

111 69 00

2



E/CN.CELADE/FR/1027

2

**Centro Latinoamericano de Demografía**

**HUGO BEHM**

**ALFREDO LEDESMA**

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

**PERU**

**1967-1968**

**San José, Costa Rica**





Publicación realizada en el marco del  
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 partícipe de ellos

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

**P E R U**

**1967-1968**

**Hugo Behn**

**Alfredo Ledesma**

**Centro Latinoamericano de Demografía  
CELADE - San José**

**Serie A. No. 1029  
Mayo de 1977**

Estudio realizado con la colaboración de  
Domingo Primante  
Asistente de Investigación

Esta investigación ha sido realizada con la colaboración del Instituto Nacional de Estadística (INE) del Perú, el cual proporcionó las tabulaciones de los datos censales básicos. El Sr. Alfredo Ledesma, funcionario del INE, participó en la elaboración del estudio como becado investigador.

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

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

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

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

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

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

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





## **PRESENTACION**

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



# I N D I C E

	Página
PRESENTACION .....	vii
I. EL PROBLEMA EN ESTUDIO: DEFINICION E IMPORTANCIA .....	1
II. MATERIAL DE ESTUDIO Y METODOLOGIA.....	5
El método de Brass para la estimación retrospectiva de la mortalidad .....	5
El método de Sullivan .....	7
Ajuste de las estimaciones .....	8
Selección del valor $2q_0$ para el análisis descriptivo de la mortalidad .....	8
Los datos básicos censales .....	9
Las variables geográficas .....	10
Nivel de instrucción de la mujer .....	12
III. MORTALIDAD EN LOS PRIMEROS AÑOS DE VIDA.....	15
Mortalidad en el menor de dos años en el total del país .....	15
Las diferencias geográficas de la mortalidad en el menor de dos años .....	17
Mortalidad en el menor de dos años por nivel de instrucción de la mujer .....	24
Estratos geográficos y socio-económicos según mortalidad en el menor de dos años .....	33
IV. LA MORTALIDAD INFANTIL .....	37
V. ALGUNOS COMENTARIOS SOBRE LOS RESULTADOS DEL ESTUDIO....	41

RESUMEN .....	45
ANEXO 1	
Ejemplo de aplicación de los métodos para estimar la mortalidad en la niñez a partir de la proporción de hijos fallecidos .....	47
ANEXO 2	
Método para comparar las estimaciones de mortalidad con datos originados en las estadísticas vitales ..	55
ANEXO 3	
Método de estimación de nacidos vivos en el último año y de las correspondientes defunciones a partir del número de hijos tenidos por las mujeres .....	59

# INDICE DE CUADROS Y GRAFICOS

## Cuadro

1	Tasas de mortalidad de menores de cinco años de edad en países seleccionados de la América Latina, alrededor de 1970 .....	2
2	Población por regiones y áreas urbana y rural. Perú, censo de 1972 .....	11
3	Nivel de educación de mujeres de 20-34 años, en población urbana y rural. Perú, 1972 .....	13
4	Probabilidad de morir entre el nacimiento y los dos años de edad, países seleccionados, alrededor de 1970 .....	16
5	Probabilidad de morir entre el nacimiento y los dos años de edad por departamentos, población urbana y población rural. Perú, 1967-1968 .....	17

## Cuadro

6	Indicadores de nivel de vida en población urbana y rural. Perú, 1972 .....	19
7	Población urbana y rural por departamentos agrupados por niveles de la probabilidad de morir entre el nacimiento y los dos años de edad. Perú, 1967-1968 .....	20
8	Indicadores demográficos y de nivel de vida, por departamentos. Perú, 1972 .....	22
9	Probabilidad de morir entre el nacimiento y los dos años de edad, por áreas urbana y rural, según el nivel de instrucción de la mujer. Perú, 1967-1968..	25
10	Probabilidad de morir entre el nacimiento y los dos años de edad por nivel de instrucción de la mujer, países latinoamericanos seleccionados, alrededor de 1970 .....	27
11	Probabilidad de morir entre el nacimiento y los dos años de edad por regiones geográficas y nivel de educación de la mujer. Perú, 1967-1968 .....	29
12	Probabilidad de morir entre el nacimiento y los dos años de edad por regiones geográficas, población urbana y rural y nivel de educación de la mujer. Perú, 1967-1968 .....	32
13	Estratos de mortalidad según la probabilidad de morir entre el nacimiento y los dos años de edad y estimación de los nacidos vivos y defunciones de menores de dos años por estrato. Perú, 1967-1968 ..	34
14	Estimaciones de la tasa de mortalidad infantil por divisiones geográficas y nivel de instrucción de la mujer. Perú, 1967-1968 .....	38
15	Tasas de mortalidad infantil en algunos países de la América Latina hacia 1970 .....	39

xii

Gráfico

	Página
1 Probabilidad de morir entre el nacimiento y los dos años de edad, por departamentos. Perú, 1967-1968.....	18
2 Probabilidad de morir antes de cumplir los dos años de edad a partir del nacimiento, según el nivel de educación de la mujer, en la población total, urbana y rural Perú, 1967-1968.....	26
3 Probabilidad de morir entre el nacimiento y los dos años de edad, por regiones geográficas y nivel de educación de la mujer. Perú, 1967-1968.....	30

\*\*

\*

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

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

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

---

<sup>1/</sup> Organización Panamericana de la Salud, Las condiciones de la salud en las Américas, 1965-1968, Publicación Científica Nº 207, setiembre, 1970.

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

<sup>3/</sup> Organización Panamericana de la Salud, Plan Decenal de Salud para las Américas, Informe final de la III Reunión Especial de Ministros de Salud de las Américas, documento oficial Nº 118, enero, 1973.

Aunque la información estadística disponible sobre la situación de la mortalidad en la niñez temprana en Perú es muy restringida, muestra que ella es desfavorable. De acuerdo a las publicaciones del Ministerio de Salud <sup>4/</sup>, en 1969 la tasa de mortalidad infantil fue 95,9 por mil y la tasa de mortalidad en las edades 1-4 años alcanzó a 15,0 por mil. Se advierte en esta publicación que la tasa de mortalidad infantil estimada por la Escuela de Salud Pública sería del orden de 110 por mil. La excesiva mortalidad en los menores de cinco años de edad del Perú se puede observar en la comparación que presenta el cuadro 1.

Cuadro 1

TASAS DE MORTALIDAD DE MENORES DE CINCO AÑOS DE EDAD EN PAISES  
SELECCIONADOS DE LA AMERICA LATINA, ALREDEDOR DE 1970

Países	Años	Tasa (por mil)
Guatemala.....	1970-1971	30,3
Perú .....	1969-1970	22,4
Argentina .....	1969-1970	15,2
Uruguay .....	1970-1971	10,1
Cuba .....	1971-1972	7,1
Estados Unidos .....	1970-1971	4,8

Fuente: Organización Panamericana de la Salud, Las condiciones de salud en las Américas, 1969-1972, Publicación científica Nº 287, 1974.

En el Tercer Congreso de Salud Pública realizado en Lima en 1968<sup>5/</sup>, la tasa de mortalidad infantil se estimó en 160,7 por mil, con valores superiores a 180 por mil en las circunscripciones sanitarias de Ayacucho, Huancavélica, Apurímac, Cuzco-Madre de Dios, Puno y Cajamarca.

<sup>4/</sup> Instituto de Neonatología y Protección Materno-infantil, Programa Nacional de Salud Materno-infantil, Lima, Perú, 1973.

<sup>5/</sup> Citado en Estudio sobre la población peruana, Instituto Nacional de Planificación, Oficina Nacional de Estadística y Censos, Lima, Perú, agosto, 1973.



En el Plan Sectorial de Salud 1971-1975 <sup>6/</sup> se hace notar que en 1967 las muertes de menores de cinco años constituían el 46,2 por ciento del total de defunciones del país. Según esta fuente, del total de 44 548 defunciones registradas en estas edades en ese año, el 58 por ciento tiene una etiología infecciosa; de ellas el 11 por ciento es susceptible de control por vacunación, el 15 por ciento está relacionada con saneamiento deficiente y el 30 por ciento se debe a enfermedades respiratorias agudas.

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

Frente a esta necesidad de conocimiento del problema, hay en los países en desarrollo una contradictoria escasez de información <sup>7/</sup>. Los datos básicos se generan en el registro legal de nacidos vivos y defunciones que están afectados por deficiencias variables y a veces muy importantes. En el caso del Perú, se acaba de mencionar la estimación de la tasa de mortalidad infantil de la Escuela de Salud Pública para 1969, que supera en 15 por ciento a la tasa oficial. La Unidad de Análisis Demográfico de la Oficina Nacional de Estadística y Censos <sup>8/</sup> estima esta tasa en 152,7 para 1965, lo que indicaría una omisión de 57,2 por ciento con respecto a la cifra calculada con datos de registro, que es de 65,4 por mil. Como se ha dicho, para el mismo año la estimación presentada al Tercer Congreso de Salud Pública alcanza a 160,7 por mil.

La comparación de las estimaciones de la tasa de mortalidad infantil por circunscripciones sanitarias de esta última fuente, con las cifras oficiales de 1967 por departamentos (que son las únicas que se han tenido a disposición), muestran que la omisión no sólo es grande, sino que es variable geográficamente. En Cajamarca y La Libertad, por ejemplo, la tasa calculada con cifras de registro sólo alcanza a un sexto de la estimada.

Ante esta situación contradictoria, esto es, la necesidad de buena información sobre mortalidad para tomar decisiones importantes, por un lado, y deficiencias en la información disponible, por el otro, se comprende el interés de un método que, utilizando fuentes de datos ajenas al sistema de estadísticas vitales, pudiera proporcionar estimaciones satisfactorias de la mortalidad en la niñez. Tal método fue elaborado por

---

<sup>6/</sup> Ministerio de Salud, Plan sectorial de salud, 1971-1975, Lima, Perú, 1970.

<sup>7/</sup> Montoya, C., Levels and Trends of Infant Mortality in the Americas, 1950-1971, World Health Statistics Reports, Vol. 27, Nº 12, 1974.

<sup>8/</sup> Instituto Nacional de Planificación, Oficina Nacional de Estadística y Censos, Boletín de Análisis Demográfico Nº 16, Perspectivas de crecimiento de la población de Perú 1960-2000, Lima, Perú, 1975.

William Brass y divulgado por el Centro Latinoamericano de Demografía en un Seminario que Brass dirigió en 1971<sup>9/</sup>. El método, que se explica más adelante, deriva estimaciones de la mortalidad en la niñez basándose en la proporción de hijos fallecidos sobre el total de hijos tenidos declarados por las mujeres en censos o encuestas.

El procedimiento hace posible el estudio de la mortalidad por variables geográficas (divisiones administrativas, población urbana y rural) y, lo que es más importante, permite analizar las diferencias socio-económico-culturales utilizando indicadores como la educación y la raza de la mujer, información que las estadísticas vitales habitualmente no proporcionan. Aunque el método no está libre de errores, se supone que sus resultados son razonablemente confiables.

En la presente investigación se estudia con este método la probabilidad de morir, en el Perú, entre el nacimiento y los dos años de edad, tomando como base el censo nacional de población de 1972. Se describen los diferenciales de esta mortalidad por grupos geográficos y condición socio-económica, utilizando los años de instrucción de la mujer como indicador. De este modo se identifican y cuantifican las subpoblaciones expuestas a diferentes riesgos de morir en esta edad. Este panorama epidemiológico de la mortalidad temprana se relaciona con los indicadores de nivel de vida disponibles y con la atención médica del país, analizando las principales consecuencias que los resultados de la investigación tienen para el sector salud.

---

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

## II. MATERIAL DE ESTUDIO Y METODOLOGIA

### El método de Brass para la estimación retrospectiva de la mortalidad

El método de Brass<sup>10,11/</sup> permite convertir las proporciones de hijos fallecidos sobre el total de hijos nacidos vivos de mujeres clasificadas por grupos quinquenales de edades, en probabilidades de morir ( ${}_xq_0$ ) entre el nacimiento y determinadas edades exactas  $x$ .

