toma importancia en la regresión el indicador de estado de la vivienda, mostrando el significado que tiene el medio ambiente físico (medido por el % de casas "buenas") en la explicación de la variancia de la mortalidad infantil.

Respecto a la Zona Baja, se observa que los indicadores que se obtuvieron como significativos (al 90% o más); según orden de importancia son:

1. % de Población Urbana
2. % de PEA No Agrícola
3. % de Nacidos Vivos de Padre Desconocido

Sin embargo, la primera no se comporta de la manera esperada como sí lo hizo en el Valle Central; lo cual puede deberse a que en la Zona Baja las tasas de mortalidad infantil tienen errores más grandes.

Nótese a la vez, que los factores de mayor significación en esta zona están ligados íntimamente al ingreso; la urbanización y a la estabilidad del núcleo familiar. Esta última comprueba la hipótesis de que la mortalidad infantil es mayor donde hay ausencia de los padres, ya sea de uno o de otro.

Tomando en cuenta que algunos indicadores se comportaron de forma no esperada; y que ésto se podría deber a errores en la tasa de mortalidad infantil, muy diferencial por cantón; se trató de introducir una corrección de dicha tasa.

Mediante la proporción de defunciones infantiles de 1-11 meses; en la cual se puede suponer que se compensan los errores; se hizo un gráfico de dispersión entre dicha proporción y la tasa de mortalidad infantil. Y se obtuvo una relación directa y significativa entre ambas.

Entonces suponiendo ^{subestimada} que el nivel general de la mortalidad infantil está ~~subestimado~~ por la tasa de mortalidad infantil, se hizo una corrección a los cantones que indicaba este procedimiento.

Realizando de nuevo el modelo, pero ahora respecto a tasa de mortalidad infantil corregida, se obtuvieron los siguientes resultados:

Para el total del país, los indicadores que tienen significación (al 90% o más), en la explicación de la variancia de la mortalidad infantil, según orden de importancia son:

1. % de Nacidos Vivos atendidos por comadrona u otra persona
2. % de Nacidos Vivos de Padre Desconocido

y al hacer la eliminación automática de las variables no significativas; el % de PEA No agrícola se vuelve significativo.

Como se puede observar, los indicadores que en la otra regresión tenían un comportamiento no esperado, aquí no son significativos. Lo cual puede deberse en parte a que las tasas de mortalidad infantil están más cerca de las reales.

Para el Valle Central, los indicadores que aparecen como significativos (al 90% o más), según orden de importancia son:

1. % de Nacidos Vivos atendidos por comadrona u otra persona
2. % de Población Urbana

3. % de Nacidos Vivos de Padre Desconocido

Es interesante observar que aquí también sucede que los indicadores que se comportaban de forma no esperada no son significativos y además surge aquí como importante el % de Nacidos Vivos de Padre Desconocido, además de la 1 y 2 que ya eran significativos.

Para la Zona Baja, los indicadores que son significativos (al 90% o más) en la explicación de la variancia de la mortalidad infantil, según orden de importancia son:

1. % de Población Urbana
2. % de PEA No Agrícola
3. % de Nacidos Vivos de Padre Desconocido
4. % de personas que habitan viviendas con agua por cañería
5. % de Viviendas "buenas"
6. % de personas sin instrucción

De los anteriores indicadores, el primero y el cuarto no se comportan de la manera esperada.

Referente a el % de Población Urbana, puede deberse a que prevalecen errores en las tasas de mortalidad infantil; y es lógico pensar en forma general y con más razón para la Zona Baja; que a menor % de Urbanización es mayor el subregistro; y esto en la zona donde la mortalidad infantil es mayor generalmente. Lo cual puede invertir el sentido real.

Además cabe hacer notar que aquí surge como significativo el indicador de educación; lo cual puede ser explicado por el hecho de que a nivel de todo el país y en el Valle Central el nivel de instrucción ha llegado a tal nivel que la medida % de personas sin instrucción no discrimina respecto a la mortalidad infantil. Sin embargo, en la Zona Baja todavía esta medida se comporta de forma significativa.

