

4/1028

..2

CELADE

Centro Latinoamericano de Demografía

HUGO BEHM

FRANCISCO DE MOYA

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

REPUBLICA DOMINICANA

1970-1971

San José, Costa Rica

48. 1000. 150

SECRET
CENTRO DE INVESTIGACIONES
DE LA ARMADA

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

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

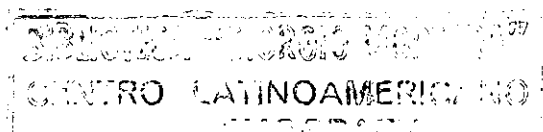
REPUBLICA DOMINICANA

1970-1971

Hugo Behm
Francisco de Moya

Centro Latinoamericano de Demografía
CELADE - San José

Serie A. No. 1028
Mayo de 1977



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.

P R E S E N T A C I O N

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

I N D I C E

	Página
PRESENTACION	v
I. EL PROBLEMA EN ESTUDIO: DEFINICION E IMPORTANCIA	1
II. METODOLOGIA Y MATERIAL DE ESTUDIO	5
El método de Brass para la estimación retrospectiva de la mortalidad	5
El método de Sullivan	7
Ajuste de las estimaciones	7
Selección del valor ${}_2q_0$ para el análisis descriptivo de la mortalidad	8
Los datos básicos	8
III. LA MORTALIDAD EN EL MENOR DE DOS AÑOS	13
La mortalidad en el menor de dos años, total del país	13
Las diferencias geográficas de la mortalidad en el menor de dos años	14
Mortalidad en el menor de dos años y nivel de educación de la mujer	18
Estratos de población según el nivel de la mortalidad en el menor de dos años	24
IV. LA MORTALIDAD INFANTIL	27
V. ALGUNOS COMENTARIOS SOBRE LOS RESULTADOS DE LA INVESTIGACION	31
RESUMEN	39
ANEXO 1	
Ejemplo de aplicación de los métodos para estimar la mortalidad en la niñez a partir de la proporción de hijos fallecidos	41

ANEXO 2

Métodos para estimar los nacidos vivos y defunciones esperadas en cada estrato de mortalidad	49
--	----

INDICE DE CUADROS Y GRAFICOS

Cuadro

1	Población por regiones geográficas, provincias y zonas urbana y rural. República Dominicana, 1970	10
2	Población femenina de 20-34 años de edad según años de instrucción, en población urbana y rural. República Dominicana, 1970	11
3	Probabilidad de morir entre el nacimiento y los dos años de edad, países seleccionados, alrededor de 1970	13
4	Probabilidad de morir entre el nacimiento y los dos años de edad por regiones geográficas* y en población urbana y rural. República Dominicana, 1970-1971	14
5	Indicadores seleccionados nivel de vida en la población urbana y rural. República Dominicana, 1970-1974 ..	17
6	Indicadores del nivel de vida por regiones geográficas. República Dominicana, 1970-1974	18
7	Probabilidad de morir entre el nacimiento y los dos años de edad según años de estudio de la mujer, en la población urbana y rural. República Dominicana, 1970-1971	20
8	Probabilidad de morir entre el nacimiento y los dos años de edad según el nivel de educación de la mujer, países latinoamericanos seleccionados, 1966-1971	22
9	Probabilidad de morir entre el nacimiento y los dos años de edad, por regiones de la mujer. República Dominicana, 1970-1971	23

Cuadro

10	Estratos de población según la probabilidad de morir entre el nacimiento y los dos años de edad, y nacidos vivos y defunciones de menores de dos años estimados en cada estrato. República Dominicana, 1970-1971	24
11	Estimaciones de la tasa de mortalidad infantil por divisiones geográficas y nivel de instrucción de la mujer. República Dominicana, 1970-1971	28
12	Tasas de mortalidad infantil en algunos países de la América Latina, hacia 1970	29
13	Ingreso económico familiar y valores calóricos y proteicos de la alimentación. República Dominicana, 1970	33
14	Mortalidad infantil e ingreso	34
15	Proporción de defunciones de menores de un año, por regiones geográficas y estratos socio-económicos. República Dominicana, 1974	36
16	Recursos de salud y población, por regiones. República Dominicana, 1974	36

Gráfico

1	República Dominicana por provincias y regiones.....	15
2	Probabilidades de morir entre el nacimiento y los dos años de edad, según años de instrucción de la mujer. República Dominicana, 1970-1971.....	21

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 ^{1/} 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 ^{2/} 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 ^{3/}, 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).

Como se explicará más adelante, el nivel de la mortalidad en los primeros años de vida en la República Dominicana no puede conocerse en forma adecuada porque las estadísticas vitales adolecen de serias omisiones.

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

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

^{3/} 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.

Las estimaciones presentadas por Ramírez ^{4/} señalan tasas de mortalidad infantil altas pero descendentes, de 150 por mil en 1950 a 110 por mil en 1965-1970. Basándose en la encuesta DIAGNOS, Angeles y Pérez-Mera ^{5/} estimaron la tasa de mortalidad infantil para 1974 en 104 por mil. Según el estudio de García ^{6/} en el período 1960-1970 las tasas de mortalidad infantil fueron 120,3 por mil para hombres y 99,6 por mil para mujeres. Tales cifras son notoriamente superiores a los niveles alcanzados por otros países latinoamericanos (38 por mil en Cuba, 1970 ^{7/}) y en las regiones de mayor desarrollo del mundo (10,8 por mil en Suecia, 1972 ^{8/}).

Por otra parte, las defunciones de menores de cinco años de edad alcanzaron en 1971 el 45,3 por ciento del total de defunciones, según los datos oficiales de registro ^{9/}. De acuerdo con las mismas fuentes, en ese año el 36 por ciento de las muertes cuyas causas pudieron ser conocidas se debió a enfermedades infecciosas y parasitarias. Además, Pérez-Mera ha hecho notar que la desnutrición proteico-calórica, uno de los problemas de salud más importantes del país, afecta principalmente a los menores de cinco años de edad ^{10/}.

Los hechos mencionados hacen evidente la importancia del conocimiento de la mortalidad en los primeros años de la vida en el país, 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. En especial, interesa identificar los grupos de población que están expuestos a los mayores riesgos de muerte y los factores que los determinan, para así orientar los programas de reducción de la mortalidad de preferencia a tales poblaciones.