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

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

- 
- 10/ Brass, W. y Coale, A., The Demography of Tropical Africa, Princeton, Princeton University Press, 1968. Reproducido en Métodos de análisis y estimación, CELADE, Serie D, Nº 63, 1970.
- 11/ Brass, W., Métodos para estimar la fecundidad y la mortalidad en poblaciones con datos limitados, CELADE, Serie E, Nº 14, Santiago, Chile, 1974.

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

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

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

El coeficiente  $K_i$  varía con la localización en la edad de la distribución de la fecundidad. Por ello, en la tabla de Brass,  $K_i$  se selecciona mediante el cociente  $P_2/P_3$  (promedio de hijos tenidos por las mujeres de 20-24 y 25-29 años de edad, 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, en los últimos diez años).
- b) La mortalidad de los hijos de las mujeres informantes es la misma que la de todos los nacidos vivos en la población.
- c) Los riesgos de muerte de los hijos son independientes de la edad de la madre.
- d) La estructura de la mortalidad y de la fecundidad de la población no son muy diferentes de la estructura de los modelos en el cálculo de las tablas que se emplean para obtener las estimaciones.

Estos supuestos teóricos rara vez se cumplen en forma exacta cuando el método se aplica a poblaciones reales. Hay que considerar además que la información básica contiene errores. Sin embargo, 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 utilizadas en esta investigación, se consideran en general razonablemente confiables.

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. En el presente estudio se refieren aproximadamente a los años 1967-1968, puesto que el censo se realizó en junio de 1972.

### El método de Sullivan

Partiendo de los mismos supuestos de Brass, Sullivan<sup>12/</sup> se basó en un conjunto de tablas empíricas de fecundidad y en las tablas modelo de mortalidad de Coale-Demeny<sup>13/</sup>. Obtiene los coeficientes  $K_2$ ,  $K_3$  y  $K_4$  por medio de una regresión lineal respecto a  $P_2/P_3$

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

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

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

---

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

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

### Ajuste 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 ajustar 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 en seguida los tres niveles obtenidos y se consideró la  ${}_2q_0$  correspondiente a este nivel promedio como la mejor estimación posible.

En el anexo 1 se presentan ejemplos de aplicación del método de Brass, de Sullivan y del ajuste realizado.

### 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, aunque en el último capítulo se presentan estimaciones obtenidas de modo indirecto.

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, según la Organización Mundial de la Salud <sup>14/</sup> es especialmente sensible a las variaciones del nivel de vida.

---

<sup>14/</sup> Secretaría de las Naciones Unidas y Organización Mundial de la Salud, Mortality in Infancy and Childhood, ESA/P/WP. 47, 28 de febrero, 1973.

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

### Los datos básicos censales

El estudio se basa en la información del censo nacional de población del Perú realizado en junio de 1972. Las estimaciones por variables geográficas se han obtenido con la totalidad de los datos censales; las estimaciones por nivel de educación de la mujer se basan en una muestra probabilística del 5 por ciento de este censo. Se han utilizado las respuestas a las siguientes preguntas hechas a las mujeres de 12 años y más: ¿Cuántos hijos vivos tiene? ¿Cuántos hijos suyos han fallecido? ¿Cuántos hijos nacidos vivos en total ha tenido?

La proporción de mujeres que no tienen respuesta registrada a estas preguntas es alta y alcanza al 24 por ciento de las mujeres de 20 a 34 años en el total del país. La omisión es más alta en el área urbana, en la región Metropolitana y en las mujeres de mayor educación.

Esta omisión se produjo aparentemente porque en la boleta de empadronamiento las preguntas sobre hijos tenidos y sobrevivientes, aunque se indica que deben hacerse a todas las mujeres de 12 y más años de edad, estaban impresas sólo bajo las columnas de los primeros dos miembros del hogar. De esto ha resultado que la omisión es menor que 10 por ciento cuando la mujer es jefe del hogar o cónyuge, pero aumenta hasta 50 por ciento cuando se trata de hijas, otro pariente y otras no parientes residentes en el hogar censal. Para estudiar el efecto de esta omisión selectiva según la relación de parentesco, se estudió la mortalidad de los hijos en cada una de estas categorías de parentesco. Los resultados muestran que, en general, como era de esperarlo, no hay diferencias importantes en esta mortalidad puesto que las condiciones de vida que la determinan son similares para todo el grupo de personas que convive en el mismo hogar. Solamente se observa, en los grupos de mayor educación, una tendencia a que la mortalidad en la niñez sea menor cuando se trata de hijos de esposas o convivientes del jefe, respecto a los hijos de los restantes miembros del hogar. Como el número de mujeres de mayor educación es en general pequeño, se piensa que este factor no debiera introducir sesgos importantes en las estimaciones.

Por otra parte, se ha analizado el efecto de esta omisión en la paridez, puesto que para obtener las estimaciones de mortalidad se usa el indicador  $P_2/P_3$  en la regresión de Sullivan. En general, la omisión es mayor en las mujeres solteras que en las casadas o convivientes; las solteras forman aproximadamente un tercio del total de mujeres de 20-34 años de edad. Para estudiar el problema se utilizó el programa del CELADE para asignación aleatoria de hijos a las mujeres sin declaración de ellos. El programa asigna en tal caso el mismo número de hijos declarados por la última mujer que tiene igual edad, relación de parentesco y nivel de educación. Se obtuvieron dos estimaciones de  $2q_0$  para 18 grupos de análisis (total, urbano, rural, para total país y cada región), utilizando la paridez declarada y la paridez corregida con hijos asignados.

Se encontró en dos tercios de las comparaciones que la variación era inferior a 5 por ciento; generalmente la probabilidad estimada con hijos declarados era menor que la obtenida con hijos asignados. En el tercio restante, las diferencias oscilaron entre 5 por ciento y 7,8 por ciento. Se concluye que este es un error tolerable; en todo caso, en las comparaciones que se analizan más adelante, sólo se da valor a diferencias que sean mucho mayores entre riesgos de morir y que tengan un carácter sistemático.

Para el estudio se utilizan los datos de las mujeres que declaran hijos tenidos, hijos sobrevivientes y su relación de parentesco con el jefe de hogar.

### Las variables geográficas

Se utilizó desde luego la distinción entre población urbana y población rural. El área urbana ha sido definida como "toda aglomeración cuyas viviendas, en un número de cien, se hallan agrupadas contiguamente. Por excepción se consideró como urbana a todas las capitales de distrito. La aglomeración puede contener uno o más centros poblados con viviendas contiguas"<sup>15/</sup>.

Los datos censales requeridos para el análisis fueron proporcionados por el Instituto Nacional de Estadística agrupados en cinco regiones de planificación que comprenden los departamentos que se indican en el cuadro 3. Por tal motivo, el análisis geográfico de la mortalidad temprana hubo de adaptarse a esta regionalización, que no es la más adecuada para tales fines, como se discutirá más adelante.

<sup>15/</sup> Oficina Nacional de Estadística y Censos, Censos Nacionales: VII de Población y II de Vivienda, 4 de junio de 1972, Lima, Perú, agosto, 1974.



La distribución de la población censada en 1972 por estas dos variables geográficas se presentan en el cuadro 2.

Cuadro 2  
POBLACION POR REGIONES Y AREAS URBANA Y RURAL. PERU, CENSO DE 1972

Regiones y Departamentos	Población					
	Total		Urbana		Rural	
	Número (miles)	Porcen taje	Número (miles)	Porcen taje	Número (miles)	Porcen taje
TOTAL DEL PAIS	13 538	100,0	8 059	59,5	5 479	49,5
REGION NORTE .....	4 069	100,0	1 930	47,4	2 139	52,6
Amazonas, Ancash, Cajamarca, La Libertad, Lambayeque, Piura y Tumbes						
REGION CENTRO .....	2 925	100,0	1 412	48,3	1 513	51,7
Ayacucho, Huancavélica, Huánuco, Ica, Junín, Lima (excluyendo la provincia de Lima) y Pasco						
REGION SUR .....	2 521	100,0	1 083	43,0	1 438	57,0
Apurímac, Arequipa, Cuzco, Madre de Dios, Moquegua, Puno y Tacna						
REGION ORIENTE .....	720	100,0	379	52,6	341	47,4
Loreto y San Martín						
REGION METROPOLITANA ....	3 303	100,0	3 255	98,5	48	1,5
Provincia de Lima y Callao						

Fuente: Oficina Nacional de Estadística y Censos, Censos Nacionales: VII de Población y II de Vivienda, Lima, Perú, agosto, 1974.

### Nivel de instrucción de la mujer

El nivel de vida, que la experiencia ha mostrado como importante factor determinante de la mortalidad en la niñez, es demasiado complejo para ser medido por un solo indicador. De hecho, las recomendaciones internacionales lo han descompuesto en diferentes componentes (vivienda, condición económica, nutrición, educación, salud, etc.). Pero aún estos componentes son complejos y no pueden ser medidos de modo exacto. En el estudio de la influencia que cada uno de ellos tiene sobre la mortalidad, el análisis multivariado tiene limitaciones derivadas de la complejidad de las interacciones que se quiere medir y del carácter burdo de los indicadores que deben usarse en estudios de población, además de otras restricciones teóricas a la aplicación de tal metodología <sup>16/</sup>.

En la presente investigación se ha utilizado como indicador los "años de estudios formales completados por la mujer". Numerosos estudios <sup>17, 18/</sup> han mostrado que, aunque esta variable no expresa todo el efecto de la clase social sobre la mortalidad, es un indicador aceptable de la condición socio-económica. Desde otro punto de vista, es evidente que la educación de la madre tiene una relación estrecha con el cuidado del niño, el que a su vez está determinado por las creencias, valores, actitudes y conductas de la madre sobre la salud y la enfermedad del niño. Lo que la educación formal intenta inculcar o modificar son precisamente estas características socio-culturales.

El nivel de instrucción se agrupó según los datos proporcionados por el país del modo que se indica en el cuadro 3.

El nivel de las mujeres adultas utilizadas en el estudio se refiere a un período previo a la reciente reforma educacional del Perú; entonces la educación primaria comprendía cinco años y la educación secundaria también cinco años. La equivalencia de las categorías es la siguiente:

<u>Grupo</u>	<u>Años de educación</u>
Ninguna y menos de tres años	0 - 2
Primaria incompleta	3 - 4
Primaria completa	5
Secundaria incompleta	6 - 9
Secundaria completa y superior	10 y más

<sup>16/</sup> Benjamin, B., Social and Economic Factors Affecting Mortality, Mouton and Co., The Hague-París, 1965.

<sup>17/</sup> Kitagawa, E., y Haussler, P., Differential Mortality in the United States: a Study of Socioeconomic Epidemiology, Harvard University Press, 1973.

<sup>18/</sup> 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.

La distribución por estos niveles de educación de las mujeres de 20-34 años de edad utilizadas en el estudio, se presenta en el cuadro 3.

Cuadro 3  
NIVEL DE EDUCACION DE MUJERES DE 20-34 AÑOS, EN  
POBLACION URBANA Y RURAL. PERU, 1972

Nivel de instrucción	Por ciento en la población		
	Total	Urbana	Rural
TOTAL	100	100	100
Ninguna y menos de tres años.....	50	29	81
Primaria incompleta..	14	16	11
Primaria completa....	15	21	5
Secundaria incompleta	9	14	2
Secundaria completa y superior .....	12	20	1

Fuente: Muestra del censo de población. Incluye sólo mujeres que declararon hijos tenidos, hijos sobrevivientes y relación con el jefe de hogar.

\*

\*   \*



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

#### Mortalidad en el menor de dos años en el total del país

De acuerdo con los datos que declararon las mujeres sobre hijos tenidos e hijos sobrevivientes en el censo del Perú de 1972, la probabilidad estimada de morir entre el nacimiento y los dos años de edad es de 169 por mil nacidos vivos, aproximadamente, para los años 1967-1968.

