

A/1030

C. 5

Centro Latinoamericano de Demografía

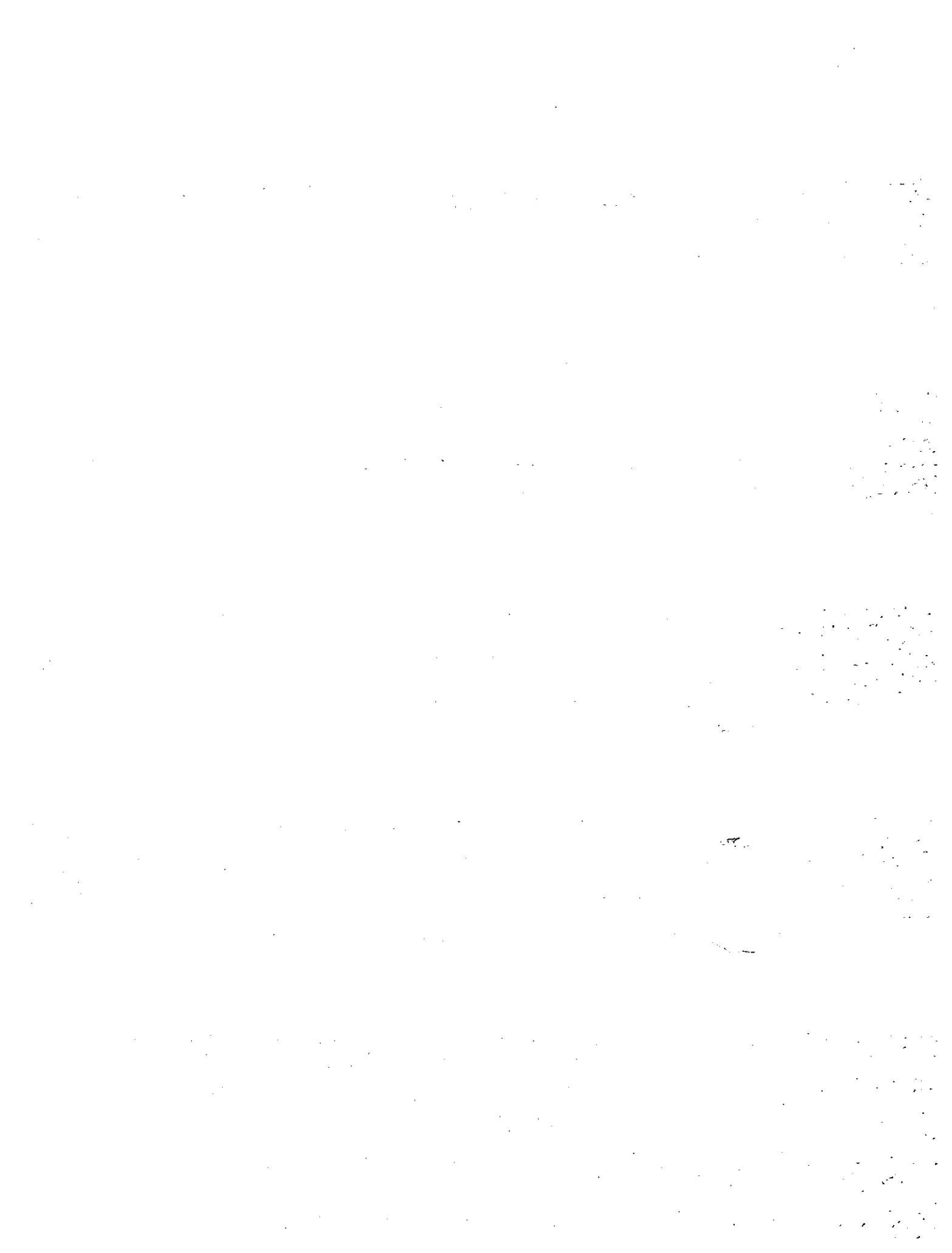
HUGO BEHM

MONICA CORREA

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

CHILE

1965-1966



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

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

C H I L E

1965-1966

Hugo Behm

Mónica Correa

Centro Latinoamericano de Demografía
CELADE - San José

Serie A. No. 1030
Junio de 1977

AC 177

Estudio realizado con la colaboración de
Domingo Primante
Asistente de Investigación

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

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

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

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

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

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

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

PRESENTACION

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

I N D I C E

	Página
PRESENTACION	vii
I. EL PROBLEMA EN ESTUDIO: DEFINICION E IMPORTANCIA	1
II. MATERIAL Y METODOS DE ESTUDIO	7
Los datos básicos censales	7
El método de Brass para la estimación retrospectiva de la mortalidad en la niñez	10
El método de Sullivan	11
Ajuste de las estimaciones	12
Selección del valor ${}_2q_0$ para el análisis descriptivo de la mortalidad	13
III. MORTALIDAD EN LOS PRIMEROS DOS AÑOS DE VIDA	15
Mortalidad en los primeros dos años de vida en el total del país	15
Mortalidad en el menor de dos años según divisiones geográficas	18
Mortalidad en el menor de dos años por nivel de instrucción de la mujer	25
Estratos según el nivel de la mortalidad del menor de dos años	32
IV. ALGUNOS COMENTARIOS SOBRE LOS RESULTADOS DE LA INVESTIGACION	35
RESUMEN	41
ANEXO 1	
Ejemplo de aplicación de los métodos para estimar la mortalidad en la niñez a partir de la proporción de hijos fallecidos	43

ANEXO 2

Método para comparar las estimaciones de ${}_2q_0$ con datos originados en las estadísticas vitales	51
---	----

ANEXO 3

Método de estimación de nacidos vivos en el último año y de las correspondientes defunciones a partir del número de hijos tenidos por las mujeres	57
---	----

INDICE DE CUADROS Y GRAFICOS

Cuadro

1	Tasas de mortalidad infantil y en la edad 1-4 años en Chile y Suecia, 1972	2
2	Tasas de mortalidad en el primer quinquenio de vida, países seleccionados de la América Latina, alrededor de 1972	2
3	Población femenina de 20-34 años de edad por nivel de instrucción en población urbana y rural. Chile, 1970	9
4	Probabilidad de morir entre el nacimiento y los dos años de edad, países seleccionados	17
5	Probabilidad de morir entre el nacimiento y los dos años de edad, por provincias y regiones geográficas en la población urbana y la rural. Chile, 1965-1966	19
6	Probabilidad de morir entre el nacimiento y los dos años de edad por agrupaciones geográficas, Chile, 1965-1966	24
7	Indicadores de nivel de vida y probabilidad de morir en los primeros dos años de vida, por regiones geográficas. Chile, 1965-1966	26
8	Probabilidad de morir entre el nacimiento y los dos años de edad según el nivel de educación de la mujer. Chile, 1965-1966	28

Cuadro

9	Probabilidad de morir entre el nacimiento y los dos años de edad según el nivel de educación de la mujer, en la población urbana y rural. Chile, 1965-1966 ...	28
10	Probabilidad de morir entre el nacimiento y los dos años de edad por grandes regiones geográficas, población urbana y rural y nivel de educación de la mujer. Chile, 1965-1966	31
11	Estratos de mortalidad según la probabilidad de morir entre el nacimiento y los dos años de edad, y estimación de los nacidos vivos y defunciones de menores de dos años por estrato. Chile, 1965-1966	33

Gráfico

1	Probabilidad de morir entre el nacimiento y los dos años de edad por regiones geográficas y población urbana y rural. Chile, 1965-1966	21
2	Promedios móviles quinquenales de las tasas de mortalidad infantil por regiones. Chile, 1955-1972	22
3	Probabilidad de morir entre el nacimiento y los dos años de edad según el nivel de educación de la mujer, en la población urbana y rural. Chile, 1965-1966 ...	29

I. EL PROBLEMA EN ESTUDIO: DEFINICION E IMPORTANCIA

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

De acuerdo a los datos disponibles a la fecha, en Chile se ha registrado una reducción mantenida de la mortalidad en los primeros años de vida. Las tasas trienales de mortalidad infantil son 117,5 por mil en 1952-1954 y 73,1 por mil en 1970-1972, lo que significa una reducción de 38 por ciento en este lapso^{2/}. El progreso ha sido mayor en la edad 1-4 años: la tasa de mortalidad en 1960-1962 era 8,2 por mil y se redujo a 3,3 por mil en 1970-1972, esto es, tuvo una baja de 60 por ciento en el decenio^{2/}.

Aunque importantes, estos progresos son sin duda insuficientes. El cuadro 1 muestra una comparación con Suecia, que indica un notable exceso de mortalidad para Chile, en especial en el primer año de vida y sobre todo en la mortalidad infantil tardía.

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

^{2/} Instituto Nacional de Estadísticas, Demografía. Para el año 1972, información oficial, inédita.

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

Países	Tasas de mortalidad (por mil)			
	Infantil	Neo-natal	Infantil tardía	1-4 años
Chile	69,7	28,2	41,5	2,9
Suecia	10,8	8,7	2,1	0,5
Mortalidad Chile/ Suecia	6,5	3,2	19,8	5,8

Fuentes: Información oficial del Instituto Nacional de Estadísticas (Chile). Naciones Unidas, Anuario Demográfico, 1973.

La comparación con algunos países de la América Latina donde el registro de la mortalidad se supone más o menos satisfactorio también muestra diferencias en las tasas:

Cuadro 2
TASAS DE MORTALIDAD EN EL PRIMER QUINQUENIO DE VIDA,
PAISES SELECCIONADOS DE LA AMERICA LATINA,
ALREDEDOR DE 1972

Países	Tasas (por mil)	
	Infantil	1-4 años
Cuba, 1972 ^{a/}	28,7	1,1
Costa Rica, 1972 ^{b/}	54,6	4,0
Argentina, 1970 ^{c/}	58,9	1,7
Chile, 1972	69,7	2,9

a/ Ministerio de Salud Pública, Anuario Estadístico, 1974.

b/ Dirección General de Estadística y Censos, Estadísticas Vitales, 1973.

c/ Naciones Unidas, Anuario Demográfico, 1974; Instituto Nacional de Estadística y Censos, Censo Nacional de Población, Familias y Viviendas, 1970.

Por otra parte, la estructura de las causas de muerte en el menor de cinco años en Chile indica la persistencia de enfermedades cuya mortalidad puede evitarse o reducirse. En 1973, el 21 por ciento de estas muertes se asigna a enfermedades infecciosas, en su mayor parte constituidas por infecciones entéricas, y el 24 por ciento a neumonías y bronconeumonías^{3/}. Un conocimiento más detallado de estas causas se obtuvo en 1968-1970 en el estudio sobre mortalidad en la niñez que realizó la Organización Panamericana de la Salud en una muestra que comprendió la región Metropolitana de Santiago y cuatro comunas rurales cercanas^{4/}. Los datos muestran que el 27 por ciento de las defunciones de menores de un año corresponde a enfermedades infecciosas; de ellas, el 76 por ciento se asigna a enfermedad diarréica. La desnutrición aparece como causa básica o asociada en el 23 por ciento de las defunciones de esta edad. También la proporción de muertes debidas a neumonía y bronconeumonía es alta y llega al 21 por ciento.

La situación descrita no es particular de Chile. Examinando el problema, la III Reunión de Ministros de Salud de las Américas^{5/} hace constar en 1972 que los programas en materia de salud materno-infantil han sido limitados en la última década. "Las tasas de mortalidad infantil y la de los niños de uno a cuatro años, sujetas a importante subregistro, fluctúan entre 34 y 101 por mil y entre 1,4 y 24,7 por mil, respectivamente". El informe agrega que las causas de defunción en la niñez son comúnmente reducibles y destaca como factores determinantes de la situación actual "el reducido ingreso nacional y su distorsionada distribución entre las familias", así como el hecho que "la extensión de los servicios de salud materno-infantil es limitada, discontinua y comúnmente de eficiencia restringida". El Plan Decenal de Salud para las Américas que la Reunión aprueba^{6/}, establece como meta reducir la mortalidad de menores de un año en un 40 por ciento (con un rango de 30 a 50 por ciento) y la de los niños de 1 a 4 años en 60 por ciento (con un rango de 50 a 70 por ciento).

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

^{3/} Servicio Nacional de Salud, Anuario 1973: defunciones y causas de muerte.

^{4/} Ruffer, P. y Serrano, C., Características de la mortalidad en la niñez, Organización Panamericana de la Salud, Publicación científica Nº 262, 1975.

^{5/} Organización Panamericana de la Salud, III Reunión Especial de Ministros de Salud de las Américas, documento oficial Nº 123, setiembre, 1973.

^{6/} Organización Panamericana de la Salud, Plan Decenal de Salud para las Américas, Informe final de la III Reunión Especial de Ministros de Salud de las Américas, documento oficial Nº 118, enero, 1973.

