

11039
 Centro Latinoamericano de Demografía

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

ARGENTINA

1966-1967

CELADE - SISTEMA DOCPAL
DOCUMENTACIÓN
SOBRE POBLACIÓN EN
AMÉRICA LATINA

San José, Costa Rica

Investigación financiada por el Programa de
Cooperación e Intercambio CELADE-CANADA

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

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

ARGENTINA
1966-1967

Hugo Beha
Alicia Maguid

Centro Latinoamericano de Demografía
CELADE - San José

Serie A. No. 1039
Setiembre de 1978

SUMMARY

1. In this study, the probability of dying between birth and exact age two in Argentina is estimated by use of the Brass-Sullivan method on the basis of the 1970 population census. The estimates obtained refer approximately to the period 1965-1966; variations according to geographical, educational and "social class" indicators are considered.
2. The risk of dying of a new-born child during first two years of life is estimated as 58 per 1 000 births. This is a relatively low mortality rate for the Latin American region, although it is 5-6 times higher than the rate of Sweden.
3. There is a wide variation in the level of mortality among provinces. Capital Federal has the lowest rate (36 per 1 000), and the province of Jujuy the highest (136 per 1 000) (table 5). The regions exposed to the highest mortality are Northwest, Comahue-Patagonia, and North-east (table 6).
4. The level of education of the mothers - considered as an index of standard of living - is shown to be the main determinant of early child mortality (table 9). There is a linear increase of mortality from 26 per 1 000 for children born by women with 10 years of education and more, up to 96 per 1 000 in those born by women without formal education. Geographical variations in mortality are partly explained by educational differences among regions.
5. Mortality differentials by a classification of "social class" based on occupation confirm the differences by education. The range of mortality is from 28 per 1 000 in the highest social class to 74 per 1 000 among peasant farmers and agricultural labourers (table 11).
6. Using the available independent variables, five strata of population are defined according to mortality under two years of age. The core of the epidemiologic and demographic problem of that mortality in Argentina consists largely of

children of illiterate and semi-illiterate women, no matter what geographical region they live in, and children of mothers with little education living in regions other the Federal Capital and Pampeana Region. 30 per cent of women aged 15 to 49 years belong to this disadvantaged group, but it is estimated that 46 per cent of all births occur to those women, and that these births produce 63 per cent of all deaths under two years of age.

7. The situation of early child mortality in Argentina described in this study is in general related to the features of development of the country and differentials of development among regions. The persistence of high mortality in the population of low socio-economic status, and the levelling off of the decline in infant mortality observed towards 1970, emphasize the need to overcome the structural determinants of mortality and to improve the healths system, so as to ensure that the populations exposed to the highest risks should have priority in the process of development.

8. The Brass method, applied to the 1970 population census data, has provided a more complete knowledge than has been available up till now of early child mortality in Argentina. The need to improve the quality of the basic data in the next population census, and to exploit fully the analitical potentialities of the method as demostrated by the present paper, are emphasized.

*
* *

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

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

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

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

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

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

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

PRESENTACION

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

INDICE

	Página
Summary.....	v
Presentación.....	ix
I. EL PROBLEMA EN ESTUDIO: DEFINICION E IMPORTANCIA.....	1
II. METODOS Y MATERIAL DE ESTUDIO.....	5
El método de Brass para la estimación retrospectiva de la mortalidad.....	5
El método de Sullivan.....	7
Suavizamiento de las estimaciones.....	8
Selección del valor ${}_2q_0$ para el análisis descriptivo de la mortalidad.....	8
Los datos básicos censales.....	9
Variables geográficas.....	10
Nivel de instrucción de la mujer.....	11
Variable nivel socio-económico.....	14
III. EVALUACION DE LAS ESTIMACIONES DE MORTALIDAD.....	15
IV. LA MORTALIDAD EN LOS PRIMEROS DOS AÑOS DE VIDA.....	21
Mortalidad en el menor de dos años: total del país.....	21
Mortalidad en el menor de dos años por divisiones geográficas.....	21
Mortalidad en el menor de dos años y nivel de educación de la mujer.....	36
Mortalidad en el menor de dos años por "clase social"....	39
Mortalidad en el menor de dos años por regiones geográficas y nivel de educación de la mujer.....	43
Estratos de población según el nivel de la mortalidad en el menor de dos años.....	43
V. ALGUNOS COMENTARIOS SOBRE LOS RESULTADOS DE LA INVESTIGACION.....	49

	Página
RESUMEN.....	53
ANEXOS:	
1. Ejemplo de aplicación de los métodos para estimar la mortalidad en la niñez a partir de la proporción de hijos fallecidos - Total del país.....	55
2. Método para comparar las estimaciones de $2q_0$ con datos originados de las estadísticas vitales.....	61
3. Método utilizado para estimar los nacidos vivos y las defunciones en los estratos definidos por la mortalidad en los primeros años de vida.....	67
4. Clasificación de la población económicamente activa en "clases sociales".....	73

INDICE DE CUADROS Y GRAFICOS

Cuadro:

1. Tasas de mortalidad infantil y en la edad 1-4 años en Argentina y Suecia, 1970-1972.....	2
2. Distribución de la población según regiones y provincias, Argentina, 1970.....	12
3. Población femenina de 20 a 34 años, según nivel de instrucción, Argentina, 1970.....	14
4. Probabilidad de morir entre el nacimiento y los dos años de edad en países seleccionados en el período 1965-1972.....	22
5. Probabilidad de morir entre el nacimiento y los dos años de edad por provincias.....	23
6. Comparación de la probabilidad de morir antes de cumplir los dos años, a partir del nacimiento y población expuesta al riesgo por regiones, Argentina, 1965-1966.....	24
7. Tasas de mortalidad infantil, total del país y por regiones geográficas, Argentina, 1944-1966.....	29

Cuadro:	Página
8. Indicadores socio-económicos de regiones geográficas, Argentina, 1970.....	32
9. Probabilidad de morir entre el nacimiento y los dos años de edad, por nivel de instrucción de la mujer, Argentina, 1965-1966.....	37
10. Probabilidad de morir entre el nacimiento y los dos años de edad, según nivel de instrucción de la madre, países latinoamericanos seleccionados, 1966-1970.....	40
11. Probabilidad de morir entre el nacimiento y los dos años de edad, según "clase social" del jefe de hogar. Argentina, 1965-1966.....	41
12. Probabilidad de morir entre el nacimiento y los dos años de edad según regiones geográficas y nivel de instrucción de la mujer, Argentina, 1965-1966.....	44
13. Estratos de población según la mortalidad del menor de dos años, Argentina, 1965-1966.....	47
14. Indicadores sobre el sistema de salud, Argentina, 1970...	52

Gráficos:

1. Probabilidades $q(2)$, $q(3)$ y $q(5)$, observadas y suavizadas Argentina, 1965-1966.....	17
2. Probabilidades $q(2)$, $q(3)$ y $q(5)$ de la tabla de mortalidad de Argentina 1960 y valores equivalentes ajustados a las tablas modelo de Coale-Demeny.....	19
3. Probabilidad de morir entre el nacimiento y los dos años de edad por regiones geográficas y provincias, Argentina, 1965-1966.....	25
4. Mapa República Argentina con regiones marcadas y provincias.....	26
5. Tendencias de la probabilidad de morir entre el nacimiento y los dos años de edad, Argentina 1914-1916 a 1965-1966.....	28
6. Tasas de mortalidad infantil (promedios móviles quinquenales), por regiones, Argentina, 1946-1964.....	30

Gráfico:	Página
7. Probabilidades de morir entre el nacimiento y los dos años de edad, según nivel de instrucción de la mujer, países - latinoamericanos seleccionados, 1966-1971.....	38
8. Probabilidades de morir entre en nacimiento y los dos años de edad, según años de educación de la mujer por regiones geográficas, Argentina, 1965-1966.....	45

*
* *

I. EL PROBLEMA EN ESTUDIO: DEFINICION E IMPORTANCIA

A pesar de la reducción de la mortalidad en los primeros años de la vida observada en muchos países de América Latina, ella sigue siendo alta en comparación con las tasas alcanzadas por los países más desarrollados.

La Organización Panamericana de la Salud estimó en 1968 ^{1/} que se habría evitado el 76 por ciento de 1 006 000 muertes de menores de cinco años registradas en América Latina si en ella se hubieran alcanzado las tasas de mortalidad que existían ese año en los Estados Unidos. Por otra parte, la III Reunión de Ministros de Salud de las Américas ^{2/} señala en 1972 que los progresos en materia de salud materno-infantil han sido parciales en la última década. El informe indica que las causas de defunción en la niñez son comúnmente reducibles, destacando como factores determinantes "el reducido ingreso nacional y su distorsionada distribución entre las familias" y el alcance limitado, discontinuo y de eficiencia restringida de los servicios de salud materno-infantil.

La tasa de mortalidad infantil ha tenido un significativo descenso en la Argentina en el presente siglo. De acuerdo a estimaciones derivadas de tablas de vida, esta tasa alcanza 116,1 por mil nacidos vivos en 1913-1915 ^{3/} y desciende a 71.4 por mil en 1946-1948. ^{4/} El curso de esta

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

^{2/} Organización Panamericana de la Salud, III Reunión Especial de Ministros de Salud de las Américas, documento oficial No. 123, setiembre, 1973.

^{3/} Somoza, J., La mortalidad en la Argentina entre 1869 y 1960, Centro de Investigaciones Sociales Torcuato di Tella y CELADE, Editorial del Instituto, 1971.

^{4/} Camisa, Z., Tabla abreviada de mortalidad República Argentina 1946-1948, CELADE Serie C.19, 1964.

mortalidad (tasas promedios móviles quinquenales) para el período 1946-1964 se presenta en el gráfico 6 y cuadro 7 (véase páginas 29 y 30). Se observa que en la primera mitad de este lapso hay un descenso mantenido que promedia anualmente 1.7 puntos por mil. A partir de 1955 esta evolución favorable se modera y el descenso anual es inferior al 0.5 por mil anual en promedio. La última tasa conocida ^{5/} es 58.9 por mil en 1970.

Confirmando la evolución desfavorable en años recientes, Accinelli y Muller ^{6/} sostienen que entre 1960 y 1970 la esperanza de vida al nacimiento ha experimentado un discreto descenso de 0.78 años. Arruñada, Rothman y Segré ^{7/} han descrito que la tasa de mortalidad infantil subió de 31 a 36 por mil en la Capital Federal entre 1962 y 1970, hecho que es significativo porque esta es una zona privilegiada respecto a la disponibilidad de servicios de salud.

Estos hechos tienen especial trascendencia si se compara el nivel de esta mortalidad en Argentina con la de otros países. En la América Latina, la Argentina se sitúa entre los países de relativamente baja mortalidad. Pero la comparación con Suecia, que se presenta en el cuadro 1, señala que en la Argentina persisten excesos de mortalidad en los primeros cinco años de vida que son de magnitud, sobre todo en la tasa de mortalidad infantil tardía.

Cuadro 1.

TASAS DE MORTALIDAD INFANTIL Y EN LA EDAD 1-4 AÑOS EN ARGENTINA Y SUECIA, 1970 - 1972

Países	Tasas de mortalidad (por mil)			
	Infantil	Neonatal	Inf. tardía	1-4 años
Argentina, 1970.....	58.9	24.5	34.4	1.7
Suecia, 1972.....	10.8	8.7	2.1	0.5
Mortalidad Argentina / Suecia.....	5.4	2.8	16.4	3.4

Fuente: Naciones Unidas, Anuario Demográfico, 1973.

^{5/} Naciones Unidas, Anuario Demográfico 1974.

^{6/} Accinelli, M., y Muller, M., Un hecho inquietante: la evolución reciente de la mortalidad en la Argentina. CENEP, 1977 (inédito).

^{7/} Arruñada, M., Rothman, A.M., y Segré, M., Diferenciales socio-económicos de la mortalidad infantil. Argentina, 1977 (inédito).

Esta situación muestra la necesidad de un mayor conocimiento de mortalidad en los primeros años de vida, con el fin de identificar los grupos que están expuestos a mayores riesgos y los factores que los determinan, con el propósito de orientar las medidas tendientes a reducir una mortalidad que es evitable.

Frente a esta necesidad, en la mayoría de los países en desarrollo existe a menudo una contradictoria escasez de información estadística actual y confiable. La Argentina tiene un registro de hechos vitales que en general se acepta como satisfactorio pero que, según la información disponible, ha experimentado un deterioro en años recientes. De acuerdo a Pantelides ^{8/}, hay una falta de actualización en las publicaciones recientes que, además, tienen datos incompletos en varias provincias. Hay también un cambio en el criterio en la definición de nacimientos ocurridos. Hasta 1964 se publicaron los nacimientos registrados anualmente, incluyendo las estadísticas tardías. A partir de 1965 se presentan los nacimientos ocurridos en el año y los inscritos hasta abril del año siguiente, con lo cual el número de nacimientos oficiales disminuyó. Desde 1966 se publican dos series: nacimientos ocurridos y nacimientos registrados; esta última serie tiene un aumento considerable a contar de 1969, en relación con una amnistía de inscripción. Camisa ^{9/} estima el subregistro de nacimientos en 1942-1947 en 3.4 por ciento y acepta una omisión de 2.5 por ciento para los años ulteriores, hasta 1960. Recchini ^{10/} obtiene factores de corrección por provincias para 1945 que superan el 10 por ciento, para hombres, en Chaco, La Rioja, San Luis y Santiago del Estero; la omisión es cercana o superior al 20 por ciento para mujeres en Corrientes, Chaco, La Rioja y Santiago del Estero. Por otra parte, la definición de nacimiento ocurrido en un año es variable entre provincias.

En cuanto a las defunciones, Somoza ^{11/} estima la omisión de registro con respecto a las estimadas en 3.4 por ciento para 1960. En su estudio excluye las siguientes provincias por considerar que tienen omisiones serias, basado en la comparación de las tasas con indicadores socio-económicos: Catamarca, Corrientes, Chaco, Chubut, Formosa, La Pampa, La Rioja, Misiones, Neuquén, Río Negro, San Luis, Santa Cruz, Santiago del Estero y Tierra del Fuego.

^{8/} Pantelides, E., Los datos para el estudio de la fecundidad en la Argentina. Serie de investigaciones demográficas No. 2, Instituto Nacional de Estadística y Censos, Argentina, 1974.

^{9/} Camisa, Z., "Tabla abreviada...", op.cit.

^{10/} Recchini, Z., República Argentina. Corrección de la serie anual de nacimientos registrados por sexo y jurisdicción 1911-1947, Instituto Torcuato di Tella. Publicación No. 1 de serie Datos y análisis demográficos de la República de Argentina, 1967.

^{11/} Somoza, J., "La mortalidad en la Argentina...", op.cit.

Dadas estas limitaciones relativas del sistema de registro para obtener información sobre la mortalidad en los primeros años de vida, se comprende el interés de los métodos que derivan estimaciones usando otras fuentes de información. Uno de estos métodos fue elaborado por Brass y divulgado por CELADE en un seminario metodológico realizado en 1971^{12/}. El método, que se explica más adelante, obtiene estimaciones de la mortalidad basadas en la proporción de hijos fallecidos sobre el total de hijos tenidos, según se declaran por las mujeres en censos o encuestas.

El método hace posible el estudio de la mortalidad temprana por variables geográficas (divisiones administrativas, población urbana y rural) y, lo que es más importante, permite analizar diferenciales asociados a variables económicas, sociales y culturales, utilizando la información que el censo proporciona sobre la mujer y sobre el hogar censal. Y estos últimos diferenciales, como se sabe, son los más importantes en la mortalidad de los primeros años de la vida. Aunque el método tiene limitaciones, hay razones para pensar que sus resultados son aceptables en general.

En la presente investigación se estudia mediante el método de Brass (variante Sullivan) la probabilidad de morir en los primeros dos años de vida en la Argentina, tomando como base los datos del censo de población de 1970. Se describe el nivel de esta mortalidad por divisiones geográficas, así como por el nivel de educación de la mujer y la condición socioeconómica del hogar. De este modo se identifican y cuantifican diversas subpoblaciones expuestas a distintos riesgos de morir en esa edad. Este panorama demográfico y epidemiológico se relaciona con los indicadores de nivel de vida que hay disponibles y se analizan las principales consecuencias que tienen los resultados del estudio para la situación demográfica y de salud en el país.

Este estudio es una continuación y expansión del trabajo hecho por Schkolnik^{13/} sobre este tema, utilizando la misma información básica.

^{12/} Brass, W., Seminario sobre métodos para medir variables demográficas, (fecundidad y mortalidad) CELADE, Serie DS. No. 9, San José, Costa Rica, 1973.

^{13/} Schkolnik, S., Mortalidad infantil en la Argentina. Serie de investigaciones demográficas No. 3. Instituto Nacional de Estadística y Censos, Argentina, 1975.

II. METODOS Y MATERIAL DE ESTUDIO

El método de Brass para la estimación retrospectiva de la mortalidad

El método de Brass ^{14,15/} 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_x la proporción de hijos fallecidos sobre el total de hijos nacidos vivos de mujeres del grupo quinquenal de edades x ($x=1$ para el grupo 15-19 años; $x=2$ para el grupo 20-24 años, etc.). Brass mostró que, cuando se cumplen determinadas condiciones, existe la siguiente correspondencia aproximada:

$$D_1 \approx 1q_0 \quad D_2 \approx 2q_0 \quad D_3 \approx 3q_0 \quad D_4 \approx 5q_0$$

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

^{15/} Brass, W. y Coale, A., The Demography of Tropical Africa, Princeton University Press, 1968. Re-
producido en Métodos de análisis y estimación, CELADE, Serie D. No. 63, 1970.