Antes de continuar el análisis, conviene comparar las estimaciones obtenidas con valores correspondientes de la mortalidad derivados de datos de registro, lo que se ha hecho por el método que se detalla en el anexo 2. De acuerdo con el nivel de mortalidad encontrado en la investigación, las muertes estimadas bajo cinco años serían 103 317 aproximadamente para 1967, año en que se registraron 61 021 defunciones en esta edad, lo que llevaría a suponer una omisión de 41 por ciento. Esta cifra no está muy en desacuerdo con la omisión de 57,2 por ciento en la tasa de mortalidad infantil para 1965 hecha por la Unidad de Análisis Demográfico que se ha mencionado anteriormente<sup>19/</sup> por lo que se estima que los resultados del presente estudio podrían considerarse aceptables. Por otra parte, la tasa de mortalidad infantil que corresponde a la probabilidad de morir antes de los dos años de edad que se ha obtenido, es 135 por mil en el modelo Oeste de Coale-Demeny; la cifra producida por el método de Brass es 138 por mil. Ambas estimaciones se sitúan entre las diversas tasas de mortalidad infantil que se han mencionado en el capítulo precedente.

La estimación de 169 por mil obtenida para Perú se compara en el cuadro 4 con valores similares de otros países. La comparación muestra que Perú tiene un alto nivel de mortalidad en los primeros dos años de vida, sólo superado por Bolivia en esta serie. De acuerdo a estos datos, en el

---

<sup>19/</sup> Oficina Nacional de Estadística y Censos, "Estudio sobre la población...", op. cit.

Perú esta mortalidad es dos veces más alta que la de Costa Rica, 2,6 veces la de Argentina, 8 veces mayor que la de Estados Unidos y 10 veces más alta que la de Suecia.

Cuadro 4

PROBABILIDAD DE MORIR ENTRE EL NACIMIENTO Y LOS DOS AÑOS DE EDAD, PAISES SELECCIONADOS, ALREDEDOR DE 1970

P a í s e s	Probabilidad de morir (por mil)
Bolivia, 1971-1972 .....	202
Perú, 1967-1968 .....	169
El Salvador, 1966-1967 ...	145
Chile, 1965-1966 .....	91
Costa Rica, 1968-1969 ....	81
Argentina, 1966 .....	66
Estados Unidos, 1970 .....	21
Suecia, 1965 .....	16

Fuentes: Serie de estudios del CELADE sobre "Mortalidad en los primeros años de vida en países de la América Latina". BOLIVIA: Behm, H., Hill, K. y Soliz, A., CELADE, Serie A, Nº 1025, febrero, 1977. EL SALVADOR: Behm, H. y Escalante A.E., CELADE, Serie A, Nº 1026, febrero, 1977. CHILE: Behm, H. y Correa, M., CELADE, Serie A, Nº 1030, junio, 1977. COSTA RICA: Behm, H., Serie A, Nº 1024, diciembre, 1976. ARGENTINA: Schkolnik, S., Mortalidad infantil en la Argentina a partir de la muestra del censo de 1970, INDEC, Serie de investigaciones demográficas, 1975. ESTADOS UNIDOS: Life Tables, Vital Statistics of the United States, 1970, Vol. II, section 4, U.S. Department of Health, Education and Welfare. SUECIA: Anuario Demográfico, 1966, Naciones Unidas.

Las diferencias geográficas de la mortalidad  
en el menor de dos años

Las estimaciones de esta mortalidad por departamentos y en la población urbana y la población rural se presentan en el cuadro 5 y en el gráfico 1. Desde luego, es notorio que el riesgo de morir en los primeros dos años de vida es substancialmente mayor en el sector rural (213 por mil) que en el urbano (132 por mil), lo que equivale a un exceso de 61 por ciento. Este es un hecho significativo porque, a pesar del proceso de urbanización, en el Perú hay todavía un 40 por ciento de población rural. Lo es más aún si se considera que la fecundidad es mayor en este sector: la estimación hecha según los métodos indicados en el anexo 3 señala que un 46 por ciento de los nacidos vivos ocurriría en la población rural.

Cuadro 5

PROBABILIDAD DE MORIR ENTRE EL NACIMIENTO Y LOS DOS AÑOS DE EDAD POR  
 DEPARTAMENTOS, POBLACION URBANA Y POBLACION RURAL. PERU, 1967-1968

Departamentos	Probabilidad de morir (por mil)		
	Población total	Población urbana	Población rural
TOTAL DEL PAIS	169	132	213
Huancavélica .....	269	230	281 \
Cuzco .....	259	209	282 -
Apurímac .....	237	195	248 -
Ayacucho .....	235	205	248 \
Puno .....	234	196	245 -
Huánuco .....	204	159	218 \
Pasco .....	202	215	184 \
Cajamarca .....	187	152	193
Piura .....	186	165	208
Junín .....	185	171	203 \
Madre de Dios .....	181	171	188 -
Ancash .....	177	138	213
Amazonas .....	171	177	168
Moquegua .....	161	147	201 -
Loreto .....	160	140	174
San Martín .....	153	140	167
Lambayeque .....	148	133	183
Arequipa .....	145	128	200 -
La Libertad .....	141	113	178
Tacna .....	138	132	165 -
Tumbes .....	133	131	139
Ica .....	122	112	145 \
Lima .....	105	101	151 \
Callao .....	90	89	125 \

PROBABILIDAD DE MORIR ENTRE EL NACIMIENTO Y LOS DOS  
AÑOS DE EDAD POR DEPARTAMENTOS, PERU, 1967-68



Fuente: Cuadro 6



El diferencial de mortalidad que se ha encontrado está de acuerdo con las muy diferentes condiciones de vida de ambas poblaciones y que se resumen en el cuadro 6, según los indicadores disponibles.

Cuadro 6  
INDICADORES DE NIVEL DE VIDA EN POBLACION URBANA Y RURAL.  
PERU, 1972

Indicadores	Porcentaje	
	Población urbana	Población rural
Población que reside en viviendas:		
improvisadas, chozas o ranchos .	6	32
sin alumbrado eléctrico .....	46	97
que sólo disponen de agua de acarreo .....	45	94
sin servicios higiénicos .....	52	98
Población de cinco años y más que no sabe leer ni escribir .....	17	54 ✓
Población de cinco años y más que sólo habla lenguas autóctonas ....	18	50

Fuente: Oficina Nacional de Estadística y Censos, Censos Nacionales: VII de Población y II de Vivienda, Lima, Perú, agosto, 1974.

Los datos del cuadro 5 señalan una extrema disparidad en los niveles de mortalidad entre departamentos, con un riesgo que oscila entre 90 por mil en Callao y 269 por mil en Huancavélica. Además de este último, se identifican como departamentos de alta mortalidad (más de 200 por mil), los departamentos de Cuzco, Apurímac, Ayacucho, Puno, Huánuco y Pasco, todos ellos situados en la sierra y región Sur-central del país. En el otro extremo, con mortalidades de 90 a 138 por mil, están los departamentos que incluyen el gran conglomerado urbano de Lima y Callao y, además, los departamentos de la costa: Tumbes, Ica y Tacna. (Gráfico 1).

Con sólo dos excepciones, en cada departamento, el riesgo de morir es mayor en el sector rural que en el urbano, con un exceso que en general es de 20-30 por ciento. Este diferencial es más marcado preferentemente en los departamentos que incluyen las mayores ciudades del país (Lima, Callao, Arequipa), probablemente por el menor nivel de la mortalidad urbana alcanzado en estas ciudades.

Con el fin de facilitar la visión de los diferenciales geográficos de la mortalidad en el menor de dos años, las 48 agrupaciones geográficas del cuadro 6 (sector urbano y sector rural de 24 departamentos) se agruparon en cinco niveles de la mortalidad, los cuales se presentan en el cuadro 7. La menor mortalidad se observa en la población urbana predominantemente formada por el grupo metropolitano Lima-Callao. En el grupo siguiente están incluidas las poblaciones urbanas que pertenecen preferencialmente a los departamentos de la costa y, además, el sector rural de los departamentos de menor mortalidad arriba mencionados.

Cuadro 7

POBLACION URBANA Y RURAL POR DEPARTAMENTOS AGRUPADOS POR NIVELES  
DE LA PROBABILIDAD DE MORIR ENTRE EL NACIMIENTO Y LOS  
DOS AÑOS DE EDAD. PERU, 1967-1968

(Continúa)

Niveles de mortalidad (probabilidad por mil)	Areas	Departamentos	Probabilidad (por mil)
80 - 119	Urbana	Callao	89
		Lima	101
		Ica	112
		La Libertad	113
120 - 159	Urbana	Arequipa	128
		Tumbes	131
		Tacna	132
		Lambayeque	133
		Ancash	138
		Loreto	140
		San Martín	140
		Moquegua	147
		Cajamarca	152
		Huánuco	159

Cuadro 7

POBLACION URBANA Y RURAL POR DEPARTAMENTOS AGRUPADOS POR NIVELES  
DE LA PROBABILIDAD DE MORIR ENTRE EL NACIMIENTO Y LOS  
DOS AÑOS DE EDAD. PERU, 1967-1968

(Conclusión)

Niveles de mortalidad (probabilidad por mil)	Areas	Departamentos	Probabilidad (por mil)
160 - 199	Rural	Callao	125
		Tumbes	139
		Ica	145
		Lima	151
	Urbana	Piura	165
		Junín	171
		Madre de Dios	171
		Amazonas	177
		Apurímac	195
		Puno	196
	Rural	Tacna	165
		San Martín	167
		Amazonas	168
		Loreto	174
		La Libertad	178
		Lambayeque	183
		Pasco	184
		Madre de Dios	188
		Cajamarca	193
200 - 239	Urbana	Ayacucho	205
		Cuzco	209
		Pasco	215
		Huancavélica	230
	Rural	Arequipa	200
		Moquegua	201
		Junín	203
		Piura	208
		Ancash	213
		Huánuco	218
240 y más	Rural	Puno	245
		Apurímac	248
		Ayacucho	248
		Huancavélica	281
		Cuzco	282

Las regiones de mayor mortalidad, por sobre 200 por mil, están formadas en especial por el sector rural de los departamentos del centro y sur del Perú que pertenecen a la Sierra (Arequipa, Junín, Ancash, Huánuco, Puno, Apurímac, Ayacucho, Huancavélica y Cuzco). Los únicos sectores urbanos incluidos en estos grupos son los departamentos de Ayacucho, Cuzco y Pasco, que muestran así una mayor mortalidad neta que la mayoría del restante sector urbano del país.

Las cifras señalan, en suma, que la mortalidad del niño en sus primeros dos años de vida está asociada al hecho que la mujer resida en el área rural y en la región Centro-Sur del país, en especial en la Sierra. Por otra parte, el nivel de mortalidad guarda una relación estrecha con los indicadores disponibles sobre las condiciones de vida por departamentos que se resumen en el cuadro 8.