Pese a la necesidad de conocer el problema, hay en los países en desarrollo una contradictoria escasez de información ^{11/}, debido a deficiencias en los sistemas de registro de defunciones y nacimientos. Se han mencionado anteriormente estimaciones de la tasa de mortalidad infantil de 110

-
- ^{4/} Ramírez, N., Situación y tendencias demográficas actuales en la República Dominicana, Simposio sobre Población y Desarrollo en la República Dominicana, Instituto Tecnológico de Santo Domingo y Centro de Investigaciones de la Universidad Nacional Pedro Henríquez Ureña, Santo Domingo, República Dominicana, setiembre, 1973.
- ^{5/} Angeles, M. y Pérez-Mera, A., Población y salud: efectos de la fecundidad, mortalidad y migración, Seminario sobre Problemas de Población en la República Dominicana, Universidad Autónoma de Santo Domingo, enero, 1975.
- ^{6/} García, A., República Dominicana: Estudio de la evolución demográfica en el período 1950-1970 y proyecciones de la población total, período 1970-2000, CELADE, Serie A, Nº 19, San José, Costa Rica, 1974.
- ^{7/} Ministerio de Salud Pública, Anuario Estadístico, 1974.
- ^{8/} Naciones Unidas, Anuario Demográfico, 1973.
- ^{9/} Oficina Nacional de Estadística, Estadísticas Demográficas de 1971, Santo Domingo, República Dominicana.
- ^{10/} Pérez-Mera, A., "Salud, educación y nutrición: estrategia para la acción", en La desnutrición y sus implicaciones sociales en la República Dominicana, Fondo para el Avance de las Ciencias Sociales, Consejo Nacional de Población y Familia, 1976.
- ^{11/} Montoya, C., Levels and Trends of Infant Mortality in the Americas, 1950-1971, World Health Statistics Report, Vol. 27, Nº 12, 1974.

por mil en 1960-1970 y de 104 por mil para 1974. La tasa calculada con la cifra de registro asciende a 52,4 por mil en 1970, lo que indica una fuerte omisión. La omisión es mayor en la población rural. García^{12/} ha hecho notar que en 1960-1970 las defunciones registradas en el sector rural alcanzan sólo a 48 por ciento del total, no obstante que el 65 por ciento de la población es rural. De modo similar, la tasa de mortalidad infantil en ese sector es 65,7 por mil, en tanto que en la población urbana sube a 97,2 por mil y en el Distrito Nacional (que comprende la capital de la República) se eleva a 134,5 por mil. Esta menor mortalidad rural es incompatible con las peores condiciones de vida del sector rural; en 1970 la tasa en este sector es inaceptablemente baja (35,1 por mil)^{13/}. Por el contrario, las estimaciones de la encuesta DIAGNOS para 1974 son 125 por mil en las zonas rurales y 87,9 por mil en urbanas (excluyendo al Distrito Nacional)^{14/}.

Ante esta situación contradictoria -necesidad de buena información para tomar decisiones importantes, por un lado, y deficiencias en los datos disponibles, por el otro,- se comprende el interés de un método que, utilizando información básica ajena al sistema de estadísticas vitales pudiera proporcionar estimaciones satisfactorias de la mortalidad en la niñez. Tal método fue elaborado por William Brass y divulgado por el Centro Latinoamericano de Demografía en un Seminario que Brass dirigió en 1971^{15/}. El método, que se explica más adelante, deriva estimaciones de la mortalidad en la niñez a partir de la proporción de hijos fallecidos sobre el total de hijos declarados por las mujeres en censos o encuestas.

El procedimiento hace posible el estudio de los diferenciales geográficos de la mortalidad y, lo que es más importante, los diferenciales socio-económico-culturales, utilizando los diversos indicadores que el censo (o la encuesta) proporciona sobre la mujer y su grupo familiar. Aunque el método no está libre de errores, sus resultados son razonablemente confiables.

En la presente investigación se estudia con este método la probabilidad de morir entre el nacimiento y los dos años de edad en la República Dominicana, utilizando los datos obtenidos en la Encuesta Nacional de Fecundidad, realizada en abril-julio de 1975. Se describen el nivel y los diferenciales de esta mortalidad por grupos geográficos y condición socio-económica, utilizando el número de años de educación de la mujer como indicador. De este modo se identifican y cuantifican subpoblaciones expuestas a diferentes riesgos de morir. Este panorama epidemiológico de la mortalidad temprana se relaciona con los indicadores 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.

^{12/} García, A., "Estudio de la evolución ...", op.cit.

^{13/} Instituto Interamericano de Estadística, América en cifras 1970, Situación demográfica: estado y movimiento de la población.

^{14/} Pérez-Mera, A., Condiciones de salud de la República Dominicana: situación actual y perspectivas futuras, Taller sobre Política de Recursos Humanos, Villa del Mar, noviembre, 1976.

^{15/} Brass, W., Seminario sobre métodos para medir variables demográficas (fecundidad y mortalidad), CELADE, Serie DS, Nº 9, San José, Costa Rica, 1973.



II. METODOLOGIA Y MATERIAL DE ESTUDIO

El método de Brass para la estimación retrospectiva de la mortalidad

El método de Brass ^{16,17/} permite convertir las proporciones de hijos fallecidos sobre el total de hijos nacidos vivos de mujeres clasificadas por grupos quinquenales de edades, en probabilidad de morir (${}_xq_0$) entre el nacimiento y determinadas edades exactas x .

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

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

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

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

^{16/} Brass, W., Métodos para estimar la fecundidad y la mortalidad en poblaciones con datos limitados, CELADE, Serie E, Nº 14, Santiago, Chile, 1974.

^{17/} 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.

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_{χ} varía con la localización en la edad de la distribución de la fecundidad. Por ello, en la tabla de Brass, K_{χ} 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 (290, 390 y 590), 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 1970-1971, ya que la encuesta se realizó en 1975.

El método de Sullivan

Partiendo de los mismos supuestos de Brass, Sullivan ^{18/} se basó en un conjunto de tablas empíricas de fecundidad y en las tablas modelo de mortalidad de Coale-Demeny ^{19/}. Obtiene los coeficientes K_2 , K_3 y K_4 por medio de una regresión lineal respecto a P_2/P_3 :

$$K_i = \frac{xq_0}{D_i} = a_i + b_i \left(\frac{P_2}{P_3} \right)$$

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 Sur de mortalidad, que es el más indicado cuando se desconoce la estructura de la mortalidad en la población.

Ajuste de las estimaciones

Debido a errores en los datos básicos y a errores de muestreo, no siempre las estimaciones de 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 observado se calculó por interpolación lineal el correspondiente nivel en la familia Sur de Coale-Demeny. Se promediaron enseguida los tres niveles obtenidos y se consideró la ${}_2q_0$ correspondiente a este nivel promedio como la mejor estimación posible.

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

^{18/} 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.

^{19/} Coale, A.J. y Demeny, P., Regional Model Life Tables and Stable Populations, Princeton, New Jersey, 1966.

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

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

De las tres probabilidades ${}_xq_0$ que se han calculado, para el análisis se ha seleccionado 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 ^{20/}, es especialmente sensible a las variaciones del nivel de vida.