Para el total del país se debería tomar una medida más refinada, donde se incluyan los alfabetas funcionales (sobre todo las mujeres con cierto nivel mínimo de instrucción).

Además, el estado de la vivienda, surge con significación en la regresión, lo que indica lo importante que es el medio ambiente físico en la

Zona Baja, respecto del comportamiento de los niveles de la mortalidad infantil.

Se presentan como significativos, además, el % de PEA no Agrícola y el % de Nacidos Vivos de Padre Desconocido, que habían aparecido con la tasa de mortalidad infantil sin corregir.

Capítulo V. CONCLUSIONES

1. La Mortalidad Infantil ha descendido en promedio 20 puntos cada 10 años. De este modo las tasas se redujeron; aproximadamente, de 95 a 55 en 20 años.
2. A través de la mortalidad infantil de 1-11 meses se puede ver la explicación casi total del descenso general. Y como la mortalidad infantil tardía depende, principalmente, de las condiciones socio-económicas importantes; el descenso está muy ligado a la evolución de dichos factores.
3. Lo anterior se ve reforzado por el significativo descenso en la mortalidad infantil exógena; de 89 en 1952 a 40 en 1972. La cual está explicada por los factores socio-económicos.
4. La mortalidad infantil muestra alta relación con los indicadores socio-económicos, lo que puede concluirse que queda casi totalmente explicada por dichos factores.

Los 5 indicadores significativos en la explicación de la variancia de la mortalidad infantil son:

- a) % de Nacidos Vivos atendidos por comadrona u otra persona. Indicador de las condiciones médico-sanitarias, que influyen principalmente en las defunciones del primer mes.
- b) % de Nacidos Vivos de Padre Desconocido. Mostrando la gran importancia que tiene la estabilidad del núcleo familiar (presencia de los padres) respecto de la mortalidad infantil.
- c) % de PEA No Agrícola. Como indicador del nivel de ingreso y condición de población urbana. Indicándose la importancia del ingreso respecto a las posibilidades de disfrutar de ciertos servicios y be

neficios propios de las zonas más urbanizadas.

- d) El estado de la vivienda. Indicando cómo el medio ambiente físico juega un papel importante en la explicación de la variancia de la mortalidad infantil.
- e) Respecto a la Educación, solamente en la Zona Baja tuvo importancia. Reflejando las ventajas respecto a cuidados del niño y administración de medicinas que determinan en gran parte la mortalidad infantil.

Cuadro Nº 1 Costa Rica : Estimación de nacimientos
ocurridos en los años de 1951 a 1972.

Año	Costa Rica	San José	Alajuela	Cartago	Heredia	Guanacaste	Puntarenas	Limón
1951	42311	14432	7472	5048	2289	5297	5560	2213
1952	44582	15207	7873	5318	2412	5582	5858	2332
1953	46353	15811	8186	5530	2508	5803	6091	2424
1954	48175	16432	8508	5747	2606	6032	6330	2520
1955	50038	17068	8837	5969	2707	6265	6575	2617
1956	52038	17750	9190	6208	2815	6515	6838	2722
1957	53522	18256	9452	6385	2896	6701	7033	2799
1958	54755	18984	9363	6406	3121	6779	7206	2896
1959	57800	19797	10046	6895	3243	7190	7595	3034
1960	59700	20400	10471	7170	3307	7439	7803	3110
1961	60640	20684	10709	7289	3281	7592	7932	3153
1962	60750	20685	10777	7254	3250	7654	7971	3159
1963	62820	21346	11138	7450	3342	7966	8292	3286
1964	61870	20937	10945	7332	3285	7888	8229	3254
1965	62400	21285	11020	7444	3376	7812	8199	3264
1966	62330	21261	11007	7436	3372	7804	8190	3260
1967	61230	20886	10813	7305	3312	7666	8046	3202
1968	58720	20029	10370	7005	3177	7352	7716	3071
1969	57984	20102	10266	6424	3143	6614	7813	3622
1970	57757	20346	9780	6390	3332	6169	7895	3845
1971	56338	19471	9547	6163	3366	5922	7765	4104
1972	57438	20230	9577	6251	3586	5892	7673	4229