Cuadro 8  
INDICADORES DEMOGRAFICOS Y DE NIVEL DE VIDA,  
POR DEPARTAMENTOS. PERU, 1972

(Continúa)

Departamentos	Probabilidad de morir ${}_2q_0$	Población (en miles)	Porcentaje de viviendas ocupadas		
			Chozas, cabañas improvi- sadas	Con agua acarreo	Sin servicio higiénico
Huancavélica .	269	332	28	94	97
Cuzco .....	259	715	28	82	86
Apurímac .....	237	309	18	94	97
Ayacucho .....	235	457	35	90	95
Puno .....	234	776	32	81	94
Huánuco .....	204	414	17	86	91
Pasco .....	202	177	14	81	89
Cajamarca ....	187	919	27	90	96
Piura .....	186	855	15	76	85
Junín .....	185	697	8	70	83
Madre de Dios.	181	21	75	86	81
Ancash .....	177	726	17	85	86
Amazonas .....	171	195	19	87	94
Moquegua .....	161	74	16	69	74
Loreto .....	160	496	48	82	83
San Martín ...	153	224	28	88	96
Lambayeque ...	148	515	10	61	75
Arequipa .....	145	530	15	53	62
La Libertad ..	141	784	10	66	79
Tacna .....	138	95	7	36	60
Tumbes .....	133	77	23	80	85
Ica .....	122	357	5	55	71
Lima .....	105	3 472	8	33	34
Callao .....	90	321	5	24	24

Cuadro 8  
INDICADORES DEMOGRAFICOS Y DE NIVEL DE VIDA,  
POR DEPARTAMENTOS. PERU, 1972

Departamentos	Porcentaje PEA en agricultura	Porcentaje de analfabetismo (población de 5 y más)	Porcentaje en comunidades de menos de 500 habitantes	(Conclusión)
				Porcentaje de mujeres de 20-34 años que hablan lengua autóctona
Huancavélica .	70	62	77	89,0
Cuzco .....	62	53	57	83,4
Apurímac .....	78	65	67	92,9
Ayacucho .....	73	61	66	90,8
Puno .....	66	50	68	92,4
Huánuco .....	71	49	71	59,2
Pasco .....	48	38	41	47,5
Cajamarca ....	76	49	65	1,7
Piura .....	50	38	31	0,5
Junín .....	46	31	33	40,8
Madre de Dios.	54	28	54	28,7
Ancash .....	50	43	53	54,1
Amazonas .....	77	38	65	8,1
Moquegua .....	39	26	36	40,4
Loreto .....	48	33	45	11,7
San Martín ...	68	31	41	9,6
Lambayeque ...	35	25	20	3,8
Arequipa .....	29	21	25	36,4
La Libertad ..	43	30	35	0,6
Tacna .....	27	20	25	39,0
Tumbes .....	39	21	27	0,7
Ica .....	32	17	24	16,2
Lima .....	9	12	7	19,0
Callao .....	2	10	3	11,2

Fuente: Oficina Nacional de Estadística y Censos, Censos Nacionales: VII de Población y II de Vivienda, Lima, Perú, abril, 1976.

Se observa que, en general, la región de alta mortalidad está formada por departamentos que se caracterizan por condiciones muy deficientes de la vivienda, una proporción de la población económicamente activa dedicada a la agricultura que excede 70 por ciento y una proporción de analfabetos superior a 50 por ciento en la población de 5 y más años de edad. Es también claro que son comunidades de preferencia rurales y pequeñas, de menos de 500 habitantes, y también con predominio de habitantes de cultura indígena, puesto que el 60 por ciento o más de las mujeres de 20-34 años de

edad declaran hablar lenguas autóctonas. Por contraste, los departamentos que tienen una menor mortalidad en el país se singularizan en general por mejores condiciones de vivienda, una actividad económica que es mayoritariamente diferente a la agrícola y un nivel de analfabetismo inferior a 20 por ciento. Son comunidades de predominio urbano, en las cuales las mujeres que hablan lenguas autóctonas en general no superan el 20 por ciento.

Es evidente, en consecuencia, la importancia de las condiciones de vida como factor determinante del nivel de la mortalidad temprana del niño. A continuación se analiza esta relación utilizando un indicador de tales condiciones.

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

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

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

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

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

Como se ha explicado anteriormente, en esta investigación se utiliza como indicador del nivel de vida el número de años de educación sistemática completados por la mujer, con el fin de "explicar" en cierto modo los diferenciales geográficos de la mortalidad e identificar las poblaciones con distintos riesgos de morir. En el cuadro 9 y en el gráfico 2 se presenta el riesgo de morir en los primeros dos años de vida según esta variable, tanto en la población urbana como en la rural.

Cuadro 9  
PROBABILIDAD DE MORIR ENTRE EL NACIMIENTO Y LOS DOS AÑOS DE EDAD, POR  
AREAS URBANA Y RURAL, SEGUN EL NIVEL DE INSTRUCCION  
DE LA MUJER. PERU, 1967-1968

Instrucción de la mujer	Probabilidad de morir (por mil)			Mortalidad ** proporcional (población total)
	Total	Urbano	Rural	
<b>TOTAL</b>	169	132	213	
Sin instrucción y menos de tres años .....	207	176	223	3,0
Primaria incompleta .	136	127	156	1,9
Primaria completa ...	102	99	120	1,5
Secundaria incompleta	77	76	97	1,1
Secundaria completa y más .....	70	69	101 *	1,0

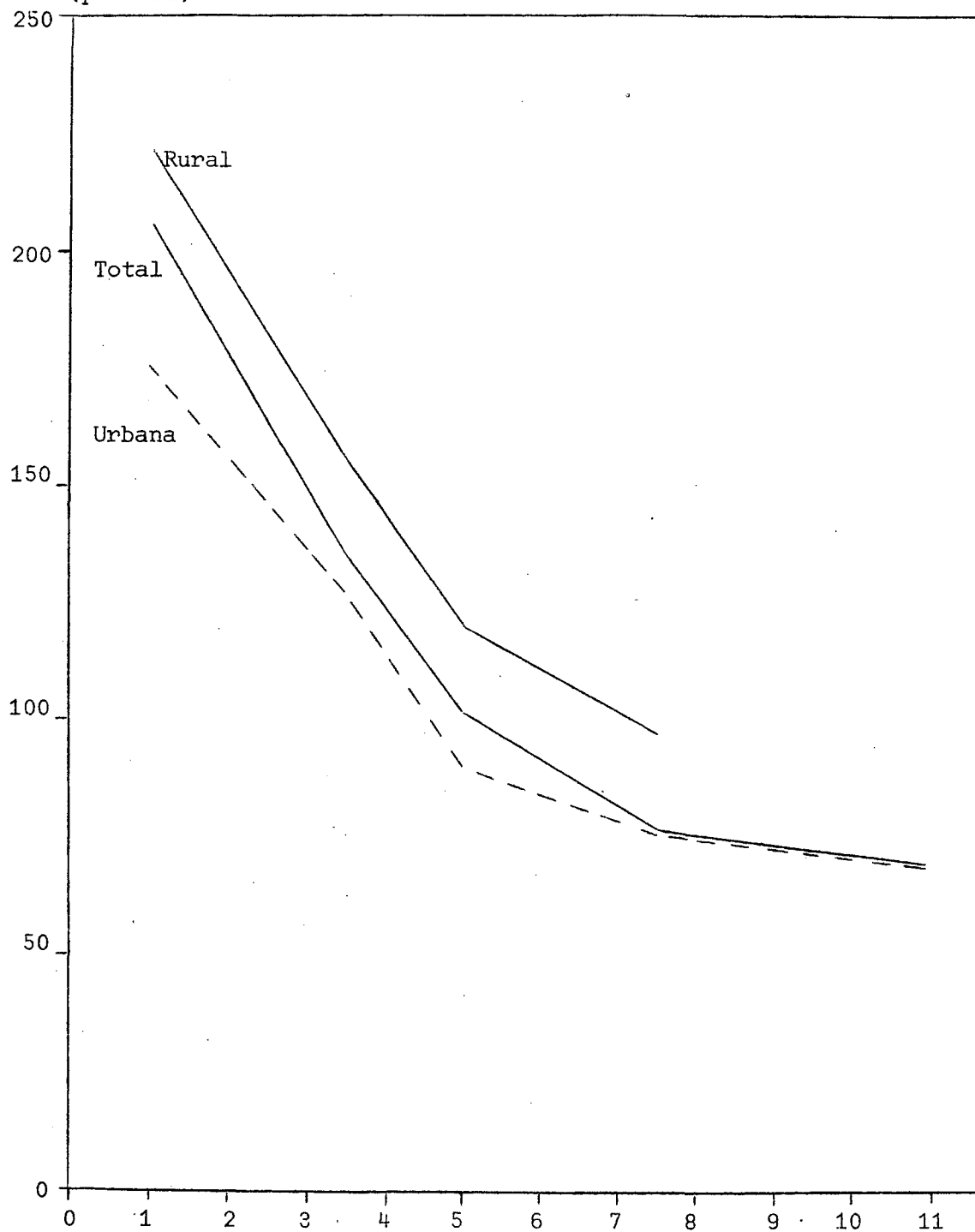
\* Estimación basada en menos de 100 hijos tenidos por las mujeres del grupo.

\*\* Base: mortalidad grupo "secundaria completa y más" = 1.

Gráfico 2

PROBABILIDAD DE MORIR ANTES DE CUMPLIR DOS AÑOS DE EDAD A PARTIR DEL  
NACIMIENTO, SEGUN EL NIVEL DE EDUCACION DE LA MUJER, EN LA POBLACION  
TOTAL, URBANA Y RURAL. PERU, 1967-1968

Probabilidad de  
morir(por mil)



Fuente: Cuadro 9.

Años de estudio



La educación de la mujer está asociada a diferenciales de la mortalidad en la niñez temprana que son aun mayores que los contrastes geográficos ya descritos. Los hijos de mujeres con muy baja educación presentan una mortalidad en extremo alta (207 por mil), que equivale a decir que uno de cada cinco nacidos vivos en este grupo ha muerto antes de alcanzar los dos años de edad. Los datos que nos fueron proporcionados agrupan en la misma categoría a las mujeres sin instrucción y a las que tienen 1-2 años de educación. Estudios similares en otros países, como se observa en el cuadro 10, muestran que entre estos dos grupos hay diferencias de mortalidad y por ello puede suponerse que en Perú los hijos de mujeres sin educación tengan una mortalidad aún más alta que la señalada para el primer grupo.

Desde este elevado nivel la mortalidad del niño desciende marcadamente a medida que la educación de la mujer aumenta, para alcanzar 70 por mil en los hijos de las mujeres que han llegado a la educación secundaria o universitaria. Esto significa que en el grupo con el menor nivel socio-económico, la mortalidad es casi tres veces mayor que la del grupo de más alto nivel. En el gráfico 2 se observa que el mayor cambio del riesgo de morir se produce entre los tramos de menor instrucción.

Diferenciales semejantes de la mortalidad del menor de dos años se han observado en estudios similares en otros países latinoamericanos, independientemente del nivel de la mortalidad en cada uno de ellos, como se puede observar en el cuadro 10.

Cuadro 10

PROBABILIDAD DE MORIR ENTRE EL NACIMIENTO Y LOS DOS AÑOS DE EDAD POR  
NIVEL DE INSTRUCCION DE LA MUJER, PAISES LATINOAMERICANOS  
SELECCIONADOS, ALREDEDOR DE 1970

Años de instrucción de la mujer	Probabilidad de morir (por mil)			
	Costa Rica 1968-1969	El Salvador 1966-1967	Bolivia 1971-1972	Perú 1967-1968
TOTAL	81	145	202	169
Ninguno	125	158	245	207 (0-2 años)
1 - 3	93	142	209	136 (3-4 años)
4 - 6	70	111	176	102 (5 años)
7 y más	42	49	110	74 (6 y más)

Fuente: Véanse las fuentes del cuadro 4.

Los contrastes de la mortalidad por clases sociales, especialmente de la mortalidad infantil, han sido descritos aun en los países más avanzados. Lo que aquí interesa recalcar es que las diferencias entre grupos socio-económicos son mayores en la América Latina que en los países más desarrollados <sup>20/</sup>.

Cuando se compara el riesgo de morir del menor de dos años, en la población urbana y en la rural, a igualdad de educación de la mujer (cuadro 9 y gráfico 2), se observa que este riesgo es siempre mayor en el área rural. El exceso de mortalidad rural en cada grupo de educación es siempre menor que el descrito en la población total, indicando que la mortalidad diferencial del niño por nivel de educación de la mujer explica una parte importante del contraste de la mortalidad entre la ciudad y el campo. Los datos permiten identificar como el grupo de mayor mortalidad a los hijos de mujeres de baja o ninguna educación que residen en la población rural, en el cual ésta alcanza a 223 por mil.