En el análisis se han descartado las estimaciones de ${}_2q_0$ 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

Esta investigación se basa en la información obtenida en la Encuesta Nacional de Fecundidad ^{21/}, realizada entre fines de abril y fines de julio de 1975*. La encuesta abarcó aproximadamente 10 000 de los 800 000 hogares existentes en el país, seleccionados aleatoriamente por un diseño muestral estratificado y polietápico. La información básica se obtuvo mediante las siguientes preguntas: "Tiene hijos propios que están viviendo actualmente con ella? Tiene hijos propios que no están vivienda actualmente con ella?"

^{20/} Secretaría de las Naciones Unidas y Organización Mundial de la Salud, Mortality in Infancy and Childhood, ESA/P/WP, 47, 28 de febrero, 1973.

^{21/} Consejo Nacional de Población y Familia, Encuesta Nacional de Fecundidad, Informe general, Santo Domingo, República Dominicana, octubre, 1976.

* El estudio de los datos básicos pertinentes del censo de población de 1970 mostró numerosas incongruencias, lo que obligó a abandonarlo como fuente del presente estudio.

Ha tenido ella algún hijo nacido vivo que murió después? Para estar segura, ella ha tenido ___ (total) hijos nacidos vivos. Esto es correcto?". Estas preguntas fueron contestadas por la totalidad de las 6 284 mujeres de 20-34 años de edad utilizadas en el presente estudio.

En la mencionada publicación de la encuesta, se compara la población encuestada con la del censo de 1970, con resultados en general satisfactorios ^{22/}. No obstante, en nuestra evaluación se ha encontrado que las mujeres de 20-34 años de la encuesta tienen una proporción mayor de residentes urbanas y de alfabetas que en el censo de 1970. Ambos factores tienden a reducir la mortalidad, por lo cual las estimaciones del presente estudio, a nivel nacional, probablemente deben considerarse estimaciones mínimas del riesgo de morir en los primeros dos años de vida.

Las variables geográficas utilizadas son población urbana/rural y regiones. La población urbana en la encuesta se ha definido aparentemente tal como en el censo de 1970: "La ciudad principal o cabecera de cada municipio o distrito municipal se considera zona urbana, mientras que las restantes localidades, agrupadas en 'secciones', conforman la zona rural" ^{23/}. Esta definición hace que la población urbana incluya comunidades que realmente son de carácter rural, debido a que son cabeceras municipales o distritales, circunstancia que es posiblemente una de las razones de las incongruencias de las estimaciones de la mortalidad, que se comentarán más adelante.

Los datos de la encuesta están agrupados en regiones geográficas, que corresponden a las Regiones de Salud existentes a la fecha de la encuesta. En el cuadro 1 se indican las respectivas poblaciones según el censo de 1970 que ponen de manifiesto el carácter rural predominante del país, con la sola excepción de la Región I, que incluye la capital de la República.

Además interesa estudiar la mortalidad temprana en función de las condiciones de vida de la población, que la experiencia ha demostrado como importantes determinantes de su nivel. Tal estudio no es fácil, desde luego porque el concepto de nivel de vida es complejo y sus componentes se influyen recíprocamente. Por otra parte, en los estudios de población se dispone usualmente de indicadores bastante burdos para estos propósitos.

^{22/} Consejo Nacional de Población y Familia, "Encuesta Nacional ...", *op.cit.*, pág. 26.

^{23/} Oficina Nacional de Estadística, Censo Nacional de Población y Habitación, 1970.

Cuadro 1
POBLACION POR REGIONES GEOGRAFICAS, PROVINCIAS Y ZONAS URBANA Y RURAL.
REPUBLICA DOMINICANA, 1970

Regiones y provincias	P o b l a c i ó n					
	Total		Urbana		Rural	
	Pobla- ción (miles)	Porcen- taje	Pobla- ción (miles)	Porcen- taje	Pobla- ción (miles)	Porcen- taje
TOTAL DEL PAIS	4 009,5	100,0	1 593,3	39,7	2 416,2	60,3
REGION I	1 266,2	100,0	775,0	61,2	491,2	38,8
Distrito Nacional	813,4	100,0	668,5	82,2	144,9	17,8
Peravia, San Cristóbal	452,8	100,0	106,5	23,5	346,3	76,5
REGION II (Dajabón, Es- paillat, Monte Cristy, Puerto Plata, Santiago, Santiago Rodríguez, Val- verde)	958,6	100,0	329,3	34,4	629,3	65,6
REGION III (Duarte, Ma- ría Trinidad Sánchez, Salcedo, Samaná, Sánchez Ramírez, La Vega).....	840,1	100,0	175,0	20,8	665,1	79,2
REGION IV (Azua, Baho- ruco, Barahona, La Es- trelleta, Independencia, Pedernales, San Juan)..	557,4	100,0	171,6	30,8	385,8	69,2
REGION V (La Altagracia, La Romana, San Pedro de Macorís, El Seybo).....	387,2	100,0	142,4	36,8	244,8	63,2

Fuente: Censo de Población de 1970, Vol. 1, segunda edición.

En el presente estudio se han utilizado como indicador los "años de estudio formales completados por la mujer". Numerosos estudios ^{24,25/} 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 relación estrecha con el cuidado del niño, el que a su vez está determinado por las creencias, valores, actitudes y conductas de la madre respecto a la salud y enfermedad del niño. Lo que la educación formal intenta inculcar o modificar son precisamente estas características socio-culturales. El cuadro 2 muestra la distribución de la población femenina de 20-34 años de edad clasificada por las categorías de educación utilizadas en el estudio. El nivel educacional en la zona rural es claramente inferior al de la zona urbana.

Cuadro 2

POBLACION FEMENINA DE 20-34 AÑOS DE EDAD SEGUN AÑOS DE INSTRUCCION,
EN POBLACION URBANA Y RURAL. REPUBLICA DOMINICANA, 1970

Años de estudio	Población femenina de 20-34 años					
	Total		Urbana		Rural	
	Pobla- ción	Porcen- taje	Pobla- ción	Porcen- taje	Pobla- ción	Porcen- taje
TOTAL	364 180	100,0	170 770	100,0	193 410	100,0
Ninguno ^{a/}	100 870	27,7	27 275	16,0	73 595	38,1
1 - 3	99 425	27,3	35 905	21,0	63 520	32,8
4 - 6	99 505	27,3	54 735	32,1	44 770	23,1
7 - 9	36 945	10,1	28 705	16,8	8 240	4,3
10 - 12	19 595	5,4	17 085	10,0	2 510	1,3
13 y más	7 840	2,2	7 065	4,1	775	0,4

^{a/} Incluye las mujeres que declararon estudios pre-primarios.