Esta correspondencia indica que la proporción de hijos fallecidos puede utilizarse para estimar determinadas probabilidades de morir, con algunas modificaciones. Para este fin, Brass calculó una serie de coeficientes (K_x) que permiten la estimación de ${}_xq_0$ mediante la relación:

$${}_xq_0 = K_x \cdot D_x$$

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

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

- a) La fecundidad y la mortalidad han permanecido invariables en años recientes (para fines prácticos, aproximadamente en los últimos 10-15 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 son muy diferentes de la estructura de los modelos utilizados en el cálculo de las tablas que se emplean para obtener las estimaciones.

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

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

Estas estimaciones de la mortalidad se refieren, por la naturaleza retrospectiva del método, a un pasado reciente y no al momento de la encuesta o censo. El presente estudio, habiéndose realizado el censo en 1970, se refieren aproximadamente a los años 1965-1966. Sin embargo, cuando la mortalidad en los primeros dos años de vida es estable en un lapso precedente al censo (como es el caso, aparentemente, en el total del país), la estimación puede considerarse representativa del nivel promedio del mismo período.

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 mortalidad de Coale-Demeny ^{17/}. Obtuvo 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 seleccione. Los métodos de Brass y de Sullivan dan en la práctica resultados casi idénticos. La principal ventaja del método de Sullivan, que es el utilizado en el estudio, radica en que es más simple de usar y ligeramente más flexible, pues permite usar diferentes modelos de mortalidad.

^{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, march, 1972.

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

Para hacer la selección del modelo de Coale-Demeny más apropiado para la Argentina, se compararon los cuatro modelos con la tabla de vida del país para 1959-1961. La comparación mostró que, salvo para el Modelo Norte, todos los otros guardaban una similitud aceptable. Se utilizó el modelo Oeste que, según Sullivan, es el que conduce a un menor error cuando no se conoce la verdadera estructura de la mortalidad en la población estudiada. Y ello porque se utilizan variados subgrupos de análisis (por educación, nivel socio-económico, etc.) en los cuales pudiera acontecer que la estructura de la mortalidad fuera diferente de la del total del país.

Suavizamiento de las estimaciones

Debido a errores en los datos básicos y a errores de muestreo, no siempre las estimaciones de ${}_xq_0$ se ordenan en forma creciente a medida que la edad del niño aumenta, como debiera esperarse, por lo que ha sido necesario corregir los datos observados. Con este fin, para cada ${}_xq_0$ observada 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 ${}_2q_0$ correspondientes a este nivel promedio como la mejor estimación posible.

En el anexo 1 se presentan ejemplos de aplicación del método de Sullivan y del suavizamiento de las estimaciones para el total del país.

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, a partir del nacimiento, antes de cumplir la edad exacta de dos años. 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. Por otra parte, incluye la mortalidad en el segundo año de vida que, es especialmente sensible a las variaciones del nivel de vida.

En el análisis se ha descartado las estimaciones de ${}_2q_0$ que se basan en subgrupos de menos de 150 hijos tenidos por las mujeres de 20 - 24 años de edad, que se consideran estimaciones expuestas a un error de muestreo excesivo.

Los datos básicos censales

El estudio se basa en una muestra aleatoria (sistemática) oficial del 2 por ciento tomada del censo nacional de población de la República Argentina que se realizó en setiembre de 1970. En cuanto a la calidad de este censo, sólo se dispone de la evaluación de la exactitud de la declaración de la edad, evaluación que es satisfactoria (índice de Myers 1.7; Whipple 103.9; Naciones Unidas 10.4) ^{18/}.

Los datos censales utilizados se originan de las siguientes preguntas formuladas a todas las mujeres de 12 años y más: ¿Cuántos hijos nacidos vivos ha tenido?. De ellos ¿Cuántos están actualmente vivos? ¿Cuántos han muerto?.

Pantelides, en el estudio ya citado, evalúa como confiables los datos referidos a los nacidos vivos basándose por un lado en la coherencia entre los nacimientos estimados sobre datos censales y la tendencia observada en los registros y, por otro, en la regularidad que presenta la estructura de las tasas de fecundidad por edades. Sin embargo, el porcentaje de omisión en la declaración de estas preguntas es 17.4 por ciento en las mujeres entre 20 y 34 años. La proporción es mayor en las solteras (32.6), reduciéndose hasta cerca de un 9 por ciento en las casadas, unidas y divorciadas. La omisión es más alta en las mujeres con más de 8 años de estudios (20.4 por ciento) y en el grupo de edad 20-24 años (24.7 por ciento). También lo es en las provincias: Buenos Aires, Catamarca, Río Negro, Santiago del Estero y Tucumán, en las cuales alcanza alrededor del 20 por ciento.

^{18/} Ortega, A., Evaluación del censo de 1973 y proyección de la población por sexo y grupos de edades 1950-2000. Dirección General de Estadística y Censos (Costa Rica) y CELADE, junio, 1976.

No es posible determinar con exactitud el efecto de esta omisión en las respectivas estimaciones de la mortalidad; sólo cabe considerar este hecho como una razón más para interpretar con la debida reserva los resultados y dar importancia sólo a contrastes de la mortalidad que sean mantenidos y de cierta magnitud. La declaración incompleta de hijos tenidos afecta también al cociente de paridez que se utilizan en las regresiones de Sullivan. En otros estudios en que este factor de error ha sido estudiado se mostró que generaba alteraciones de escasa significación en las estimaciones de mortalidad.

Variables geográficas

La división administrativa mayor en la Argentina es la provincia. El país tiene 22 provincias, la Capital Federal y el territorio nacional de Tierra del Fuego. No se pudo estimar la probabilidad de morir entre el nacimiento y los dos años en siete de estas divisiones, debido a que el tamaño de la muestra no cubría el requisito de un mínimo de 150 hijos tenidos que se había especificado. Con el propósito de obtener un panorama global de la mortalidad en estudio se agruparon las provincias en seis regiones basándose fundamentalmente en dos criterios: proximidad geográfica y homogeneidad interna en cuanto a características socioeconómicas y a los niveles de mortalidad estimados.

La agrupación utilizada comprende las siguientes provincias:

- REGION METROPOLITANA:** Capital Federal y Partidos del Gran Buenos Aires.
- REGION PANPEANA** : Resto de la Provincia de Buenos Aires, Entre Ríos, Santa Fé, Córdoba y La Pampa.
- REGION CUYO** : Mendoza, San Juan y San Luis.
- REGION NORDESTE** : Corrientes, Misiones, Chaco y Formosa.
- REGION COMAHUE - PATAGONIA** : Río Negro, Neuquén, Chubut, Santa Cruz y Tierra del Fuego.
- REGION NOROESTE** : Santiago del Estero, Catamarca, Tucumán, La Rioja, Salta y Jujuy.

En Argentina hay marcadas diferencias regionales socio-económicas que reflejan su dispar desarrollo histórico. Si bien las regiones utilizadas en el estudio presentan contrastes entre sí, están lejos de representar una forma adecuada de dividir el país ya que, por un lado, no respetan la continuidad de las condiciones socio-económicas de zonas adyacentes y, por otro, no son totalmente homogéneas en su interior. Por ello el análisis se ha extendido a las provincias toda vez que ha sido posible, dado que es el mayor nivel de desagregación disponible.

La distribución de la población censada de acuerdo a estas variables se muestra en el cuadro 2, resaltando el alto grado de concentración demográfica en la región Metropolitana y Pampeana, en las que residen más del 70 por ciento de los habitantes de la Argentina.

Nivel de instrucción de la mujer

Hay una extensa evidencia que muestra la estrecha relación que existe entre la mortalidad en los primeros años de vida (en especial, la mortalidad infantil) y las condiciones de vida de la población. El concepto de nivel de vida es complejo y aunque haya sido subdividido en componentes (vivienda, ingreso económico, educación, etc.), cada uno de ellos es de difícil cuantificación en estudios de comunidades. Sus relaciones con la mortalidad son múltiples y sujetas a variadas interacciones. El estudio de este complejo multicausal se dificulta en estudios de población por el carácter burdo de los indicadores habitualmente disponibles y las restricciones teóricas del análisis multivariado ^{19/}. Por otra parte -y esto es lo más importante- los componentes del nivel de vida son variables intermedias en su relación con la mortalidad, y están a su vez determinados en última instancia por factores históricos y estructurales de cada sociedad en particular. A pesar de estas dificultades, el estudio de los diferenciales de la mortalidad temprana según variables sociales, económicas y culturales es de singular importancia porque son los más marcados y los que tienen mayor poder explicativo del nivel y curso de la mortalidad.

^{19/} Benjamin, B., Social and Economic Factors Affecting Mortality. Mouton and Co., The Hague-Paris, 1965

Cuadro 2.
DISTRIBUCION DE LA POBLACION SEGUN REGIONES Y PROVINCIAS,
ARGENTINA, 1970

Regiones y provincias	Población (en miles)	
	Números absolutos	Porcentaje
TOTAL.....	23 286	100.0
METROPOLITANA.....	8 223	35.3
Capital Federal.....	2 892	12.4
Partidos Gran Buenos Aires...	5 331	22.9
PAMPEANA.....	8 597	36.9
Resto Provincia Buenos Aires.	3 406	14.6
Córdoba.....	2 083	8.9
Entre Ríos.....	820	3.5
Santa Fé.....	2 118	9.2
La Pampa.....	170	0.7
CUYO.....	1 542	6.6
Mendoza.....	968	4.1
San Juan.....	393	1.7
San Luis.....	181	0.8
NORDESTE.....	1 810	7.8
Corrientes.....	573	2.5
Misiones.....	445	1.9
Chaco.....	561	2.4
Formosa.....	231	1.0
COMAHUE-PATAGONIA.....	712	3.1
Río Negro.....	262	1.1
Neuquén.....	163	0.7
Chubut.....	193	0.8
Santa Cruz.....	82	0.4
Tierra del Fuego.....	12	0.1
NOROESTE.....	2 402	10.3
Santiago del Estero.....	520	2.2
Catamarca.....	173	0.7
La Rioja.....	137	0.6
Tucumán.....	766	3.3
Salta.....	504	2.2
Jujuy.....	302	1.3

Fuente: Censo Nacional de Población 1970. Resultados obtenidos por muestra. Instituto Nacional de Estadística y Censos, Argentina.

Dentro de las posibilidades ofrecidas por la información censal, se ha seleccionado en este estudio la variable años de estudios aprobados por la mujer. Numerosos estudios ^{20,21/} han mostrado que, aunque esta variable no expresa todo el efecto de la clase social sobre la mortalidad, es un indicador aceptable de las condiciones socio-económicas. Desde otro punto de vista, la educación de la madre tiene estrecha relación con el cuidado prestado al niño, el que está determinado, entre otros factores, por las creencias, valores, actitudes y conductas de la madre sobre la salud y la enfermedad de su hijo.

La escala de años formales de educación completa por la mujer es la siguiente:

<u>Años de instrucción</u>	<u>Características del grupo</u>
Ninguno	Corresponde en general a la condición de analfabeta
1 - 3	Educación primaria muy incompleta. El promedio de años de estudio del grupo es 2.4 años y el 53 por ciento de las mujeres completan el tercer año.
4 - 6	Educación primaria incompleta, con un promedio de 4.8 años de estudio. Solo 23 por ciento de las mujeres han aprobado el sexto grado.
7 - 9	87 por ciento de las mujeres del grupo completaron su educación primaria (7 años); el resto alcanzó una educación media muy incompleta.
10 y más	Educación media completa o casi completa, o bien educación superior.

La distribución de las mujeres de 20-34 años, utilizadas en el estudio, por su nivel de educación se presenta en el cuadro 3, que muestra que este nivel es relativamente alto para Latino América, de tal modo que cerca de dos terceras partes de esta población femenina ha completado su educación primaria o alcanzado niveles superiores.

^{19/} Kitagawa, E., y Hausser, B., Differential Mortality in the United States: A Study of Socioeconomic Epidemiology, Harvard University, 1973.

^{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.

Cuadro 3.
POBLACION FEMENINA DE 20 A 34 AÑOS SEGUN NIVEL DE INSTRUCCION,
ARGENTINA, 1970

Años de instrucción	Mujeres de 20-34 años de edad ^{a/}	
	Población	Porcentaje
TOTAL	42 255	100.0
Ninguno	2 080	4.9
1 - 3	5 677	13.4
4 - 6	7 814	18.5
7 - 9	16 448	39.0
10 y más	10 236	24.2

^{a/} Con declaración de hijos tenidos e hijos sobrevivientes y de nivel de instrucción.
Muestra censal OñUECE.

Variable nivel socio-económico

La variable más decisiva en el estudio de la mortalidad temprana es la clase social, que depende de la forma en que el individuo se inserta en el proceso productivo. Los datos recogidos en los censos de población no incluyen aquellos que hacen posible la aplicación de este criterio, como lo han mostrado Ipola y Torrado ^{22/}. A pesar de ello y considerando la importancia de esta variable, se ha hecho un esfuerzo de clasificación considerando la ocupación y la categoría ocupacional declarada en el censo.

Se utilizaron para hacerla los datos del jefe del hogar, puesto que la mayoría de las mujeres no pertenecen a la población económicamente activa. Se considera que la clasificación del jefe de hogar define probablemente la condición socio-económica del grupo familiar. Se excluyeron los hogares en los que el jefe no era económicamente activo y aquellos en que los datos (particularmente el grupo llamado trabajador por cuenta propia) impiden hacer una clasificación adecuada (37.4 por ciento de los jefes de hogar).

El detalle de la clasificación se da en el anexo 4 y las características generales de cada categoría se comentan en el análisis de la mortalidad temprana por la variable "clase social" en capítulo IV.

^{22/} Ipola, E., y Torrado, S., Teoría y método para el estudio de la estructura de clases sociales. Programa de actividades conjuntas CELADE-ELAS. Santiago, Chile, 1976.

III. EVALUACION DE LAS ESTIMACIONES DE MORTALIDAD

Considerando las reservas que se han hecho anteriormente sobre las estimaciones de la mortalidad temprana, dependientes del método y de las deficiencias de los datos básicos, se procedió a evaluar los resultados con diversos criterios independientes entre sí.

A continuación se compara la probabilidad de morir entre 0 y 2 años deducida de las estadísticas vitales con la estimación del estudio. El método se detalla en el anexo 2; los nacimientos para 1965 y 1966 han sido corregidos por omisión tal como se explica en el mismo anexo.

	Estadísticas vitales	Estimación del estudio
2q_0 para nacidos en 1956	61.7 por mil	
2q_0 para nacidos en 1966	57.4 " "	
Promedio.....	59.6 " "	57.9 por mil
Presunta subestimación en el estudio.....		$\frac{59.6 - 57.9}{59.6} \cdot 100 = 2.8\%$

Para explicar una subestimación en el método retrospectivo de Brass, en general se piensa que, al responder la pregunta sobre hijos tenidos y sobrevivientes, las mujeres tienden a olvidar la declaración completa de hijos fallecidos, sobre todo en las edades mayores, cuando el período de referencia es más amplio. Para investigar este punto se presentan en el gráfico 1 las series de $q(x)$ para diferentes grupos de análisis. Estos valores debieran ser monotonamente crecientes, porque a medida que crece la edad de la mujer los hijos han estado expuestos por mayor tiempo al riesgo de morir, y también porque en edades mayores el período de referencia cubre un lapso en el cual la mortalidad en la niñez ha sido habitualmente más elevada. Se observa, que $q(2)$ tiende a ser mayor que $q(3)$ en la mayoría de las series, y a veces e incluso a $q(5)$. En estudios similares hechos en otros países de la América Latina se han encontrado frecuentes irregularidades en estas series, pero nunca con el carácter sistemático que tiene en Argentina.

Parece difícil aceptar que haya un olvido tan marcado y sistemático en la declaración de hijos fallecidos de las mujeres de 25-29 años respecto a las de 20-24 años, como para explicar las diferencias entre $q(3)$ y $q(2)$, respectivamente. Por otra parte, hemos hecho notar que precisamente en las mujeres de 20-24 años es más frecuente la omisión del dato sobre hijos tenidos y sobrevivientes. Podría argumentarse que los hijos de las mujeres sin declaración tienen una mortalidad diferente que aquéllos de las mujeres con información, pero sucede que no se encontró relación entre el grado de omisión y las irregularidades descritas.