Frente a esta necesidad de conocer más a fondo las características de la mortalidad en los primeros años de la vida, hay en los países en desarrollo una contradictoria escasez de información ^{7/}. Afortunadamente, en Chile la calidad del sistema de estadísticas vitales es mucho mejor que en otros países de la región. Los nacidos vivos se definen como los que, habiendo nacido en un año dado, se inscriben legalmente en ese año y en los primeros tres meses del siguiente. Utilizando las series de inscripciones tardías (que se hacen hasta siete años después del año de nacimiento), el Instituto Nacional de Estadísticas corrige estas inscripciones en el supuesto de una omisión de 8,9 por ciento en años recientes. El aumento de las inscripciones tardías a partir de 1971 ha hecho pensar en modificar esta corrección reduciéndola a 5,0 por ciento, cifra que es más concordante con la omisión estimada por Pujol ^{8/} (4,71 por ciento en hombres y 5,28 por ciento en mujeres).

En cuanto a defunciones, siempre se ha pensado que su registro es casi completo, por la exigencia de un pase para la sepultación que otorga el Registro Civil previa inscripción del fallecimiento. Esta situación aparentemente se ha deteriorado a partir de 1968, porque el Registro Civil no atiende los fines de semana y sólo cabe recomendar la inscripción de la muerte después de la inhumación. Por otra parte, Legarreta ^{9/} investigó en 1970 la inscripción legal de muerte en una muestra de niños nacidos y fallecidos en seis maternidades de la capital. Comprobó que la omisión alcanzaba a 56,1 por ciento, siendo mayor en los niños prematuros y en los fallecimientos ocurridos en las primeras horas. Aun en los niños de peso normal y en los fallecidos días después del nacimiento, esta omisión llegó a casi la mitad de las muertes.

Los hechos reseñados indican que las cifras oficiales referentes a la mortalidad de la niñez temprana subestiman su nivel en Chile.

A pesar de ello, las estadísticas vitales han permitido estudiar niveles y tendencias de la mortalidad en los menores de cinco años, en el total del país y por provincias que son, hasta 1974, la división político-administrativa mayor. Sin embargo, ellas no permiten analizar ciertas características importantes de esta mortalidad temprana como serían, entre otras, los diferenciales urbano-rural, por condiciones socio-culturales y por clases sociales. Numerosos estudios en diferentes países (Estados Unidos, Inglaterra y Gales, Francia, Italia, etc.) han mostrado diferencias importantes de la mortalidad infantil según diversas variables

^{7/} Montoya, C., Levels and Trends of Infant Mortality in the Americas 1950-1971, *Worlds Health Statistics Report*, Vol. 27, Nº 12, 1974.

^{8/} Pujol, J., Chile: Tablas abreviadas de mortalidad a nivel nacional y regional, 1969-1970, CELADE, Serie A, Nº 141, julio, 1976.

^{9/} Legarreta, A., Amparo, P. y López, L., Omisión del registro de defunciones de niños ocurridas en maternidades, Santiago, Chile, *Boletín de la Oficina Sanitaria Panamericana*, Vol. LXXV, Nº 4, octubre, 1973.

socio-económicas. Behm^{10/} demostró en 1962, que la tasa de mortalidad infantil de Chile era superior en un 88 por ciento en los niños nacidos en la clase obrera en relación con la no obrera, utilizando para ello, fundamentalmente, la ocupación del padre.

Por lo anterior, se comprende el interés de un método que, utilizando fuentes de datos ajenas al sistema de estadísticas vitales, pudiera proporcionar estimaciones de la mortalidad en los primeros años por las variables que se han mencionado. Tal método fue elaborado por William Brass y divulgado por CELADE en un seminario que Brass dirigió en 1971.^{11/} Mediante este método se obtienen estimaciones basándose en la proporción de hijos fallecidos que las mujeres declaran en censos o encuestas, sobre el total de hijos que han tenido, convenientemente clasificados en grupos quinquenales de edad. De este modo es posible analizar los diferenciales geográficos de esta mortalidad y, además, los contrastes por situación socio-económica, utilizando los indicadores obtenidos de los datos censales de la mujer.

En esta investigación se estudia, por medio del método de Brass (variante Sullivan) la probabilidad de morir entre el nacimiento y los dos años de edad en Chile, tomando como base el censo de población de 1970. Se analizan diferenciales geográficos y socio-económicos utilizando el nivel de educación de la mujer como indicador. De esta forma ha sido posible identificar y cuantificar las subpoblaciones expuestas a diferentes riesgos de morir en esta edad. Este panorama epidemiológico de la mortalidad temprana se relaciona con los indicadores de nivel de vida disponibles y con la atención médica del país, analizando las principales consecuencias que los resultados del estudio tienen para el sector salud.

^{10/} Behm, H., Mortalidad infantil y nivel de vida. Ediciones de la Universidad de Chile, 1962.

^{11/} Brass, W., Seminario sobre métodos para medir variables demográficas (fecundidad y mortalidad). CELADE, Serie DS, Nº 9, San José, Costa Rica, 1973.

II. MATERIAL Y METODOS DE ESTUDIO

Los datos básicos censales

El estudio se basa en una muestra aleatoria sistemática del 5 por ciento tomada del XIV censo de población de Chile, que se realizó el 22 de abril de 1970. La muestra fue evaluada comparando con el censo la distribución de las mujeres de 15 y más años, por provincias y población urbana-rural.

Los datos básicos principales se originan en las siguientes tres preguntas, que debieron hacerse a todas las mujeres de 15 años y más: ¿Cuántos hijos nacidos vivos y muertos ha tenido? ¿Cuántos nacieron vivos? ¿Cuántos están vivos?*. Desgraciadamente, en el 24 por ciento de las mujeres de 20-34 años de edad (que son las utilizadas en el estudio) no se registran respuestas completas a estas preguntas. Esta proporción es algo mayor en la población urbana, y también lo es en las mujeres de mayor educación. La omisión es más marcada en las provincias de Tarapacá, Antofagasta, Atacama, Osorno, Llanquihue, Chiloé y Magallanes, en algunas de las cuales alcanza hasta la mitad de las mujeres. El dato tiende a omitirse con más frecuencia en las mujeres menores de 25 años, probablemente porque el empadronador se inhibe de preguntar a la mujer si ha tenido hijos cuando ya ella ha declarado que es soltera. Con los datos disponibles no ha sido posible determinar el efecto que estas omisiones puedan tener sobre las estimaciones de la mortalidad. Si se supone que en las mujeres sin declaración hay una mayor proporción de hijos fallecidos, esto podría explicar las disparidades observadas en las estimaciones, como se comenta más adelante.

Otro modo por el cual esta omisión puede afectar los resultados es la alteración del cociente de la paridez media de los grupos de 20-24 y

* Se hizo además una pregunta de control (¿Cuántos han muerto de los nacidos vivos?) cuya utilización se desconoce.

25-29 años de edad (P_2/P_3) utilizado en la regresión de Sullivan (véase este método). En el estudio de la mortalidad de la niñez en el Perú^{12/}, donde se encontró una omisión similar, se pudo examinar este punto porque se dispuso de estimaciones de hijos en las mujeres sin declaración de ellos, mediante un programa de asignación aleatoria de hijos. Comparando las estimaciones de mortalidad obtenidas con el P_2/P_3 observado y el corregido, se encontró que ellas variaban en la mayoría de los casos en menos de 5 por ciento; generalmente la probabilidad de morir obtenida con hijos declarados era algo menor que la obtenida con hijos asignados. No ha sido posible hacer igual estudio con los datos de Chile; si se supone que el efecto es similar, este parece ser un factor de mínima importancia en relación con otras fuentes de error.

Otro procedimiento para evaluar la calidad de los datos básicos es analizar si la serie de estimaciones $q(2)$, $q(3)$ y $q(5)$ es creciente. Debería serlo por la definición de estas funciones y también porque la información retrospectiva de mujeres de mayor edad corresponde a un período en que la mortalidad del niño es mayor. La evaluación mostró que esta condición no se cumplía en dos tercios de los casos; en otros estudios similares esta proporción es habitualmente de alrededor de 50 por ciento. Estas irregularidades se explican por errores de muestreo o de la declaración de los datos básicos, y se subsanan suavizando los $q(x)$ observados, según se explica más adelante.

Las variables independientes que se utilizaron son geográficas y socio-económicas. Entre las primeras se incluyen las 25 provincias (división administrativa mayor vigente a la fecha del estudio), las cuales se agruparon después en regiones, y además, la distinción entre población urbana y población rural. La primera se define^{13/} "el área dotada de planta urbanística, servicios y un límite mínimo de 40 viviendas agrupadas; estos requisitos deben concurrir conjuntamente para ser clasificada como tal. En esta categoría entran las ciudades, pueblos y aldeas. Por contraposición, rural es aquella área que no cumple con los requisitos de los centros urbanos".

Como indicador del nivel de vida se ha utilizado el número de años de estudios formales completados por la mujer. Los grupos de años de instrucción que se han empleado y su correspondencia con el plan de educación antiguo del país, son los siguientes:

^{12/} Behm, H. y Ledesma, A., Mortalidad en los primeros años de la vida: Perú 1967-1968, CELADE, Serie A, Nº 1029, mayo, 1977.

^{13/} Instituto Nacional de Estadísticas. Localidades pobladas. XIV Censo Nacional de Población y III de Vivienda, abril, 1970, Santiago, Chile, 1974.

<u>Años de estudio</u>	<u>Características del grupo</u>
Ninguno	Salvo excepción, debe corresponder en general a la condición de analfabeta.
1-3	Educación primaria incompleta, que en promedio alcanza a 2,4 años; 55 por ciento de las mujeres del grupo completó tres años.
4-6	El grupo tiene en promedio 5,3 años de educación primaria y un 53 por ciento de las mujeres cursó seis años; corresponde a una educación primaria casi completa.
7 y más	El promedio de años de estudio es aproximadamente 10 años. 44 por ciento de las mujeres alcanzó al primer ciclo de la enseñanza media, 43 por ciento al segundo ciclo y 13 por ciento llegó al nivel superior o universitario.

La distribución por nivel de instrucción de las mujeres incluidas en el estudio se presenta en el cuadro 3.

Cuadro 3

POBLACION FEMENINA DE 20-34 AÑOS DE EDAD POR NIVEL DE INSTRUCCION
EN POBLACION URBANA Y RURAL. CHILE, 1970

Años de estudio	Población femenina de 20-34 años					
	Total		Urbana		Rural	
	Pobla- ción	Porcen- taje	Pobla- ción	Porcen- taje	Pobla- ción	Porcen- taje
TOTAL	36 715	100,0	29 649	100,0	7 066	100,0
Ninguno	2 335	6,4	1 126	3,8	1 209	17,1
1-3	5 524	15,0	3 484	11,7	2 040	28,9
4-6	13 940	38,0	10 930	36,9	3 010	42,6
7-9	6 610	18,0	6 193	20,9	417	5,9
10-12	6 462	17,6	6 111	20,6	351	5,0
13 y más	1 844	5,0	1 805	6,1	39	0,5

Fuente: Muestra del censo de población de 1970. Incluye sólo mujeres con declaración de hijos tenidos y sobrevivientes.

El método de Brass^{14, 15/} para la estimación retrospectiva de la mortalidad en la niñez

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

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

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

Brass calculó una serie de coeficientes (K_i) que permiten transformar las proporciones observadas D_i en los respectivos valores de ${}_xq_0$ mediante la relación:

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

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

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

^{14/} Brass, W. y Coale, A.J., The Demography of Tropical Africa, Princeton University Press, 1968. Reproducido en Métodos de análisis y estimación, CELADE, Serie D, Nº 63, 1970.

^{15/} Brass, W., Methods for Estimating Fertility and Mortality from Limited and Defective Data, Laboratory for Population Statistics, An Occasional Publication, The Carolina Population Center, octubre, 1975.

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

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

Estos supuestos teóricos rara vez se cumplen en forma exacta cuando el método se aplica a poblaciones reales. Hay que considerar además que la información básica contiene errores. Sin embargo, numerosas experiencias han mostrado que el método es poco sensible a desviaciones que no sean muy marcadas de las condiciones teóricas que se han mencionado. De este modo, las estimaciones del riesgo de morir en los primeros 2, 3 y 5 años (${}_2q_0$, ${}_3q_0$ y ${}_5q_0$) que son las utilizadas en esta investigación, se consideran en general razonablemente confiables. Sin embargo, en su aplicación a los datos censales de Chile, se han encontrado diversos problemas; las limitaciones impuestas por ellos en la interpretación de los resultados se comentan en el próximo capítulo.