Fuente: Censo de población, 1970.

^{24/} Kitakawa, E. y Hausser, P., *Differential Mortality in the United States: a Study of Socioeconomic Epidemiology*, Harvard University Press, 1973.

^{25/} MacMahon, B., Kovar, M.G. y Feldman, J.J., *Infant Mortality Rates: Socioeconomic Factor*, Vital and Health Statistics, Series 22, NR 14, National Center for Health Statistics, marzo, 1972.

III. LA MORTALIDAD EN EL MENOR DE DOS AÑOS

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

De acuerdo con los datos obtenidos en la Encuesta Nacional de Fecundidad de la República Dominicana sobre hijos tenidos y sobrevivientes, la probabilidad de morir entre el nacimiento y los dos años de edad se estima en 123 por mil nacidos vivos, aproximadamente, para 1970-1971 ^{26/}. Esta cifra se compara en el cuadro 3 con la de otros países.

Cuadro 3

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

Países	Probabilidad de morir (por mil)
Bolivia, 1971-1972	202
Perú, 1967-1968	169
El Salvador, 1966-1967	145
República Dominicana, 1970-1971...	123
Chile, 1965-1966	92
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., 1977; PERÚ: Behm, H. y Ledesma, A., 1977; EL SALVADOR: Behm, H. y Escalante, A.E., 1977; CHILE: Behm, H. y Correa, M., 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, US Department of Health, Education and Welfare; SUECIA: Anuario Demográfico, 1966, Naciones Unidas.

^{26/} El valor que dan para 1960-1970 las tablas de A. García (op.cit.) es 126 por mil.

La comparación muestra que la mortalidad de menores de dos años de edad en la República Dominicana ocupa entre los países latinoamericanos estudiados una posición intermedia, pero que puesta en parangón con la observada en los países más avanzados resulta excesivamente elevada: seis veces mayor que la de los Estados Unidos y casi ocho veces mayor que la de Suecia.

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

En el cuadro 4 se muestra la probabilidad de morir en los primeros dos años de vida por regiones y en la población urbana y rural. Las regiones geográficas se presentan en el gráfico 1. En la Región I se ha separado el Distrito Nacional, que comprende la capital del país. El gráfico 1 señala la distribución geográfica de las regiones.

Cuadro 4

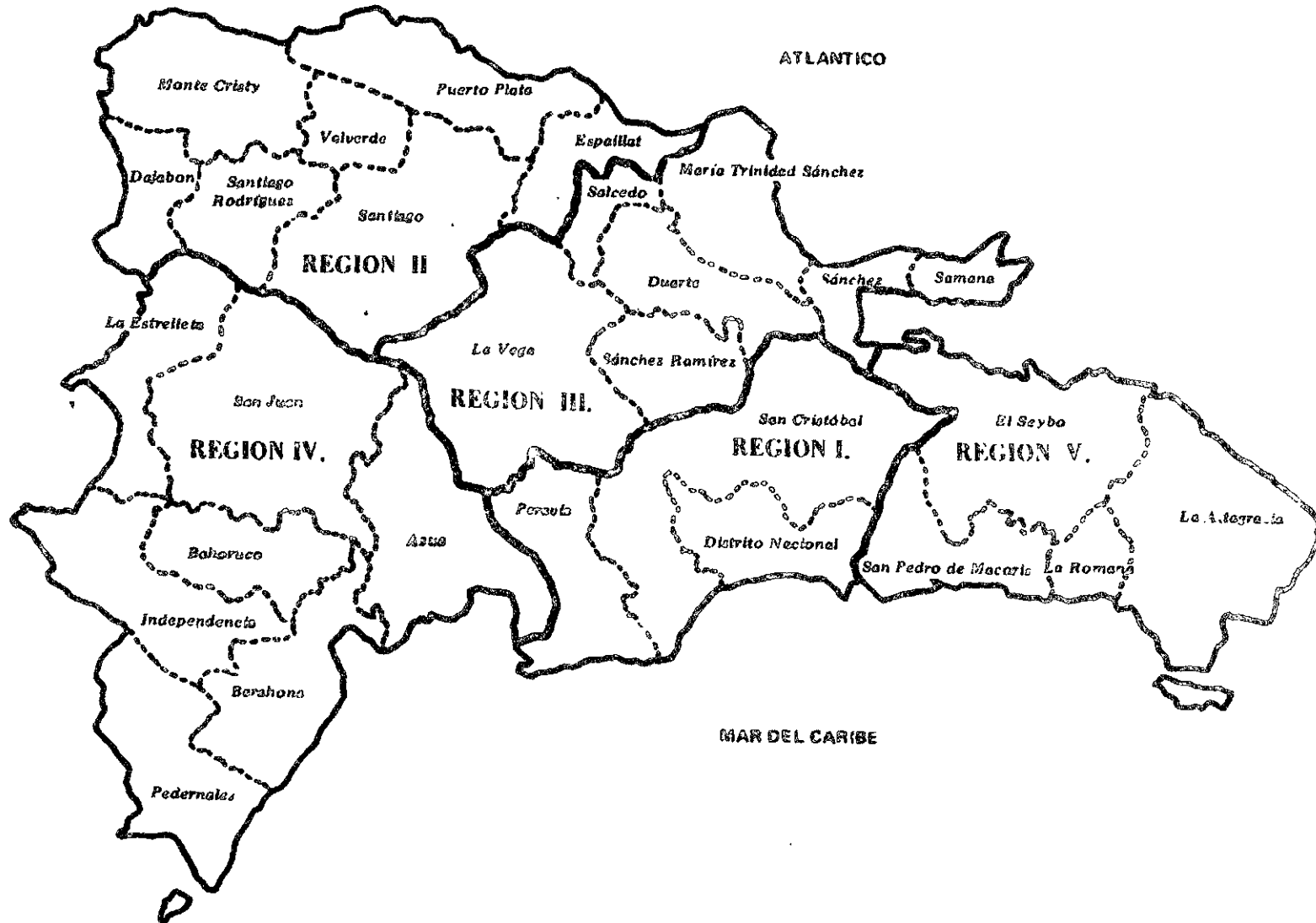
PROBABILIDAD DE MORIR ENTRE EL NACIMIENTO Y LOS DOS AÑOS DE EDAD
POR REGIONES GEOGRAFICAS* Y EN POBLACION URBANA Y RURAL.
REPUBLICA DOMINICANA, 1970-1971

Regiones	Probabilidad de morir (por mil)		
	Total	Urbano	Rural
TOTAL	123	115	130
Distrito Nacional	109	104	144
Resto Región I	139	139	138
Región II	122	128	117
Región III	124	114	130
Región IV	150	163	146
Región V	93	97	87

* Véase la distribución de provincias por regiones en el cuadro 1.