En el cuadro 11 se analiza la mortalidad en el menor de dos años simultáneamente por variables geográficas y de educación. Desgraciadamente no se dispuso de esta información por departamentos, sino sólo por las siguientes regiones:

Región Norte	Amazonas, Ancash, Cajamarca, Lambayeque, La Libertad, Piura y Tumbes.
Región Centro	Ayacucho, Huancavelica, Huánuco, Ica, Junín, Lima (con exclusión de la provincia de Lima) y Pasco.
Región Sur	Apurímac, Arequipa, Cuzco, Madre de Dios, Moquegua, Puno y Tacna.
Región Oriente	Loreto y San Martín
Región Metropolitana	Lima (provincia) y Callao

Como se observa en la columna "total" del cuadro 11, las regiones reflejan los contrastes de mortalidad descritos entre departamentos; ella es más baja en la Metropolitana y máxima en la región Sur. Debe hacerse notar, sin embargo, que algunas regiones tienen considerable heterogeneidad, como lo muestran los datos por departamentos del cuadro 8. La región norte comprende el departamento de Cajamarca, fundamentalmente rural y de actividad agrícola predominante, que tiene índices desfavorables de vivienda y educación; a la vez incluye los departamentos de Lambayeque y Tumbes,

<sup>20/</sup> MacMahon, B., "Infant Mortality Rates...", op. cit.

que son más urbanos y tienen mejores indicadores de nivel de vida. Demodo similar, en la región Centro están los departamentos de Ayacucho, Huancauélica y Huánuco, con características semejantes a las de Cajamarca, con una población que reside mayoritariamente en la Sierra. Por oposición, están en esta misma región los departamentos de Ica y de Lima (excluida la provincia), que son poblaciones predominantemente urbanas, costeras y de más alto nivel de vida. La región Sur presenta similares contrastes entre los departamentos de Apurímac, Cuzco y Puno, por una parte, y los de Arequipa y Tacna, por otra.

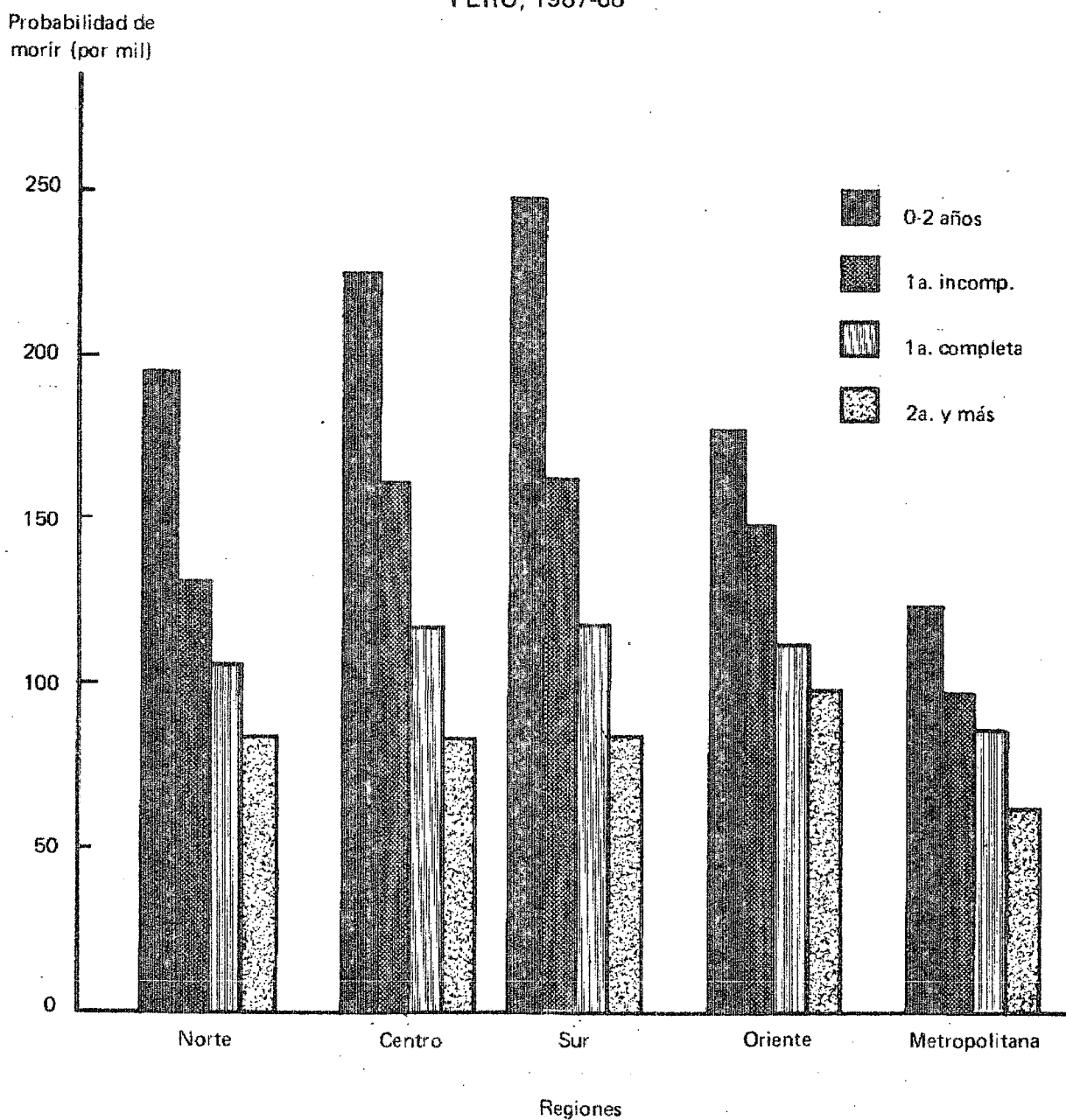
Cuadro 11

PROBABILIDAD DE MORIR ENTRE EL NACIMIENTO Y LOS DOS AÑOS DE EDAD POR REGIONES GEOGRAFICAS Y NIVEL DE EDUCACION DE LA MUJER. PERU, 1967-1968

Regiones	Total *	Probabilidad de morir (por mil) por nivel de instrucción			
		Menos de 3 años	Primaria incompleta	Primaria completa	Secundaria in- completa y más
TOTAL	169	207	136	102	74
Norte .....	171	195	131	106	84
Centro .....	192	225	161	117	83
Sur .....	217	247	162	118	84
Oriente .....	159	177	148	112	98
Metropolitana.	93	123	97	86	62

\* Las estimaciones totales por regiones se hicieron con la muestra censal, porque con los datos de todo el censo no se pudieron reconstituir las regiones Centro y Metropolitana. Para las restantes, las estimaciones con el censo total son: Norte, 170 por mil, Sur, 220 por mil, y Oriente, 158 por mil.

Gráfico 3  
 PROBABILIDAD DE MORIR ENTRE EL NACIMIENTO Y LOS DOS  
 AÑOS DE EDAD, POR REGIONES GEOGRAFICAS Y NIVEL DE  
 EDUCACION DE LA MUJER,  
 PERU, 1967-68



Fuente: Cuadro 11

El cuadro 11 y el gráfico 3 muestran que la gradiente de la mortalidad temprana en función del nivel de educación de la mujer se mantiene en todas las regiones. Hay una situación notoriamente mejor en la región Metropolitana, en la cual los niveles de mortalidad en cada grupo de educación son menores que en las restantes regiones. Es claro también que los contrastes absolutos de la mortalidad en los grupos socio-económicos son menores en esta región que en el resto del país. La peor situación se observa en las regiones Centro y Sur: en ellas la mortalidad de los hijos de mujeres de educación primaria completa es semejante a la que se observa en Lima-Callao en el grupo de más baja educación. Este último nivel es claramente sobrepasado en las regiones Centro y Sur por los dos grupos de más baja condición educativa. En ella, los hijos de mujeres presumiblemente analfabetas o semi-analfabetas alcanzan el máximo riesgo de morir: 247 por mil.

Existe otra variable de significación socio-económica, que es la raza, para la cual el último censo proporciona un indicador: la lengua aprendida en la niñez.

Desgraciadamente, no se ha dispuesto de los datos básicos para estudiar la mortalidad en la niñez en función de esta variable, que está estrechamente relacionada con la educación. Según los datos del censo de 1972<sup>21/</sup>; el 50,4 por ciento de la población analfabeta habla lenguas autóctonas, de preferencia el quechua. Hay una asociación por regiones entre la mortalidad en estudio y la proporción de mujeres de 20-34 años que hablan estas lenguas:

Región	$q_0$	Porcentaje que habla lenguas autóctonas
Sur .....	217	73,3
Centro .....	192	55,8
Norte .....	171	11,1
Oriente .....	159	11,0
Metropolitana .	93	18,4

<sup>21/</sup> Oficina Nacional de Estadística y Censos, "Censos Nacionales...", op. cit.

En el cuadro 8 se incluye este indicador étnico y la proporción de analfabetos por departamentos, ordenados en escala decreciente de mortalidad en los primeros dos años de vida. En general, los departamentos de más alta mortalidad tienen una proporción de mujeres de habla indígena también muy alta, pero a la vez elevadas cifras de analfabetismo. Las cifras indican una más alta asociación de la mortalidad con esta última variable. Hay así una interesante línea de análisis que puede explorarse con los datos del último censo para precisar el efecto propio a cada una de estas variables sobre la mortalidad y su interacción. Sin duda ambas son indicadores de las condiciones de vida del hogar, pero su análisis puede aportar información útil para orientar mejor los programas destinados a reducir la mortalidad excesiva que existe en estos grupos de población.

Finalmente, con el propósito de afinar en la medida de lo posible el conocimiento sobre el riesgo diferencial de morir del niño en los primeros dos años de vida en las diferentes subpoblaciones del país, en el cuadro 12 se ha clasificado el material simultáneamente por las variables regiones, urbano/rural y grupos de educación de la mujer. Por motivos de tamaño de los subgrupos, esta última categoría ha sido reducida a cuatro grupos.

Cuadro 12

PROBABILIDAD DE MORIR ENTRE EL NACIMIENTO Y LOS DOS AÑOS DE EDAD POR REGIONES GEOGRAFICAS, POBLACION URBANA Y RURAL Y NIVEL DE EDUCACION DE LA MUJER. PERU, 1967-1968

Región	Area	Probabilidad de morir (por mil) según nivel de instrucción de la mujer			
		Menos de 3 años	Primaria incompleta	Primaria completa	Secundaria y más
Norte .....	Urbana	174	121	104	82
	Rural	204	147	114	96
Centro .....	Urbana	211	158	119	83
	Rural	232	166	110	79
Sur .....	Urbana	215	153	104	76
	Rural	259	172	146	148*
Oriente .....	Urbana	169	152	111	102
	Rural	181	141	115	105*
Metropolitana	Urbana	122	97	86	62

\* Estimaciones hechas con menos de 100 hijos tenidos por las mujeres del grupo. Región Metropolitana rural: no considerada por escaso número de observaciones.

Este cuadro 12 proporciona 33 grupos de población, definidos por las variables mencionadas, en cada uno de los cuales se tiene una estimación de la mortalidad en estudio. Con el fin de describir la situación epidemiológica de esta mortalidad en el país, las mencionadas subpoblaciones fueron agrupadas en cinco estratos de creciente mortalidad.

Estratos geográficos y socio-económicos según mortalidad en el menor de dos años

En el cuadro 13 se presentan los cinco estratos de mortalidad, para cada uno de los cuales se especifican las mujeres incluidas y se indica su nivel de educación, la región y el área urbana o rural de residencia.

El *estrato de mortalidad mediana* (65 por mil) está formado exclusivamente por los hijos de mujeres de mayor educación (secundaria o superior), la mayoría de ellas residentes en el sector urbano, en especial de la región Metropolitana, que incluye la capital del país.