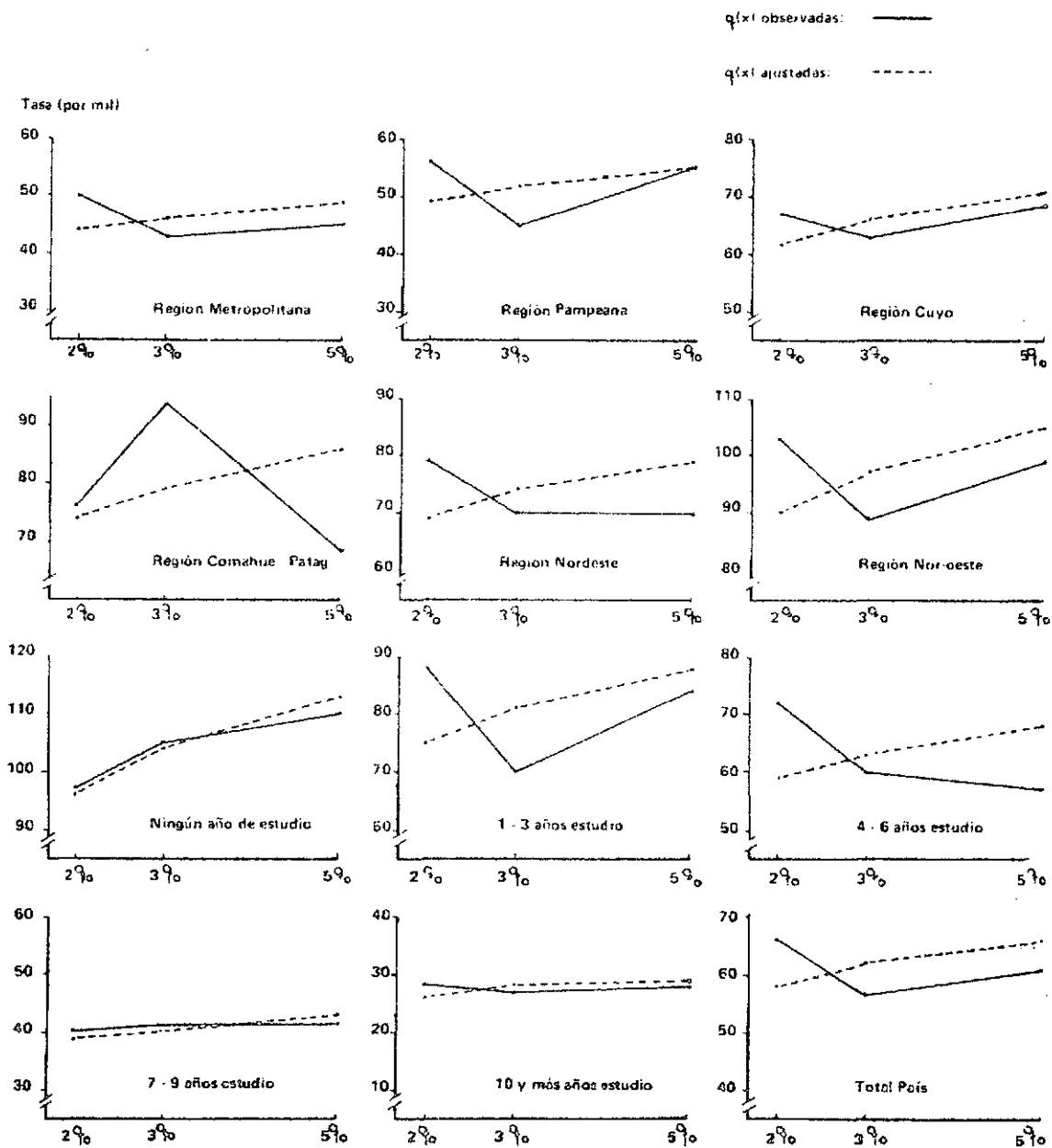
El método de suavizamiento de los tres valores $q(x)$ observados concede implícitamente a cada uno de ellos igual confiabilidad. Schkolnik^{23/}, en el estudio de mortalidad infantil de Argentina realizado con el método de Brass y el mismo censo, utilizó solamente el valor $q(2)$, basándose en que era el que coincidía mejor con las estimaciones derivadas de estadísticas vitales. Con este valor estimó $q(1)$ usando un ajuste por logitos a una tabla de mortalidad especialmente construida para 1962-1963. Esto la llevó a estimar una tasa de mortalidad infantil de 60 por mil.

A continuación se dan dos estimaciones de la tasa de mortalidad infantil para Argentina 1965-1966 calculadas con datos de estadísticas vitales: (a) con nacimientos registrados y (b) con nacimientos corregidos (véase anexo 2). Estas se compararon con las que se obtienen con Sullivan y el modelo Oeste de Coale-Demeny, utilizando (c) el promedio de los niveles definidos por $q(2)$, $q(3)$ y $q(5)$; y (d) el nivel correspondiente sólo al $q(2)$ observado.

^{23/} Schkolnik, S., "Mortalidad infantil...", op.cit.

GRAFICO No. 1

PROBABILIDADES $q(2)$, $q(3)$, Y $q(5)$, OBSERVADAS Y SUAVIZADAS, ARGENTINA, 1965-1966



		Tasa de mortalidad infantil (por mil)
Estadísticas vitales	(a) nacimientos registrados	55.2
	(b) nacimientos corregidos	52.7
Sullivan y modelo Oeste de Coale-Demeny	(c) promedio niveles $q(x)$	51.4
	(d) nivel definido por $q(2)$	59.1

La tasa basada en nacimientos no corregidos es máxima, porque estos no incluyen las inscripciones tardías en esos años (si se acepta además que el registro de defunciones es completo). La corrección de nacimientos es equivalente a una omisión de 3.8 por ciento. La estimación de la tasa debe encontrarse, según estos, entre 52 y 55 por mil nacidos vivos. Se ve que la estimación derivada del método empleado en este estudio está muy discretamente por debajo. Si se utiliza solamente el valor observado para $q(2)$, de acuerdo a los datos disponibles, se estaría sobreestimando la mortalidad.

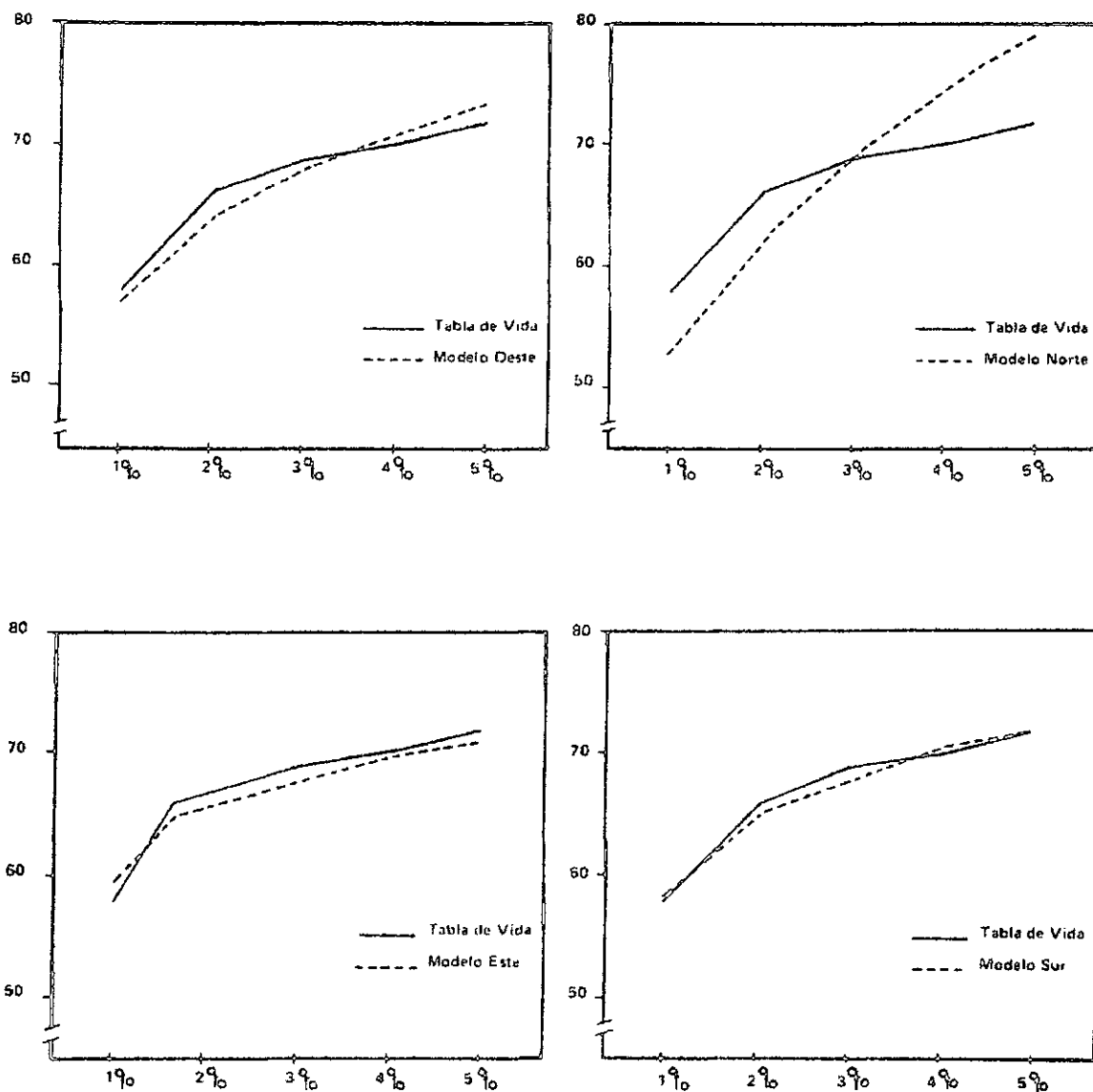
Por otra parte, si se acepta el valor observado $q(2)$ sin ajustar, que es 64 por mil en 1965-1966, y considerando que esta mortalidad era 65.6 por mil en la tabla de mortalidad de 1959-1961, habría que concluir que el riesgo se ha mantenido estable en este período. Esto es posible, pero requeriría mayor información.

Hay otro factor que puede explicar que el método empleado tenga una tendencia a subestimar la mortalidad. En el gráfico 2, se observa que las tablas modelo de Coale-Demeny, incluyendo el modelo Oeste usado en el suavizamiento de $q(x)$ en este estudio, tienden a dar valores ajustados de $q(2)$ menores que el de la tabla de mortalidad para la Argentina 1969-1971.

En resumen, hay razones para pensar que las estimaciones de la mortalidad para el menor de dos años que se usan en el presente estudio tienen una discreta tendencia a subestimar el nivel real de la mortalidad. Con el fin de dar una especie de límites entre los que se pudieran encontrar los valores reales, se agrega en los cuadros, entre paréntesis, el valor $q(2)$ observado, sin mayor suavizamiento, el cual se supone que, por el contrario, tiende a sobreestimar la mortalidad. Como se podrá observar, los contrastes entre diferentes grupos de análisis son similares en ambas series de probabilidades, indicando que aunque el método tenga algún error en determinar el exacto nivel de la mortalidad, los contrastes que se describen son efectivos.

GRAFICO No. 2

PROBABILIDADES $q(2)$, $q(3)$ Y $q(5)$ DE LA TABLA DE MORTALIDAD DE ARGENTINA 1960
Y VALORES EQUIVALENTES AJUSTADOS A LAS TABLAS MODELO DE COALE-DEMENY



Fuentes: *Tabla de vida de Argentina 1959-61*, Camias, Zuima, *Op. cit.*
Coale y Demsey, *Regional Model Life Tables and Stable Population*,
Princeton University Press, New Jersey, 1966.

IV. LA MORTALIDAD EN LOS PRIMEROS DOS AÑOS DE VIDA

La mortalidad en el menor de dos años: total del país

De acuerdo con la información obtenida en el censo de población de 1970, la probabilidad de morir entre el nacimiento y los dos años de edad en Argentina se estima en 58 por mil nacidos vivos, aproximadamente para los años 1965-1966. Como se ha explicado en el capítulo anterior, es posible que el método empleado y las deficiencias de los datos básicos lleven a subestimar el verdadero nivel de esta mortalidad. El valor observado (sin suavizar) es 66 por mil.

En el cuadro 4 se compara el riesgo de morir en esta edad con la de otros países de la América Latina y algunos de otras regiones, para el período 1965-1972. La Argentina se sitúa entre los países de la región que tienen un menor riesgo de morir en los primeros dos años de vida. Aún así, tiene un exceso de mortalidad notorio con respecto a países que, como Suecia, están en una etapa avanzada de control de este riesgo; en comparación con este país, el nivel de mortalidad es 5-6 veces superior. Este hecho es particularmente significativo porque, como se ha mostrado anteriormente, los progresos que se han registrado en la Argentina en la reducción de la tasa de mortalidad infantil son muy limitados hasta 1970.

La mortalidad en el menor de dos años por divisiones geográficas

Se dispone de dos unidades de análisis para el estudio de la distribución geográfica de esta mortalidad: regiones (6) y provincias (24).

Desgraciadamente, la variable urbano-rural no está identificada en la muestra censal con que se ha trabajado. Por otra parte, el tamaño de la muestra sólo ha permitido calcular estimaciones en 16 de las provincias. Los resultados se presentan en los cuadros 5 y 6 y el gráfico 3.

Cuadro 4.

PROBABILIDAD DE MORIR ENTRE EL NACIMIENTO Y LOS DOS AÑOS DE EDAD
EN PAISES SELECCIONADOS EN EL PERIODO 1965-1972

País y año	Probabilidad de morir (por mil)
Bolivia, 1971-1972.....	202
Perú, 1967-1968.....:	169
Nicaragua, 1966-1967.....	149
Guatemala, 1968-1969.....	149
El Salvador, 1966-1967.....	145
Honduras, 1969-1970.....	140
Ecuador, 1969-1970.....	127
República Dominicana, 1970-1971..	123
Brasil, 1968.....	99
Chile, 1965-1966.....	91
Colombia, 1968-1969.....	88
Costa Rica, 1968-1969.....	81
Paraguay, 1967-1968.....	75
Argentina, 1965-1966.....	58
Cuba, 1970.....	48
Estados Unidos, 1970.....	21
Suecia, 1972.....	11

Fuentes: Behm y colaboradores, Mortalidad en los primeros años de vida en países de la América Latina, CELADE, Serie A. Nos. 1024 a 1032 y 1036, 1037, 1978. (Honduras en prensa). 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 1973. Leite da Motta, V., Estimativa da mortalidade nas primeiras idades no Brasil, a partir dos resultados dos censos de 1940, 1950 y 1970. Revista Brasileira de Estadística, Ano XXXII, No. 128, Octubre/Dezembro de 1971. JUCEPLAN, La esperanza de vida, Departamento de Demografía, La Habana, Cuba, 1974.

Cuadro 5.
 PROBABILIDAD DE MORIR ENTRE EL NACIMIENTO Y LOS DOS AÑOS
 POR PROVINCIAS

Provincia	Probabilidad de morir (por mil)	Provincia	Probabilidad de morir (por mil)
Capital Federal.....	36 (47) ^{a/}	Mendoza.....	65 (80) ^{a/}
Resto Provincias Buenos Aires.....	43 (48)	Formosa.....	68 (60)
Partidos Gran Buenos Aires.....	45 (50)	Chubut.....	71 (76)
Córdoba.....	51 (56)	Corrientes.....	72 (80)
Santa Fé.....	53 (60)	Chaco.....	73 (93)
Entre Ríos.....	56 (72)	Santiago del Estero	78 (93)
San Juan.....	57 (49)	Río Negro.....	81 (107)
Misiones.....	62 (78)	Salta.....	104 (110)
Tucumán.....	63 (80)	Jujuy.....	135 (130)

^{a/} $\chi^2(2)$, observado sin ajuste.

El riesgo de morir en los primeros dos años de vida tiene un amplio campo de variación, que va de 36 por mil en la Capital Federal a 135 por mil en la provincia de Jujuy (cuadro 5). El grupo de provincias con menor mortalidad (36 a 45 por mil) está constituido por la Capital Federal y la provincia de Buenos Aires. Los Partidos del Gran Buenos Aires (que sumados a la Capital Federal forman la región Metropolitana) tienen una similar mortalidad que el resto de la provincia de Buenos Aires. El grupo que sigue comprende las provincias de Córdoba, Santa Fe, Entre Ríos y San Juan, con una mortalidad discretamente superior (51 a 57 por mil). En estos dos grupos se localizan las ciudades mayores del país (Capital, Córdoba y Rosario).

En el otro extremo, las provincias identificadas como de mayor mortalidad incluyen Salta y Jujuy, con riesgos de morir de 104 a 135 por mil, respectivamente, situadas en la región noroeste.

El análisis de la mortalidad por regiones, (cuadro 6) muestra que, aunque disminuyen en parte los contrastes mencionados, hay siempre un gradiente bien neta de mortalidad que va desde la región Metropolitana (43 por mil) hasta la región Noroeste 90 por mil, la cual duplica el nivel de la primera. La ubicación geográfica de las regiones y provincias puede observarse en el gráfico 4.

Cuadro 6.