Gráfico 1.

REPUBLICA DOMINICANA POR PROVINCIAS Y REGIONES



El Distrito Nacional, con 82 por ciento de población urbana, se destaca con una mortalidad menor (109 por mil), junto con la Región V. Por el contrario, el resto de la Región I y la Región IV aparecen como poblaciones de mayor mortalidad, que exceden en 28 y 38 por ciento, respectivamente, el nivel del Distrito Nacional. Las Regiones II y III están en una situación intermedia.

Estos contrastes geográficos de la mortalidad en estudio son en general menores que los que se han observado en otros países latinoamericanos. Es también notorio que la mortalidad en la población rural es superior solo en 13 por ciento a la mortalidad urbana. En estudios similares en otros países de la América Latina, este exceso ha variado entre 35 y 50 por ciento. Puede observarse asimismo en el cuadro 4 que este contraste es significativo solo en el Distrito Nacional; en las restantes regiones es a veces inexistente, o bien es mayor la mortalidad urbana, como en la región II.

Las escasas diferencias urbano-rurales en el riesgo de morir del menor de dos años no están de acuerdo con los indicadores demográficos, económicos y de nutrición que se presentan en el cuadro 5. La encuesta DIAGNOS señala una sobremortalidad en el sector rural, tanto en la mortalidad general como en los primeros años de vida. Las informaciones sobre los diferentes indicadores también coinciden en señalar las peores condiciones de vida de la población rural.

Ante esta situación contradictoria, es posible pensar que la encuesta de fecundidad puede haber cubierto en forma menos representativa algunos sectores rurales de más bajo nivel de vida, en especial la población geográficamente más dispersa. También es posible una omisión selectiva en la declaración de hijos, en especial de los fallecidos.

En cuanto a las regiones geográficas, los pocos indicadores que se han reunido en el cuadro 6 señalan que la principal diferencia está entre el Distrito Nacional (que comprende la capital del país) y las restantes regiones. El grado de urbanización y el nivel de educación del Distrito son claramente superiores y allí se concentran los recursos de salud. Esto coincide con la menor mortalidad en los primeros dos años de vida que se han descrito en el cuadro 4. En cambio, la mayor mortalidad de la Región IV no está asociada claramente a indicadores más desfavorables, y también es notoriamente contradictoria la baja mortalidad de la Región V que, de acuerdo con la información disponible, no difiere substancialmente de las restantes regiones de predominio rural. Debe pensarse, en consecuencia, que la cifra de mortalidad para esta Región V es una subestimación del nivel real.

Cuadro 5

INDICADORES SELECCIONADOS DEL NIVEL DE VIDA EN LA POBLACION URBANA Y RURAL.
REPUBLICA DOMINICANA, 1970-1974

Indicadores	Población	
	Urbana	Rural
<u>Mortalidad</u> (tasas por mil) ^{a/}		
Tasa bruta	13,1	16,9
Tasa de mortalidad infantil	73,9	127,9
Tasa 1-4 años	15,0	19,6
<u>Fecundidad</u> (tasa global) ^{a/}	4,8	7,5
<u>Ingreso económico</u> ^{b/}		
Ingreso medio (pesos de 1970)	410,96	105,87
<u>Educación</u> ^{c/}		
Porcentaje de analfabetos	19,7	43,5
<u>Vivienda</u> ^{c/}		
Porcentaje de viviendas rústicas	4,8	22,9
Porcentaje de viviendas sin abastecimiento de agua	18,3	33,1
<u>Nutrición</u> (promedios diarios) ^{c/}		
Calorías per cápita	2 224	1 486
Proteínas (g.)	56,5	37,9

Fuentes: a/ Pérez-Mera, A., "Salud, educación y nutrición ...", op.cit.

b/ Machicado, F., "Nutrición, distribución del ingreso y desarrollo agrícola", en La desnutrición y sus implicaciones sociales en la República Dominicana, Fondo para el avance de las ciencias sociales y Consejo Nacional de Población y Familia, 1976.

c/ Pérez-Mera, A., "Condiciones de salud ...", op.cit.

Cuadro 6
INDICADORES DEL NIVEL DE VIDA POR REGIONES GEOGRAFICAS.
REPUBLICA DOMINICANA, 1970-1974

Indicadores	R e g i o n e s					
	Distrito Nacional	Resto Región I	Región II	Región III	Región IV	Región V
Porcentaje de población rural ^{a/}	18	76	66	79	69	63
Porcentaje de analfabetos en población de 10 años y más de edad ^{b/} ...	17	37	32	35	43	32
	Región I					
Camas de hospital por mil habitantes ^{c/}	4,5		2,1	1,4	1,4	2,0
Médico por 10 000 habitantes ^{c/}	6,6		2,8	1,9	1,0	2,4
Enfermeras graduadas por 10 000 habitantes ^{c/}	1,2		0,5	0,4	0,4	0,7

Fuentes: ^{a/} Censo de población, 1970, tabulación 1.

^{b/} Censo de población, 1970, Comentarios sobre resultados definitivos, cuadro 6.

^{c/} Angeles, M., Aspectos de Salud, Seminario sobre la Niñez, Universidad Católica Madre y Maestra, Santiago de los Caballeros, marzo, 1976.

Mortalidad en el menor de dos años y nivel de educación 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 huésped y los factores capaces de producir la enfermedad (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, en constante cambio e interacción. 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 dependerá de los factores biológicos en cierto modo propios a él (factores genéticos, edad, peso al nacer, etc.) y, por otra parte, de agentes mórbidos tales como infecciones, déficit de aportes de nutrientes, exposición al frío, etc. Ambos grupos de condiciones están influidas 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 reciba. De nuevo, estas condiciones están ligadas a numerosas variables socio-económicas: 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, social y política de la comunidad en que el niño vive, en términos del nivel y, sobre todo, de la distribución del bienestar que tal sociedad ha logrado alcanzar entre sus miembros.

Se comprende la dificultad de cuantificar un conjunto tan complejo de factores determinantes de la mortalidad, que además interactúan de un modo complicado. Ella es aún mayor si se trabaja con datos censales, que restringen el análisis por sus imperfecciones y por los contados indicadores que pueden proporcionar. Con todo, como se verá en el análisis que sigue, el nivel de educación de la mujer agrega importante información para identificar las poblaciones con distintos riesgos de morir.

Como se explicó anteriormente en el presente estudio se utiliza como indicador el número de años de estudio aprobados por la mujer. La mortalidad según esta variable se presenta en el cuadro 7 y en el gráfico 2.