El *estrato de mortalidad medianamente alta* (98 por mil) comprende los hijos de las restantes mujeres de mayor educación y los de mujeres que han completado su educación primaria y pertenecen a la población urbana, en cualquier región geográfica que se encuentren. Incluye además a los hijos de mujeres que tienen este mismo nivel de instrucción y residen en el sector rural de las regiones Norte, Centro y Oriente. Por último, como una evidencia de las condiciones más favorables que existen en las ciudades de Lima y Callao, comprende los hijos de mujeres que tienen 3-5 años de instrucción y viven en la región Metropolitana.

El *estrato de mortalidad alta* (137 por mil) está formado fundamentalmente por los hijos de mujeres de menor nivel educativo (primaria incompleta) del sector urbano de todo el país (con excepción de la región Metropolitana) y del sector rural de las regiones Norte y Oriente. También se ubica en este estrato un grupo que tiene la más baja educación (ninguna o hasta dos años) y cuyos componentes residen en Lima o Callao.

Al *estrato de mortalidad muy alta* (181 por mil) pertenecen los hijos de las restantes mujeres de baja educación del país, residentes en el sector rural de las regiones Centro y Sur, destacadas ya por su mayor mortalidad; y, además, las mujeres del más bajo nivel de educación (0-2 años) que pertenecen al sector urbano de la región Norte y a la totalidad de la región Oriente.

Cuadro 13

ESTRATOS DE MORTALIDAD SEGUN LA PROBABILIDAD DE MORIR ENTRE EL  
NACIMIENTO Y LOS DOS AÑOS DE EDAD Y ESTIMACION DE LOS NACIDOS  
VIVOS Y DEFUNCIONES DE MENORES DE DOS AÑOS POR ESTRATO.  
PERU, 1967-1968

(Continúa)

Estratos de mortalidad	Mujeres incluidas en el grupo				Porcentaje estimado en el estrato		
	Probabilidad de morir (por mil)	Zona	Area	Años de instrucción	Mujeres 15-49 años	Nacidos vivos	Defunciones de menores de dos años
TOTAL	169				100	100	100
Mediana	65	<u>Metropo-</u>	<u>Urbana</u>	<u>2a y más</u>			
		<u>litana</u>					
		Sur	Urbana	2a y más	13	7	3
		Centro	Rural	2a y más			
Mediana-mente alta	98	<u>Centro</u>	<u>Urbana</u>	<u>2a y más</u>			
		<u>Norte</u>	<u>Urbana</u>	<u>2a y más</u>			
		<u>Oriente</u>	<u>Urbana</u>	<u>2a y más</u>			
		<u>Norte</u>	<u>Rural</u>	<u>2a y más *</u>			
		<u>Oriente</u>	<u>Rural</u>	<u>2a y más *</u>			
		<u>Metropo-</u>	<u>Urbana</u>	<u>1a completa</u>			
		<u>litana</u>					
		Norte	Urbana	1a completa	24	21	12
		Centro	Urbana	1a completa			
		Sur	Urbana	1a completa			
		Oriente	Urbana	1a completa			
		Norte	Rural	1a completa			
		Centro	Rural	1a completa			
		Oriente	Rural	1a completa			
		<u>Metropo-</u>	<u>Urbana</u>	<u>1a incompleta</u>			
		<u>litana</u>					



Cuadro 13

ESTRATOS DE MORTALIDAD SEGUN LA PROBABILIDAD DE MORIR ENTRE EL  
NACIMIENTO Y LOS DOS AÑOS DE EDAD Y ESTIMACION DE LOS NACIDOS  
VIVOS Y DEFUNCIONES DE MENORES DE DOS AÑOS POR ESTRATO.  
PERU, 1967-1968

(Conclusión)

Estratos de mortalidad	Mujeres incluidas en el grupo				Porcentaje estimado en el estrato		
	Probabi- lidad de mo- rir (por mil)	Zona	Area	Años de instruc- ción	Muje- res 15-49 años	Naci- dos vivos	Defun- ciones de me- nos de dos años
Alta	137	Sur	Rural	2a y más*	13	15	12
		Sur	Rural	1a completa			
		Norte	Urbana	1a incompleta			
		Centro	Urbana	1a incompleta			
		Sur	Urbana	1a incompleta			
		Oriente	Urbana	1a incompleta			
		Norte	Rural	1a incompleta			
		Oriente	Rural	1a incompleta			
		<u>Metropo- litana</u>	<u>Urbana</u>	<u>0 - 2</u>			
Muy alta	181	Centro	Rural	1a incompleta	10	13	14
		Sur	Rural	1a incompleta			
		<u>Norte</u>	<u>Urbana</u>	<u>0 - 2</u>			
		Oriente	Urbana	0 - 2			
		Oriente	Rural	0 - 2			
Máxima	225	Centro	Urbana	0 - 2	40	44	59
		Sur	Urbana	0 - 2			
		<u>Norte</u>	<u>Rural</u>	<u>0 - 2</u>			
		<u>Centro</u>	<u>Rural</u>	<u>0 - 2</u>			
		<u>Sur</u>	<u>Rural</u>	<u>0 - 2</u>			

\* Estimaciones hechas con menos de 100 hijos tenidos por las mujeres del grupo. Se subrayan dentro de cada estrato las subpoblaciones que tienen mayor peso en la estimación de la probabilidad de morir.

Por fin, el *estrato de mortalidad máxima* (225 por mil) está constituido por los hijos de mujeres presumiblemente analfabetas o semianalfabetas (0-2 años de estudio) que viven en las regiones Centro y Sur (sector urbano y rural) y en el área rural de la región Norte.

Bueno es recordar que la estratificación que se ha obtenido está sometida a todas las restricciones impuestas por las deficiencias de los datos básicos y los métodos de estimación que se han utilizado. Ha de interpretarse como una gruesa aproximación a la realidad, aunque la coherencia interna de los resultados hace pensar que es razonablemente confiable en sus características más importantes. En el capítulo V se discute la significación del panorama epidemiológico que se ha obtenido.

\*

\* \*

#### IV. LA MORTALIDAD INFANTIL

La tasa de mortalidad infantil, es decir, el número de muertes de menores de un año de edad por mil nacidos vivos, es una medida convencional de la mortalidad de uso más extendido que la probabilidad de morir en los primeros dos años de vida que se ha utilizado en el análisis precedente. No se le ha empleado en esta investigación porque su estimación directa es poco confiable por el método de Brass (a partir de la proporción de hijos fallecidos de las mujeres de 15-19 años de edad), entre otras razones porque en estas edades la fecundidad es baja, la omisión de datos es más frecuente y la mortalidad infantil de hijos de mujeres muy jóvenes es diferente a la de otras edades.

Es posible hacer una estimación indirecta del riesgo de morir en el primer año de vida, basándose en las probabilidades de muerte hasta las edades de 2, 3 y 5 años. Como se ha explicado, estas probabilidades, directamente derivadas de los datos del censo, se ajustaron utilizando el modelo Oeste de Coale- Demeny. Definido un nivel en estas tablas modelo, es posible obtener la probabilidad de morir antes de cumplir un año de edad que corresponde al nivel seleccionado. Estos son los datos que se presentan en el cuadro 14.

Estas estimaciones son de más fácil y directa utilización en el sector salud, puesto que corresponden a la conocida tasa de mortalidad infantil. No obstante, ellas deben considerarse sólo como una aproximación a los niveles que existen en el país, puesto que se basan en el supuesto implícito de que las probabilidades de muerte en el primer año de vida en la población tienen la misma proporcionalidad que la del modelo empleado respecto a las probabilidades de morir antes de las edades 2, 3 y 5 años. No hay modo de someter a prueba esta hipótesis con los datos disponibles.

Por la circunstancia anotada, hay una proporcionalidad casi constante entre las tasas de mortalidad infantil del cuadro 14 y las probabilidades de morir en los primeros dos años de vida analizadas anteriormente.

La tasa estimada de mortalidad infantil para Perú aproximadamente para los años 1967-1968 es 135 por mil nacidos vivos. El riesgo de morir en el primer año de vida es alto, con claros excesos respecto a los niveles alcanzados por otros países latinoamericanos.

Cuadro 14

## ESTIMACIONES DE LA TASA DE MORTALIDAD INFANTIL POR DIVISIONES GEOGRAFICAS Y NIVEL DE INSTRUCCION DE LA MUJER. PERU, 1967-1968

Categorías	Probabilidad de morir* (por mil)
TOTAL DEL PAIS <sup>1/</sup>	135
Urbano .....	108
Rural .....	170
Regiones <sup>2/</sup> :	
Norte .....	137
Centro .....	153
Sur .....	173
Oriente .....	128
Metropolitana .....	78
Años de instrucción de la mujer.	
Menos de tres años .....	165
Primaria incompleta .....	110
Primaria completa .....	102
Secundaria incompleta .....	66
Secundaria completa y superior	62

\* Véanse en el texto las reservas hechas sobre estas estimaciones.

<sup>1/</sup> Estimaciones derivadas de datos censales totales.

<sup>2/</sup> Las estimaciones totales por regiones han sido hechas con la muestra censal, porque con los datos de todo el censo no se pudieron reconstituir las regiones Centro y Metropolitana. Para las restantes, las estimaciones con el censo son: Norte 136 por mil, Sur 175 por mil y Oriente 127 por mil.

Cuadro 15  
TASAS DE MORTALIDAD INFANTIL EN ALGUNOS PAISES DE LA  
AMERICA LATINA HACIA 1970

País	Año	Tasa de mortalidad infantil (por mil)
Cuba <sup>a/</sup> .....	1970	38
Argentina <sup>b/</sup> .....	1966	54
Costa Rica <sup>c/</sup> .....	1968-1969	70
Chile <sup>d/</sup> .....	1970	79
El Salvador <sup>e/</sup> .....	1966-1967	118
Honduras <sup>f/</sup> .....	1971-1972	132
Perú .....	1967-1968	135
Bolivia <sup>g/</sup> .....	1971-1972	161

<sup>a/</sup> Ministerio de Salud Pública, Anuario Estadístico, 1974.

<sup>b/</sup> Naciones Unidas, Demographic Yearbook, 1972.

<sup>c/</sup> Behm, H., La mortalidad en los primeros dos años de vida en países de la América Latina, Costa Rica, 1968-1969, CELADE, Serie A, Nº 1024, 1976.

<sup>d/</sup> Naciones Unidas, Demographic Yearbook, 1973.

<sup>e/</sup> Behm, H. y Escalante, A.E., Mortalidad en los primeros años de vida en países de América Latina: El Salvador, 1966-1967, CELADE, Serie A, Nº 1026, febrero, 1977.

<sup>f/</sup> Hill, K., Encuesta Demográfica Nacional de Honduras, Fascículo VII, CELADE, Serie A, Nº 129, abril, 1976.

Behm, H., Hill, K. y Soliz, A., La mortalidad en los primeros años de vida en países de América Latina: Bolivia, 1971-1972, CELADE, Serie A, Nº 1025, febrero, 1977.

Las estimaciones de la mortalidad infantil del cuadro 14, por las razones mencionadas, revelan similares diferencias que la probabilidad de morir en los dos primeros años de vida, que se han descrito en el capítulo precedente.



## V. ALGUNOS COMENTARIOS SOBRE LOS RESULTADOS DEL ESTUDIO

La investigación ha permitido, a partir de dos simples preguntas hechas en el censo de población de 1972 (número de hijos nacidos vivos e hijos sobrevivientes), trazar un cuadro de la situación, de la mortalidad en el menor de dos años en el Perú. Los resultados permiten establecer que la población con más alto riesgo es la constituida por los hijos de mujeres de baja educación, factor que aparece como el más significativamente asociado a esta mortalidad. También se ha visto que existe mayor riesgo en la población rural y en las poblaciones que residen en las regiones Centro y Sur, de preferencia en los departamentos con predominio de población indígena.