Las estimaciones de la mortalidad, por la naturaleza retrospectiva del método, se refieren a un pasado reciente y no al momento del censo. En el presente estudio, habiéndose realizado el censo en 1970, se refieren aproximadamente a los años 1965-1966.

El método de Sullivan

Partiendo de los mismos supuestos de Brass, Sullivan^{16/} se basó en un conjunto de tablas empíricas de fecundidad y en las tablas modelo de

^{16/} Sullivan, J.M., Models for the Estimation of the Probability of Dying between Birth and Exact Ages of Early Childhood, Population Studies, Vol. 26, Nº 1, marzo, 1972.

mortalidad de Coale-Demeny ^{17/}. Obtiene los coeficientes K_2 , K_3 y K_4 por medio de una regresión lineal respecto a P_2 / P_3 :

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

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

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

Ajuste de las estimaciones

Debido a errores en los datos básicos y a errores de muestreo, no siempre las estimaciones de x^{q_0} se ordenan en forma creciente a medida que la edad del niño aumenta, como debiera esperarse, por lo que ha sido necesario ajustar los datos observados. Con este fin, para cada x^{q_0} observado se calculó por interpolación lineal el correspondiente nivel en la familia Oeste de Coale-Demeny. Se promediaron enseguida los tres niveles obtenidos y se consideró la ${}_2q_0$ correspondiente a este nivel promedio como la mejor estimación posible.

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

^{17/} Coale, A.J. y Demeny, P., Regional Model Life Tables and Stable Population, Princeton, New Jersey, 1966.

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

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

De las tres probabilidades ${}_xq_0$ que se han calculado, se ha seleccionado para el análisis la probabilidad de morir antes de cumplir la edad exacta de dos años, a partir del nacimiento. Tiene la ventaja de abarcar la mayoría de las defunciones que se producen en los primeros cinco años de vida y de corresponder a una edad en la cual, en los países subdesarrollados, buena parte de las defunciones son evitables.

En el análisis se han descartado las estimaciones que se basan en subgrupos con menos de cien hijos tenidos por las mujeres de 20-24 años, que están expuestas a un error de muestreo excesivo.

*
* *

III. MORTALIDAD EN LOS PRIMEROS DOS AÑOS DE VIDA

Mortalidad en los primeros dos años de vida en el total del país

De acuerdo con los datos proporcionados por la muestra del censo de población de 1970, la probabilidad de morir entre el nacimiento y la edad exacta dos años se estima en Chile en 91 por mil nacidos vivos, aproximadamente para los años 1965-1966.

Antes de continuar el análisis, conviene comparar esta estimación con los correspondientes datos de las estadísticas vitales. Para ello, por el método indicado en el anexo 2, se estimó la probabilidad de morir entre el nacimiento y los dos años de edad para los años 1965-1966, utilizando los respectivos nacidos vivos y defunciones registradas. Esta estimación resulta ser 108 por mil, lo que llevaría a pensar en una presunta subestimación del método de aproximadamente 16 por ciento. ¿Cuál puede ser el origen de esta discrepancia?

En el capítulo precedente se ha examinado la calidad del sistema de estadísticas vitales, que es bastante satisfactoria. Las deficiencias encontradas tenderían a producir una subestimación de la mortalidad de los primeros años de vida y, por lo tanto, a aumentar la discrepancia que se ha mencionado. En cuanto al método de Brass (variante Sullivan), ha sido utilizado en otros cinco estudios similares en América Latina, con resultados satisfactorios en general. En dos de ellos (Argentina y Costa Rica), en los cuales la calidad del sistema de estadísticas vitales permitió evaluar las estimaciones, se obtuvo también una buena concordancia de resultados; en otros dos (El Salvador y Perú) se encontró por comparación una omisión de registro que coincidía con estimaciones hechas por otros métodos. La discrepancia observada en Chile es, pues, inesperada.

Si se revisan los supuestos del método de Brass, se encuentra que no cumple en este caso la condición de fecundidad y mortalidad estables, de

preferencia en los últimos diez años. La fecundidad ha venido descendiendo ^{18/} bastante a partir de aproximadamente 1965; las tasas trienales de natalidad han sido:

<u>1954-1956</u>	<u>1959-1961</u>	<u>1964-1966</u>	<u>1969-1971</u>
36,2	37,3	34,5	27,3

El efecto de este factor es que los hijos de las mujeres tienen en promedio mayor edad que la que se supone en el modelo en cada grupo quinquenal, al seleccionar el multiplicador respectivo (K_x). Este factor opera en el sentido de sobreestimar la mortalidad y no explica las diferencias encontradas en el estudio. Por otra parte, la mortalidad en los primeros años también ha estado en descenso en Chile, pero el hecho de referir las estimaciones a 4-5 años antes del censo toma en consideración este factor. El efecto de la no-declaración de hijos tenidos que fallecen tempranamente consiste también en subestimar el nivel real de la mortalidad. Por último, hay inevitables errores de muestreo, pero ellos debieran ser aleatorios y no explicarían una diferencia sistemática como la que se ha descrito.

Descartadas estas posibilidades, sólo cabe pensar que la diferencia entre las estimaciones y las cifras de estadísticas vitales se originan en errores de los datos básicos. La información disponible indica que los datos obtenidos mediante las preguntas relativas a fecundidad, introducidas en el censo de población de 1970, no son de calidad satisfactoria. Ya se ha mencionado la omisión de 24 por ciento en la información sobre hijos tenidos y sobrevivientes, en especial en las mujeres más jóvenes y solteras. Debido a ella, según los datos censales, la edad media de la fecundidad es 31 años, en tanto que esta media es 27,7 años de acuerdo al registro de nacidos vivos en 1970.

La subestimación de las cifras de mortalidad derivadas del censo en el presente trabajo, puede explicarse aceptando que esta omisión es selectiva y que los hijos de mujeres sin declaración tienen una mayor mortalidad. También es posible pensar que, en aquellas mujeres que proporcionaron datos, haya una mayor tendencia a omitir la declaración del hijo si éste ha fallecido, error que se ha observado en otras experiencias.

En suma, de este análisis se concluye que las estimaciones obtenidas en el presente trabajo deben considerarse estimaciones mínimas del nivel de la mortalidad; ellas pueden estar afectadas por una subestimación

^{18/} Instituto Nacional de Estadísticas, Demografía, 1954 a 1972.

del orden de 15 por ciento en los totales nacionales. Sin embargo, es razonable pensar que los diferenciales de mortalidad que se han encontrado se aproximan más a la realidad, por su coherencia general y su concordancia con otras fuentes de información.

Junto a estas limitaciones de los resultados, es conveniente hacer resaltar la coherencia de las cifras en otros aspectos. Como se verá más adelante, el contraste de la mortalidad del niño según nivel de educación de la mujer es marcado y similar al que se ha encontrado en otros países latinoamericanos. Por otra parte, las diferencias encontradas en la mortalidad entre provincias tienen una alta correlación ($r = 0,86$) con las que muestra la mortalidad infantil calculada con datos de registro.

En el cuadro 4 se compara la estimación del riesgo de morir de 91 por mil en los primeros dos años de vida a partir del nacimiento, con cifras similares de otros países.

Cuadro 4

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

País y año	Probabilidad de morir (por mil)
Bolivia, 1971-1972	202
Perú, 1967-1968	169
Nicaragua, 1966-1967	149
El Salvador, 1966-1967	145
Guatemala, 1968-1969	144
Honduras, 1969-1970	138
Ecuador, 1969-1970	127
República Dominicana, 1970-1971	123
Chile, 1965-1966	91
Colombia, 1968-1969	88
Costa Rica, 1968-1969	82
Paraguay, 1967-1968	75
Argentina, 1965-1966	66
Cuba, 1970	48
Estados Unidos, 1970	21
Suecia, 1965	16

Fuentes: Behm y colaboradores: Mortalidad en los primeros años de vida en países de la América Latina. CELADE, 1976-1977.

Schkolnik, S., Mortalidad infantil en la Argentina a partir de la muestra del censo de 1970. INDEC, Serie de Investigaciones Demográficas, 1975.

U.S. Department of Health, Education and Welfare: Life Tables, Vital Statistics of the United States 1970, Vol. II, Section 4.

Naciones Unidas (Suecia): Anuario Demográfico 1966.

CUBA: La esperanza de vida. Departamento de Demografía, JUCEPLAN, 1974.

En esta comparación Chile se sitúa en un nivel de mortalidad mediana, pero aún excesiva. La probabilidad de muerte del menor de dos años es 12 por ciento superior a la de Costa Rica y 38 por ciento más alta que la de Argentina; es 4,3 veces mayor que la de Estados Unidos y 5,7 veces mayor que la de Suecia. Si se considera la subestimación mencionada anteriormente, estas diferencias deberán ser aún mayores.

Mortalidad en el menor de dos años
según divisiones geográficas

Los diferenciales geográficos de esta mortalidad se presentan en el cuadro 5 y el gráfico 1. Las provincias muestran riesgos que varían entre 61 por mil en Tarapacá y 142 por mil en Bío-Bío. Las provincias de menor mortalidad incluyen dos provincias con las ciudades mayores (Santiago y Valparaíso) y también las provincias situadas en el extremo norte (Tarapacá) y el extremo sur (Magallanes); en ellas la probabilidad de muerte oscila entre 61 y 75 por mil. Las provincias de la región central sur, en general desde Ñuble hasta Llanquihue, constituyen el grupo de mayor mortalidad, con cifras que en su mayoría están entre 110 y 130 por mil.

Las provincias fueron agrupadas en 13 regiones, de acuerdo a la nueva división político-administrativa vigente desde 1974^{19/}. Se mantienen en un grupo de mortalidad más baja (61 a 76 por mil), las regiones I (Tarapacá), V (Aconcagua y Valparaíso), XII (Magallanes) y Región Metropolitana. En el otro extremo de mayor mortalidad (110 a 119 por mil) están las regiones VIII (Ñuble, Concepción, Arauco y Bío-Bío), IX (Malleco y Cautín) y X (Valdivia, Osorno, Llanquihue y Chiloé). La mortalidad tiene un nivel intermedio (85 a 106 por mil) en las regiones II (Antofagasta), III (Atacama), IV (Coquimbo), VI (O'Higgins y Colchagua) y VII (Curicó, Talca, Maule y Linares).

Estos diferenciales regionales resultan de las tendencias históricas que ha sido posible estudiar en la tasa de mortalidad infantil y que se muestran en el gráfico 2 para el período 1957-1972. Se observa que en la mayoría de las regiones las tasas son más o menos estacionarias o presentan reducciones moderadas hasta mediados del quinquenio 1960-1965.

^{19/} Decreto Ley Nº 575 del 10 de julio de 1974. La única disparidad con esta regionalización es el Departamento de San Antonio que, perteneciendo a la Región V, se incluyó en la Región Metropolitana.

Cuadro 5

PROBABILIDAD DE MORIR ENTRE EL NACIMIENTO Y LOS DOS AÑOS DE EDAD,
 POR PROVINCIAS Y REGIONES GEOGRAFICAS, EN LA POBLACION URBANA
 Y LA RURAL. CHILE, 1965-1966

(Continúa)

Regiones y provincias	Probabilidad de morir (por mil)		
	Total	Urbana	Rural
TOTAL PAIS	91	84	112
REGION I	<u>61</u>	<u>62</u>	*
Tarapacá	62	62	*
REGION II	<u>92</u>	<u>90</u>	*
Antofagasta	92	90	*
REGION III	<u>85</u>	<u>90</u>	*
Atacama	85	90	*
REGION IV	<u>106</u>	<u>91</u>	<u>122</u>
Coquimbo	106	91	122
REGION V	<u>76</u>	<u>73</u>	<u>102</u>
Aconcagua	82	70	96
Valparaíso	75	71	104
REGION VI	<u>88</u>	<u>85</u>	<u>89</u>
O' Higgins	96	84	109
Colchagua	68	*	57
REGION VII	<u>103</u>	<u>100</u>	<u>106</u>
Curicó	110	*	103

Cuadro 5

PROBABILIDAD DE MORIR ENTRE EL NACIMIENTO Y LOS DOS AÑOS DE EDAD,
 POR PROVINCIAS Y REGIONES GEOGRAFICAS, EN LA POBLACION URBANA
 Y LA RURAL. CHILE, 1965-1966