COMPARACION DE LA PROBABILIDAD DE MORIR ANTES DE CUMPLIR LOS DOS AÑOS, A PARTIR DEL NACIMIENTO Y POBLACION EXPUESTA AL RIESGO POR REGIONES, ARGENTINA, 1965-1966

Regiones	Probabilidad de morir	Exceso respecto a la mortalidad de región Metropolitana	Nacimientos promedio 1965-1966
	(por mil)	(por cien)	(porcentaje)
TOTAL.....	58 (66) ^{a/}	35	100.0
Metropolitana.....	43 (60)	-	27.0
Pampeana.....	49 (55)	14	34.0
Cuyo,,.....	62 (66)	44	7.3
Nordeste.....	69 (80)	60	12.2
Comahue-Patagonia..	76 (84)	77	4.0
Noroeste.....	90 (102)	109	15.5

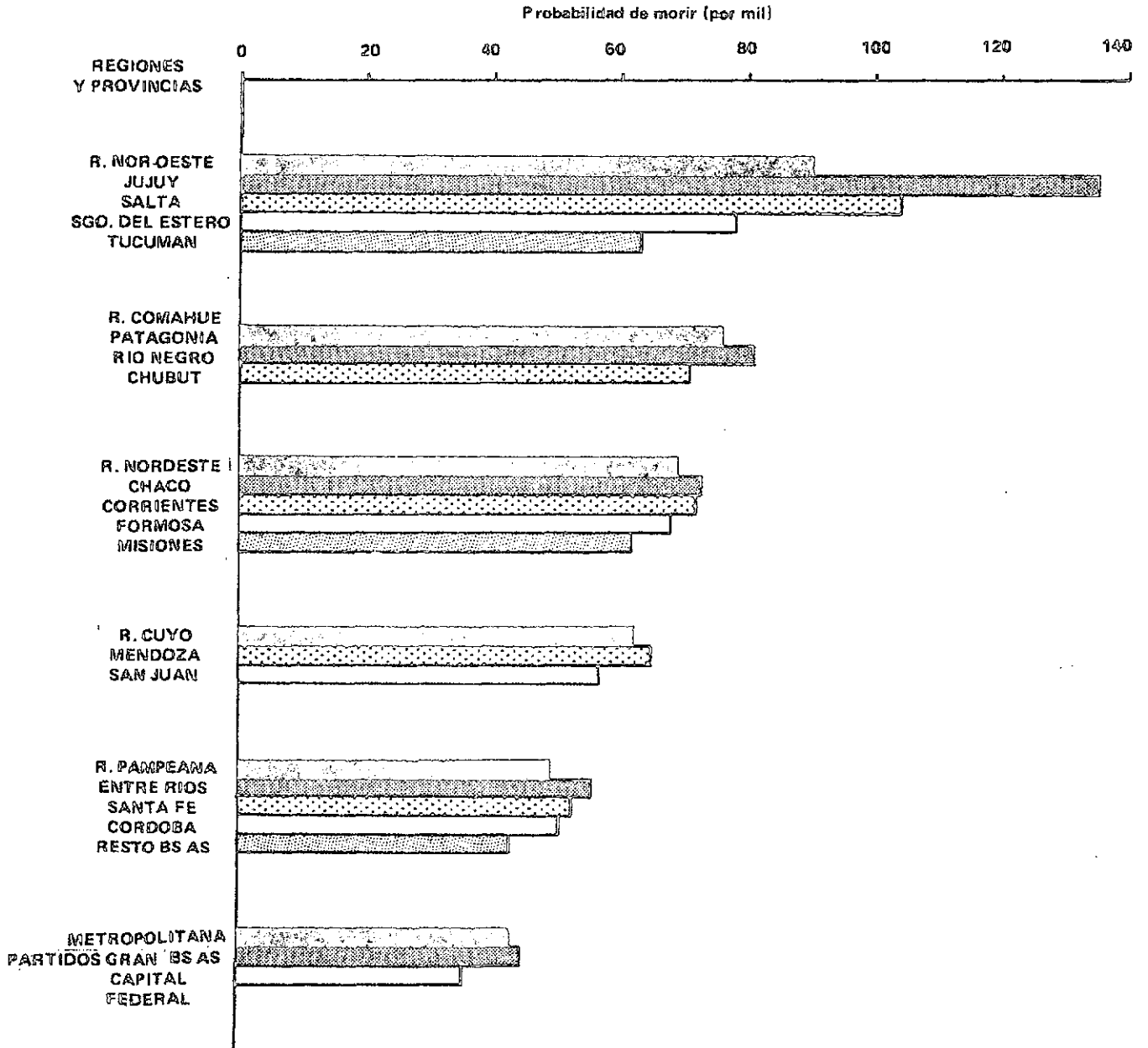
a/ ${}_2q_0$ observado, sin ajustar

Fuente: Instituto Nacional de Estadística y Censos, Hechos demográficos 1961-1966, Tomo 1, Argentina.

La significación de estos contrastes regionales se aprecia mejor si se introduce una estimación de los expuestos a los riesgos de muerte mencionados. La última columna del cuadro 6, muestra la distribución porcentual de los nacidos vivos estimados por regiones. Se ve que el 61 por ciento de los nacimientos ocurre en las regiones de relativa baja mortalidad (Metropolitana y Pampeana), lo que sin duda es un hecho favorable. No obstante, aproximadamente un quinto de los nacimientos que ocurrían hacia la mitad de la década del 60 lo hicieron en regiones en que prevalecía una mortalidad superior a 77 por mil nacidos vivos (Comahue, Patagonia y Noroeste).

GRAFICO No. 3

PROBABILIDAD DE MORIR ENTRE EL NACIMIENTO Y LOS DOS AÑOS DE EDAD
POR REGIONES GEOGRAFICAS Y PROVINCIAS, ARGENTINA, 1965-1966



Fuentes: Cuadros 5 y 6

GRAFICO No. 4
MAPA REPUBLICA ARGENTINA CON REGIONES
REMARCADAS Y PROVINCIAS



Somoza ^{24/} construyó tablas de vida regionales de la Argentina para los años 1913-1915, 1946-1948 y 1959-1961, descartando aquellas provincias que consideró que tenían datos inadecuados. Con el fin de situar históricamente los contrastes regionales que hemos descrito, se adaptaron los datos del presente estudio a las regiones seleccionadas utilizadas por Somoza ^{a/}. Las probabilidades de morir, entre el nacimiento y los dos años de edad para las fechas mencionadas se muestran en el gráfico 5. De acuerdo a estos datos, a mediados de la década de 1910 existía una mortalidad de la niñez temprana considerablemente alta, variando entre 118 por mil para la región de Buenos Aires y 247 por mil en la región Noroeste. En los treinta años siguientes hay un descenso considerable, que se modera de modo marcado en el período 1947 a 1960 en las regiones de menor mortalidad, pero se mantiene en las de Cuyo y Noroeste.

En el período 1960 a 1965 - 1966 continúa el descenso moderado o la tendencia al estacionamiento (depende de cual de nuestras dos estimaciones de mortalidad se consideren) en las regiones de Buenos Aires y Centro Litoral. Es también notorio que la región de Cuyo, que había hecho marcados descensos históricos en los períodos anteriores, entra también a un régimen de estacionamiento. En estas tres regiones la probabilidad de morir varía entre 43 y 62 por mil, solamente. Por el contrario - y esta es una situación favorable - la región Noroeste, caracterizada en toda la serie como una zona de alta mortalidad, mantiene su tendencia a la baja, aunque todavía con claro exceso sobre las regiones restantes.

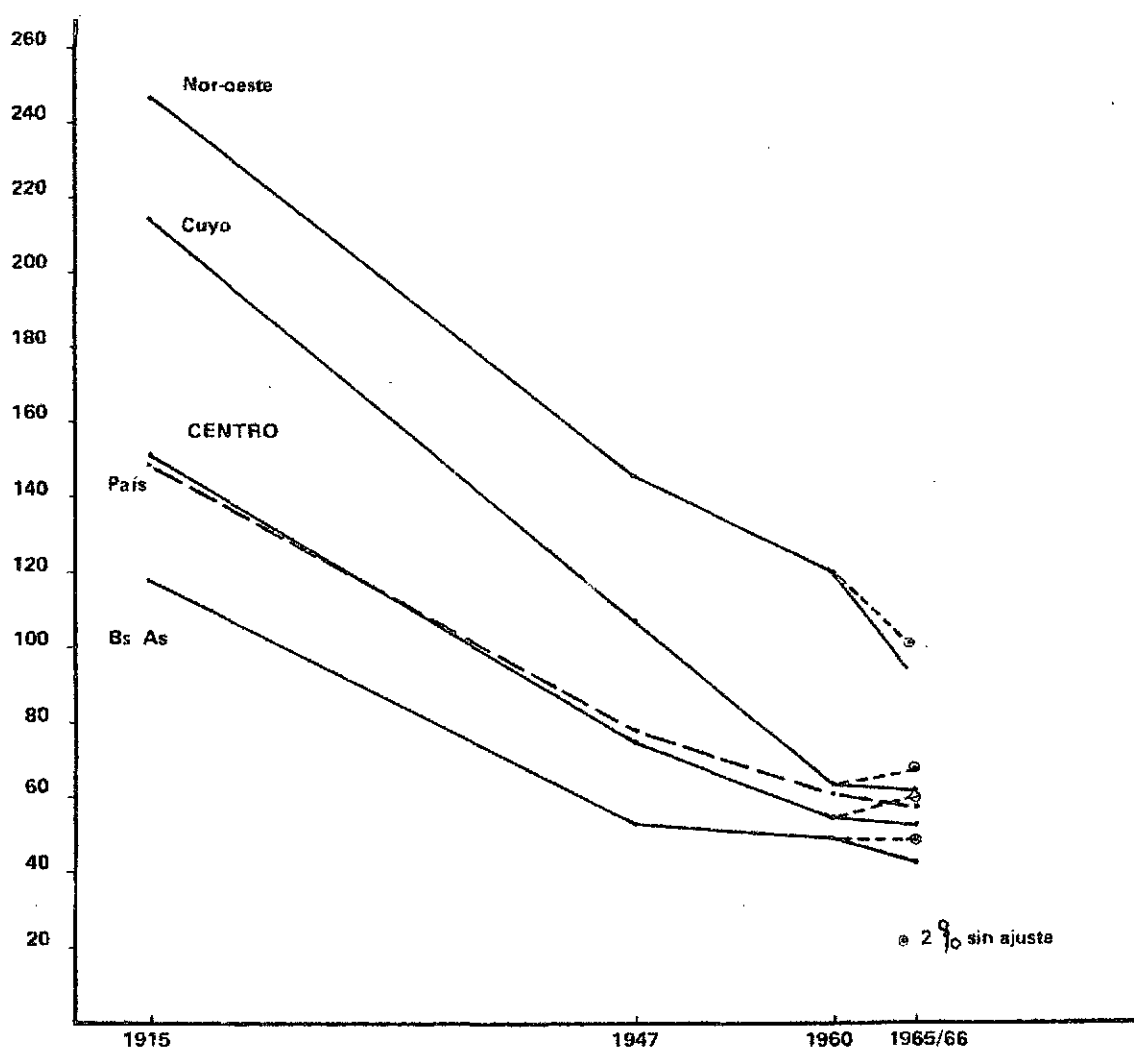
Las tendencias de las tasas de mortalidad infantil, según las estadísticas vitales, por regiones para el período 1945-1964 se presentan en el cuadro 7 y gráfico 6. Las regiones se sitúan en 1946 en una escala creciente desde aquellas más urbanizadas y desarrolladas (Metropolitana y Pampeana) hasta las más atrasadas (Comahue, Patagonia y Noroeste). En las primeras, así como en la región Nordeste, el descenso se interrumpe a partir aproximadamente de 1955. La región de Cuyo muestra una baja más marcada desde un nivel de alta mortalidad, que es además más mantenida. Algo similar sucede con la región del Noroeste, que es una de las pocas donde se mantiene la tendencia al descenso en forma significativa. Comahue, Patagonia presentan bastante irregularidad, aún en la serie de tasas suavizadas, expresando quizás la calidad deficiente de su registro. Esta región fue eliminada del análisis por los autores citados anteriormente debido a la poca confiabilidad de su registro. Aparece, de acuerdo con los datos de estadísticas vitales, como la población con mayor mortalidad, lo que no se confirma en nuestras estimaciones.

^{24/} Somoza, J., "La mortalidad en Argentina...", op.cit.

^{a/} Composición de las regiones según Somoza:

Región Buenos Aires:	Capital Federal y Provincia de Buenos Aires.
Región Centro	: Entre Ríos, Córdoba y Santa Fe.
Región Cuyo	: San Juan y Mendoza.
Región Noroeste	: Jujuy, Salta y Tucumán.

GRAFICO No. 5

TENDENCIA DE LA PROBABILIDAD DE MORIR ENTRE NACIMIENTO Y
LOS DOS AÑOS DE EDAD ARGENTINA 1914-1916 a 1965-1966Probabilidad de
morir (por mil)

Fuente: Somoza, J. La mortalidad en la Argentina entre 1869 y 1960. Centro de Investigaciones Sociales, Instituto Torcuato di Tella y CELADE. Ed. del Instituto, 1971.

Las tasas de mortalidad infantil por provincias, calculadas con datos oficiales para 1962-1964 identifican a las provincias de Río Negro, Catamarca, Chubut, Salta, Neuquén y Jujuy como áreas donde esta mortalidad es el doble o más que la existente en esa época en la provincia de Buenos Aires, que era 48 por mil ²⁵/.

En suma, cualquiera que fueren los determinantes que producen estos contrastes regionales, ellos estaban operando ya hace 50 años. La tendencia general es a la homogenización de los riesgos regionales y, a la vez, a una marcada reducción en su velocidad de descenso, excepto para la región de mayor mortalidad.

Cuadro 7.

TASAS DE MORTALIDAD INFANTIL, TOTAL DEL PAÍS Y POR REGIONES GEOGRÁFICAS, ARGENTINA, 1944-1966

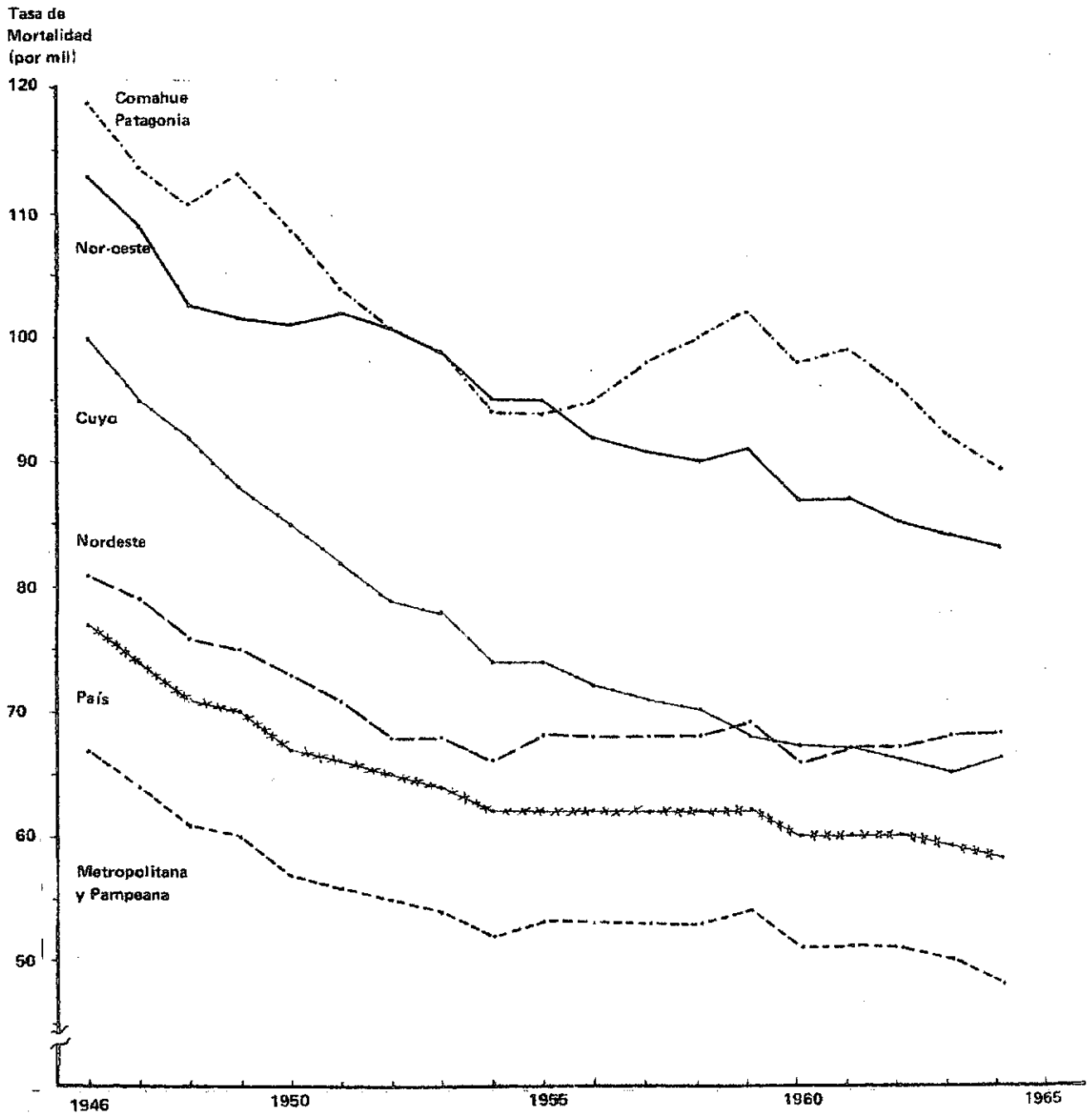
Años	Tasas por mil (promedios móviles quinquenales)					
	Total del país	Metropolitana-Pampeana	Nordeste	Cuyo	Noroeste	Comahue Patagonia
1946	77	67	81	100	113	119
1947	74	64	79	95	109	114
1948	71	61	76	92	103	111
1949	70	60	75	88	102	113
1950	67	57	73	85	101	109
1951	66	56	71	82	102	104
1952	65	55	68	79	101	101
1953	64	54	68	78	99	99
1954	62	52	66	74	95	94
1955	62	53	68	74	95	94
1956	62	53	68	72	92	95
1957	62	53	68	71	91	98
1958	62	53	68	70	90	100
1959	62	54	69	68	91	102
1960	60	51	66	67	87	98
1961	60	51	67	67	87	99
1962	60	51	67	66	85	96
1963	59	50	68	65	84	92
1964	58	48	68	66	83	89

Fuentes: Instituto Nacional de Estadística y Censos, op. cit.
Dirección General de Estadística y Censos, Informe demográfico, 1944-1954, Argentina.