Cuadro Nº 2 Costa Rica: Estimación de los nacimientos ocurridos en los años
1958 a 1964 inclusive, por provincias.
(Distribución relativa)

Años	Costa Rica	San José	Alajuela	Cartago	Heredia	Guanacaste	Puntarenas	Limón
1958	100.00	34.67	17.10	11.70	5.70	12.38	13.16	5.29
1959	100.00	34.25	17.38	11.93	5.61	12.44	13.14	5.25
1960	100.00	34.17	17.54	12.01	5.54	12.46	13.07	5.21
1961	100.00	34.11	17.66	12.02	5.41	12.52	13.08	5.20
1962	100.00	34.05	17.74	11.94	5.35	12.60	13.12	5.20
1963	100.00	33.98	17.73	11.86	5.32	12.62	13.20	5.23
1964	100.00	33.84	17.69	11.85	5.31	12.75	13.30	5.26
Me	100.00	34.11	17.66	11.93	5.41	12.52	13.14	5.23

Fuente: Alberto J. Costa Rica: Tablas abreviadas de mortalidad por provincias 1962-64, pág. 6, op. cit.

Cuadro No 3 Costa Rica: Factores de separación (f_g) de 1951-1972 por provincias.

Año	Costa Rica	San José	Alajuela	Cartago	Heredia	Guana- caste	Punta renas	Limón
1951	.327	.348	.359	.375	.373	.337	.374	.357
1952	.323	.344	.356	.372	.368	.336	.370	.356
1953	.320	.339	.353	.369	.363	.334	.367	.355
1954	.316	.335	.350	.366	.358	.333	.363	.354
1955	.313	.330	.347	.362	.352	.332	.359	.353
1956	.309	.325	.344	.359	.347	.330	.356	.352
1957	.306	.320	.341	.356	.342	.329	.352	.350
1958	.302	.316	.338	.353	.337	.328	.349	.349
1959	.298	.311	.335	.349	.332	.326	.345	.348
1960	.295	.306	.332	.346	.326	.325	.341	.347
1961	.292	.301	.329	.343	.321	.324	.338	.345
1962	.288	.297	.326	.340	.315	.322	.334	.344
1963	.285	.292	.323	.336	.310	.321	.330	.343
1964	.281	.288	.320	.333	.305	.320	.327	.342
1965	.278	.283	.317	.330	.300	.319	.323	.340
1966	.274	.278	.314	.326	.295	.318	.320	.339
1967	.271	.273	.311	.323	.289	.316	.316	.339
1968	.267	.269	.308	.320	.284	.315	.313	.337
1969	.264	.264	.305	.317	.279	.314	.309	.335
1970	.260	.259	.302	.313	.273	.312	.305	.334
1971	.257	.255	.299	.310	.268	.311	.302	.333
1972	.253	.250	.296	.307 X	.262	.300	.298	.332

Handwritten notes:
 1951
 constante lo
 es tan
 0.5
 1972

Cuadro No 4 Costa Rica : Estimación de las defunciones de menores de 1 año ocurridas en los años de 1951 a 1972.