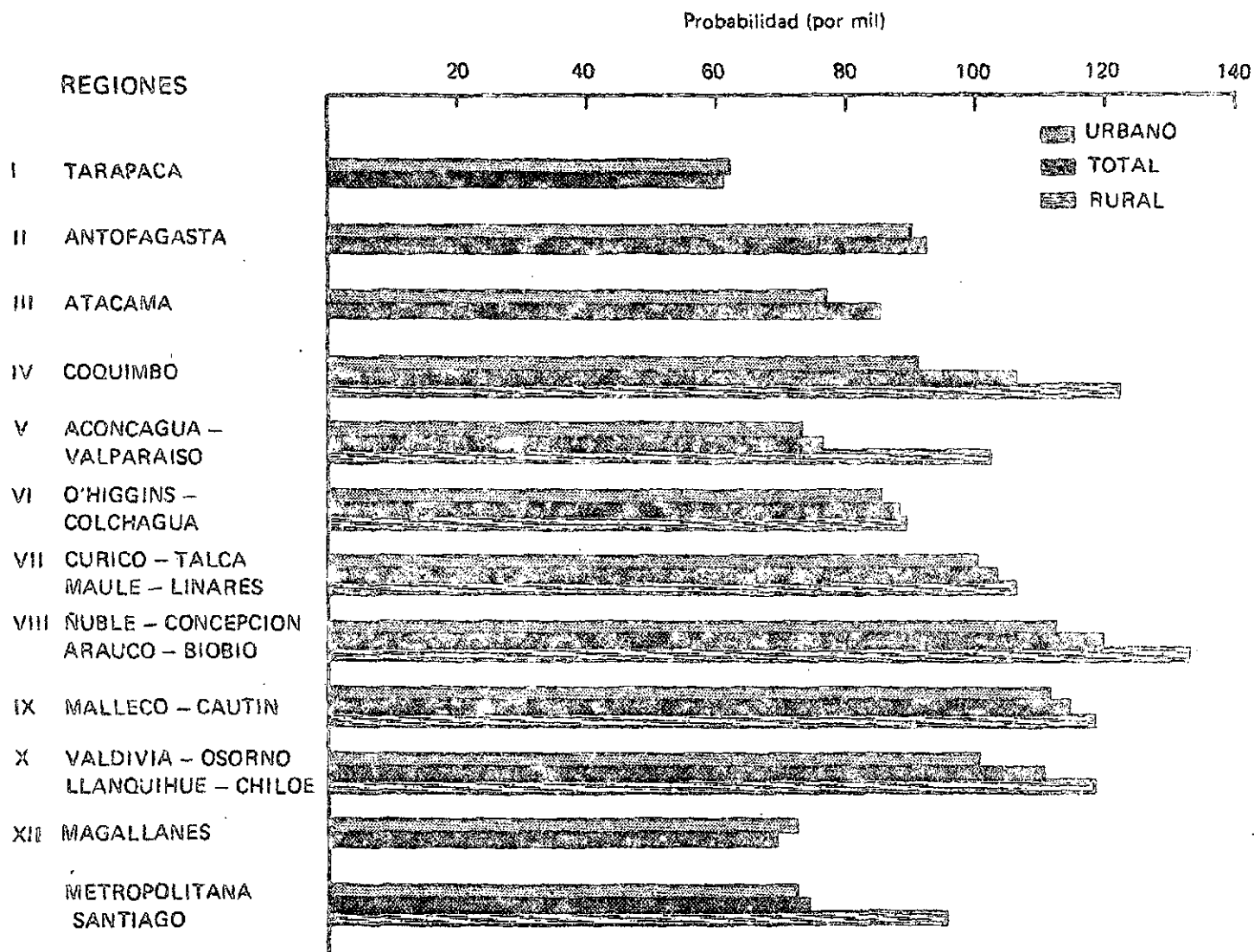
(Conclusión)

Regiones y provincias	Probabilidad de morir (por mil)		
	Total	Urbana	Rural
Talca	96	80	112
Maule	*	*	*
Linares	104	120	100
REGION VIII	<u>119</u>	<u>112</u>	<u>132</u>
Ñuble	129	116	140
Concepción	107	101	135
Arauco	117	117	*
Bío-Bío	142	157	122
REGION IX	<u>114</u>	<u>111</u>	<u>118</u>
Malleco	139	129	153
Cautín	102	102	100
REGION X	<u>110</u>	<u>100</u>	<u>118</u>
Valdivia	110	95	120
Osorno	126	*	*
Llanquihue	108	93	120
Chiloé	92	*	*
REGION XI			
Aysén	*	*	*
REGION XII	<u>69</u>	<u>72</u>	*
Magallanes	69	72	*
REGION METROPOLITANA	<u>74</u>	<u>72</u>	<u>95</u>
Santiago	74	72	95

* Valor no calculado por existir menos de 100 hijos tenidos por las mujeres del grupo.

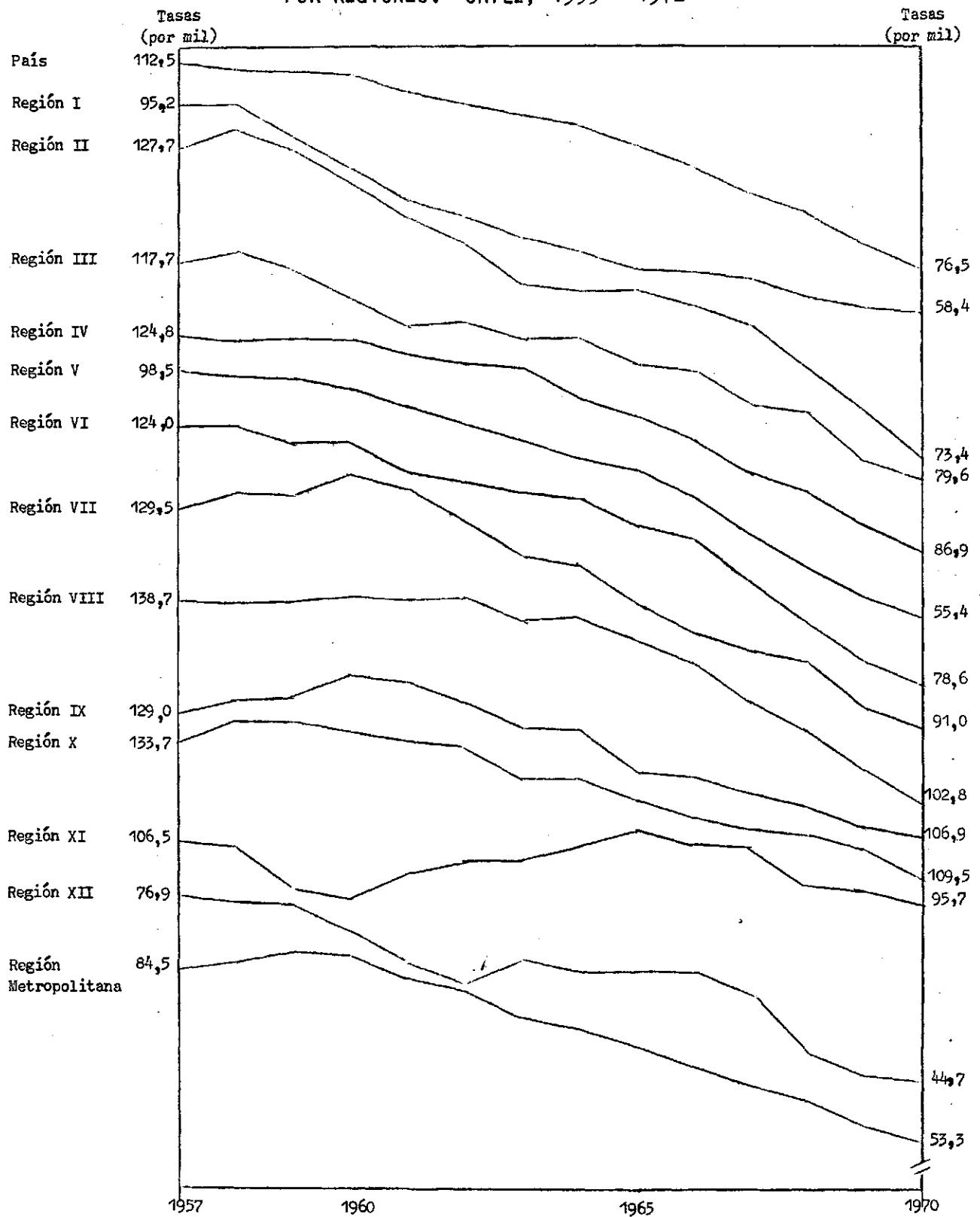
Gráfico 1

PROBABILIDAD DE MORIR ENTRE EL NACIMIENTO Y LOS DOS AÑOS DE EDAD POR REGIONES GEOGRAFICAS Y POBLACION URBANA Y RURAL. CHILE, 1965-1966



Fuente: Cuadro 4

Gráfico 2
 PROMEDIOS MOVILES QUINQUENALES DE LAS TASAS DE MORTALIDAD INFANTIL
 POR REGIONES. CHILE, 1955 - 1972



Fuente: Instituto Nacional de Estadísticas, Demografía, años 1955 a 1972.

En las regiones VIII, IX y X, que ya se destacan en 1955-1959 como de alta mortalidad, el descenso se produce más tardíamente y, por lo menos en las dos últimas, la tendencia a la baja es menos marcada. En ellas la reducción proporcional en el período varía entre 17 y 26 por ciento, de lo cual resulta que en 1968-1972 continúan siendo las regiones con las más altas tasas de mortalidad infantil del país. Por el contrario las regiones I, V, XII y Metropolitana están entre las de menor mortalidad inicial y ostentan reducciones que se observan más tempranamente, aun antes de 1960 y que exceden 40 por ciento en el período. El hecho que las mayores bajas se hayan producido en las regiones de menor mortalidad inicial tiende a aumentar los diferenciales regionales: en 1955-1959 las regiones de mayor mortalidad excedían en 60 por ciento las tasas de las regiones con menor nivel de riesgo, en tanto que en 1968-1972 la diferencia supera 100 por ciento. Por último, cabe hacer notar la favorable evolución de la mortalidad infantil en la región II.

El cuadro 5 y el gráfico 1 presentan además los diferenciales entre la población urbana y la rural. Se observa que la mortalidad en el menor de dos años es mayor en la población rural (112 por mil) que en la urbana (84 por mil), lo que equivale a un exceso de 33 por ciento de la primera con respecto a la segunda. Allí donde ha sido posible estudiarlo, se ve que este diferencial se mantiene en todas las regiones, aunque con variable intensidad; en general, las diferencias son proporcionalmente mayores en las regiones de mortalidad relativamente baja, incluyendo las regiones con las mayores ciudades del país.

Las dos variables geográficas utilizadas (regiones y población urbana/rural) permiten distinguir cuatro agrupaciones geográficas según el nivel de la mortalidad en estudio, como se indica en el cuadro 6.

La agrupación geográfica de más baja mortalidad (72 por mil) está constituida sólo por poblaciones urbanas, que comprenden las dos mayores ciudades del país (Santiago y Valparaíso) y las provincias de Tarapacá, Aconcagua (inmediata a Valparaíso) y Magallanes. Sigue en un orden creciente (90 por mil) la agrupación formada por las provincias de O'Higgins y Colchagua, inmediatas a Santiago, que tienen escasas diferencias de mortalidad entre el sector urbano y el rural; la población urbana del Norte Grande y Norte Chico y la población rural de Santiago, que se sitúa de este modo entre las poblaciones rurales de menor mortalidad.

La tercera agrupación, con una mortalidad media de 102 por mil, comprende las poblaciones urbanas de las regiones VII y X, que son de alta mortalidad. Incluye además las poblaciones rurales de las provincias de Valparaíso y Aconcagua, además de las provincias centrales comprendidas en la región VII, que tienen escasa diferencia en la mortalidad urbana y rural.

Finalmente, la agrupación de más alta mortalidad (124 por mil), que representa un exceso de 72 por ciento sobre la agrupación de menor mortalidad, es enteramente rural e incluye las respectivas poblaciones de Ñuble a Chiloé, además de Coquimbo.