En contraste con las variables geográficas, el nivel de educación de la mujer aparece estrechamente asociado a importantes diferenciales de la mortalidad del niño en sus primeros dos años de vida. El riesgo de morir de los hijos de mujeres presumiblemente analfabetas es el mayor: uno de cada seis nacidos vivos ha fallecido antes de cumplir dos años de edad. De este alto nivel, el riesgo desciende linealmente a medida que mejoran las condiciones de vida del hogar, que es el factor que se presume que mide la educación de la mujer. De este modo, en aquellas mujeres que han terminado o

casí completado su educación media, o bien tiene estudios superiores, el riesgo se ha reducido a menos de la tercera parte del existente en el grupo más desfavorecido social y económicamente.

Cuadro 7

PROBABILIDAD DE MORIR ENTRE EL NACIMIENTO Y LOS DOS AÑOS DE EDAD
SEGUN AÑOS DE ESTUDIO DE LA MUJER, EN LA POBLACION URBANA Y RURAL.
REPUBLICA DOMINICANA, 1970-1971

Años de instrucción de la mujer	Probabilidad de morir (por mil)		
	Total	Urbana	Rural
Ninguno	163	171	159
1 - 3	131	135	130
4 - 6	108	104	112
7 - 9	83	82	83
10 y más	55	49	*

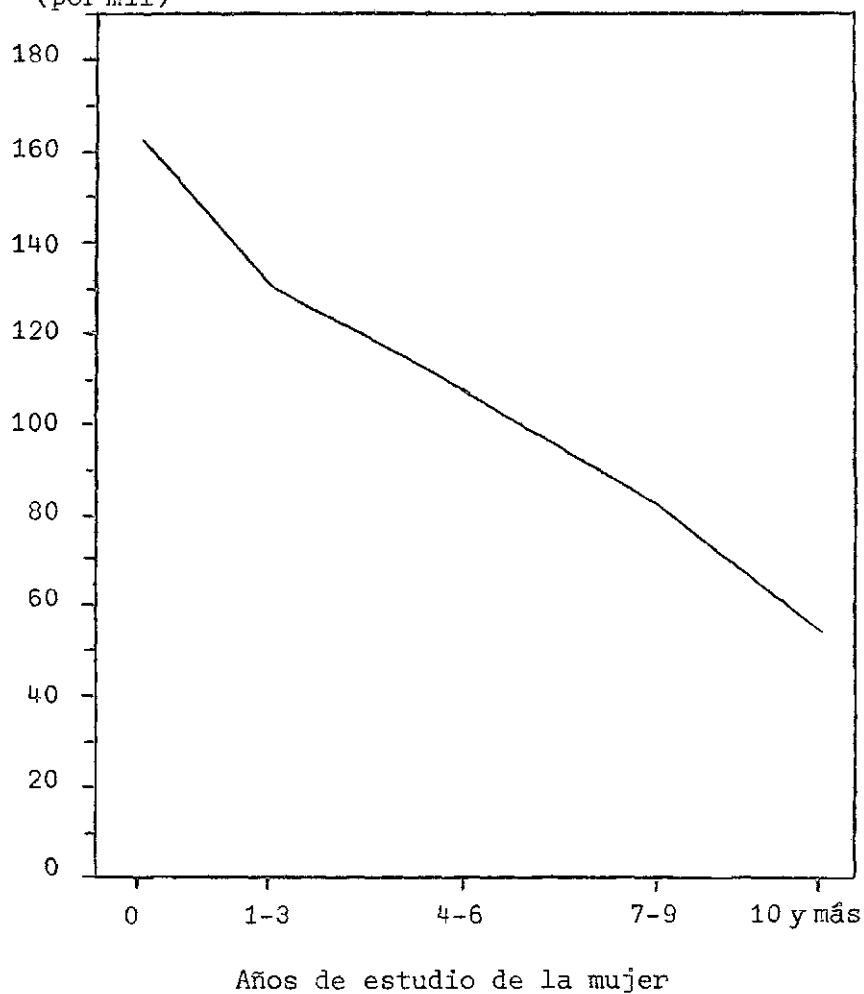
* Probabilidad no calculada por existir menos de 100 hijos tenidos por las mujeres del grupo.

En estudios similares realizados en otros países de la América Latina se han comprobado parecidos contrastes de la mortalidad en los primeros dos años de vida, que aparecen cualquiera que sea el nivel de la mortalidad en el total del país, como se muestra en el cuadro 8.

Gráfico 2.

PROBABILIDAD DE MORIR ENTRE EL NACIMIENTO Y LOS DOS AÑOS
DE EDAD, SEGUN AÑOS DE INSTRUCCION DE LA MUJER
REPUBLICA DOMINICANA, 1970-1971

Probabilidad
de morir
(por mil)



Fuente: Cuadro 7.

Cuadro 8

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

Años de instrucción de la mujer	Probabilidad de morir (por mil)				
	Costa Rica 1968 - 1969	Chile 1965-1966	República Dominicana 1970-1971	El Salvador 1966-1967	Bolivia 1971-1972
TOTAL.	81	92	123	145	202
Ninguno	125	130	163	158	245
1 - 3	93	107	131	142	209
4 - 6	70	92	108	111	176
7 y más	42	57	76	49	110

Fuente: Véase el cuadro 3.

Los contrastes de la mortalidad por clases sociales, especialmente de la mortalidad infantil, han sido descritos aun en los países más avanzados ^{27/}. Lo que aquí interesa recalcar es que las diferencias entre los grupos socio-económicos son mayores en la América Latina que en los países más desarrollados.

En el cuadro 9 se estudia la mortalidad del menor de dos años simultáneamente por las variables educación y geográficas. En estas últimas se ha eliminado la categoría urbano/rural, que no aparece asociada a claros contrastes de la mortalidad y se ha excluido la Región V, por las reservas mencionadas anteriormente. Las restantes regiones se agruparon en la forma siguiente:

^{27/} MacMahon, B., "Infant Mortality Rates ...", op.cit.

- Distrito Nacional :** Zona urbana del Distrito Nacional, que comprende fundamentalmente la ciudad capital de Santo Domingo.
- Regiones I-IV :** Zona rural del Distrito Nacional, resto de la Región I y Región IV.
- Regiones II-III :** Sin variación.