Año	Costa Rica	San José	Alajuela	Cartago	Heredia	Guancaste	Puntarenas	Limón
1951	3933	915	731	528	274	571	654	260
1952	4300	1055	673	572	241	668	791	300
1953	4549	1153	784	660	248	649	742	313
1954	4393	1157	659	554	258	663	734	368
1955	4610	1226	705	623	304	636	773	343
1956	4238	1132	695	526	243	638	702	302
1957	4778	1226	751	725	286	680	816	294
1958	4268	1060	722	541	244	663	679	359
1959	4490	1094	772	614	268	681	693	368
1960	4639	1179	714	655	279	719	714	379
1961	4373	1062	676	682	286	657	678	332
1962	4807	1185	825	739	242	735	701	380
1963	5216	1325	838	749	289	839	768	408
1964	5342	1555	869	754	254	797	751	362
1965	4796	1117	747	673	202	867	785	405
1966	4508	1034	730	672	210	774	708	380
1967	4245	980	728	603	201	683	697	353
1968	3711	857	653	510	182	557	652	300
1969	4084	1015	714	471	175	601	650	458
1970	3731	985	608	440	175	504	653	366
1971	3340	808	478	439	174	483	576	382
1972	3283	853	485	339	151	481	591	383

**CUADRO NO 6 COSTA RICA: TASAS DE MORTALIDAD INFANTIL E
INDICADORES SOCIO-ECONOMICOS AL NIVEL DE CANTONES.
1970 - 1972**

Cantones	(01)	(02)	(03)	(04)	(05)	(06)	(07)	(08)	(09)	(10)	(11)	01- Tasa de Mortalidad Infantil.
San José	0418	39	0418	99	06	88	63	99	28	100	02	02- Defunciones de 1-11 meses/ Defunciones de menores de 1 año.
Escazú	0393	47	0470	87	09	56	58	95	27	056	03	03- Tasa de Mortalidad Infantil corregida.
Desamparados	0497	54	0497	89	09	59	64	95	20	048	05	04- % de PEA No Agrícola.
Furúcal	0419	64	0700	29	22	13	43	60	13	011	17	05- % de Pesezas sin instrucción
Tarrasá	0373	42	0450	29	20	14	50	83	08	012	07	06- % de Personas que habitan viviendas con alcoba o tan que séptico.
Aserrí	0607	65	0650	61	17	18	46	88	17	008	17	07- % de Viviendas clasificadas como "buenas".
Nora	0462	65	0730	41	17	19	41	66	25	017	18	08- % de Personas que habitan viviendas con abastecimiento de agua por cañería.
Goicoechea	0360	45	0430	96	07	73	63	98	21	071	02	09- % de Nacidos Vivos de Padres Desconocido.
Santa Ana	0532	68	0730	69	12	45	54	93	21	031	06	10- % de Población Urbana.
Alajuelita	0492	50	0492	93	12	42	59	96	27	029	05	11- % de Nacidos Vivos atendidos por comadrona u otra persona.
Coronado	0454	54	0550	79	10	43	63	90	17	029	05	
Acosta	0584	64	0690	18	26	06	36	63	11	003	40	
Tibás	0336	43	0420	98	07	79	68	99	22	100	01	
Moravia	0333	28	0380	93	07	64	72	95	17	074	01	
Montes de Oca	0343	33	0400	97	06	77	69	98	17	082	02	
Turrubares	0579	67	0750	18	33	05	37	56	14	005	48	
Dota	0405	33	0405	28	16	10	48	73	10	018	19	
Curridabat	0415	38	0415	93	08	58	61	96	15	055	02	
Pérez Zeledón	0518	63	0680	32	17	13	37	55	09	013	42	
León Cortés	0592	61	0592	22	18	15	56	81	06	006	36	
Alajuela	0543	55	0543	74	11	50	57	94	16	036	11	
San Ramón	0550	56	0550	44	13	23	52	80	10	028	24	
Grecia Centro	0476	59	0570	49	12	26	54	92	12	026	25	
San Mateo	0563	84	0900	38	17	15	38	56	21	017	24	
Atenas	0282	51	0500	40	13	24	56	86	08	014	03	
Naranjo	0570	60	0570	41	14	23	50	95	13	030	04	
Palmar	0350	59	0560	52	09	36	66	92	06	021	05	
Poás	0429	47	0429	43	12	26	55	96	08	021	07	
Orotina	0699	37	0560	61	19	30	52	93	17	037	14	
San Carlos	0615	61	0615	38	18	18	40	54	16	018	35	
Alfaro Ruiz	0487	51	0540	35	11	31	77	88	04	020	04	
Valverde Vega	0563	48	0563	43	14	19	30	95	14	017	22	