La significación de los estratos de mortalidad que se presentan en el cuadro 13 resulta más clara si se introduce el concepto epidemiológico de población expuesta. Con este propósito, se ha estimado en cada estrato la proporción de nacidos vivos y de defunciones de menores de dos años de edad que se producirían anualmente, mediante los métodos que se indican en el anexo 2. Los resultados se incluyen en el mismo cuadro 13.

Las cifras muestran que existe una población, constituida en general por mujeres de nivel socio-económico superior (como lo indica el hecho que hayan podido alcanzar a la educación secundaria o universitaria y que residen preferentemente en la región Metropolitana de Lima-Callao. Ellas son el 13 por ciento de las mujeres de edad fértil y debido a su baja fecundidad, procrean aproximadamente el 7 por ciento de los nacidos vivos del país. Estos niños se encuentran expuestos a una mortalidad mediana, (65 por mil), por lo cual se estima que en ellos no se produce más del 3 por ciento del total de defunciones de menores de dos años. La mortalidad de este grupo, con ser la más baja del país, es sin embargo, 3 a 4 veces superior a la observada en países más desarrollados, lo que señala la posibilidad de ulterior progreso en su reducción. En todo caso, es un grupo pequeño en el contexto del país y no es el más importante epidemiológicamente.

En el otro extremo se ha identificado un grupo, cuya mortalidad es muchísimo mayor (225 por mil), más del triple que la anterior. Pertenecen a este estrato las mujeres sin o con muy baja instrucción, que residen en

las regiones Centro y Sur, tanto en el sector urbano como en el rural. El 40 por ciento de las mujeres de edad fértil pertenece a este estrato, cuya alta fecundidad hace que ellas aporten el 44 por ciento de los nacidos vivos del país. Expuestos a una alta mortalidad, se estima que ellos producen el 59 por ciento del total de defunciones de menores de dos años. Si a este grupo se suma el estrato de mortalidad muy alta (181 por mil), también formado por mujeres de baja o ninguna educación que residen en las regiones Norte y Oriente, se define un grupo de mujeres de edad fértil que alcanza al 50 por ciento del total nacional, que da origen al 57 por ciento de los nacidos vivos, que según se estima, producen el 70 por ciento de todas las defunciones de menores de dos años del país. Esta población es la que constituye el nudo epidemiológico de la mortalidad temprana en Perú y en ella deberían concentrarse los esfuerzos para reducir una mortalidad tan excesiva.

Los resultados que se han obtenido son concordantes con una extensa evidencia existente en otros países que muestra la directa relación que tiene la aparición de la enfermedad y la muerte en los primeros años de vida con las condiciones del hogar y de la comunidad en que el niño nace. Todo indica que la contribución más decisiva que los países en desarrollo pueden hacer para reducir la alta mortalidad temprana que prevalece en ellos -como es el caso de Perú- es una política de desarrollo económico y social orientada a elevar substancialmente el nivel de vida de la población, en especial de aquellos grupos donde éste es muy bajo, de tal modo que se reduzcan drásticamente las diferencias en la distribución del producto del trabajo del hombre entre las clases sociales.

Es significativo citar aquí el trabajo de Batthacharyya<sup>22/</sup>, realizado con datos de 52 países, en el cual se comparó la tasa de mortalidad infantil de países donde la distribución del ingreso se hace con una alta desigualdad con aquellos donde esta desigualdad es baja. Batthacharyya comprobó que la mortalidad, a igual nivel de ingreso, se reducía en una proporción que variaba entre 24 y 36 por ciento cuando la distribución del ingreso era más igualitaria.

La conciencia de esta situación está implícita en los fundamentos del Plan Nacional de Desarrollo de Perú para 1971-1975<sup>23/</sup>. En la discusión de aspectos fundamentales de la problemática nacional se identifica como un problema concreto la "existencia de una rígida estructura social caracterizada por agudos contrastes en la distribución de la riqueza y en las posibilidades de acceso a los bienes y servicios que la sociedad como un todo produce". Y, en consecuencia, se establece como uno de los propósitos permanentes de desarrollo nacional "la conformación de una sociedad más justa, sin privilegios, exenta de marginación y discriminación económica, social, política o cultural...".

22/ Batthacharyya, A.K., Income Inequalities and Fertility: a Comparative View, Population Studies, Vol. 19, No. 1, marzo, 1975.

23/ Instituto de Planificación, Plan Nacional de Desarrollo para 1971-1975, Vol. I: Plan Global, Lima, Perú, julio, 1975.



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

El Plan Sectorial de Salud para 1971-1975<sup>24/</sup> y el Programa Nacional de Salud Materno-infantil<sup>25/</sup> señalan como factores condicionantes del nivel de salud en el país las deficiencias en nutrición, saneamiento, vivienda y alfabetismo, junto con "la existencia de patrones culturales diferentes en colectividades importantes del país, así como el reducido ingreso "per cápita" y su mala distribución (que) determinan en grandes grupos de la población peruana, niveles de subsistencia incompatibles con las exigencias de una vida digna". Dentro del sector salud, se describen problemas de accesibilidad de la población que determinan una cobertura insuficiente de servicios, de tal modo que "se estima que alrededor de 3 000 000 de campesinos tienen difícil acceso a los servicios permanentes de salud por habitar en zonas muy alejadas de éstos".

Castello<sup>26/</sup> estimó que en 1969 sólo el 21 por ciento de los partos tuvo atención técnica y que el 35,8 por ciento de los niños menores de un año recibió atención de salud.

Desde otro punto de vista, en estos documentos se hace notar la utilización y organización deficiente de los recursos de salud, que tienen además una inadecuada distribución geográfica. Así, por ejemplo, en 1971 Lima Metropolitana disponía de 16,3 médicos, 8,2 enfermeras y 4,3 camas hospitalarias por cada 10 000 habitantes. Para las restantes zonas de salud del país, las correspondientes cifras oscilaban entre 0,9 y 7,3 médicos, 0,3 y 4,0 enfermeras y 0,6 y 3,6 camas hospitalarias. Estos y otros factores determinan una dramática contradicción: la población más expuesta a riesgos de salud y de muerte es en general la que menor atención de salud recibe.

Los planes y programas de salud que se han mencionado proyectan, una expansión de la atención de salud del niño, tanto en cobertura como en número de atenciones. "Las coberturas postuladas, básicamente implicarán la

<sup>24/</sup> Ministerio de Salud, Oficina Sectorial de Planificación, Plan sectorial de salud 1971-1975, Lima, Perú, 1971.

<sup>25/</sup> Ministerio de Salud, Instituto de Neonatología y Protección Materno-infantil, Programa Nacional de Salud Materno-infantil, Lima, Perú, 1973.

<sup>26/</sup> Castello, J., La situación de salud de la madre y el niño en el Perú. Fundamentos para la formulación de programas operacionales. Tesis doctoral, 1971. Citado en "Programa Nacional...", op. cit.

penetración médico-sanitarias al medio rural, donde deberán realizarse las acciones esencialmente preventivas, utilizando en gran medida, con este propósito, personal auxiliar debidamente adiestrado y supervisado y concitando una importante participación de la comunidad..."<sup>27/</sup>. Para el período 1975-1978 la política de salud establece que "se ampliará la cobertura de servicios de salud, dando prioridad a la atención de la madre y del niño y especialmente a las poblaciones rurales, así como a las áreas de expansión urbana y a los nuevos asentamientos poblacionales"<sup>28/</sup>. Paralelamente, el programa de construcciones y equipamiento para 1975-1976 contempla "ampliar la infraestructura en el área rural construyendo y equipando puestos sanitarios, centros de salud y hospitales rurales como elementos de un sistema regionalizado de establecimientos de salud"<sup>29/</sup>.

Los resultados de la presente investigación vienen a confirmar la necesidad de tales medidas y aportan una identificación y cuantificación de las poblaciones con mayor riesgo, lo cual permite orientar mejor los programas y evaluar sus resultados.

Desde otro punto de vista, es importante hacer notar que el método empleado para obtener estimaciones de la mortalidad en los primeros años de vida a partir de datos censales, a pesar de las limitaciones que se han detallado, permite el análisis de nuevas y significativas variables ligadas a esta mortalidad. La utilización de toda la información del último censo nacional de población permitiría obtener estimaciones más detalladas y considerar la variable étnica.

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

---

<sup>27/</sup> Programa Nacional de Salud Materno-infantil, Lima, Perú, 1973.

<sup>28/</sup> Instituto Nacional de Planificación, Plan Nacional de Desarrollo 1975-1978.

<sup>29/</sup> Ministerio de Salud, Oficina Sectorial de Planificación, Plan Bienal Sector Salud 1975-1976, Lima, Perú, 1975.

## RESUMEN

1. En esta investigación se estudia el riesgo de morir en los primeros dos años de vida en Perú, estimado mediante el método de Brass (variante Sullivan) a partir de la proporción de hijos sobrevivientes declarados por las mujeres en el censo de población de 1972. Las estimaciones se refieren aproximadamente al bienio 1967-1968.
2. Para el total del país, la probabilidad de morir antes de cumplir dos años de edad se estima en 169 por mil nacidos vivos, riesgo que es mucho mayor que el observado en algunos otros países latinoamericanos.
3. Esta mortalidad es claramente mayor en la población rural (213 por mil) que en la urbana (132 por mil), como expresión de las distintas condiciones de vida que existen en estos dos sectores (cuadro 5). Tal diferencia es significativa porque el 40 por ciento de la población del país es rural y en ella la fecundidad es mayor y, en consecuencia, es mayor el grupo expuesto.
4. Existen considerables diferenciales geográficas de la mortalidad estudiada por departamentos y población urbana y rural (cuadro 5). El sector urbano de los departamentos situados de preferencia en la costa, tiene una mortalidad menor, sobre todo en la región Metropolitana Lima-Callao. La región de mayor riesgo (sobre 200 por mil) está formada por departamentos de las regiones Centro y Sur, en especial de la sierra y en el sector rural.
5. La probabilidad de que el recién nacido sobreviva dos años está en gran parte determinada por la clase social en que el nacimiento ha ocurrido, de acuerdo a los diferenciales observados utilizando como indicador el nivel de educación de la mujer (cuadro 9). Los hijos de mujeres sin ninguna o muy escasa educación tienen una mortalidad de 207 por mil, que triplica la de los hijos de mujeres con la más alta educación.
6. Utilizando las tres variables independientes disponibles se identifican en el país 33 subpoblaciones con distinto riesgo de morir en la niñez temprana, las cuales fueron agrupadas con cinco estratos de mortalidad, la que varía entre 65 y 225 por mil (cuadro 13).

La población de cada estrato se define geográficamente y por su nivel de educación, y se estima en cada uno de ellos la proporción de mujeres de edad fértil, nacidos vivos y defunciones esperadas.

7. Los resultados indican que el nudo epidemiológico de la mortalidad en los primeros dos años en el Perú está formado por los hijos de mujeres de escasa o nula educación, que residen en las regiones Centro, Sur, Norte y Oriente, preferentemente en el sector rural. En este grupo está el 50 por ciento de las mujeres de edad fértil, ocurre el 57 por ciento de los nacimientos vivos y se estima que se produce el 70 por ciento de las defunciones de menores de dos años del país.

8. Los diferenciales de la mortalidad temprana que se han encontrado están en general correlacionados con los indicadores disponibles de nivel de vida por departamentos. Todo indica que la contribución más decisiva que puede hacerse para reducir la alta mortalidad existente es una política de desarrollo económico y social orientada a elevar substancialmente el nivel de vida de la población, en especial de aquellos grupos donde éste es muy bajo, de tal modo que se reduzcan drásticamente las diferencias en la distribución del producto del trabajo del hombre entre las clases sociales. Este es precisamente el espíritu del Plan Nacional de Desarrollo. Lo es también el del Plan Sectorial de Salud, que se propone ampliar la cobertura de servicios de salud, con prioridad a la madre y el niño, especialmente en las áreas rurales, las de expansión urbana y en los nuevos asentamientos poblacionales.