Cuadro 9

PROBABILIDAD DE MORIR ENTRE EL NACIMIENTO Y LOS DOS AÑOS DE EDAD, POR REGIONES GEOGRAFICAS Y NIVEL DE EDUCACION DE LA MUJER. REPUBLICA DOMINICANA, 1970-1971

Regiones geográficas	Probabilidad de morir (por mil)				
	Total	Años de educación de la mujer			
		Ninguno	1-3	4-6	7 y más
Distrito Nacional	109	162	132	99	70
Regiones I-IV.....	145	176	144	120	106
Regiones II-III.....	123	149	123	118	74

Las cifras muestran una gama amplia de variación de la mortalidad, que va de 70 por mil en los hijos de mujeres residentes en el Distrito Nacional y con 7 o más años de estudio, hasta 176 por mil, estimada para los hijos de las mujeres sin educación que viven en las regiones I-IV. Es notorio que los diferenciales de la mortalidad están asociados fundamentalmente al nivel de educación de la mujer. Con todo, se observa que los hijos de mujeres analfabetas, que tienen una alta mortalidad en todo el país, presentan un riesgo aún mayor si residen en las regiones I-IV. En estas regiones esta mayor mortalidad se observa también en el grupo con 7 y más años de estudios. El Distrito Nacional no presenta diferencias marcadas con las regiones II-III, a igual nivel de educación, excepto quizás en el grupo con 4-6 años de educación.

Estratos de población según el nivel de la mortalidad
en el menor de dos años

Para fines prácticos, es de interés identificar con la información proporcionada por el análisis precedente, las diversas subpoblaciones (estratos) que están expuestas a diferentes riesgos de morir en los primeros dos años de vida. Puesto que el análisis geográfico de esta mortalidad en la República Dominicana no demuestra grandes contrastes, se ha utilizado para esta estratificación la variable educación de la mujer, pero en la descripción de cada estrato se mencionarán las características geográficas más importantes de cada subpoblación.

El cuadro 10 presenta los cinco estratos de mortalidad en el menor de dos años.

Cuadro 10

ESTRATOS DE POBLACION SEGUN LA PROBABILIDAD DE MORIR ENTRE EL NACIMIENTO Y LOS DOS AÑOS DE EDAD, Y NACIDOS VIVOS Y DEFUNCIONES DE MENORES DE DOS AÑOS ESTIMADOS EN CADA ESTRATO. REPUBLICA DOMINICANA, 1970-1971

Estratos de población según la mortalidad	Probabilidad de morir (por mil)	Años de estudio de la mujer	Porcentaje estimado		
			Mujeres 15-49 años	Nacidos vivos	Defunciones de menores de dos años
TOTAL	123		100	100	100
Medianamente baja	55	10 y más	10	4	2
Mediana	83	7 - 9	16	10	7
Medianamente alta	108	4 - 6	28	30	26
Alta	131	1 - 3	29	37	40
Muy alta ...	163	Ninguno	17	19	25

El *estrato de mortalidad medianamente baja* (55 por mil), que es la menor que se observa en el país, está formado por los hijos de las mujeres de mayor nivel socio-económico, a juzgar por el hecho que ellas han tenido la oportunidad de alcanzar una educación secundaria casi o totalmente completa, o estudios superiores. El 86 por ciento de estas mujeres reside en la zona urbana y la mitad de ella vive en Santo Domingo, la capital de la República; una quinta parte lo hace en el sector urbano de las regiones I y II.

El *estrato de mortalidad mediana* (83 por mil) incluye a los hijos de las mujeres que, además de terminar la educación primaria, han cursado estudios secundarios incompletos. Es también una población fundamentalmente urbana (74 por ciento), que reside de preferencia en la capital y las ciudades de las regiones I y II.

Al *estrato de mortalidad medianamente alta* (108 por mil) pertenecen los hijos de las mujeres que lograron alcanzar una educación primaria con más de 4 años de estudios y que se supone corresponde a un nivel socio-económico mediano. Este grupo ya se extiende al sector rural (44 por ciento). Sólo un tercio vive en la ciudad de Santo Domingo y cerca de una quinta parte reside en el sector rural de las regiones II y III.

El *estrato de mortalidad alta* (131 por mil) está caracterizado porque comprende los hijos de mujeres que tienen un nivel socio-económico bajo, de tal modo que su educación se ha interrumpido en los primeros años de la enseñanza primaria. Estas mujeres son predominantemente de residencia rural (60 por ciento) y su mayor proporción se encuentra en el sector rural de las regiones II, III y IV (43 por ciento).

En el *estrato de mortalidad muy alta* (163 por mil) el riesgo para la vida del niño triplica al descrito en el primer estrato. Está formado por las mujeres cuya condición socio-económica es tan baja que no han tenido oportunidad de cursar ninguna enseñanza formal y son presumiblemente analfabetas. Dos tercios de estas mujeres viven en el sector rural y forman el sector mayoritario de las poblaciones de las regiones I, II, III y IV.

La significación práctica de este panorama demográfico y epidemiológico de la mortalidad en la niñez temprana en la República Dominicana se discute en el capítulo V.

*
* *

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 temprana, 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 por el método de Brass, a partir de la proporción de hijos fallecidos de las mujeres de 15-19 años de edad, es poco confiable, 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 de 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 de la encuesta, fueron ajustadas utilizando el modelo Sur 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 11.

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 11 y las probabilidades de morir en los primeros dos años de vida analizadas anteriormente.

Cuadro 11
ESTIMACIONES DE LA TASA DE MORTALIDAD INFANTIL POR DIVISIONES
GEOGRAFICAS Y NIVEL DE INSTRUCCION DE LA MUJER.
REPUBLICA DOMINICANA, 1970-1971

Categorías	Probabilidad de morir* (por mil)
TOTAL DEL PAIS	99
Urbano	94
Rural	103
Regiones:	
Distrito Nacional	90
Resto región I	109
Región II	98
Región III	100
Región IV	116
Región V	79
Años de instrucción de la mujer	
Ninguno	124
1 - 3	104
4 - 6	89
7 - 9	71
10 y más	50

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

La tasa estimada de mortalidad infantil para la República Dominicana aproximadamente para los años 1970-1971, es 99 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, aunque la República Dominicana no tiene la mayor mortalidad en esta región (cuadro 12).

Cuadro 12
TASAS DE MORTALIDAD INFANTIL EN ALGUNOS PAISES
DE LA AMERICA LATINA, HACIA 1970

Países	Año	Tasa de mortalidad infantil (por mil)
Cuba ^{a/}	1970	38
Argentina ^{b/}	1966	54
Costa Rica ^{c/}	1968-1969	70
Chile ^{d/}	1970	79
República Dominicana	1970-1971	99
El Salvador	1966-1967	118
Honduras ^{e/}	1971-1972	132
Bolivia ^{f/}	1971-1972	161

^{a/} Ministerio de Salud Pública, Anuario Estadístico, 1974.

^{b/} Naciones Unidas, Demographic Yearbook, 1972.

^{c/} Behm, H., La mortalidad en los primeros dos años de vida, Costa Rica, 1968-1969, CELADE, Serie A, Nº 1024, San José, Costa Rica, diciembre, 1976.

^{d/} Naciones Unidas, Demographic Yearbook, 1973.

^{e/} Hill, K., Encuesta Demográfica Nacional de Honduras. Fascículo VII, CELADE, Serie A, Nº 129, abril, 1976.