CUADRO Nº 6 COSTA RICA: TASAS DE MORTALIDAD INFANTIL E
INDICADORES SOCIO-ECONOMICOS AL NIVEL DE CANTONES.
1970 - 1972 (CONTINUACIÓN)

Cantones	(01)	(02)	(03)	(04)	(05)	(06)	(07)	(08)	(09)	(10)	(11)
Grecia Norte	0594	77	1000	14	34	01	30	08	21	000	87
Cartago	0542	62	0640	75	10	50	65	96	10	053	11
Paraíso	0611	62	0680	51	12	29	57	91	10	038	31
La Unión	0466	47	0466	86	11	40	57	95	15	026	06
Jicón	0769	63	0769	29	16	32	47	87	12	017	36
Turrialba	0747	64	0747	46	16	38	48	83	11	028	32
Alvarado	0836	63	0836	25	14	15	51	91	06	007	49
Oreamuno	0834	52	0700	54	14	31	57	97	09	040	36
El Guarco	0648	69	0770	57	14	21	58	84	07	016	42
Heredia	0565	46	0565	74	11	68	65	86	16	053	16
Berba	0446	51	0520	69	09	34	61	98	14	024	06
Santo Domingo	0385	51	0490	81	08	41	57	99	17	030	10
Santa Bárbara	0504	61	0580	54	12	26	55	96	13	019	12
San Rafael	0534	65	0720	78	10	30	58	98	15	030	02
San Isidro	0317	52	0530	54	11	14	64	98	17	015	04
Bella	0471	58	0520	75	08	57	76	99	08	026	01
Flores	0266	56	0550	77	08	47	76	99	10	047	02
San Pablo	0447	41	0447	85	09	33	58	99	16	052	07
Liberia	0926	60	0800	59	20	16	54	60	32	042	54
Nicoya	0733	63	0733	34	16	07	48	32	26	018	62
Santa Cruz	0674	59	0674	39	14	08	49	34	31	020	51
Bagaces	0808	67	0808	31	21	05	44	49	20	022	64
Carrillo	0961	59	0850	43	11	11	42	51	32	020	61
Cañas	1168	82	1168	51	20	21	43	55	27	047	49
Abangares	0760	62	0760	39	24	12	40	47	23	010	61
Tilarán	0539	69	0680	40	17	19	53	76	09	026	31
Nandayure	0888	69	0888	24	23	04	26	36	17	007	79
Puntarenas	0997	58	0770	60	20	36	42	63	24	040	53
Esparta	0509	54	0509	64	16	31	58	82	22	039	20
Buenos Aires	0608	68	0790	18	25	02	23	16	17	002	76
Montes de Oro	0614	67	0760	42	21	18	40	74	18	024	63
Osa	0804	53	0720	31	22	32	51	53	21	009	40
Aguirre	0816	62	0816	30	27	32	39	44	18	013	53
Golfito	0711	58	0711	36	20	44	54	59	17	016	48
Coto Brus	0556	50	0556	18	21	05	37	20	09	000	59
Limón	0954	62	0820	59	17	51	41	67	21	053	31
Pacocí	0880	70	0880	27	20	18	49	40	17	012	48
Biquirres	0976	69	0976	36	18	29	42	56	18	024	37

1. The first part of the document discusses the importance of maintaining accurate records of all transactions and activities. It emphasizes that proper record-keeping is essential for ensuring transparency and accountability in financial management.

2. The second part of the document outlines the various methods and techniques used to collect and analyze data. It highlights the need for consistent and reliable data collection processes to support effective decision-making.

3. The third part of the document focuses on the analysis and interpretation of the collected data. It discusses the various statistical and analytical tools used to identify trends, patterns, and anomalies in the data.