²⁵/ Instituto Nacional de Estadística y Censos, Hechos demográficos, 1961-1966, Argentina.

GRAFICO No. 6

TASAS DE MORTALIDAD INFANTIL (PROMEDIOS MOVILES QUINQUENALES)
 POR REGIONES, ARGENTINA 1946-1964



Con el fin de interpretar los diferenciales geográficos de la mortalidad en el menor de dos años, en el cuadro 8 se presenta un grupo de indicadores del desarrollo económico-social regional que comprende: analfabetismo, proporción de la población económicamente activa ocupada en actividades primarias, ruralidad, habitantes por médico y un indicador de la condición de la vivienda. Para facilitar el análisis, estas variables han sido expresadas en índices (razón respecto al valor correspondiente en el total del país), cuyo promedio figura en la última columna. Por cierto, son indicadores incompletos y burdos de la condición de desarrollo de las regiones, pero se utilizan a falta de información más detallada.

Hay una correlación general ($r=0.77$) del índice de grado de desarrollo de las regiones con la mortalidad temprana. Las regiones Metropolitana y Pampeana, de mayor desarrollo, tienen las mortalidades más bajas. Y las regiones Nordeste, Comahue, Patagonia y Noroeste, con una situación de menor desarrollo, muestran los más altos riesgos de morir del niño. Pero también hay disparidades.

La región Metropolitana que corresponde a la ciudad de Buenos Aires, tiene índices sistemáticamente mejores que la región Pampeana, a pesar de lo cual la mortalidad es relativamente similar en ambas. Buenos Aires y su conurbano como toda gran metrópoli en la América Latina, tiene una población minoritaria (a menudo llamada marginal), que vive en condiciones muy adversas. Más adelante (cuadro 12) se mostrará que los hijos de mujeres analfabetas o con muy bajo nivel de educación que residen en ella tienen un riesgo de morir tan alto como 70 por mil. Arruñada, Rothman y Segre ^{26/}, estudiando los diferenciales socio-económicos de la mortalidad infantil en la Capital Federal, han descrito una tasa de mortalidad infantil de 68 por mil en los obreros y empleados que son analfabetos o que tienen una educación primaria incompleta, en tanto que en el total de la capital esta es 30 por mil; en este grupo ellos estiman que ocurre el 12 por ciento del total de nacimientos de la ciudad. De este modo, es posible que la escasa diferencia del riesgo de morir en el menor de dos años entre las regiones Metropolitana y Pampeana se deba a que en la primera el nivel regional se deteriora por esta subpoblación marginal de Buenos Aires, sometida a mayor riesgo.

Otra relativa inconsistencia que se observa en el cuadro 8 está constituida por la región Nordeste, que tiene los índices socio-económicos más desfavorables pero una mortalidad temprana que, con ser alta, no es la mayor en el país.

^{26/} Arruñada, M., Rothman, A. M. y Segre, M., Diferenciales socio-económicos de la mortalidad infantil (inédito).

Cuadro 8.

INDICADORES SOCIO-ECONOMICOS DE REGIONES GEOGRAFICAS, ARGENTINA, 1970

Regiones	Analfabetismo		PEA en actividades primarias		Población rural		Habitantes por médico		Viviendas insalubres ^{b/}		Indice promedio
	Porcentaje	Indice ^{a/}	Porcentaje	Indice ^{a/}	Porcentaje	Indice ^{a/}	Número	Indice ^{a/}	Porcentaje	Indice ^{a/}	
TOTAL	7.1	1.00	15.3	1.00	21.0	1.00	504	1.00	16.0	1.00	1.00
Metropolitana	3.7	0.52	1.0	0.06	0.0	0.00	164	0.32	2.9	0.18	0.22
Pampeana.....	6.3	0.89	19.2	1.25	25.4	1.21	559	1.11	13.8	0.86	1.06
Cuyo.....	8.6	1.21	27.1	1.77	35.8	1.70	698	1.38	24.0	1.50	1.51
Comahue-Patagonia.....	12.0	1.69	27.5	1.80	34.0	1.62	1 024	2.03	26.0	1.62	1.75
Noroeste.....	12.8	1.80	27.7	1.81	41.8	1.99	1 096	2.17	42.9	2.68	2.09
Nordeste.....	17.4	2.45	36.6	2.39	53.0	2.52	1 597	3.17	49.0	3.06	2.72

^{a/} Para cada variable, el índice es la razón = valor de la región/valor total del país.

^{b/} Promedio de porcentajes de: viviendas precarias, viviendas sin retrete, viviendas con agua de pozo o acequia y viviendas con piso de tierra. Datos correspondientes a 1960.

Fuentes: Censo Nacional de Población 1970, resultados obtenidos por muestra, INDEC, 1974.

Recchini de Lattes, Zulma y Lattes, Alfredo, La población de Argentina, CICRED, Series, Argentina, 1975

Censo Nacional de Vivienda 1960, Dirección Nacional de Estadística y Censos, Argentina.

Anuario Estadístico de la República Argentina 1973, INDEC, 1974.

Los diferenciales geográficos observados en la mortalidad en la niñez temprana y su correlación con algunos indicadores del nivel de vida son expresión de los marcados contrastes existentes en el tipo y grado de desarrollo de las economías regionales, fenómeno denominado por algunos autores como "desequilibrios regionales". Si bien excede el propósito de este estudio realizar un análisis exhaustivo de las desigualdades regionales, se resumen a continuación algunos elementos extraídos de la bibliografía disponible, que ayudan a la comprensión histórica de los resultados obtenidos en la presente investigación.

Las características del esquema espacial de la Argentina en el período analizado, son resultado de un proceso histórico acumulativo, que corresponde a una sociedad ubicada en la periferia del sistema de relaciones internacionales, consolidado a principios del siglo XIX. Desde esa época y hasta la crisis de 1929, la economía argentina ha sido caracterizada como "agro-exportadora". El sector primario fue entonces el motor del crecimiento económico y sus actividades productivas se localizaron en el litoral (región Metropolitana y Pampeana), en función de los recursos naturales que brindaba el área y de la ubicación geográfica del puerto de Buenos Aires, intermediario para el comercio de exportación y de importación de bienes manufacturados. El ferrocarril, trazado para responder a las necesidades del esquema agro-exportador, coadyuvó a impulsar la economía del litoral y a postergar las economías de las regiones del interior del país. La región Pampeana se caracterizó desde que comenzó su expansión agropecuaria por el predominio de la gran explotación, administrada directamente por sus propietarios en el caso de la ganadería, y por arrendatarios y aparceros en la agricultura.

La contracción internacional que produjo la crisis de 1929 dio lugar al inicio de una nueva etapa de crecimiento industrial en la Argentina, frente a la necesidad de sustituir importaciones. Dado que la producción manufacturera se redujo fundamentalmente a los bienes de consumo final, utilizando mano de obra intensiva (al menos hasta 1940), la región que mejor se adaptó a este esquema fue el área metropolitana, ya que contaba con un mercado de consumo amplio y con los recursos humanos necesarios para cubrir la demanda de mano de obra, reforzándose así el predominio del litoral ^{27/}.

Rofman ^{28/} caracteriza a la etapa más reciente (1950-1970) como un proceso de creciente concentración industrial, con localizaciones productivas en el Gran Buenos Aires. Significó además, un aumento de la participación del capital extranjero, principalmente en las ramas de la industria pesada y semipesada, con alta tecnología y altas tasas de productividad,

^{27/} Rofman, A., Desigualdades regionales y concentración económica, SIAP, 1974.

^{28/} Rofman, A., Idem.

que llevaron a un elevado ritmo de crecimiento de las ramas más concentradas y al paulatino estancamiento en las que predominan establecimientos de reducido tamaño. Según el mismo autor, a mediados de la década del 60, en el sector manufacturero, el 3 por ciento de las empresas, que son las mayores, eran responsables del 70 por ciento de la producción y ocupaban el 50 por ciento de la población activa en el sector. Por otra parte, Cimillo^{29/} estima que en 1963, el 28 por ciento de la producción industrial corresponde a empresas extranjeras; esta participación alcanza al 50 por ciento cuando se trata de la industria pesada y semipesada. Este proceso de concentración industrial fue predominantemente urbano, acentuando el desequilibrio en cuanto a la distribución geográfica de la población y a la dinámica de las actividades económicas.

El proceso de distribución espacial de la población, cuyo componente fundamental fueron los movimientos migratorios, se reflejó en tendencias fuertemente diferenciales en cuanto al crecimiento demográfico de las regiones. Según Lattes^{30/} las regiones Metropolitana y Pampeana ya tenían en el primer censo nacional de 1869 el 50 por ciento de la población total del país y en 1914 este porcentaje se acerca al 75 por ciento proporción que se ha mantenido desde entonces bastante estable. La región Noroeste, que había sido la más importante por su concentración hasta la mitad del siglo XVIII, luego de sufrir un pronunciado descenso en su población hasta principios del presente siglo, continúa declinando aunque con un ritmo más lento. La región Nordeste disminuye su población marcadamente hasta 1914, se recupera entre ese año y 1947 para decaer nuevamente después. La población de Cuyo desciende hasta 1914 y se mantiene estacionaria en adelante. La única región, fuera de la Metropolitana y Pampeana, que presenta un proceso de aumento en su población desde fines del siglo pasado, es la menos poblada del país: Comahue-Patagonia.

La redistribución poblacional tendió a concentrarse en las áreas metropolitanas mayores y a partir de 1947 puede decirse que el proceso de urbanización fue fundamentalmente de metropolización, ya que el crecimiento de la población urbana se concentró en las aglomeraciones con más de 100 mil habitantes. Asimismo el grupo de 7 aglomeraciones mayores del país en 1895 (Gran Buenos Aires, Gran Rosario, Gran Córdoba, Gran La Plata, Gran Mendoza, Gran Tucumán y Gran Santa Fe) siguen manteniendo su preeminencia global en 1970, aunque con distinto orden jerárquico, indicando según Robirosa^{31/} y otros autores, la inercia del sistema poblacional argentino.

29/ Cimillo, E., y otros, Un proceso de sustitución de importaciones con inversiones extranjeras. El caso argentino, San José, Costa Rica.

30/ Lattes, A., Redistribución espacial y migraciones, en la población de Argentina, C.I.C.R.E.D. Series, Argentina, 1974.

31/ Robirosa, M., Rofman, A., y Moreno, O., Elementos para una política regional en la Argentina, Instituto Torcuato Di Tella, Argentina, 1974.

Mientras que en los primeros períodos intercensales las corrientes migratorias tendían a darse entre provincias vecinas, en el período 1947-1960 se dirigen desde todo el país hacia la región Metropolitana y en especial el Gran Buenos Aires. Sólo las provincias de la región Comahue-Patagonia, de reciente poblamiento, presentan saldos migratorios positivos con respecto al Gran Buenos Aires. Los restantes flujos interprovinciales se producen dentro de la misma región y con tendencia a concentrarse en sus metrópolis.

Los mismos autores explican que los cambios en el mercado internacional agropecuario desde la década del 30, dieron lugar, como ya se ha dicho, a un cierto grado de industrialización y a un creciente predominante de los sectores económicos urbanos, limitando la capacidad de absorción de mano de obra por parte de los sectores rurales, los que a su vez incorporaron un mayor grado de tecnificación. De este modo, el crecimiento vegetativo de la población rural, sin oportunidades de empleo, se vuelca a las corrientes migratorias que confluyen hacia las grandes ciudades, dado que los centros urbanos pequeños no tienen capacidad para expandir su demanda de mano de obra. El crecimiento económico más reciente no se traduce en un crecimiento proporcional de utilización de mano de obra. El sector industrial incorpora justamente técnicas ahorrativas de mano de obra y por lo tanto la oferta disponible es absorbida por sectores menos dinámicos de la economía (construcción, transportes y algunos servicios) o si no logra incorporarse al mercado laboral, genera sus propias ocupaciones: trabajadores por cuenta propia, que son actividades irregulares y antieconómicas, que dan lugar a diversas formas del subempleo. Sin embargo, las áreas metropolitanas no tienen el mismo comportamiento económico.

Los citados autores distinguen tres tipos en ellas:

1. Áreas metropolitanas en que se localizan industrias medianas y grandes, productoras de bienes intermedios y de consumo final duradero o de capital (Gran Buenos Aires, Rosario, Córdoba). Son las que atraen la mayoría de las inversiones y también el grueso de las corrientes migratorias. Sus industrias más dinámicas presentan la paradoja de una elevada tasa de crecimiento, por un lado, y su incapacidad de absorber mano de obra, por otro.
2. Áreas metropolitanas que son asiento de procesos productivos orientados al consumo final interno, utilizan tecnologías más intensivas de mano de obra y presentan un mercado laboral más balanceado, si bien no fueron receptoras de las grandes inversiones. Ejemplos: Mendoza y su conurbano en la región Cuyo.
3. Áreas metropolitanas de pequeño y mediano tamaño, en general capitales de provincia, en las que predomina el sector terciario y el

manufacturero es poco importante o está en decadencia. Se caracterizan por su economía marginal con respecto a la nación, con desempleo, subempleo y ocupación de baja productividad. Es el caso de Tucumán, Catamarca y Santiago del Estero, provincias del noroeste argentino.

Aunque no se han reunido mayores antecedentes sobre el desarrollo agropecuario en la Argentina, que también es pertinente, los que se han resumido parecen explicar la temprana baja de la mortalidad en las regiones Metropolitana y Pampeana, que han sido sede de un desarrollo primero agrario y después industrial. El proceso de marginalismo asociado al de metropolización están sin duda en relación con las subpoblaciones de mayor mortalidad identificadas en la región Metropolitana. Es también posible pensar que el tipo de industrialización y modernización de la región de Cuyo esté relacionado con los progresos notorios que esta región ha hecho en la mortalidad temprana. Las regiones Comahue-Patagonia y Noroeste, menos beneficiadas con el desarrollo, tienen también una mortalidad más alta. Se necesitarían mayores antecedentes para analizar la situación en la región Nordeste, de mortalidad medianamente alta y con los índices socio-económicos más desfavorables en el país.

Mortalidad en el menor de dos años y nivel de educación de la mujer

La mortalidad en 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 y los factores capaces de producir enfermedad, que pueden ser intrínsecos a él o estar en el ambiente físico, biológico y social en que él vive. Este sistema de interrelaciones es dinámico y está en constante cambio. Tal es la esencia del concepto epidemiológico y ecológico de salud. Así, por ejemplo, la aparición de la enfermedad (y eventualmente de la muerte) dependerá de factores biológicos propios a él (factores genéticos, edad, etc.) pero a la vez -y de modo muy importante- de agentes mórbidos que provienen del ambiente (tales como infecciones, déficit en aportes nutritivos, etc.). Producida la enfermedad, el riesgo de muerte está determinado por la naturaleza del agente mórbido y las condiciones del individuo, pero también lo está por la oportunidad y eficiencia de la atención médica que reciba.

Ahora bien, la agresividad de los factores de enfermedad y la respuesta social ante el fenómeno salud/enfermedad tiene una determinación histórica y estructural. La forma en que se distribuye en una sociedad dada el

producto del trabajo del hombre, depende de la relación que se establezca entre el desarrollo de las fuerzas productivas y las relaciones sociales de producción. De este modo, en las comunidades en que la mortalidad es alta en las edades tempranas, la muerte evitable del niño viene a expresar el grado de ineficiencia de la estructura económica, social y política en cuanto a asegurar a cada habitante el pleno desarrollo de sus potencialidades vitales.

En este marco conceptual, se comprende la dificultad de cuantificar un conjunto tan complejo de factores determinantes de la mortalidad, que además interactúan de un modo complicado. Ella es aún mayor si se trabaja con datos censales, que restringuen el análisis por sus imperfecciones y por los contados indicadores disponibles. Con todo, como se verá en el análisis que sigue, el nivel de educación de la mujer agrega importante información para "explicar" en cierto modo los contrastes geográficos de la mortalidad en el menor de dos años e identificar las poblaciones con distintos grados de riesgo de morir. La relación entre mortalidad y una aproximación a la variable clase social se analiza en el capítulo siguiente.

Como ya se ha mencionado, la variable empleada es el número de años de estudio aprobados por la mujer. La mortalidad en el menor de dos años de acuerdo al nivel educacional de la madre se presenta en el cuadro 9 y gráfico 7.

Cuadro 9.