Cuadro 6

PROBABILIDAD DE MORIR ENTRE EL NACIMIENTO Y LOS DOS AÑOS DE
EDAD POR AGRUPACIONES GEOGRAFICAS. CHILE, 1965-1966

Agrupaciones geográficas		2 ^o	Probabili- dad (por mil)	Exceso sobre mortalidad de agrupación A (porcentaje)	
Area	Regiones y provincias				
A. Urbana	I. Tarapacá	62	72	-	
	Metropolitana	72			
	V. Aconcagua, Valparaíso	73			
	XII. Magallanes	72			
B. Urbana	VI. O'Higgins, Colchagua	85	90	25	
	II. Antofagasta	90			
	III. Atacama	90			
	IV. Coquimbo	91			
	Rural	VI. O'Higgins, Colchagua			89
		Metropolitana			95
C. Urbana	X. Valdivia, Osorno, Llanquihue, Chiloé	100	102	42	
	VII. Curicó, Talca, Maule y Linares	100			
	IX. Malleco, Cautín	111			
	VIII. Ñuble, Concepción, Arauco y Bío-Bío	112			
	Rural	V. Aconcagua, Valparaíso			102
		VII. Curicó, Talca, Maule, y Linares			106
		X. Valdivia, Osorno, Llanquihue, Chiloé			118
	D. Rural	IX. Malleco, Cautín			118
IV. Coquimbo		122			
VIII. Ñuble, Concepción, Arauco, Bío-Bío		132			

Los diferenciales geográficos de la mortalidad del menor de dos años que se acaban de describir guardan en general relación con los indicadores de nivel de vida que están disponibles por regiones y que se pueden observar en el cuadro 7. Las regiones de menor mortalidad (Tarapacá, Aconcagua y Valparaíso, Metropolitana y Magallanes) son las que tienen los índices más favorables en condición sanitaria de la vivienda, actividad industrial, educación y atención médica. Por el contrario, las regiones de Malleco a Chiloé presentan la situación más desfavorable. Hay, por cierto, algunas disparidades relativas. Antofagasta, que tiene un nivel de vida relativamente satisfactorio, tiene una mortalidad medianamente alta. Asimismo, la VIII región con la más alta mortalidad de todas las regiones, presenta en general índices semejantes a Coquimbo, que tiene una mortalidad menor. Los indicadores disponibles fueron transformados en un índice grueso cuya escala varía entre -3 y +3,5; con esta escala, el riesgo de morir antes de los dos años de edad tiene una correlación de 0,77.

Mortalidad en el menor de dos años por nivel de instrucción de la mujer

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

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

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

Cuadro 7

INDICADORES DE NIVEL DE VIDA Y PROBABILIDAD DE MORIR EN LOS PRIMEROS DOS AÑOS DE VIDA, POR REGIONES GEOGRAFICAS. CHILE, 1965-1966

26

Regiones	Probabi- lidad de morir (por mil)	Porcentaje de viviendas		Población Económi- camente Activa		Porcen- taje de analfa- betismo	Porcentaje	
		Sin agua potable	Sin ser- vicios sa- nitarios	Agri- cultura	Industria manufac- turera		Defunciones de menores de un año sin atención	Nacimientos en el hogar
I. Tarapacá	61	19,6	36,5	11,8	13,1	5,6	32,6	7,8
XII. Magallanes Metropoli- tana	69 74	22,6 21,2	38,3 32,0	17,4 5,8	10,3 21,9	5,3 6,7	5,3 8,8	2,7 7,1
V. Aconcagua, Valparaíso	76	30,1	39,0	13,6	12,7	7,5	13,1	9,0
III. Atacama	85	36,5	61,8	9,0	6,1	9,6	15,8	20,0
VI. O'Higgins, Colchagua	88	57,4	70,5	41,7	6,9	18,2	25,8	25,8
II. Antofagasta	92	13,7	40,6	2,8	9,2	5,0	11,4	5,9
VII. Curicó, Tal- ca, Maule, Linares	103	58,2	67,9	48,7	8,0	20,7	34,0	33,7
IV. Coquimbo	106	56,0	66,7	26,6	5,9	17,0	67,2	33,9
X. Valdivia, Osorno, Llan- quihue, Chiloé	110	62,6	70,8	45,0	8,6	16,2	61,0	35,3
IX. Malleco, Cau- tín	114	66,3	75,9	48,5	7,9	21,1	44,0	38,0
VIII. Ñuble, Concep- ción, Arauco, Bío-Bío	119	52,0	64,4	30,2	14,1	15,7	52,5	32,6

Se comprende la dificultad de cuantificar un conjunto tan complejo de factores determinantes de la mortalidad, que interactúan entre sí también de modo complejo. Esta dificultad es aún mayor cuando se trabaja con datos censales y de encuestas en grandes poblaciones, pues el análisis está restringido por la imperfección de los datos básicos y porque los indicadores utilizables son limitados y burdos.

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

El indicador del nivel de vida que se ha utilizado en el presente estudio es el número de "años de educación formal completados por la mujer". Numerosas investigaciones, en especial de la mortalidad infantil, han mostrado que, aunque la educación no expresa todo el efecto de la clase social sobre la mortalidad, es un indicador aceptable ^{20, 21, 22/}. Por otra parte, es evidente que la educación de la madre está estrechamente relacionada con el cuidado que ella presta al niño, el cual está determinado, entre otros factores, por sus creencias, valores, actitudes y conductas relativas a la salud y la enfermedad del niño. Lo que la educación formal trata de inculcar o modificar son precisamente estas características.

La probabilidad de morir del recién nacido en sus dos primeros años de vida se presenta en el cuadro 8 y en el gráfico 3.

El nivel de instrucción de la mujer está asociado a importantes diferencias de la mortalidad temprana del niño. El más alto riesgo se observa en los hijos de mujeres sin educación, presumiblemente analfabetas: uno de cada ocho recién nacidos en este grupo ha fallecido antes de cumplir dos años. El riesgo disminuye sostenidamente a medida que la educación de la mujer aumenta, de tal modo que en los hijos de las mujeres que han alcanzado diez o más años de estudio (y, por lo tanto, pertenecen en general a un grupo de alto nivel socio-económico), la mortalidad se reduce a 46 por mil. El cuadro 9 y el gráfico 3 presentan esta misma distribución, separadamente para población urbana y rural.

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

21/ Kitagawa, E. y Hauser, P., Differential Mortality in the United States: a Study of Socioeconomic Epidemiology, Harvard University Press, 1973.

22/ Benjamin, B., Social and Economic Factors affecting Mortality, Mouton and Co., The Hague, Paris, 1965.

Cuadro 8

PROBABILIDAD DE MORIR ENTRE EL NACIMIENTO Y LOS DOS AÑOS DE EDAD
SEGUN EL NIVEL DE EDUCACION DE LA MUJER. CHILE, 1965-1966

Años de educación de la mujer	Probabilidad de morir (por mil)	Mortalidad del grupo 10 y más
Ninguno	131	2,8
1 - 3	108	2,3
4 - 6	92	2,0
7 - 9	66	1,4
10 y más	46	1,0

Cuadro 9

PROBABILIDAD DE MORIR ENTRE EL NACIMIENTO Y LOS DOS AÑOS DE EDAD, SEGUN
EL NIVEL DE EDUCACION DE LA MUJER, EN LA POBLACION URBANA Y RURAL.
CHILE, 1965-1966

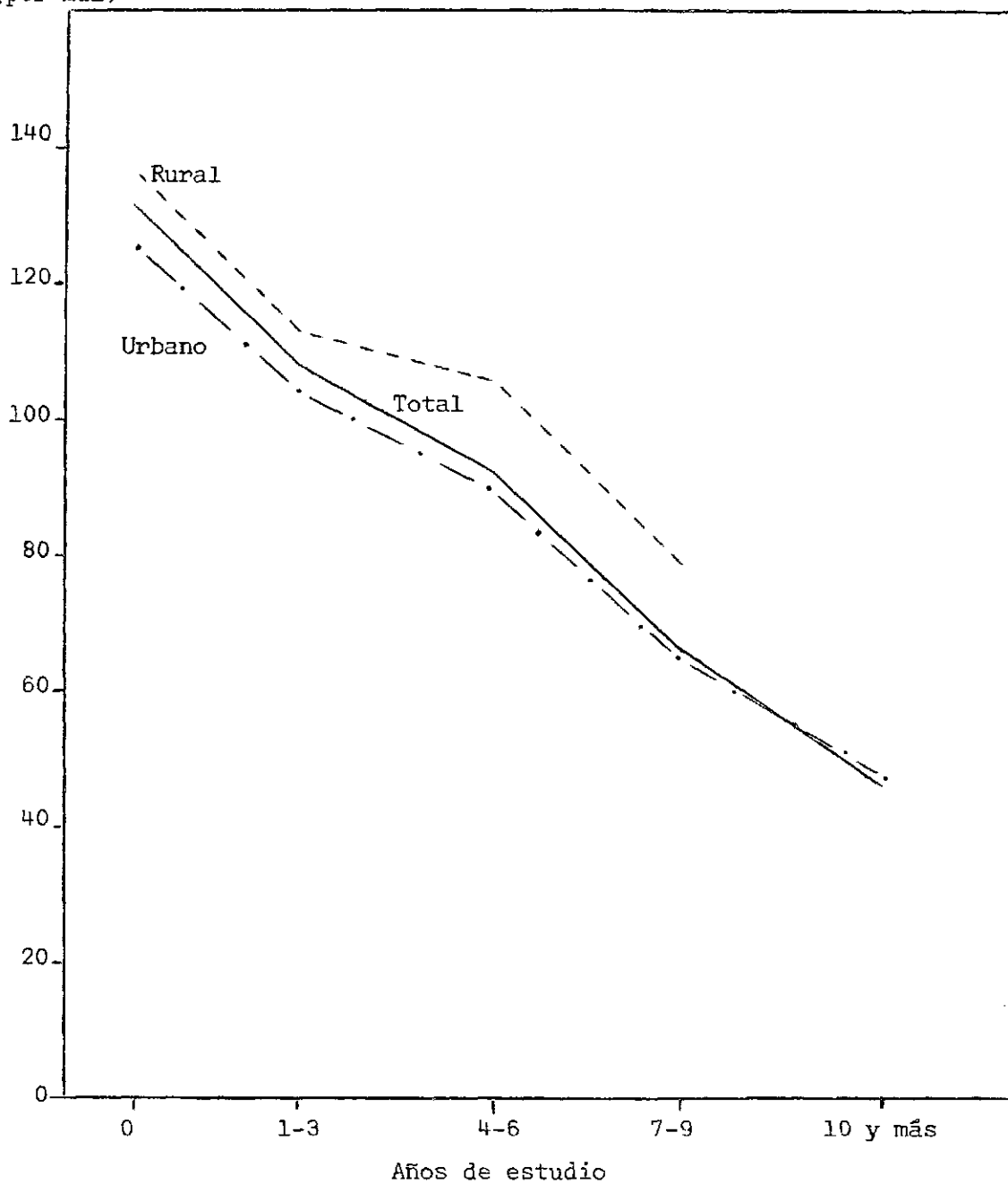
Años de educación de la mujer	Probabilidad (por mil)		Porcentaje de mayor mortalidad rural
	Población urbana	Población rural	
TOTAL	84	112	33,3
Ninguno	125	136	8,8
1 - 3	104	113	8,7
4 - 6	89	105	18,0
7 - 9	65	79	21,5
10 y más	47	*	-

* Probabilidad no calculada por existir menos de 100 hijos tenidos por las mujeres del grupo.

Gráfico 3

PROBABILIDAD DE MORIR ENTRE EL NACIMIENTO Y LOS DOS AÑOS DE EDAD, SEGUN
EL NIVEL DE EDUCACION DE LA MUJER, EN LA POBLACION URBANA Y RURAL.
CHILE, 1965 - 1966

Probabilidad
de morir
(por mil)



Fuente: Cuadro 8.

En ambas poblaciones se mantiene la marcada gradiente de la mortalidad del niño, que decrece con el mayor nivel de educación de la mujer. En cada grupo de educación, la mayor mortalidad rural respecto a la urbana persiste, pero es menor que en las cifras totales, indicando que un factor importante que explica esta diferencia son las disparidades de niveles de vida que se supone que expresa la educación de la mujer. De hecho, las probabilidades ajustadas a la distribución de hijos tenidos por grupos de educación en la población total, son 86 por mil en el área urbana y 98 por mil en la rural, que tienen una diferencia menor entre sí que las correspondientes probabilidades no ajustadas. Se observa también que la diferencia proporcional entre los riesgos de morir urbanos y rurales tiende a aumentar con el mayor nivel de educación.

Hasta ahora se ha analizado separadamente la asociación entre la mortalidad en los primeros dos años de vida y las variables demográficas, por una parte, y el nivel de educación, por otra. El análisis conjunto de estas variables independientes permite reconocer subpoblaciones con distinto riesgo de morir y componer así un panorama epidemiológico de esta mortalidad en el país. Debido al tamaño de la muestra, ha sido necesario hacer para ello una agrupación de las 13 regiones mencionadas en tres grandes regiones, aplicando el criterio de similitud de sus características de desarrollo y de mortalidad. Ellas son:

Región de las grandes ciudades: El 90 por ciento de su población corresponde a las provincias de Santiago y Valparaíso, que comprenden la capital y la segunda ciudad en tamaño del país. Incluye además dos provincias situadas en los extremos geográficos (Tarapacá y Magallanes), muy urbanizadas, y la provincia de Aconcagua, inmediata a Valparaíso. La región se caracteriza por alta urbanización, concentración industrial y de todo tipo de recursos, a los cuales hay fácil accesibilidad física por parte de la población.