4. The fourth part of the document discusses the importance of communication and reporting in the context of data analysis. It emphasizes the need for clear and concise reports that effectively convey the findings and insights derived from the data.

5. The fifth part of the document discusses the various challenges and limitations associated with data analysis. It highlights the need for careful consideration of these factors to ensure the accuracy and reliability of the results.

6. The sixth part of the document discusses the various applications and uses of data analysis in different industries and sectors. It highlights the growing importance of data-driven decision-making in various fields, including business, healthcare, and education.

7. The seventh part of the document discusses the various ethical considerations and privacy concerns associated with data analysis. It emphasizes the need for strict adherence to ethical guidelines and privacy regulations to protect the rights and interests of individuals.

8. The eighth part of the document discusses the various future trends and developments in the field of data analysis. It highlights the growing importance of artificial intelligence, machine learning, and big data in driving innovation and progress in the field.

9. The ninth part of the document discusses the various resources and tools available for data analysis. It highlights the importance of staying up-to-date with the latest software and technologies to ensure the effectiveness and efficiency of the analysis process.

10. The tenth part of the document discusses the various best practices and guidelines for conducting data analysis. It emphasizes the need for a systematic and structured approach to data analysis to ensure the quality and reliability of the results.

Cuadro NO 5 Costa Rica : Estimación de las defunciones de menores de 1 mes y de 1-11 meses. 1951-72.

Año	Costa Rica		San José		Alajuela		Cartago		Heredia		Guanacast.		Puntaren.		Limón	
	-1 m.	1-11 m.	-1 m.	1-11 m.	-1 m.	1-11 m.	-1 m.	1-11 m.	-1 m.	1-11 m.	-1 m.	1-11 m.	-1 m.	1-11 m.	-1 m.	1-11 m.
1951	1096	2837	293	622	166	565	145	383	69	205	197	374	156	498	66	194
1952	1245	3055	352	703	185	488	140	432	67	174	221	447	203	588	65	235
1953	1335	3214	376	777	238	546	178	482	51	197	238	411	191	551	67	246
1954	1392	3001	380	777	221	438	175	379	68	190	261	402	208	526	85	283
1955	1418	3192	397	829	227	478	162	461	98	206	241	395	206	567	99	244
1956	1380	2858	359	773	213	482	170	356	91	152	222	416	220	482	113	189
1957	1364	3414	370	856	250	501	170	555	81	205	233	447	193	623	75	219
1958	1333	2935	381	679	222	500	167	374	61	183	195	468	207	472	89	270
1959	1534	2956	436	658	222	550	201	413	105	163	254	427	227	466	91	277
1960	1577	3062	458	721	248	466	203	452	73	206	217	502	258	456	103	276
1961	1549	2824	434	628	229	447	190	492	98	188	257	400	245	433	97	235
1962	1558	3249	395	790	262	563	187	552	109	133	269	466	238	463	114	186
1963	1745	3471	468	857	276	562	199	550	117	172	325	514	271	497	101	307
1964	1844	3498	575	980	292	577	214	540	94	160	282	515	268	483	119	243
1965	1713	3083	451	666	251	496	233	440	85	117	315	552	251	534	123	282
1966	1771	2737	475	559	293	437	244	428	81	129	290	484	249	459	129	251
1967	1657	2588	445	535	285	443	198	445	89	112	273	410	257	440	106	247
1968	1437	2274	386	471	248	405	202	308	74	108	189	368	240	412	90	210
1969	1546	2538	493	522	258	456	158	313	78	97	209	392	224	426	119	339
1970	1528	2203	483	502	245	363	179	261	85	90	169	335	254	399	100	266
1971	1487	1853	415	393	201	277	170	269	77	97	205	278	259	317	157	225
1972	1372	1911	434	419	194	291	131	208	74	77	150	331	244	347	132	251