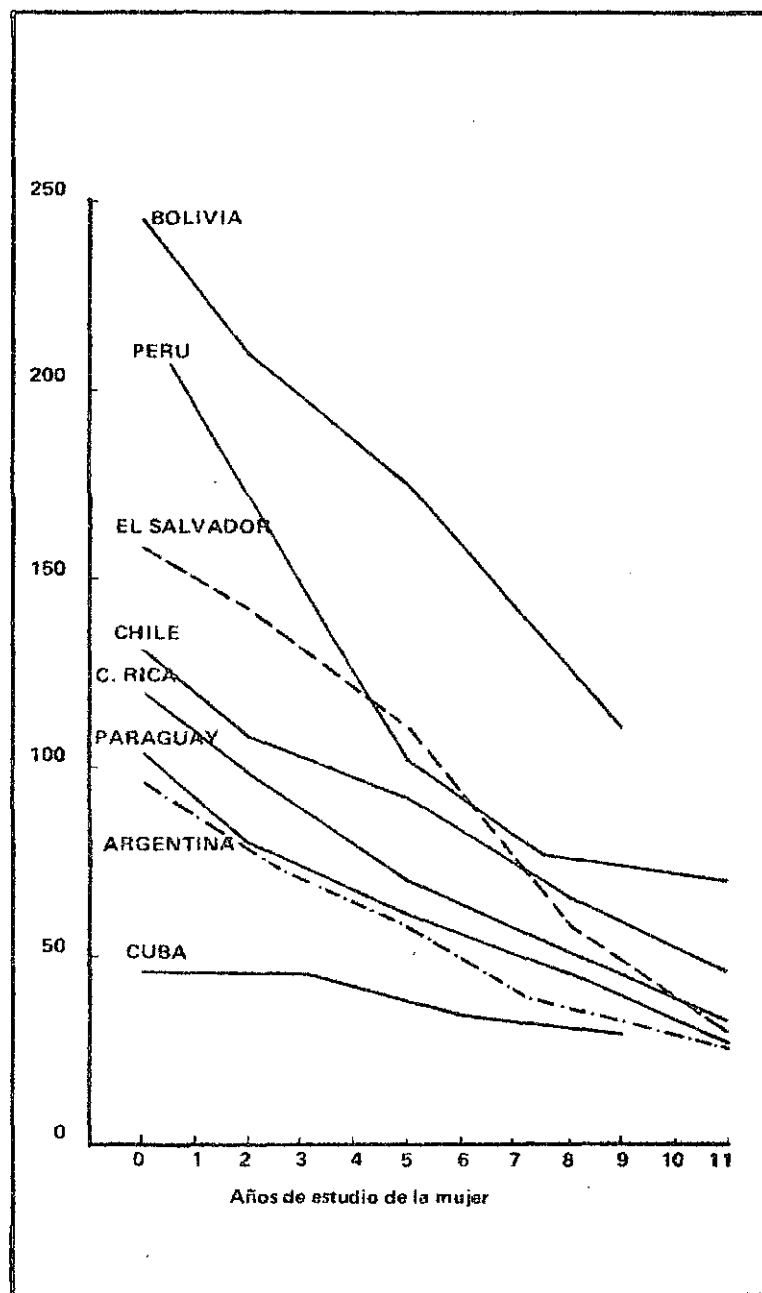
PROBABILIDAD DE MORIR ENTRE EL NACIMIENTO Y LOS DOS AÑOS DE EDAD POR NIVEL DE INSTRUCCION DE LA MUJER, ARGENTINA, 1965-1966

Años de instrucción de la mujer	Probabilidad de morir (por mil)	
	Total	Mortalidad de grupo/ mortalidad de 10 y más
TOTAL	58 (66) ^{a/}	-
Ninguno	96 (97)	3.7
1 - 3	75 (88)	2.9
4 - 6	59 (72)	2.3
7 - 9	39 (40)	1.5
10 y más	26 (28)	1.0

^{a/} 2^{α}_0 observada, sin ajustar.

GRAFICO No. 7

PROBABILIDADES DE MORIR ENTRE EL NACIMIENTO Y LOS DOS AÑOS DE EDAD
 SEGUN NIVEL DE INSTRUCCION DE LA MUJER,
 PAISES LATINOAMERICANOS SELECCIONADOS, 1966-1971



Fuente: Cuadro 10

Las cifras muestran que el riesgo de morir del niño está estrechamente asociado al nivel de instrucción que su madre ha logrado alcanzar. Los hijos de mujeres presumiblemente analfabetas son los que tienen el mayor riesgo (96 por mil). Desde este nivel la probabilidad de morir desciende casi linealmente a medida que aumenta el nivel de educación de la mujer, con una discreta tendencia a reducir la velocidad del descenso entre los dos mayores tramos de educación. Los hijos de mujeres que han terminado su educación primaria o alcanzado grados mayores tienen un riesgo (26 por mil) que no difiere excesivamente del registrado en países más avanzados. De este modo, los hijos nacidos en el grupo de más baja educación presentan un riesgo de morir casi cuatro veces mayor que el grupo más favorecido.

En estudios similares que hemos realizado en otros países de la América ^{32/} se han encontrado similares contrastes de la mortalidad temprana en función del nivel de instrucción de la mujer, que refleja de algún modo la situación socio-económica del hogar donde nace el niño (cuadro 10, gráfico 7). Es notorio que los contrastes proporcionales persisten en los diferentes países aunque el nivel de mortalidad es muy variable. Es significativo que los datos (aún muy provisionales), referentes a Cuba señalan que en los bajos niveles de mortalidad que este país ha alcanzado, los contrastes por nivel de educación tienden a disminuir. Las diferencias absolutas de la mortalidad entre países en el grupo con 10 y más años de educación se reducen, en tanto que son marcadas las diferencias entre grupos de baja educación. La situación más favorable existente en Argentina se revela, por ejemplo, en el hecho que el riesgo existente en este país en los hijos de mujeres analfabetas se alcanza en los países de alta mortalidad sólo en el grupo con 4-6 años de educación.

Mortalidad del menor de dos años por "clase social"

Como se ha explicado, se utiliza una clasificación de los jefes de hogares basada en la información censal sobre tipo y categoría de la ocupación, clasificación que es una gruesa aproximación a clases sociales. Los grupos considerados cubren aproximadamente el 63 por ciento de la muestra; el resto corresponde a casos en que la ocupación o la categoría no estaba precisada, pertenecían a grupos no clasificados o no estaban incluidos en la población económicamente activa. Los resultados se resumen en el cuadro 11.

^{32/} Behm, H., y Primante, D., Mortalidad en los primeros años de vida en la América Latina. Notas de Población (CELADE), Año VI, No. 16, abril de 1978.

Cuadro 10.

PROBABILIDAD DE MORIR ENTRE EL NACIMIENTO Y LOS DOS AÑOS DE EDAD, SEGUN NIVEL DE INSTRUCCION DE LA MADRE, PAISES LATINOAMERICANOS SELECCIONADOS 1966 - 1970

País	Probabilidad de morir (por mil)						Mortalidad grupo "ninguno" sobre "10 y más"
	Total	Años de estudio de la madre					
		Ninguno	1-3	4-6	7-9	10 y más	
Cuba ^{a/}	41	46	45	34	29	-	-
Argentina.....	58	96	75	59	39	26	3.7
Paraguay.....	75	104	80	61	45	27	3.9
Costa Rica.....	81	125	98	70	51	33	3.8
Colombia ^{b/}	88	126	95	63	42	32	3.9
Chile.....	91	131	108	92	66	46	2.0
Rep. Dominicana...	123	172	130	106	81	54	3.2
Ecuador.....	127	176	134	101	61	46	3.8
Honduras.....	140	171	129	99	60	35	4.9
El Salvador.....	145	158	142	111	58	30	5.3
Guatemala.....	149	169	135	85	58	44	3.8
Nicaragua.....	149	168	142	115	73	48	3.5
Perú ^{c/}	169	207	136	102	77	70	-
Bolivia.....	202	245	209	176	110 ^{d/}	-	-

^{a/} Cifras provisionarias de un estudio preliminar hecho con la Encuesta Nacional de Ingresos y Egresos de la población, 1974. Los tramos de educación son 0, 1-5, 6 y 7 años y más.

^{b/} Los tramos de educación son: 0, 1-3, 4-5, 6-8, 9 años y más.

^{c/} Los tramos de educación son: 0-2, 3-4, 5, 6-9, 10 años y más.

^{d/} Corresponde a 7 años y más.

Fuente: Behm, H. y Primante, D., Mortalidad en los primeros años de vida en la América Latina. Notas de Población, CELADE, Año VI, No. 16, abril de 1978.

Cuadro 11.

PROBABILIDAD DE MORIR ENTRE EL NACIMIENTO Y LOS DOS AÑOS DE EDAD,
SEGUN "CLASE SOCIAL" DEL JEFE DEL HOGAR. ARGENTINA, 1965-1966

"Clase social" del jefe de hogar	Probabilidad (por mil)	Porcentaje con 7 y más años de estudio
Alta.....	28	69
Media.....	34	86
Baja urbana.....	66	47
Baja agrícola.....	74	17

a/ q_0 observada, sin ajustar.

El grupo llamado "clase alta" está formado exclusivamente por empleadores (patrones) que son propietarios agrícolas (28 por ciento), propietarios de comercio al por mayor (39 por ciento) y gerentes o personal con funciones directivas (23 por ciento). Es lo más probable que el grupo incluya a los propietarios de los medios de producción y, entre ellos, a los propietarios mayores. Como el censo no especifica el tamaño de la empresa ni la extensión de la tierra poseída u otros datos requeridos para una clasificación más adecuada, sin duda el grupo no es enteramente equivalente a la gran burguesía. Con todo, los hijos nacidos en esta categoría tienen la menor mortalidad temprana (28 por mil). Nótese que el nivel de educación de esta "clase" es inferior al de la "clase media", sugiriendo que el grupo socioeconómico es un determinante del riesgo de morir del niño más poderoso que la educación.

El grupo designado "clase media" comprende el 38 por ciento del total. Está constituido por asalariados (empleados), aunque incluye una proporción pequeña de trabajadores por cuenta propia. Son asalariados que están ligados sólo indirectamente al proceso de producción y transformación (bienes): trabajan fundamentalmente en el sector de prestación de servicios y en la comercialización de bienes. Casi la mitad son empleados de oficinas, vendedores de tiendas o tienen ocupaciones afines. El 16 por ciento son empleados con funciones directivas y el 30 por ciento profesionales o técnicos. El grupo tiene el mayor nivel de educación de todas

las categorías, en relación con las funciones no manuales y más bien intelectuales que desempeñan. La mortalidad en los menores de dos años de estos grupos familiares sube a 34 por mil.

La llamada "clase baja urbana" (38 por ciento del total) es probablemente el grupo más homogéneo e incluye obreros y jornaleros en su mayoría en el sector industrial (proletariado). La mortalidad del grupo es mayor que la de los dos anteriores. Ella es 2.4 veces más alta que la de la "clase alta", mientras que sus diferenciales en cuanto al nivel de educación son proporcionalmente menores.

La más alta mortalidad temprana se observa en el grupo designado "clase baja en la agricultura" (74 por mil). El grupo comprende un 69 por ciento de personas que se han declarado asalariados (empleados) y que son trabajadores agropecuarios (incluyendo faenas de pesca y caza). El tercio restante (incluye arrendatarios, aparceros y colonos) corresponde a propietarios agrícolas que se declaran empleados o bien trabajadores por cuenta propia. Con los datos censales es imposible distinguir en este conjunto las variadas condiciones que existen en el agro: proletarios rurales que no poseen, usufructúan ni alquilan tierras y que venden su fuerza de trabajo como asalariados; campesinos que son pequeños propietarios de tierras, no tienen asalariados ni tampoco venden su trabajo como tales; campesinos proletarizados que son pequeños propietarios y que debido al ingreso insuficiente que derivan de su explotación trabajan como asalariados parte del año; etc. En todo caso el grupo (que alcanza al 17 por ciento del total) comparte el más bajo nivel educacional y la más alta mortalidad temprana de todas las categorías.

La clasificación no incluye un buen número de jefes de hogar por imposibilidad de asignarlos a las categorías establecidas, en especial porque son trabajadores por cuenta propia. Tampoco abarca a muchas empleadas domésticas, que son rara vez jefes de hogar y a las personas sin declaración de categoría ocupacional u ocupación definida. Es probable que aquí estén incluidos grupos expuestos a una mortalidad alta en la infancia por sus características socio-económicas (por ejemplo, vendedores ambulantes que son trabajadores por cuenta propia).

Aunque este esfuerzo de identificar la clase social es bastante imperfecto, tiene el valor de indicar que esta variable está asociada estrechamente a la mortalidad temprana del niño. Muestra además que en algunos casos ella tiene más peso en determinar esta mortalidad (como era de esperar) que la educación alcanzada por la mujer. A la vez, la asociación general que existe entre estas dos variables, como se observa en el cuadro 11, confirma el uso de la educación de la mujer como un indicador del nivel de vida. El análisis de la mortalidad temprana por "clase social" será objeto de mayor estudio ulterior, perfeccionando -si es posible- las categorías establecidas y validándolas con otras informaciones.

Mortalidad del menor de dos años por regiones geográficas y nivel de educación de la mujer

El uso simultáneo de estas dos variables permite identificar 20 subpoblaciones en las cuales estudiar la variabilidad del riesgo de morir en los primeros dos años de vida, como se muestra en el cuadro 12 y gráfico 8. Por limitaciones del tamaño de la muestra, algunos grupos de educación de la mujer han tenido que ser consolidados en categorías más amplias.

Hay en el país una amplia gama de variación de este riesgo, que va desde el menor nivel (17 por mil) en los hijos de mujeres de alta educación y que residen en la región Metropolitana, hasta un máximo que es siete veces mayor (119 por mil), el cual se presenta en los hijos de mujeres de muy baja educación (0-3 años) y que viven en la región Noroeste.

Se observa que los contrastes regionales de la mortalidad están en parte explicados por sus diferencias en el nivel de educación. Las tres primeras regiones, de menor mortalidad, tienen claramente un nivel de educación mayor que las tres últimas. Si las probabilidades de muerte de las regiones se tipifican usando como modelo la distribución de los hijos tenidos por las mujeres de 20 a 34 años de 0-3, 4-6 y 7 y más años de educación del total del país, su amplitud de variación disminuye de 43-90 a 47-81 por mil, respectivamente.

Pero resta considerable variación de la mortalidad entre regiones si se las compara a igual tramo de educación de la mujer. En general, como los indica el gráfico 8, los riesgos de morir del niño en las regiones Metropolitana, Pampeana y Cuyo son relativamente similares en cada grupo de educación de 0-3, 4-6 y 7-9 años, pero tienden a aumentar, en cada grupo, en las regiones Comahue-Patagonia y Noroeste. La región Nordeste está en situación intermedia y la estructura de mortalidad por nivel de educación es más irregular. Todo lo cual señala que hay contrastes regionales que no se explican por los determinantes que se expresan en la educación.

Estratos de población según el nivel de la mortalidad de menores de dos años

El análisis anterior muestra que el riesgo de morir en los dos primeros años de vida está asociado a variables geográficas y socio-económicas. Para fines prácticos, es de interés identificar por medio de ellas las

Cuadro 12.

PROBABILIDAD DE MORIR ENTRE EL NACIMIENTO Y LOS DOS AÑOS DE EDAD SEGUN REGIONES GEOGRAFICAS Y NIVEL DE INSTRUCCION DE LA MUJER. ARGENTINA, 1965-1966

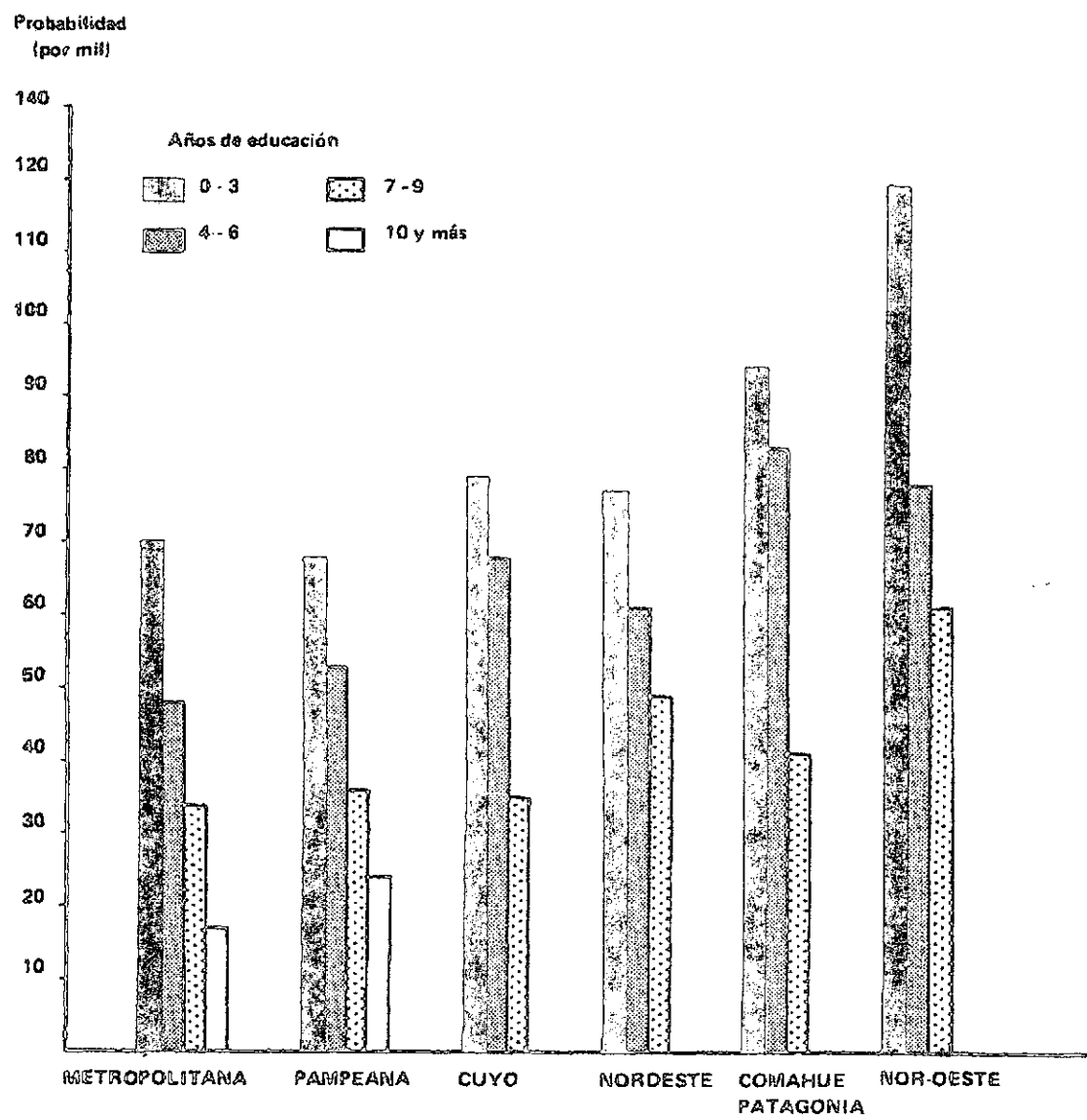
Región	Probabilidad de morir (por mil)						Total regio- nal tipifi- cado <u>a/</u>
	Total regional	Años de educación de la mujer					
		0-3	4-6	7-9	7 y más	10 y más	
Metropolitana..	43	70	48	34	30	17	47
Pampeana.....	49	68	53	36	33	24	48
Cuyo.....	62	79	68	35	41	*	59
Nordeste.....	69	77	61	49	45	*	59
Comahue-Patag.	76	94	83	41	39	*	67
Noroeste.....	90	119	78	61	56	*	81

* No se estimaron por contar con menos de 150 hijos nacidos vivos.

a/ Tipificado por el número de hijos tenidos por nivel de educación en el total de mujeres de 20 a 34 años.