Región Norte-Centro : Comprende las provincias del Norte minero de Antofagasta, Atacama y Coquimbo y las provincias centrales, predominantemente agrícolas, de O'Higgins, Colchagua, Curicó, Talca, Maule y Linares, con centros industriales de menor importancia que la región anterior.

Región Sur : Incluye las provincias de Ñuble a Chiloé. Su actividad es fundamentalmente agrícola (con la excepción de Concepción, ciudad mayor, que es un centro industrial y del carbón). En general, sus índices de nivel de vida son francamente más desfavorables, el clima es frío y la accesibilidad física a los centros urbanos es limitada.

En el cuadro 10 se presentan los riesgos de morir en los primeros dos años de vida en 20 subpoblaciones definidas por estas tres regiones, la categorización urbano-rural y cuatro grupos de educación de la mujer. Las cifras muestran que las tres grandes regiones definen tres niveles de mortalidad en cada uno de los cuales el conjunto de factores socio-económico-culturales expresado por el indicador educación de la mujer, distingue claros diferenciales de mortalidad. En general, en cada subgrupo el sector rural tiene un pequeño exceso respecto al urbano.

Cuadro 10

PROBABILIDAD DE MORIR ENTRE EL NACIMIENTO Y LOS DOS AÑOS DE EDAD, POR GRANDES REGIONES GEOGRAFICAS, POBLACION URBANA Y RURAL Y NIVEL DE EDUCACION DE LA MUJER. CHILE, 1965-1966

Grandes regiones	Población	Probabilidad (por mil)			
		Años de educación de la mujer			
		Ninguno	1 - 3	4 - 6	7 y más
Grandes ciudades	Total	115	85	80	53
	Urbana	138	88	77	52
	Rural	*	69	110	73
Norte-centro	Total	107	109	100	67
	Urbana	*	99	99	67
	Rural	101	112	103	*
Sur	Total	155	130	108	66
	Urbana	142	135	111	68
	Rural	162	126	104	*

* Probabilidad no calculada por existir menos de 100 hijos tenidos por las mujeres del grupo.

Estratos según el nivel de la mortalidad
del menor de dos años

Para fines prácticos, en especial para orientar las medidas destinadas a reducir la mortalidad, interesa identificar las subpoblaciones del país que presenten diversos riesgos de morir. Para estos fines, utilizando los datos indicados en el cuadro 10, se han agrupado las subpoblaciones de similar mortalidad y se han definido cinco estratos de mortalidad, que se indican en el cuadro 11.

El *estrato de menor mortalidad* (52 por mil) está formado exclusivamente por los hijos de mujeres de mayor educación, que viven preferentemente en el sector urbano de la región de grandes ciudades, esto es, Santiago y Valparaíso. En el grupo de *mortalidad medianamente baja* (75 por mil) están los hijos de las restantes mujeres de alta educación que viven en las otras regiones del país, tanto en el sector urbano como en el rural. Incluye además el grupo de educación media o baja, siempre que la mujer viva en los grandes centros urbanos.

El *estrato de mortalidad mediana* (94 por mil) es totalmente urbano y comprende mujeres con educación primaria completa o incompleta, siempre que no residan en la región Sur, que es de mayor mortalidad. El *estrato de mortalidad medianamente alta* (108 por mil) es casi enteramente rural e incluye a los hijos de mujeres de mediano nivel de educación y que viven en cualquier región del país; comprende además las mujeres de igual educación y residencia urbana de la región Sur, región que expresa así su mayor mortalidad.

El *estrato de mortalidad alta* (134 por mil) comprende fundamentalmente los hijos de mujeres sin educación, en cualquiera región del país en que vivan, tanto del área urbana como de la rural (con la sola excepción del área rural de la región Norte-centro, que está en el estrato anterior). Comprende por fin los hijos de mujeres de educación primaria muy incompleta que residen en la región Sur.

Es conveniente repetir aquí que esta clasificación sólo intenta ser una aproximación a la realidad, desde luego por las reservas que merecen la calidad de los datos básicos y la naturaleza de los métodos de estimación. Por otra parte, la clasificación en estratos necesariamente separa grupos cercanos que están en los límites de cada clase. Con todo, el resultado de este panorama epidemiológico de la mortalidad del menor de dos años en Chile es notablemente coherente. Su significación se discute en el próximo capítulo.

Cuadro 11

ESTRATOS DE MORTALIDAD SEGUN LA PROBABILIDAD DE MORIR ENTRE EL NACIMIENTO Y LOS DOS AÑOS DE EDAD, Y ESTIMACION DE LOS NACIDOS VIVOS Y DEFUNCIONES DE MENORES DE DOS AÑOS POR ESTRATO. CHILE, 1965-1966

(Continúa)

Estratos de mortalidad	Probabilidad de morir (por mil)	Mujeres incluidas en el grupo			Distribución porcentual estimada		
		Años de estudio	Grandes regiones	Area	Mujeres de 15-49 años	Nacidos vivos	Defunciones de menores de dos años
TOTAL	91				100	100	100
Baja	52	7 y más	Grandes ciudades	Urbana	26	17	10
		7 y más	Sur	Rural			
Medianamente baja	75	7 y más	Norte-Centro	Urbana	33	30	24
		7 y más	Sur	Urbana			
		7 y más	Grandes ciudades	Rural			
		7 y más	Norte-Centro	Rural			
		4 - 6	Grandes ciudades	Urbana			
		1 - 3	Grandes ciudades	Rural			
Mediana	94	4 - 6	Norte-Centro	Urbana	11	14	14
		1 - 3	Grandes ciudades	Urbana			
		1 - 3	Norte-Centro	Urbana			

Cuadro 11

ESTRATOS DE MORTALIDAD SEGUN LA PROBABILIDAD DE MORIR ENTRE EL NACIMIENTO Y LOS DOS AÑOS DE EDAD, Y ESTIMACION DE LOS NACIDOS VIVOS Y DEFUNCIONES DE MENORES DE DOS AÑOS POR ESTRATO. CHILE, 1965-1966

(Conclusión)

Estratos de mortalidad	Probabilidad de morir (por mil)	Mujeres incluidas en el grupo			Distribución porcentual estimada		
		Años de estudio	Grandes regiones	Area	Mujeres de 15-49 años	Nacidos vivos	Defunciones de menores de dos años
Medianamente alta	108	4 - 6	Grandes ciudades	Rural	18	23	28
		4 - 6	Norte-Centro	Rural			
		4 - 6	Sur	Urbana			
		4 - 6	Sur	Rural			
		1 - 3	Norte-Centro	Rural			
		Ninguno	Norte-Centro	Rural			
Alta	134	1 - 3	Sur	Urbana	12	16	24
		1 - 3	Sur	Rural			
		Ninguno	Grandes ciudades	Urbana			
		Ninguno	Norte-Centro	Urbana			
		Ninguno	Sur	Urbana			
		Ninguno	Grandes ciudades	Rural			
		Ninguno	Sur	Rural			

IV. ALGUNOS COMENTARIOS SOBRE LOS RESULTADOS DE LA INVESTIGACION

A partir de dos simples preguntas hechas en el censo de población de 1970 (hijos tenidos e hijos sobrevivientes), ha sido posible definir un panorama epidemiológico de la mortalidad en los primeros dos años de vida en Chile. A pesar de las imperfecciones de los datos básicos y de las limitaciones impuestas por los métodos de estimación, se han obtenido resultados coherentes que identifican algunos de los factores que están asociados a una mayor mortalidad. El mayor riesgo de morir se observa de preferencia en la región Sur del país (provincias de Ñuble a Chiloé), en el sector rural y, por sobre todo, en los hijos de mujeres de más bajo nivel de educación.

Los contrastes de mortalidad que se han resumido en forma de estratos en el cuadro II adquieren mayor significación si se introduce el concepto epidemiológico de expuestos al riesgo. Para este propósito, se han estimado para cada una de las poblaciones definidas en ese cuadro los nacidos vivos que se producirían anualmente en cada una de ellas, mediante el método que se explica en el anexo 3. Utilizando la probabilidad global de morir obtenida para el estrato, ha sido posible estimar el número de defunciones que se producirían en cada cohorte de nacimientos hasta la edad exacta dos años. Ambos datos están incluidos en el mismo cuadro II.

Las cifras muestran que en Chile existe una población que está expuesta a una mortalidad temprana relativamente baja si se la compara con la mortalidad nacional, la cual oscila entre 52 y 75 por mil a nivel de estratos. Este grupo está constituido por la población cuyo más alto nivel de vida le ha permitido acceder a la educación media y superior. Esta condición parece el determinante de su nivel de mortalidad, porque se observa en todos los miembros del grupo principal, cualquiera que sea la región en que viven, tanto en el campo como en la ciudad. También se incluyen aquí las personas que viven preferentemente en las grandes ciudades de Santiago y Valparaíso, aunque su educación sea algo menor. En estos dos estratos se estima que está casi el 60 por ciento de las mujeres en edad de procrear. Debido a que ellas tienen una fecundidad relativamente baja debido a su nivel socio-económico, producen anualmente menos del 50 por ciento de los nacidos vivos. Ellos están expuestos a la menor mortalidad del grupo y de este modo contribuyen con sólo un tercio de las muertes de menores de dos

años del país. Si se compara la mortalidad de este grupo con la de los países más avanzados, no hay duda que ella puede ser aún substancialmente reducida. Es también evidente que este grupo es el que ha obtenido en el país los mayores beneficios en la protección de la salud de sus hijos, derivado de su mayor nivel de vida y de su más fácil accesibilidad a los recursos, servicios y oportunidades que brindan las mayores concentraciones urbanas del país.

En el otro extremo se identifica un estrato de alta mortalidad (134 por mil), que casi triplica el riesgo de muerte de la población de menor mortalidad. En él están comprendidos los hijos de mujeres que pertenecen al más bajo nivel socio-económico, muy probablemente formado por obreros y campesinos, a juzgar por el hecho de que las mujeres del estrato no han tenido en general ninguna educación sistemática. Este sino de clase predomina sobre el efecto de las variables geográficas: las tres regiones se encuentran aquí representadas en su población urbana y rural. El grupo se completa con los hijos de mujeres con educación primaria muy incompleta que viven en las ciudades o en el campo de la región Sur, ya identificada como de mayor mortalidad. Sólo un 12 por ciento de las mujeres en edad fértil están comprendidas en este estrato y producen, por su mayor fecundidad, 16 por ciento de los nacidos vivos del país. En ellos se estima que ocurre una cuarta parte de las defunciones de menores de dos años del país.

Si a este grupo se agrega el estrato de mortalidad medianamente alta, se define en Chile una población que comprende aproximadamente el 30 por ciento de las mujeres en edad fértil, las cuales generan anualmente el 40 por ciento de los nacimientos vivos que están expuestos a una mortalidad que excede 100 por mil. Este es el núcleo epidemiológico del problema de alta mortalidad en el país; en este grupo se estima que ocurre la mitad del total de defunciones de menores de dos años.

Esta población incluye todos los hijos de mujeres sin educación, presumiblemente analfabetas, cualquiera que sea la región del país en que residan. Es significativo que el hecho que ellas vivan en el sector urbano, aun en las grandes ciudades -factor que se ha mostrado está asociado a una menor mortalidad-, no disminuye aparentemente el alto riesgo de muerte a que están expuestos sus hijos. Así, por ejemplo, en los hijos de mujeres sin educación residentes en el Santiago urbano, la mortalidad alcanza a 109 por mil, a pesar de su mayor accesibilidad física a los centros de atención. Esta situación está sin duda relacionada con las condiciones de vida adversas que existen en las llamadas poblaciones marginales de éstas y otras ciudades del país. De acuerdo con el censo de vivienda de 1970 ^{23/}, por ejemplo, las viviendas marginales alcanzaban al 13,7 por ciento del total de viviendas ocupadas en Santiago, proporción que es una de las más altas del país. La población con alto riesgo de morir que se está describiendo

^{23/} Instituto Nacional de Estadística, "XIV Censo de Población ...", op.cit.

incluye además las mujeres de educación primaria incompleta que residen en el sector rural de todo el país, lo que muestra una vez más la relación existente entre la mortalidad temprana del niño y las precarias condiciones de vida que prevalecen en el sector rural de Chile.