9. El estudio muestra las potencialidades de los métodos retrospectivos de estimación de la mortalidad en la niñez a partir de datos censales para obtener un cuadro más completo de esta mortalidad que el que las estadísticas vitales actuales pueden dar. Se subraya la conveniencia de continuar el estudio con la totalidad de los datos del censo de 1972 y tomar medidas para que la información pertinente sea registrada en mejor forma en el próximo censo de población y sus posibilidades de análisis sean utilizadas plena y oportunamente.

\*

\* \*

## ANEXO 1.

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



Método de Brass <sup>30/</sup> (cuadro 1 A.)

Los datos básicos son los siguientes:

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

Con estos datos se obtiene:

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

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

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

$$P_2 = \frac{HNV_2}{\text{Mujeres de edad 20-24}} = \frac{622\ 030}{380\ 338} = 1,63547$$

$$P_3 = \frac{HNV_3}{\text{Mujeres de edad 25-29}} = \frac{1\ 166\ 602}{377\ 855} = 3,08743$$

---

<sup>30/</sup> Brass, W., "Métodos de análisis...", op. cit.

6. El cociente  $P_2/P_3 = 1,63547/3,08743 = 0,52972$
7. El multiplicador  $K_i$  se selecciona en la respectiva tabla de Brass interpolando entre las columnas por medio del valor  $P_2/P_3$  observado.
8. La estimación final  ${}_xq_0$  se obtiene por la relación

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

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

La variante de Sullivan <sup>31/</sup> (cuadro 2 A.)

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

9. El valor  $K_i$  se obtiene mediante la siguiente relación:

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

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

---

<sup>31/</sup> Sullivan, J.M., "Models for the...", op. cit.



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

En el presente ejemplo se obtiene de este modo:

$$K_2 = 1,30 - 0,54 (0,52972) = 1,01395$$

$$K_3 = 1,17 - 0,40 (0,52972) = 0,95811$$

$$K_4 = 1,13 - 0,33 (0,52972) = 0,95519$$

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

#### Ajuste de las ${}_xq_0$ observadas

11. Para cada  ${}_xq_0$  se obtiene el número de sobrevivientes a la edad exacta  $x$  mediante la relación

$$l_x = 1 - {}_xq_0$$

12. Con este  $l_x$  se calcula por interpolación lineal, en las tablas modelo de Coale-Demeny para ambos sexos <sup>32/</sup>, para el mismo modelo utilizado en el método de Sullivan, el nivel de las tablas correspondientes a cada  ${}_xq_0$ .

---

<sup>32/</sup> Naciones Unidas, Métodos para establecer mediciones demográficas fundamentales a partir de datos incompletos, Manual IV, ST/SGA/Serie A/42, pág. 101.

13. Se calcula un promedio aritmético de los niveles correspondientes a  ${}_2q_0$ ,  ${}_3q_0$ , y  ${}_5q_0$ . En este ejemplo el nivel medio es 12,5845.
14. Con este nivel medio se obtienen en la misma tabla, por interpolación lineal, los valores  $\ell_x$  y las correspondientes  ${}_xq_0$  ajustadas.

Cuadro 1 A.

METODO DE BRASS: ESTIMACION DE LA PROBABILIDAD DE MORIR ENTRE EL NACIMIENTO Y LAS EDADES EXACTAS  $x = 1, 2, 3$  Y 5 AÑOS. TOTAL DEL PAIS.  
PERU, CENSO 1972

Edad de la mujer	Intervalo de edad ( $\lambda$ )	Mujeres con declaración	Hijos nacidos vivos (HNV $_{\lambda}$ )	Hijos sobrevivientes (HS $_{\lambda}$ )	Paridez media (P $_{\lambda}$ )
15-19	1	312 456	105 520	89 942	-
20-24	2	380 338	622 030	512 845	1,63547
25-29	3	377 855	1 166 602	948 048	3,08743
30-34	4	330 992	472 906	1 172 066	-
$P_2/P_3 = 0,5297$					
	Proporción hijos fallecidos (D $_{\lambda}$ )	Multiplicador (K $_{\lambda}$ )	Edad del hijo (x)	Probabilidad de morir ( ${}_xq_0$ )	
15-19	0,14763	0,93375	1	0,13785	
20-24	0,17553	0,98617	2	0,17310	
25-29	0,18734	0,97988	3	0,18357	
30-34	0,20425	0,98964	5	0,20213	

Cuadro 2 A.

METODO DE SULLIVAN; ESTIMACIONES DE LA PROBABILIDAD DE MORIR ENTRE EL  
NACIMIENTO Y LAS EDADES EXACTAS  $x = 2, 3$  Y 5 AÑOS. TOTAL DEL PAIS.  
PERU, CENSO 1972, MODELO OESTE

Edad de la mujer	Intervalo de edad ( $i$ )	Proporción hijos fa- llecidos ( $D_i$ )	Multipli- cador ( $K_i$ )	Edad del hijo ( $x$ )	Probabilidad de morir ( ${}_xq_0$ )
15-19				1	
20-24	2	0,17553	1,01395	2	0,17798
25-29	3	0,18734	0,95811	3	0,17950
30-34	4	0,20425	0,95519	5	0,19510

	Sobrevi- vientes ( $l_x$ )	Nivel equi- valente en Coale-Demeny	Para el nivel medio	
			Sobrevi- vientes ( $l_x$ )	${}_xq_0$ ajustadas
15-19			86 477	0,13523
20-24	82 202	12,1229	83 096	0,16904
25-29	82 050	12,7951	81 599	0,18401
30-34	80 490	12,8355	78 894	0,20106
Nivel medio = 12,5845				



## **ANEXO 2.**

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



La idea central del método es estimar las defunciones que deberían haberse producido entre los menores de cinco años de edad en todo el país, en 1967, de acuerdo a la  ${}_2q_0$  estimada y comparar este número con aquellas que fueron registradas. Por simplificación, la estimación se ha referido a cinco años antes del censo de 1972, en vez de los 4,5 años mencionados anteriormente. En esencia la estimación se obtiene mediante la relación:

$$D_{0-4} = N_{0-4} \cdot m_{0-4} \quad (1)$$

donde:

$D_{0-4}$  = defunciones de menores de cinco años en 1967

$N_{0-4}$  = población de menores de cinco años en 1967

$m_{0-4}$  = tasa central de mortalidad de la población menor de cinco años, deducidas las  ${}_xq_0$  observadas.

A su vez,  $N_{0-4}$  se obtuvo según la relación:

$$N_{0-4} = \frac{N_{5-9}}{{}_5P_{0-4}} \quad (2)$$

donde:

$N_{5-9}$  = población de 5-9 años en el momento del censo

${}_5P_{0-4}$  = probabilidad de que un integrante del grupo 0-4 años sobreviva cinco años

Los pasos son los siguientes:

1. Se parte de la población de 5-9 años del censo,  $N_{5-9} = 2\,022\,740$

2. Se estima  ${}_5P_{0-4}$  interpolando el valor en una tabla modelo de Coale-Demeny con el nivel 12,5845, que fue el nivel medio utilizado en el suavizamiento de las  ${}_xq_0$ . En este caso  ${}_5P_{0-4} = 0,94151$ .
3. Se obtiene la población de menores de cinco años de edad en 1967, según (2)

$$N_{0-4} = \frac{2\ 022\ 740}{0,94151} = 2\ 148\ 400$$

4. La tasa central de mortalidad de menores de cinco años ( $m_{0-4}$ ) se deriva por interpolación utilizando el mismo nivel medio 12,5845 que se empleó para obtener  ${}_5P_{0-4}$ :

$$m_{0-4} = 0,04809$$

5. Aplicando (1) se obtienen las defunciones estimadas de menores de cinco años de edad en 1967

$$D_{0-4} = 2\ 148\ 400 \cdot 0,04809 = 103\ 317$$

6. La comparación de las dos cifras de muertes en 1967

$$\frac{\text{defunciones estimadas} - \text{defunciones registradas}}{\text{defunciones estimadas}} = \frac{42\ 296}{103\ 317} = 0,4094$$

indica que la omisión en el registro de defunciones de menores de cinco años de edad en el país sería del orden de 41 por ciento, suponiendo que la estimación del estudio fuera correcta.



**ANEXO 3.**

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

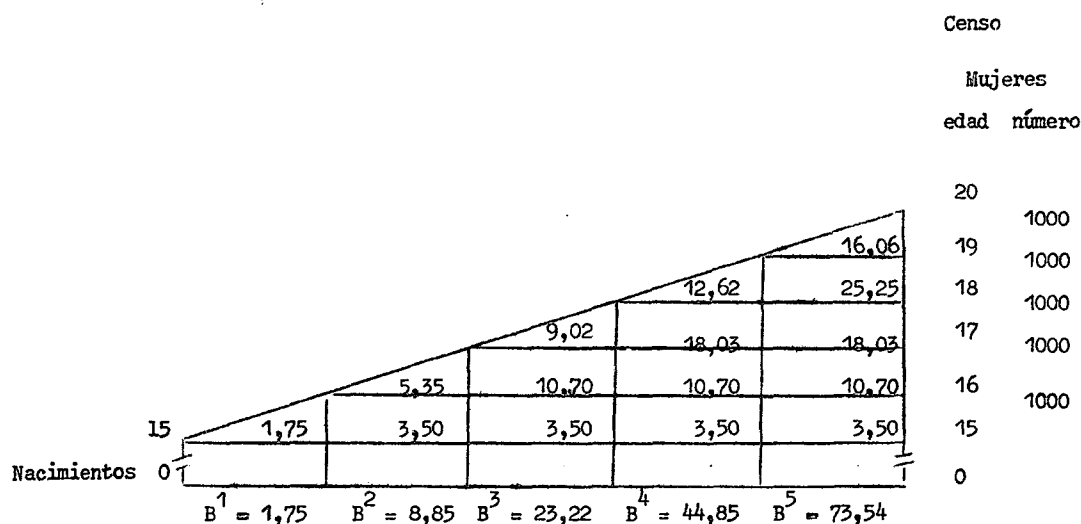


### Estimación de los nacidos vivos en el último año

Para cada grupo quinquenal de edades de la mujer, el censo proporciona el total de hijos tenidos por ella hasta el momento del empadronamiento. De este conjunto se trata de estimar los nacimientos que habrían ocurrido en los 12 meses previos al censo. Este dato lo proporciona las estadísticas vitales pero con omisiones variables e importantes. El método empleado está basado en la distribución de la fecundidad por edades simples, derivada de los modelos teóricos de las Naciones Unidas, utilizando un modelo que tiene una edad media de la fecundidad  $\bar{m}=29,2$  años <sup>33/</sup>.

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

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



<sup>33/</sup> Ortega, A., Un modelo para estimar la mortalidad a través de preguntas censales sobre hijos nacidos vivos e hijos sobrevivientes, CELADE, Serie AS, Nº 15, setiembre, 1972, Anexo 1.

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

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

Obtenidas de modo semejante las restantes  $p_i$ , el número estimado de hijos tenidos en el último año por las mujeres de 15-49 años es:

Grupos de edades	Total hijos tenidos (HNV <sub>i</sub> )	$p_i$	Estimación de hijos tenidos en el último año (HNV <sub>i</sub> · $p_i$ )
15-19	105 595	0,483	51 002
20-24	622 161	0,224	139 364
25-29	1 166 642	0,112	130 664
30-34	1 472 967	0,061	89 851
35-39	1 873 600	0,034	63 702
40-44	1 680 822	0,017	28 574
45-49	1 457 501	0,004	5 830
Total estimado:			508 987

Aplicando las proporciones  $p_i$  al total de hijos tenidos declarados por las mujeres en cada categoría de análisis, se obtuvo una estimación de los nacimientos que habrían ocurrido en el último año en cada grupo.

#### Estimación de las defunciones esperadas

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

Fórm. 561-400, marzo de 1977  
Mecanografía: Ana I. Morales de Primante





**CELADE - Centro Latinoamericano de Demografía**

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

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