Capítulo VI. BIBLIOGRAFIA

1. ALBERTS, J., "Costa Rica: Tablas Abreviadas de Mortalidad por provincias 1962-64. CELADE, Subsede. Serie AS No. 9, San José, Costa Rica.
2. BEHM, H., "Mortalidad Infantil y Nivel de Vida". Ediciones de la Universidad de Chile, Santiago de Chile, 1962.
3. BENJAMIN, B., "Factores Sociales, Económicos y Culturales que afectan la Mortalidad". Traducido por CELADE, en Serie D, No. 72, 1972.
4. BOURGEOIS-PICHAT, J., "La Mesure de la Mortalité Infantile" I: Principes et Méthodes. Population, 5^o année, No. 2, 1951. II: Les Causes de Décès. 6^o année, 1951 (Juillet-Sep). Sep. B 772, CELADE-Subsede, San José, Costa Rica.
5. CALVO, F., "Regresión Múltiple, Manuel M.R.P.-25", Universidad de Costa Rica, Centro de Informática, Facultad de Ingeniería, San José, Costa Rica, 1973.
6. DIRECCION GENERAL DE ESTADISTICA Y CENSOS., "Tablas de Vida de Costa Rica 1949-51", San José, Costa Rica, 1957.
7. DIRECCION GENERAL DE ESTADISTICA Y CENSOS., "Anuarios Estadísticos de Costa Rica" 1951-1972, San José, Costa Rica.
8. DIRECCION GENERAL DE ESTADISTICA Y CENSOS., "Censos de Vivienda y de Población 1973". San José, Costa Rica.
9. DYKSTRA, O., "General Foods Research", Tarrytown, New York.
10. ELIZAGA, J., "Métodos Demográficos para el Estudio de la Mortalidad", CELADE, Serie E No. 4, Santiago de Chile.
11. GOMEZ, M., "Estimaciones de Población para Costa Rica en el Periodo 1950-78, por Sexo y Grupo de Edades, y Zona Urbana y Rural". Publicaciones de la Universidad de Costa Rica, Serie Economía y Estadística No. 22, 1967.
12. GRAYBILL, F.A., "An Introduction to Linear Statistical Models", Edit. Mc Graw-Hill, 1961.

13. INSTITUTO CENTROAMERICANO DE ESTADISTICA., "Tablas de Vida de Costa Rica 1952-54", Publicaciones de la Universidad de Costa Rica, Serie Economía y Estadística No. 24, 1957.
14. JIMENEZ, R., "Proyección de la Población de Costa Rica por Sexo y Grupos de edad, 1955-1990." Revista de Estudios y Estadísticas No. 8, octubre 1957, Dirección General de Estadística y Censos.
15. JOHNSTON, J., "Métodos de Econometría", Ed. Vencen-Vives, 1970.
16. KUSUKAWA, A., "Factores Sociales y Económicos que Influyen sobre la Mortalidad en los Países en Desarrollo", Conferencia Mundial de Población, 1955, Naciones Unidas, Nueva York, 1959.
17. LEGUINA, J., "Fundamentos de Demografía", Edit. Siglo XXI, Madrid, España, 1973.
18. LIRA, R., "Chile: Factores Económico-Sociales que Afectan a la Mortalidad (1950)". CELADE, Serie C, No. 149, Santiago de Chile, 1972.
19. ORGANIZACION PANAMERICANA DE LA SALUD., "Patterns of Mortality in Childhood", 1973.
20. POPULATION REFERENCE BUREAU, INC., "Población", Vol. IV No. 2, 1973.
21. PRESSAT, R., "El Análisis Demográfico", Fondo de Cultura Económica, México, 1957.
22. NACIONES UNIDAS., "Principios y Recomendaciones para un Sistema de Estadísticas Vitales". Serie M, No. 19, Rev. I.
23. UNITED NATIONS., "Foetal Infant and Early Childhood Mortality". Vol. I The Statistics. ST/SOA/A/13.
24. UNITED NATIONS., "Population Bulletin of the United Nations", ST/SOA/Serie N/3. 1953.
25. UNITED NATIONS., "Demographic Yearbook".