Los resultados que se han obtenido son concordantes con una extensa evidencia internacional que muestra la directa relación que tiene la aparición de la enfermedad y la muerte en los primeros años de vida con las condiciones del hogar y de la comunidad en que el niño nace. Todo indica que la contribución más decisiva que los países en desarrollo pueden hacer para reducir la alta mortalidad temprana que hoy persiste en ellos -como es el caso de Chile- es una política de desarrollo económico y social orientada a elevar substancialmente el nivel de vida de la población y a reducir de modo drástico las diferencias en la distribución del producto del trabajo del hombre entre las clases sociales. Es significativo citar a este respecto el trabajo de Batthacharyya^{24/}, realizado con datos de 52 países, en el cual se comparó la tasa de mortalidad infantil de países donde la distribución del ingreso muestra una alta desigualdad con aquellos donde esta desigualdad es baja. Batthacharyya comprobó que la mortalidad, a igual nivel de ingreso, se reducía en una proporción variable entre 24 por ciento y 36 por ciento cuando la distribución del ingreso era más igualitaria.

Los estudios disponibles que utilizan este mismo indicador de ingreso demuestran que en Chile persisten diferencias económicas importantes entre clases sociales. Pinto^{25/} destaca que el estrato más alto del país percibe una renta media 5 veces mayor que la del conjunto de la población y 16 veces superior a la del estrato inferior. "En cuanto al estrato bajo, la CEPAL^{26/} calcula que éste tendría un ingreso medio que no alcanza la tercera parte del ingreso nacional, la cuarta parte del grupo medio y el 7 por ciento del grupo alto. En este estrato, se estima que un 32 por ciento dispone de apenas el 5,6 por ciento del ingreso nacional y tiene una retribución por persona que no alcanza a la quinta parte de la renta media nacional. En este grupo, los llamados trabajadores independientes urbanos se ubican, junto con los campesinos, en el sub-estrato más pobre"^{27/}. En cuanto al sector agrícola, el estudio de CEPLAN^{28/} expresa: "De una población activa en el sector agrícola cercana a las 750 000 personas, hemos

^{24/} Batthacharyya, A.K., Income Inequalities and Fertility: A Comparative View, Population Studies, Vol. 19, Nº 1, marzo, 1975.

^{25/} Pinto, A., Estructura social e implicaciones políticas, Revista Latinoamericana de Ciencias Políticas, Vol. I, Nº 2, agosto, 1970. Citado por Errazuriz, M., en Caracterización de la estructura social de Chile, CELADE, IPI/24, noviembre, 1976.

^{26/} Pinto, A., Crítica a una tesis tradicional, citado por Godoy, H., en Estructura Social de Chile, Editorial Universitaria, Santiago, 1971; citado por Errazuriz, M., en "Caracterización...", op.cit.

^{27/} Errazuriz, M., "Caracterización ...", op.cit.

^{28/} Foxley, A. y Muñoz, O., Redistribución del ingreso, crecimiento económico y estructura social: el caso chileno, Seminario Distribución del Ingreso y Desarrollo, Universidad Católica de Chile, CEPLAN, S.73, Nº 8, marzo, 1973; citado por Errazuriz, M., en "Caracterización ...", op.cit.

estimado que cerca de 350 000 obreros están en el primer estrato (el estrato más pobre) y es probable que casi la totalidad de los trabajadores por cuenta propia del sector, más los familiares no remunerados, corresponden a la población que trabaja en minifundios, es decir, entre 300 000 y 400 000 personas, la mayor parte de las cuales también estarían en el estrato más pobre".

Por otra parte, el sector salud tiene en cada país la responsabilidad de organizar la atención de la salud de la población. Todo plan de salud, en su formulación y en su alcance, está inscrito necesariamente en la realidad social y económica del país. Aunque el conocimiento tecnológico sobre la prevención y el tratamiento de las enfermedades es universal, su aplicación concreta en una sociedad dada depende fundamentalmente de la concepción misma de sociedad y, en particular, de las formas sociales de organizar el trabajo del hombre y distribuir su producto. Y, por otra parte, el alcance de las medidas específicas de orden médico se encuentra determinado en parte por las condiciones favorables o adversas del ambiente físico y social en que el hombre vive. Este es el marco ineludible de la atención de la salud de una población.

Con todo, cabe al sector salud la obligación de aplicar el conocimiento disponible al máximo de sus posibilidades en toda comunidad. En tal sentido, Chile ha hecho notorios progresos en las últimas décadas, en especial a partir de la creación del Servicio Nacional de Salud en 1952. Aun así, la información oficial^{29/} indica que en 1970 persistía una dispar distribución geográfica de los recursos y atenciones de salud en la población, los cuales están concentrados precisamente en las regiones de menor mortalidad. Según estos datos, en la provincia de Santiago, donde vive el 38 por ciento de la población total, están el 41 por ciento de las camas hospitalarias, el 57 por ciento de los médicos y entre el 41 por ciento y el 48 por ciento de los restantes profesionales del Servicio Nacional de Salud. En esta misma Institución, en 1973 se registró en Santiago el 44 por ciento de las consultas externas^{30/}. Por otra parte, en el cuadro 6 se puede observar que la atención prestada al parto y a los fallecidos menores de un año es más deficitaria en las regiones donde la mortalidad temprana es justamente mayor.

Una información más refinada se obtuvo mediante el estudio sobre recursos y demanda en salud que el Ministerio de Salud Pública realizó en 1968^{31/}. De acuerdo con esta investigación, el promedio de consultas *per capita* en 1968 fue 3,0 en Santiago urbano y sólo 1,5 en el medio rural.

^{29/} Ministerio de Salud Pública, UNFPA, UNICEF, NU, OPS, Evaluación de los primeros 18 meses de funcionamiento del Programa de extensión de servicios de salud materno-infantil y bienestar familiar, Santiago, Chile, diciembre, 1974.

^{30/} Instituto Nacional de Estadística; Servicio Nacional de Salud, Anuario de Estadísticas de Salud, Tomo I, Recursos y Atenciones, 1973.

^{31/} Ministerio de Salud Pública, Recursos humanos de salud en Chile. Un modelo de análisis, Santiago, Chile, 1970.

En las personas con el menor ingreso medio, las consultas deseadas *per capita* fueron 3,8, de las cuales sólo 1,5 consultas fueron satisfechas. En el grupo de mayor ingreso económico las cifras fueron 4,2 y 3,0, respectivamente. A pesar de los progresos realizados, estos hechos muestran que persiste una situación dramáticamente contradictoria, en la cual los sectores de población que están expuestos a mayores riesgos de enfermar y morir, como se ha mostrado en la presente investigación, son los que precisamente reciben la menor atención médica. Considérese además que sólo se ha podido estudiar el número de atenciones recibidas y no su oportunidad y calidad, factores que son aún más importantes.

Es alentador anotar que desde el 1° de enero de 1973 se encuentra en operación por el Gobierno de Chile, en conjunto con cuatro organismos internacionales (UNFPA, NU, UNICEF y OPS), el Programa de Extensión de Servicios de Salud Materno-infantil y de Bienestar Familiar^{32/} que consulta la inclusión de 17 áreas de salud en los dos primeros años de operación y por lo menos 8 más en los dos años siguientes, de un total de 55 áreas de salud del país. La evaluación en 11 áreas hecha a mediados de 1974 registra un descenso de la tasa de mortalidad infantil en todas ellas y también en las no incluidas en el programa, descenso que se registra desde 1970 y se extiende hasta 1973. El informe concluye que "es muy difícil atribuir estos efectos, al menos en el momento actual, a la operación del programa". En todo caso, si el programa se mantiene y extiende de acuerdo a lo que se ha planeado, debe esperarse que contribuya a disminuir el nivel de la mortalidad temprana, siempre que las condiciones socio-económicas adversas no deterioren su acción.

Desde otro punto de vista, es importante hacer notar que el método empleado para obtener estimaciones de la mortalidad en los primeros años de vida a partir de datos censales, a pesar de las limitaciones que se han detallado, permite aportar el análisis de nuevas variables para el estudio de esta mortalidad. El presente estudio ha trabajado con una muestra censal; el uso de la totalidad de los datos censales permitiría obtener desagregaciones geográficas más finas y estimaciones libres de errores de muestreo.

Finalmente, los resultados obtenidos con la aplicación de métodos retrospectivos en la estimación de la mortalidad hacen conveniente tomar medidas para que los datos básicos pertinentes sean registrados en mejor forma en el próximo censo de población y sus posibilidades de análisis sean utilizadas plena y oportunamente.

^{32/} Ministerio de Salud Pública, UNFPA, UNICEF, NU y OPS, "Evaluación ...", *op.cit.*

RESUMEN

1. En esta investigación se estudia el riesgo de morir en los primeros dos años de vida en Chile, estimado mediante el método de Brass (variante Sullivan) a partir de la proporción de hijos sobrevivientes declarados por las mujeres en el censo de población de 1970. Las estimaciones se refieren aproximadamente al bienio 1965-1966.
2. Para el total del país, la probabilidad de morir antes de cumplir los dos años de edad se estima en 91 por mil nacidos vivos, riesgo que sitúa a Chile entre los países latinoamericanos de mortalidad mediana, pero que presenta claro exceso sobre el nivel alcanzado en los países más avanzados.
3. La mortalidad es mayor en la población rural (112 por mil) que en la urbana (84 por mil) y hay también diferenciales entre provincias y regiones (cuadro 5). El grupo de menor mortalidad está formado por el sector urbano de las provincias de Santiago y Valparaíso, que incluyen las mayores ciudades, y las provincias extremas de Tarapacá y Magallanes. La población expuesta al mayor riesgo, que supera en 72 por ciento al grupo anterior, incluye fundamentalmente el sector rural de las provincias del centro-sur del país, desde Ñuble hasta Llanquihue (cuadro 6).
4. La probabilidad de que el recién nacido sobreviva dos años está en gran parte determinada por la clase social en que el nacimiento ha ocurrido, de acuerdo a los diferenciales observados utilizando como indicador el nivel de educación de la mujer (cuadro 8). Los hijos de mujeres sin educación tienen una alta mortalidad (131 por mil), que triplica la de los hijos de las mujeres que alcanzaron la más alta educación.
5. Utilizando las variables independientes disponibles se identificaron 20 subpoblaciones con distinto riesgo de morir en la niñez temprana, que se agruparon en cinco estratos de mortalidad, la cual varía entre 52 y 134 por mil. La población de cada estrato se define geográficamente y por su nivel de educación y se estima en cada uno de ellos la proporción de mujeres de edad fértil, nacidos vivos y defunciones esperadas (cuadro 11).

6. Los resultados indican que el nudo epidemiológico de la mortalidad en los primeros dos años en Chile está formado por la totalidad de los hijos de mujeres sin educación y también por los hijos de mujeres con educación primaria incompleta que residen de preferencia en la región Sur. Por sus características educacionales se presume que este grupo pertenece mayoritariamente al sector obrero y campesino. Se estima que tal población incluye el 30 por ciento de las mujeres en edad fértil, el 40 por ciento de los nacimientos vivos y la mitad de las muertes de menores de dos años del país.

7. Confirmando una extensa experiencia en la materia, los diferenciales de la mortalidad temprana que se han encontrado están en general correlacionados con los indicadores disponibles sobre las condiciones de vida por regiones geográficas. Todo indica que la contribución más decisiva que pueda hacerse para reducir la mortalidad existente es una política de desarrollo económico y social orientada a elevar substancialmente el nivel de vida de la población, en especial de aquellos grupos donde éste es muy bajo, de tal modo que se reduzcan drásticamente las diferencias en la distribución del producto del trabajo del hombre entre las clases sociales. Esto incluye el perfeccionamiento del sistema de atención de salud del país que, a pesar de los progresos registrados con la creación del Servicio Nacional de Salud, no ha logrado dar atención preferencial a los grupos de población más expuestos al riesgo de enfermar y de morir.

8. El estudio muestra las potencialidades de los métodos retrospectivos de estimación de la mortalidad en la niñez a partir de datos censales para completar el cuadro que proporcionan las estadísticas vitales sobre la situación de esta mortalidad en el país. Se subraya la conveniencia de profundizar el estudio con los datos de la totalidad del censo de 1970 y tomar medidas para que la información pertinente sea registrada en mejor forma en el próximo censo y sus posibilidades de análisis sean utilizadas plena y oportunamente.

*

* *

ANEXO 1

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

Método de Brass^{33/} (cuadro 1A)

Los datos básicos son los siguientes:

1. Mujeres que declararon hijos tenidos y sobrevivientes, agrupados en intervalos quinquenales de edades (i) entre 15 y 34 años ($i = 1$ para 15-19, $i = 2$ para 20-24, etc).
2. Total de hijos tenidos nacidos vivos por las mujeres de cada intervalo i de edades (HNV_i).
3. Total de hijos sobrevivientes al momento del censo tenidos por mujeres de cada intervalo i (HS_i).

Con estos datos se obtiene:

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

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

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

$$P_2 = \frac{HNV_2}{\text{Mujeres de edad 20-24}} = \frac{14\ 100}{16\ 401} = 0,85970$$

$$P_3 = \frac{HNV_3}{\text{Mujeres de edad 25-29}} = \frac{27\ 610}{10\ 666} = 2,58860$$

^{33/} Brass, W., "Métodos de análisis ...", op.cit.