GRAFICO No. 8

PROBABILIDADES DE MORIR ENTRE EL NACIMIENTO Y LOS DOS AÑOS DE EDAD
 SEGUN AÑOS DE EDUCACION DE LA MUJER POR REGIONES GEOGRAFICAS
 ARGENTINA, 1965-1966



Fuente: Cuadro 12

diversas subpoblaciones (estratos) en los cuales los nacidos vivos están expuestos a diferentes riesgo de morir. Para estos fines, las 20 subpoblaciones presentadas en el cuadro 12 han sido agrupadas en cinco estratos de mortalidad, que se presentan en el cuadro 13 y cuyas características son las siguientes:

El *estrato de mortalidad muy baja* (17 a 24 por mil) está formado exclusivamente por los hijos de mujeres que han llegado casi al final de la educación media o alcanzado una educación superior y que viven en la región Metropolitana o bien en la Pampeana. El 57 por ciento de estas mujeres reside en la ciudad de Buenos Aires.

El *estrato de mortalidad baja* (34 a 36 por mil) incluye los hijos de mujeres con educación primaria completa o media incompleta, de nuevo residentes mayoritariamente en las regiones Metropolitana y Pampeana; la región de Cuyo aporta un 7 por ciento del grupo.

El *estrato de mortalidad mediana* (41 a 53 por mil) es bastante heterogéneo. El 70 por ciento está formado por los hijos de mujeres que residen en las regiones de menor mortalidad (Metropolitana y Pampeana). Están también las mujeres que tienen la más alta educación pero viven fuera de estas regiones (25 por ciento), señalando el desfase que tienen respecto al estrato de mortalidad baja. Una minoría está formado por los hijos de mujeres de educación mediana (7-9 años) que residen en las regiones de Comahue-Patagonia y Nordeste.

El *estrato de mortalidad medianamente alta* (61 a 70 por mil) comprende un 68 por ciento de hijos de mujeres analfabetas o semianalfabetas (0 a 3 años de educación), residentes de preferencia en las regiones de menor mortalidad. Y también mujeres de mediana educación de las regiones restantes.

El *estrato de mortalidad alta* (83 a 119 por mil) está formado casi exclusivamente (87 por ciento) por los hijos de mujeres analfabetas o semianalfabetas que viven en regiones de alta mortalidad (Comahue-Patagonia y Noroeste).

Nótese que los hijos de mujeres de alta educación están comprendidos en su mayoría en el estrato de muy baja mortalidad y no alcanzan nunca un riesgo mayor que el del estrato mediano. Por el contrario, los hijos de mujeres analfabetas o semianalfabetas forman mayoritariamente los estratos de mortalidad más alta y no llegan nunca a alcanzar mortalidades menores que 68 por mil. Por cierto, tales características deben interpretarse considerando el grado de desagregación que ha sido posible lograr con la muestra y el carácter aproximativo que tienen todas las estimaciones.

La significación de los contrastes descritos se analizan en el capítulo siguiente.

Cuadro 13.
ESTRATOS DE POBLACION SEGUN LA MORTALIDAD DEL MENOR DE DOS AÑOS,
ARGENTINA, 1965-1966

Estratos de mortalidad	Proba - bilidad de morir (por mil)	Mujeres incluidas en el grupo		Distribución porcentual estimada de:		
		Región	Años de instrucción	Mujeres de 15-49 años	Naci- dos vivos	Defun- ciones menores de dos años
TOTAL	58			100	100	100
Muy baja	21	Metropolitana Pampeana	10 y más 10 y más	16	8	3
Baja	35	Metropolitana Pampeana Cuyo	7 - 9 7 - 9 7 - 9	34	25	16
Mediana	50	Resto regiones Comahue-Patag. Nordeste Metropolitana Pampeana	10 y más 7 - 9 7 - 9 4 - 6 4 - 6	20	21	18
Media alta	71	Noroeste Cuyo Nordeste Noroeste Metropolitana Pampeana Cuyo Nordeste	7 - 9 4 - 6 4 - 6 4 - 6 0 - 3 0 - 3 0 - 3 0 - 3	25	36	45
Alta	110	Comahue-Patag. Comahue-Patag. Noroeste	4 - 6 0 - 3 0 - 3	5	10	18

V. ALGUNOS COMENTARIOS SOBRE LOS RESULTADOS DE LA INVESTIGACION

Los resultados de la investigación descritos en el capítulo precedente muestran que, aunque la Argentina se sitúa en la América Latina entre los países de más baja mortalidad en los primeros dos años de vida, hay considerable heterogeneidad en este riesgo en diversas subpoblaciones del país. La subpoblación de mayor mortalidad presenta un riesgo cinco veces mayor que el estrato más favorecido.

La significación de estas diferencias se comprenden mejor si se introduce la idea de población expuesta a riesgo. Para estos fines y con los métodos que se explican en el Anexo 3, se estimó para cada estrato la proporción, sobre los respectivos totales nacionales, de mujeres en edad fértil, de nacidos vivos y de muertes esperadas en los primeros dos años de vida. Por cierto, debido a los factores de error que se han mencionado y a los supuestos implícitos en estas nuevas estimaciones, todas estas cifras deben considerarse sólo como una aproximación a la realidad. Aun así, ellas ponen de manifiesto hechos de la mayor importancia.

Un aspecto positivo es que se ha encontrado que existe en la Argentina un grupo de población en el cual la mortalidad en estudio alcanza un bajo nivel (21 por mil), bastante cercano al descrito en países más avanzados. El grupo está constituido por mujeres de condición socio-económica elevada, a juzgar por el hecho que su educación es la más alta de las categorías utilizadas. Es una población que vive en la Capital Federal y en región Pampeana. Estas dos condiciones seguramente facilitan su acceso físico y socio-económico a las mayores oportunidades, recursos y servicios que se concentran en la capital del país. Pero sólo una de cada seis mujeres en edad de procrear pertenecen a este grupo privilegiado. Por esta misma circunstancia, ellas tienen una fecundidad baja, por lo cual

estas mujeres aportan sólo el 8 por ciento de los nacidos vivos nacionales que, expuestos a la baja mortalidad del estrato, ocasionan tan sólo el 3 por ciento del total de defunciones estimadas en menores de dos años del país. Aunque este estrato tiene el valor de señalar el bajo nivel de mortalidad temprana que es posible alcanzar en la Argentina, ciertamente no pesa a nivel nacional.

Por el contrario, el grueso del problema de la mortalidad en la niñez temprana de la Argentina está formado por las subpoblaciones comprendidas en los estratos de mayor mortalidad. En ellas el riesgo promedio es 71 y 110 por mil y se encuentran formados en su casi totalidad (94 por ciento) por mujeres analfabetas o de educación primaria muy incompleta (1-3 años). Todos los hijos de mujeres con este bajo nivel de educación del país están incluidos en estos dos estratos, aunque los hijos de aquellas mujeres que residen en la Capital Federal o la región Pampeana se acercan a un nivel de mortalidad de 70 mil, en tanto que los niños nacidos en las regiones Comahue-Patagonia y Noroeste se acercan o sobrepasan un riesgo de 100 por mil. Es pertinente recordar aquí el ya mencionado estudio de Arruñada, Rothman y Segre sobre la mortalidad infantil en la Capital Federal. Ellos identificaron en Buenos Aires un grupo socio-económico donde esta tasa alcanza a 68 por mil. Y también describen un conjunto de circunscripciones situadas de preferencia en la región sudeste de la ciudad, que son asentamientos tradicionales de villas miserias, en las cuales esta mortalidad supera 40 por mil. El grupo de poblaciones de mayor mortalidad, en consecuencia, se extiende al seno de la propia capital de la República.

En el conjunto de los estratos de mayor mortalidad descritos en el cuadro 13 se estima que residen el 30 por ciento de las mujeres de edad fértil del país que, por su alta fecundidad, procrean el 46 por ciento de los nacidos vivos anuales. En ellos la muerte se produce con tal frecuencia que el grupo contribuye con casi dos tercios de las defunciones estimadas de menores de dos años de todo el país. Este es el nudo epidemiológico y demográfico de la mortalidad en esta edad en la Argentina y sólo en la medida que se logren cambiar las condiciones que los determinan y que imperan en estas dos subpoblaciones, se podrá esperar que la Argentina se acerque a los niveles de mortalidad que la experiencia de países más avanzados demuestra como alcanzables en la actualidad.

Los datos presentados en el cuadro 13, junto con resultados semejantes observados en estudios similares hechos en otros países de la América Latina, indican que el nivel de vida del hogar y de la comunidad en que el niño se gesta y nace (que se supone expresado por el grado de educación de la mujer) es el factor determinante fundamental en el curso a la muerte o a la sobrevivencia del recién nacido. También son significativos en esta interpretación los datos del cuadro 11, señalan que la mayor mortalidad está en la clase obrera y en especial en el campesinado, a pesar

de que la identificación de clase social que se ha podido hacer es en extremo imperfecta. En igual sentido debe interpretarse la concordancia general que se ha encontrado entre los diferenciales geográficos de la mortalidad y la estructura regional del proceso de desarrollo en el país.

Es claro que, como en todo otro país, la situación que se discute está asociada a las disparidades con que se distribuye en la población el producto del trabajo del hombre, en términos de bienes y servicios. En consecuencia, todo cambio que redunde en superar esta situación, será la contribución más decisiva para reducir drásticamente los contrastes de mortalidad que se han descrito. Es significativo citar a este respecto el trabajo de Bhattacharyya ^{33/}, realizado con datos de 52 países, en el cual se comparó la tasa de mortalidad infantil de países con diverso nivel y distribución del ingreso. Bhattacharyya encontró que la mortalidad, a igual nivel de ingreso, se reducía en una proporción variable entre 24 y 36 por ciento cuando la distribución del ingreso tendía a ser menos desigual. En la Argentina, en 1970, los asalariados forman el 71 por ciento de la población económicamente activa y reciben el 41 por ciento del ingreso nacional ^{34/}.

Desde otro punto, en todo país cabe al sector salud la responsabilidad de organizar la atención de salud de tal modo que cubra a toda la población y signifique la mejor utilización de los recursos en las condiciones de desarrollo en que se plantea el problema nacional de salud. Estos propósitos están limitados por los mismos determinantes estructurales que se han mencionado que, por una parte, mantienen condiciones agresivas para la salud en los sectores socio-económicos menos favorecidos y, por otra, tienden a discriminar al acceso geográfico y socio-económico al sistema de salud.

La necesidad de mejorar el sistema de salud en la Argentina parece clara con los datos del cuadro 14, que muestran algunos gruesos indicadores referentes a recursos y atenciones del sector salud. Aunque las disparidades son menores que en otros países latinoamericanos, es notorio que en la Argentina el sistema concentra recursos y atenciones en las regiones Metropolitana y Pampeana, que son de menor mortalidad en la niñez, en desmedro de las regiones con mayores riesgos en esta edad.

Los resultados de la presente investigación señalan la necesidad de superar estas contradicciones y dar prioridad a los grupos expuestos a mayor riesgo que ha sido posible identificar.

^{33/} Bhattacharyya, A.K., Income Inequalities and Fertility: a Comparative Study. Population Studies, Vol. 29, No. 1, marzo, 1975.

^{34/} Oficina Internacional de Trabajo, Anuario de estadísticas de trabajo, Ginebra, 1975.

Cuadro 14.
INDICADORES SOBRE EL SISTEMA DE SALUD, ARGENTINA, 1970

Regiones	Habitantes por médico	Por ciento de fallecidos con atención médica	Por ciento de nacimientos con atención médica	Probabilidad de morir en primeros dos años (por mil)
Capital Federal				
Pampeana.....	414	73.2	96.4	43-49
Cuyo.....	698	73.2	91.6	62
Nordeste.....	1 597	64.2	52.1	69
Comahue-Patago- nia.....	1 024	63.2	84.2	76
Noroeste.....	1 096	64.0	69.2	90

Fuente: Ministerio de Bienestar Social. Secretaría de Estado de Salud Pública. Indicadores de Bienestar y Salud, Estadísticas Vitales y de Salud, No. 3, 1973.

Finalmente, se hace notar que el método de Brass (variante Sullivan), basado en dos simples preguntas censales, ha permitido un conocimiento más completo de la situación de mortalidad de la niñez temprana en la Argentina, ampliando la información que proporciona el sistema de estadísticas vitales. Sin perjuicio de continuar esfuerzos para mejorar este sistema, la investigación pone de manifiesto la conveniencia de obtener la información sobre hijos tenidos e hijos sobrevivientes con la mayor exactitud posible en el próximo censo de población y de utilizar plena y oportunamente las posibilidades de análisis y aplicación de estos datos, potencialidad que el presente estudio ha puesto en evidencia.

RESUMEN

1. En esta investigación se estudia la probabilidad de morir entre el nacimiento y los dos años de edad en la Argentina, la cual se estima por 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 y se analizan por variables geográficas, nivel de educación de la mujer y "clase social".
2. El riesgo de morir del niño en sus primeros dos años de vida se estima en la Argentina en 58 por mil nacidos vivos para el total del país. Es un riesgo relativamente bajo en la región de Latinoamérica (cuadro 4), pero 5-6 veces superior al registrado por Suecia.
3. La mortalidad tiene un amplio campo de variación entre provincias, que va de 36 por mil en la Capital Federal a 136 por mil en Jujuy (cuadro 5). Las regiones Metropolitana y Pampeana (Capital Federal, provincias de Buenos Aires, Entre Ríos, Santa Fe, Córdoba y La Pampa) son las de menor mortalidad. Como regiones de más alto riesgo se destacan la región Noroeste (Santiago del Estero, Catamarca, Tucumán, La Rioja, Salta y Jujuy), Comahue-Patagonia (Río Negro, Neuquén, Chubut, Santa Cruz y Tierra del Fuego) y la región Nordeste (Corrientes, Misiones, Chaco y Formosa), (cuadro 6).
4. El nivel de educación de la mujer, que se considera un indicador de su nivel de vida, aparece como el principal determinante del riesgo de morir del niño (cuadro 9). La mortalidad sube linealmente de 26 por mil en los hijos de mujeres con 10 y más años de educación, a 96 por mil en los hijos de mujeres sin educación. Este diferencial explica en parte los contrastes geográficos de esta mortalidad.

5. La mortalidad por una clasificación aproximada de "clase social" confirma estos diferenciales. El riesgo es de 28 por mil en el grupo de más alto nivel que contrasta con una mortalidad de 74 por mil en el campesinado (cuadro 11).
6. Mediante las variables geográficas y de educación se definen cinco estratos de población según el riesgo de morir en los primeros dos años de vida. El nudo epidemiológico y demográfico de la mortalidad en la niñez temprana en la Argentina está constituido fundamentalmente por los hijos de mujeres analfabetas o semianalfabetas, cualquiera que sea la región del país en que residan, y de mujeres de baja educación que viven fuera de la Capital Federal y de la región Pampeana. En esta subpoblación se estima que están el 30 por ciento de las mujeres en edad fértil, ocurren en el 46 por ciento de los nacidos vivos y se producen el 63 por ciento de las defunciones de menores de dos años del país.
7. Las características de la mortalidad que se han descrito guardan relación con la forma de desarrollo económico y social del país y sus diferenciales regionales. La persistencia de niveles aún elevados de mortalidad en los sectores socio-económicos más bajos de la población y la tendencia observada hasta 1970 con disminución de la baja de la mortalidad en los primeros años de vida señala la necesidad de superar los determinantes estructurales que definen esta situación y de perfeccionar el sistema de salud, de tal modo que las poblaciones más expuestas sean prioritarias en el proceso de desarrollo.
8. El método de Brass (variante Sullivan), aplicado a los datos del censo de población de 1970, ha permitido un conocimiento más completo de la mortalidad en la niñez temprana en Argentina, ampliando la información proporcionada por las estadísticas vitales. Se subraya la necesidad de obtener con la mayor exactitud posible los datos básicos que permiten la aplicación del método en el próximo censo de población y de utilizar plena y oportunamente sus potencialidades analíticas, que esta investigación ha puesto en evidencia.