- ✓ 6. El cociente $P_2/P_3 = 0,85970 / 2,58860 = 0,33211$
7. El multiplicador K_i se selecciona en la respectiva tabla de Brass interpolando entre las columnas por medio del valor P_2/P_3 observado.
8. La estimación final ${}_xq_0$ se obtiene por la relación

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

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

La variante de Sullivan ^{34/} (cuadro 2A)

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

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

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

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

^{34/} Sullivan, J.M., "Models for the ...", op.cit.

i	a_i	b_i
2	1,30	- 0,54
3	1,17	- 0,40
4	1,13	- 0,33

En el presente ejemplo se obtiene de este modo:

$$K_2 = 1,30 - 0,54 (0,33211) = 1,12066$$

$$K_3 = 1,17 - 0,40 (0,33211) = 1,03716$$

$$K_4 = 1,13 - 0,33 (0,33211) = 1,02040$$

8. La estimación final de las correspondientes xq_0 es similar al método de Brass.

Ajuste de las xq_0 observadas

9. Para cada xq_0 se obtiene el número de sobrevivientes a la edad exacta x mediante la relación

$$l_x = 1 - xq_0$$

10. Con este l_x se calcula, por interpolación lineal en las tablas modelo de Coale-Demeny para ambos sexos^{35/}, para el mismo modelo utilizado en el método de Sullivan, el nivel de las tablas correspondientes a cada xq_0 .

11. Se calcula un promedio aritmético de los niveles correspondientes a $2q_0$, $3q_0$ y $5q_0$. En este ejemplo el nivel medio es 17,1844.

^{35/} Naciones Unidas, Métodos para establecer mediciones demográficas fundamentales a partir de datos incompletos, Manual IV, ST/SGA/Serie A/42, pág. 101.

12. Con este nivel medio se obtienen en la misma tabla, por interpolación lineal, los valores l_x y las correspondientes xq_0 ajustadas.

Cuadro 1 A

METODO DE BRASS: ESTIMACION DE LA PROBABILIDAD DE MORIR ENTRE EL NACIMIENTO Y LAS EDADES EXACTAS $x = 1, 2, 3$ Y 5 AÑOS. TOTAL DEL PAIS.
CHILE, MUESTRA DEL CENSO DE 1970

Edad de la mujer	Intervalo de edad (i)	Mujeres con declaración	Hijos nacidos vivos (HNv_i)	Hijos sobrevivientes (HS_i)	Paridez media (P_i)
15-19	1	19 779	2 215	2 045	-
20-24	2	16 401	14 100	12 886	0,85970
25-29	3	10 666	27 610	25 118	2,58860
30-34	4	9 648	35 533	31 838	-

Proporción hijos fallecidos (D_i)	Multiplicador (K_i)	Edad del hijo (x)	Probabilidad de morir (xq_0)
15-19	0,07675	1,282	0,09838
20-24	0,08610	1,139	0,09803
25-29	0,09026	1,059	0,09560
30-34	0,10399	1,049	0,10906

$$P_2/P_3 = 0,85970/2,58860 = 0,33211$$

Cuadro 2A

METODO DE SULLIVAN: ESTIMACIONES DE LA PROBABILIDAD DE MORIR ENTRE EL NACIMIENTO Y LAS EDADES EXACTAS $x = 2, 3$ Y 5 AÑOS. TOTAL DEL PAIS. CHILE, MUESTRA DEL CENSO DE 1970, MODELO OESTE.

Edad de la mujer	Intervalo de edad (i)	Proporción hijos fallecidos (D_i)	Multiplificador (K_i)	Edad del hijo (x)	Probabilidad de morir (${}_xq_0$)
20-24	2	0,08610	1,12066	2	0,09649
25-29	3	0,09026	1,03716	3	0,09361
30-34	4	0,10399	1,02040	5	0,10611

	Sobrevivientes (l_x)	Nivel equivalente en Coale-Demeny	Para el nivel medio	
			Sobrevivientes (l_x)	${}_xq_0$ ajustadas
20-24	90 351	16,8522	90 856	0,09144
25-29	90 639	17,4805	90 160	0,09840
30-34	89 389	17,2206	89 325	0,10675

Nivel medio = 17,1844	
-----------------------	--

ANEXO 2

METODO PARA COMPARAR LAS ESTIMACIONES DE ${}_2Q_0$ CON DATOS
ORIGINADOS EN LAS ESTADISTICAS VITALES

El método utilizado consiste en calcular ${}_2q_0$ para los años 1965 y 1966 a partir de los nacidos vivos (corregidos por omisión) y las defunciones de menores de un año y de un año de edad, que se han registrado en el país en el período correspondiente.

Se parte de la relación

$$q_x = 1 - p_x$$

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

$$p_x = {}_a p_x \cdot \delta p_x$$

siendo

$${}_a p_x = \frac{N'_x}{E_x}$$

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

donde, para el año 1965, por ejemplo:

N'_x = Número de personas de edad comprendida entre x y $x+1$ al 1° de enero de 1966.

N''_x = Número de personas de edad comprendida entre x y $x+1$ al 1° de enero de 1965.

E_x = Número de personas que alcanzan la edad x durante el año 1965.

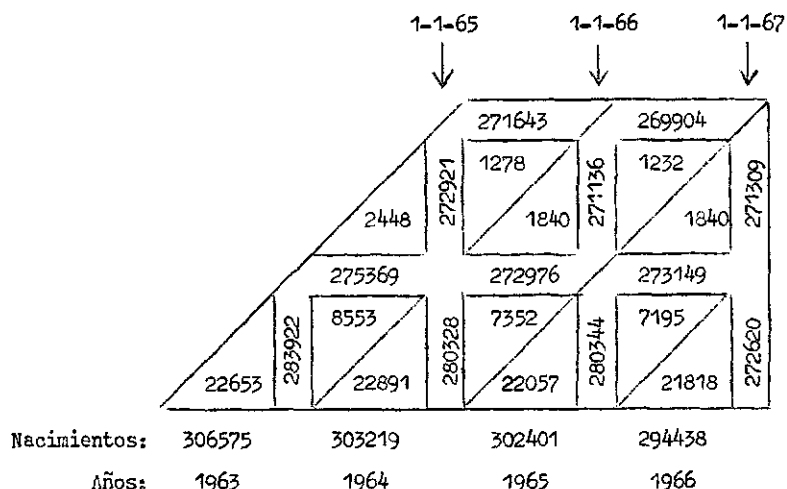
${}_x p_x$ = Probabilidad que tiene un individuo que alcanza la edad x en el año 1965 de llegar con vida al término del año en que cumple dicha edad.

${}_0 p_x$ = Probabilidad de que una persona que tiene la edad x al 1° de enero de 1965, sobreviva hasta la edad $x + 1$.

Para el cálculo de estas probabilidades se partió de los nacimientos vivos ocurridos en los años 1963 a 1966 y de las defunciones por años simples en menores de dos años, del mismo período. Las muertes bajo un año se descompusieron utilizando los factores de separación (${}_0 q_0$) calculados por Gutiérrez ^{36/} y que son los siguientes:

Año	${}_0 q_0$
1963	0,263
1964	0,272
1965	0,250
1966	0,248

Para las defunciones de un año, ${}_0 q_0 = 0,50$. Restando las respectivas defunciones a los nacimientos de cada año, se calcularon las poblaciones sobrevivientes para las edades y fechas requeridas, según se muestra en el siguiente esquema de Lexis:



^{36/} Gutiérrez R., H., Factores de separación de las defunciones de menores de un año, ambos sexos, por provincias, Chile 1952-1966, Universidad de Chile, Facultad de Medicina, Departamento de Bioestadística, DE:2951.

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

$${}_2q_0 = 1 - {}_1p_0 \cdot {}_1p_1$$

Edad	${}_a p_x$	${}_s p_x$	${}_p x$	l_x	${}_x q_0$
1965					
0	0,92706	0,97377	0,90274	100 000	0,00000
1	0,99326	0,99532	0,98861	90 274	0,09726
2				89 246	<u>0,10754</u> = ${}_2q_0^{65}$
1966					
0	0,92590	0,97434	0,90214	100 000	0,00000
1	0,99326	0,99546	0,98875	90 214	0,09786
2				89 199	<u>0,10801</u> = ${}_2q_0^{66}$

El promedio de ${}_2q_0$ para 1965-1966 es 0,10778.

*
* *

ANEXO 3

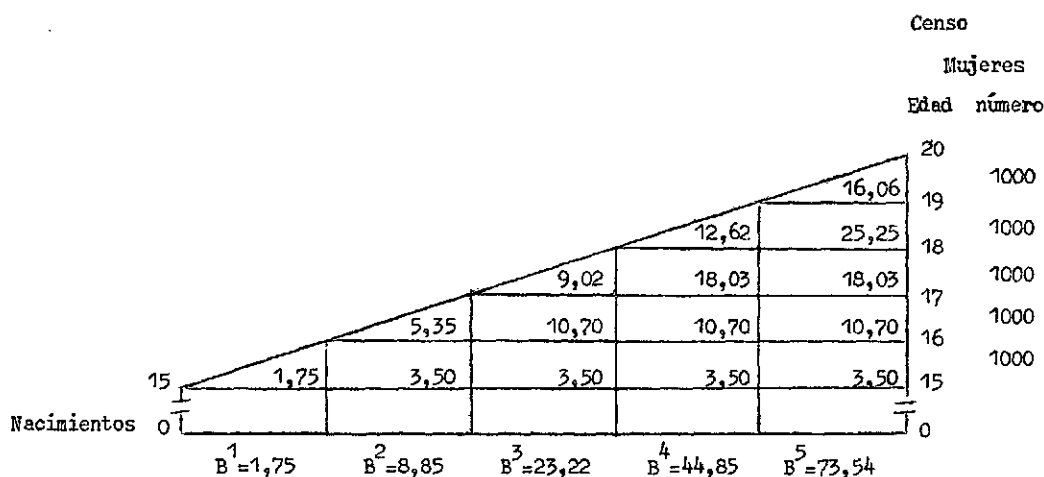
METODO DE ESTIMACION DE NACIDOS VIVOS EN EL ULTIMO AÑO
Y DE LAS CORRESPONDIENTES DEFUNCIONES A PARTIR DEL
NUMERO DE HIJOS TENIDOS POR LAS MUJERES

Estimación de los nacidos vivos en el último año

Para cada grupo quinquenal de edades de la mujer, el censo proporciona el total de hijos tenidos por ella hasta el momento del empadronamiento. Se trata de estimar, de este conjunto, los nacimientos que habrían ocurrido en los 12 meses previos al censo. Este dato lo proporcionaron las estadísticas vitales para el total del país y las provincias, pero no puede ser obtenido para cada una de las categorías de análisis del estudio. El método empleado está basado en la distribución de la fecundidad por edades simples, derivadas de los modelos teóricos de las Naciones Unidas, utilizando un modelo que tiene una edad media de la fecundidad $\bar{m} = 29,2$ años^{37/}.

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

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



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

^{37/} Ortega, A., Un modelo para estimar la mortalidad a través de preguntas censales sobre hijos nacidos vivos e hijos sobrevivientes, CELADE, Serie AS, Nº 15, setiembre, 1972, anexo 1.

El método supone 1) que la fecundidad se ha mantenido constante, y 2) que la estructura real de la fecundidad por edad de Chile es la del modelo utilizado.

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

Grupos de edades	Total hijos tenidos (HNV _i)	p_i	Estimación de hijos tenidos en el último año (HNV _i · p_i)
15 - 19	2 215	0,483	1 070
20 - 24	14 100	0,224	3 158
25 - 29	27 610	0,112	3 092
30 - 34	35 533	0,061	2 168
35 - 39	46 499	0,034	1 581
40 - 44	43 665	0,017	742
45 - 49	34 945	0,004	140
Total estimado:			11 951

Esta es una estimación del número de hijos nacidos vivos en el último año anterior a la fecha del censo de las mujeres que declararon hijos tenidos y sobrevivientes en la muestra. De modo similar se procedió en cada una de las categorías de análisis para estimar los nacidos vivos anuales en la población de cada estrato de mortalidad. Las cifras están sometidas a las restricciones derivadas del incumplimiento de los supuestos del método y de las deficiencias de los datos básicos. Sin embargo, como lo único que interesa es la distribución de los nacidos vivos por estratos, se piensa que para estos fines los resultados pueden considerarse una buena aproximación a la realidad.

Estimación de las defunciones esperadas por estrato

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

Fórm. 563-300, Mayo de 1977

Mecanografía: Ana I. de Primante
Vilma Méndez