*
* *

ANEXO 1

EJEMPLO DE APLICACION DEL METODO DE SULLIVAN PARA ESTIMAR
LA MORTALIDAD EN LA NIÑEZ A PARTIR DE LA PROPORCION
DE HIJOS FALLECIDOS - TOTAL DEL PAIS

Método de Sullivan ^{35/} (cuadro 1A.)

Los datos básicos son los siguientes:

- 1) Mujeres que declararon hijos tenidos y sobrevivientes, agrupadas en intervalos quinquenales de edades (i) entre 20 y 34 años ($i=2$ para 20-24; $i=3$ para 25-29; $i=4$ para 30-34).
- 2) Total e hijos tenidos nacidos vivos, por las mujeres de cada intervalo i de edades (HNV_i).
- 3) Total de hijos sobrevivientes al momento del censo de los tenidos por mujeres de cada intervalo i (HS_i).

A partir de estos datos se obtiene:

- 4) Proporción de hijos fallecidos (D_i) del total de hijos tenidos para cada intervalo i según:

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

- 5) Paridez media para los grupos $i=2$ e $i=3$ (P_2 y P_3) siendo en el presente ejemplo para el total del país:

$$P_2 = \frac{HNV_2}{\text{Mujeres de edad 20-24}} = \frac{11\ 697}{14\ 603} = 0.80100$$

$$P_3 = \frac{HNV_3}{\text{Mujeres de edad 25-29}} = \frac{23\ 758}{14\ 348} = 1.65584$$

^{35/} 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, March, 1972.

- 6) El cociente $P_2/P_3 = 0.80100/1.65584 = 0.48374$
- 7) El multiplicador K_i que 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 las tablas modelo de mortalidad de Coale-Demeny. Para el modelo oeste, utilizado en este estudio, los parámetros son:

i	a_i	b_i
2	1.30	- 0.54
3	1.17	- 0.40
4	1.13	- 0.33

En el presente ejemplo K_i se estima de la siguiente forma:

$$K_2 = 1.30 - 0.54 (0.48374) = 1.03878$$

$$K_3 = 1.17 - 0.40 (0.48374) = 0.97650$$

$$K_4 = 1.13 - 0.33 (0.48374) = 0.97037$$

- 8) La estimación final de ${}_xq_0$ se logra mediante 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) se relacionan como sigue:

$${}_2q_0 = K_2 D_2; \quad {}_3q_0 = K_3 D_3; \quad {}_5q_0 = K_4 D_4$$

Ajuste de las ${}_xq_0$ observadas

- 9) Para cada ${}_xq_0$ observada se obtiene el número de sobrevivientes a la edad exacta x , mediante la relación:

$$l_x = 1 - {}_xq_0$$

que se deriva de:

$${}_xq_0 = \frac{l_0 - l_x}{l_0} = 1 - l_x \quad \text{para } l_0 = 1$$

- 10) Se calcula ^{36/}, por interpolación lineal en las tablas modelo de Coale-Demeny, para ambos sexos, para el mismo modelo utilizado en el método de Sullivan, el nivel de la tabla correspondiente a cada l_x .
- 11) Se obtiene un promedio aritmético de los niveles encontrados para l_2 , l_3 y l_5 . En este ejemplo el nivel medio es 19.575.
- 12) Con este nivel medio se obtienen de la misma tabla, por interpolación lineal, los valores l_x y los correspondientes ${}_xq_0$ ya ajustados.

^{36/} Naciones Unidas, Método para establecer mediciones demográficas fundamentales a partir de datos incompletos. Manual IV, ST/SOA, Serie A/42., pág. 101.

Cuadro 1A.

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. ARGENTINA, 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 $_i$)
20-24	2	14 603	11 697	10 950	0.80100
25-29	3	14 348	23 758	22 382	1.65584
30-34	4	13 997	33 317	31 209	2.38030
	Proporción hijos fallecidos (D $_i$)	Multiplificador (K $_i$)	Edad del hijo (x)	Probabilidad de morir (${}_xq_0$)	
20-24	0.06386	1.03878	2	0.06634	
25-29	0.05792	0.97650	3	0.05656	
30-34	0.06327	0.97037	5	0.06140	
	Sobrevivientes (l_x)	Nivel equivalente en Coale - Demeny	Para el nivel medio		
			Sobrevivientes (l_x)	${}_xq_0$ ajustadas	
20-24	93 366	18.93759	94 212	0.05788	
25-29	94 344	19.91804	93 847	0.06153	
30-34	93 860	19.87213	93 383	0.06617	
Nivel medio =		19.57592			

$$P_2/P_3 = 0.80100/1.65584 = 0.48374$$

A N E X O 2.

METODO PARA COMPARAR LAS ESTIMACIONES DE 290 CON
DATOS ORIGINADOS EN LAS ESTADISTICAS VITALES

El método consiste en calcular ${}_2q_0$ para los años 1965 y 1966 a partir de los nacidos vivos y las defunciones de menores de un año y de un año de edad registrados en el país en el período de referencia.

Se parte de la relación:

$$q_x = 1 - p_x$$

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

$$p_x = \alpha p_x \cdot \delta p_x$$

siendo:

$$\alpha p_x = \frac{N_x^I}{E_x}$$

$$\delta p_x = \frac{E_{x+1}}{N_x^{II}}$$

Para el año 1965, por ejemplo se definen:

$$N_x^I = \text{Número de personas de edad comprendida entre } x \text{ y } x + 1 \text{ al } 1^\circ \text{ de enero de 1966.}$$

$$N_x^{II} = \text{Número de personas de edad comprendida entre } x \text{ y } x + 1 \text{ al } 1^\circ \text{ de enero de 1965.}$$

$$E_x = \text{Número de personas que alcanzan la edad } x \text{ durante el año 1965.}$$

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

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

Para el cálculo de estas probabilidades se partió de los nacimientos registrados corregidos en los años 1963 a 1966 y de las defunciones por años simples en menores de dos años.

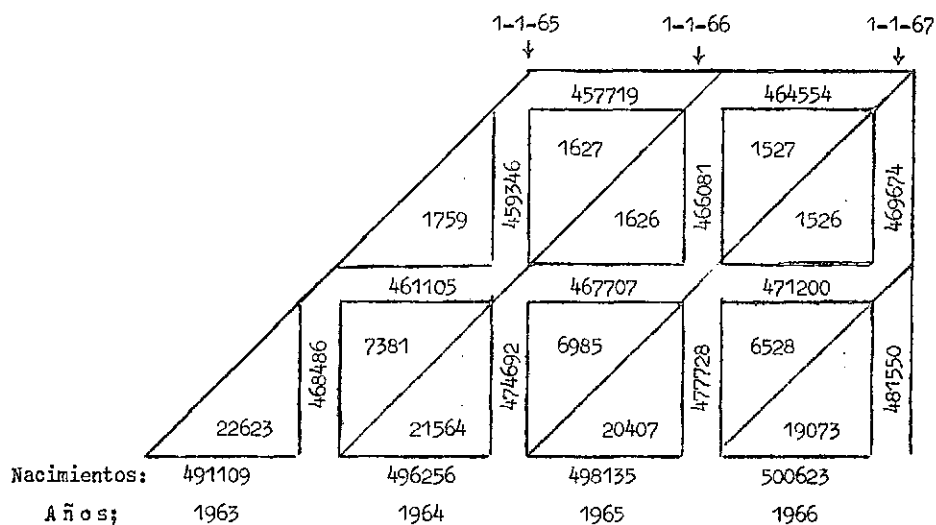
Dado el cambio de criterio en la elaboración de los datos referidos a nacimientos a partir del año 1965 — se registraron sólo los nacimientos ocurridos en el año, excluyendo los registros tardíos — fue necesario corregir los nacimientos registrados en los años 1965 y 1966. El procedimiento utilizado fue el de ajustar gráficamente las tasas brutas de natalidad para estos años en base a la serie de tasas anuales de 1960 a 1966 y las tasas de natalidad quinquenales estimadas en la hipótesis recomendada de la proyección de población 1950-2000 hecha por CELADE para la Argentina. Una vez ajustadas las tasas de natalidad correspondientes a 1965 y 1966, los nacimientos relativos a esos años resultaron corregidos en un 3.3 por ciento en 1965 y 4.4 por ciento en 1966.

Las muertes bajo un año se descompusieron utilizando el factor de separación derivado de la tabla de vida confeccionada para la Argentina para el trienio 1959-1961 ^{37/}, dado que la mortalidad infantil casi no descendió en la década 1960-1970.

Años	$\bar{\delta}_0$
1963 a 1966	0.255

Para las defunciones de un año, se supone que $\delta_1 = 0.50$. Restando las respectivas defunciones a los nacimientos de cada año, se calcularon los sobrevivientes para las edades y fechas requeridas, como puede verse en el siguiente diagrama de Lexis:

^{37/} Camisa, Zulma, op.cit.



En la última columna del siguiente cuadro se obtuvo:

$${}_2q_0 = 1 - {}_2p_0 = 1 - {}_1p_0 {}_1p_1$$

Edad	${}_1p_x$	${}_2p_x$	p_x	l_x	${}_xq_0$
Año 1965					
0	0.95903	0.98528	0.94492	100.000	0
1	0.99652	0.99646	0.99299	94.492	0.05508
2				93.830	0.06170 = ${}_2q_0^{65}$
Año 1966					
0	0.96100	0.98633	0.94876	100.000	0
1	0.99676	0.99672	0.99349	94.876	0.05124
2				94.258	0.05956 = ${}_2q_0^{66}$

El promedio de ${}_2q_0$ para 1965-1966 es 0.05956 que comparado con el valor estimado en el presente estudio = 0.05788 indica una diferencia de 2.8 por ciento en la estimación por el método de Sullivan respecto a estadísticas vitales.

A N E X O 3.

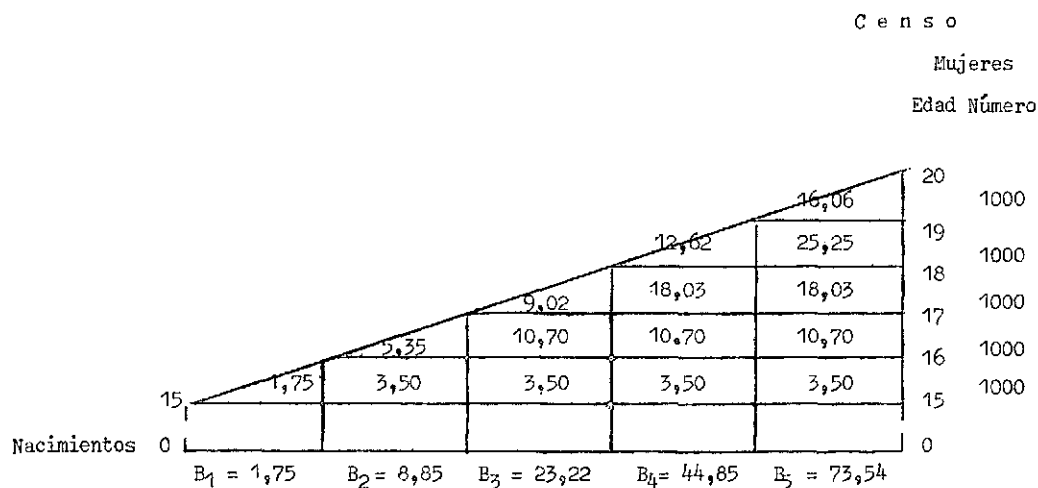
METODO UTILIZADO PARA ESTIMAR LOS NACIDOS VIVOS Y
LAS DEFUNCIONES EN LOS ESTRATOS DEFINIDOS POR
LA MORTALIDAD EN LOS PRIMEROS AÑOS DE VIDA

Estimación de los nacidos vivos en el último año

Para cada grupo quinquenal de edades de la mujer, el censo proporciona el total de hijos tenidos por ella hasta el momento del empadronamiento. Se trata de estimar, de este conjunto, los nacimientos que habrían ocurrido en los 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 $m = 29.2$ años ^{38/}.

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

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



^{38/} Ortega, A., Un modelo para estimar la mortalidad a través de preguntas censales sobre hijos nacidos vivos e hijos sobrevivientes, CELADE, Serie AS, No. 15, Setiembre, 1972, Anexo 1.

La suma de las columnas verticales da el número de nacimientos que habrían ocurrido 5, 4, 3, 2 y 1 años antes del censo. El total de la cohorte sería 152.21 nacimientos, de los cuales 73.54 habrían ocurrido en el último año, lo que hace una proporción de $73.54/152.21 = 0.483 = p_1$.

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

Obtenidos los restantes p_x 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 _x)	p_x	Estimación de hijos tenidos en el último año (HNV _x · p_x)
15-19	2 354	0.483	1 136
20-24	11 697	0.224	2 620
25-29	23 758	0.112	2 661
30-34	33 317	0.061	2 032
35-39	37 874	0.034	1 288
40-44	40 346	0.017	686
45-49	36 750	0.004	147
Total estimado en la muestra			10 570

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 produciría entre el nacimiento y la edad exacta dos años se estimó aplicando la probabilidad de morir de cada estrato al número de nacimientos vivos que se espera que ocurrirían anualmente en el mismo.

A N E X O 4.

CLASIFICACION DE LA POBLACION ECONOMICAMENTE ACTIVA
EN "CLASES SOCIALES"

Los datos disponibles en el censo de población sobre ocupación y categoría de ocupación no permiten, en rigor, hacer una identificación de clases (y sub-clases) sociales. Considerando la importancia de esta variable en el análisis de la mortalidad, se ha utilizado la siguiente clasificación, aplicada al jefe del hogar, para reconocer algunos de los grupos más importantes y relativamente bien definidos. Véase en el texto, (páginas 41-42), una caracterización de cada categoría.

Por iguales motivos, fue excluido un grupo que alcanza a casi un tercio de la población económicamente activa. Está constituido sobre todo por "trabajadores por cuenta propia"; por personas en las cuales la ocupación o la categoría ocupacional no estaba registrada o precisada; por personas que buscan trabajo por primera vez; por miembros de las fuerzas armadas; etc.

Código de la ocupación OMUECE-70	Ocupación	Categoría ocupación
<u>"Clase alta"</u>		
000-087	Profesionales, técnicos y personas en ocupaciones afines	Empleadores
100-127	Gerentes, administradores y funcionarios de categoría directiva	
300	Comerciantes-propietarios de comercio al por mayor	
400	Jefes, administradores de explotaciones agropecuarias	
410-418	Agricultores-propietarios, aparceros, arrendatarios y colonos, dedicados a trabajos agropecuarios generales o especializados	
<u>"Clase media"</u>		
000-012	Arquitectos e ingenieros	Empleados y trabajadores por cuenta propia
015-018	Químicos, físicos, bacteriólogos	
021-023	Agrónomos y veterinarios	
027	Biólogos	
029-030	Médicos y dentistas	
037	Farmacéuticos	
044	Rectores y profesores universitarios	
050-053	Matemáticos, estadísticos, economistas	
055	Sociólogos, psicólogos y afines	
058-050	Abogados y jueces	

<u>Código de la ocupación</u> OMUECE-70	<u>Ocupación</u>	<u>Categoría ocupación</u>
100-127	Gerentes, administradores y funcionarios de categoría directiva	} Empleados
013-014	Técnicos en ingeniería	
019-020 } 024-026 }	Técnicos en agronomía, veterinaria y similares	} Trabajadores por cuenta propia y empleados
028	Otros profesionales afines y NCEOG*	
031-036 } 038-043 }	Profesionales paramédicos y técnicos en el área de salud	
045-049	Profesores y maestros de enseñanza pre-escolar primaria, media y especial	
054	Contadores	
056-057	Otros profesionales de la economía y la sociología	
060	Notarios, registradores públicos	
061-069	Escritores y artistas	
070-071	Religiosos	
072-087	Otros profesionales y técnicos	
200-286	Empleados de oficina y personas en ocupaciones afines	} Empleados
301	Comerciantes-propietarios en el comercio por menor	} Empleadores
310	Vendedores, dependientes de tiendas y demostradores	} Empleados
320-321	Viajantes de comercio, representantes de fabricantes y de comercio	} Empleadores, trabajadores por cuenta propia y empleados
330-339	Agentes, corredores y comisionistas y afines	
<u>"Clase baja en la agricultura"</u>		
420	Trabajadores agropecuarios	} Empleados
421-424	Otros trabajadores del agro	
430-431 } 440-454 }	Trabajadores en pesca, caza, bosques y afines	
410-418	Agricultores-propietarios (incluye arrendatarios, aparceros y colonos) dedicados a trabajos agropecuarios generales o especializados	
		} Trabajadores por cuenta propia y empleados

Código de la ocupación OMUECE-70	Ocupación	Categoría ocupación
<u>"Clase baja urbana"</u>		
501-511	Choferes de vehículos de transporte (con exclusión de choferes de taxi)	Empleados
510-511	Maquinistas de locomotoras, operadores de embarcaciones marítimas, operadores de ferrocarriles y sistemas de tránsito	
520-523		
530-535		
600-681	Artesanos y operarios en ocupaciones relacionadas con la hilandería, confección de vestuario y calzado, carpintería, industria de la construcción y mecánica	
700-799	Otros artesanos y operarios	
800-835	Obreros y jornaleros NCEOG*	

* NCEOG: No clasificados en otros grupos.

F6rm. No. 594-300
Mayra Chaverri M.

CEPRIS - Centro de Informacion de Demografia

Edificio Naciones Unidas
Avenida Dag Hammarskjöld
Casilla 91, Santiago, CHILE

Apartado Postal 5249
San José, COSTA RICA