^{f/} 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, San José, Costa Rica, febrero, 1977.

Las estimaciones de la mortalidad infantil del cuadro 11, por las razones mencionadas, revelan similares diferencias de esta mortalidad dentro del país. Los contrastes entre la población urbana y rural y entre las regiones son escasos; sólo el Distrito Nacional y la Región V (está con las salvedades descritas), presentan un nivel algo más bajo de mortalidad. Las principales diferencias se encuentran relacionadas con el nivel de instrucción.

V. ALGUNOS COMENTARIOS SOBRE LOS RESULTADOS DE LA INVESTIGACION

La investigación muestra que, aproximadamente para los años 1970-1971, el riesgo de morir en los primeros dos años de vida en la República Dominicana es considerablemente alto. Por las razones que se han mencionado anteriormente, es posible pensar que el nivel real sea aun mayor que el que se estima en el estudio. Utilizando como indicador el grado de educación de la mujer, ha sido posible identificar estratos de población que presentan muy diferentes riesgos de morir, en relación con las condiciones de vida, también muy diferentes, que existen en ellos.

La significación de marcados contrastes de mortalidad que se muestran en el cuadro 10 se comprende mejor si se introduce la idea de población expuesta a riesgo. Para estos fines y por los métodos que se indican en el anexo 2, para cada estrato se estimaron la proporción de mujeres de edad fértil, la proporción de nacidos vivos y la proporción de muertes en los primeros dos años de vida, datos que se incluyen en el mismo cuadro. Por cierto, debido a los factores de error ya mencionados y a los supuestos introducidos en estas estimaciones, todas estas cifras deben ser consideradas sólo como una aproximación a la realidad. Aun así, ellas señalan hechos de considerable importancia.

En el aspecto positivo, los datos indican que hay un grupo de población constituido por las mujeres (y los correspondientes hogares) que tienen el mayor nivel socio-económico en el país a juzgar por el nivel de educación que han declarado. Es una población mayoritariamente urbana, que en buena parte reside en la propia capital de la República. Se beneficia así de un más alto nivel de vida y de la accesibilidad a los mayores recursos y servicios que existen en el centro urbano más grande del país. En relación con ello, la mortalidad de sus hijos es la más baja de la República Dominicana (55 por mil). Bueno es hacer notar que este riesgo es más del doble de la mortalidad observada a nivel nacional en Estados Unidos y más del triple de la de Suecia. Desgraciadamente, se trata de un grupo minoritario. Sólo 10 por ciento de las mujeres en edad fértil están incluidas en el grupo. Debido a su más alta educación, ellas tienen una fecundidad relativamente baja, de tal modo que se estima que sólo procrean el 4 por ciento de los nacidos vivos anuales del país. Esta generación, expuesta a un riesgo de morir medianamente bajo, aporta únicamente el 2 por ciento

de las muertes en los primeros dos años de vida del país. Aunque debieran continuarse los esfuerzos para reducir tal mortalidad, es evidente que este grupo no tiene un peso significativo en el problema de la mortalidad temprana en la República Dominicana.

El nudo demográfico y epidemiológico de este problema se encuentra en los estratos de alta y muy alta mortalidad. El está formado por los hijos de mujeres presumiblemente analfabetas o con escasa e incompleta educación primaria y que por ello debe suponerse que pertenecen a la clase de menor nivel de vida del país. Estas mujeres residen de preferencia en el sector rural de las regiones de mayor población y tienen un peso significativo en el total del país, puesto que forman casi la mitad de las mujeres de edad fértil. Por sus condiciones de vida y su composición de predominio campesino, su fecundidad es mayor y se estima que generan aproximadamente el 56 por ciento de los nacidos vivos del país. Estos niños están expuestos a un alto riesgo de morir, de tal modo que uno de cada 6-7 de estos recién nacidos ha fallecido antes de cumplir dos años de edad. De este modo, se calcula que se producen en estos dos estratos dos tercios de todas las muertes de menores de dos años del país. Desde el punto de vista demográfico, la tendencia de la mortalidad en la niñez temprana en el país estará definida por los progresos que se logren hacer en la reducción del alto riesgo de morir que existe en esta subpoblación. Desde el ángulo del sector salud, son estos grupos con más alto riesgo los que debieran ser la preocupación principal de los programas respectivos.

Los datos presentados en el cuadro 10 muestran que el riesgo de morir en los primeros dos años de vida está determinado fundamentalmente por el nivel de vida del hogar y la comunidad en que el niño nace y del cual se supone que es reflejo el grado de educación de la mujer, usado como indicador. Esto confirma lo que se ha observado en muchos otros países.

Todo indica que la contribución más decisiva que los países en desarrollo pueden hacer para reducir la alta mortalidad en la niñez temprana que prevalece en ellos -como es el caso de la República Dominicana-, es una política de desarrollo económico y social orientada a elevar substancialmente el nivel de vida de la población y en especial a reducir de modo drástico las diferencias en la distribución del producto del trabajo del hombre entre las clases sociales. Es significativo citar a este respecto el trabajo de Batthacharyya ^{28/}, realizado con datos de 52 países, en el cual se comparó la tasa de mortalidad infantil de países donde la distribución del ingreso muestra una alta desigualdad, con aquellos donde esta desigualdad es más baja. Batthacharyya comprobó que la mortalidad, a igual nivel de ingreso, se reducía en una proporción variable entre 24 y 36 por ciento cuando la distribución del ingreso era más igualitaria.

^{28/} Batthacharyya, A.K., Income Inequalities and Fertility: a Comparative View, Population Studies, Vol. 19, Nº 1, marzo, 1975.

En noviembre de 1975, el Fondo para el Avance de las Ciencias Sociales y el Consejo Nacional de Población y Familia convocaron a un seminario en Puerto Plata para discutir la desnutrición y sus repercusiones sociales en la República Dominicana. A este seminario presentó Machicado, experto de FAO, un diagnóstico de la situación de la nutrición, la distribución del ingreso y el desarrollo agrícola. De este informe se extraen los datos presentados en el cuadro 13.

Cuadro 13

INGRESO ECONOMICO FAMILIAR Y VALORES CALORICOS Y PROTEICOS
DE LA ALIMENTACION. REPUBLICA DOMINICANA, 1970

Ingreso medio familiar mensual (en dólares)	Porcentaje de población	Promedio diario de calorías	Promedio diario de proteína (g.)
35	49,9	1 423	28,23
86	25,0	2 054	51,70
208	19,0	2 525	67,80
1 025	6,0	3 150	85,93

Fuente: Machicado, F., "Nutrición, distribución ...", op.cit., págs. 101-102.

Los promedios recomendables para el país son 2 318 calorías y 59,58 gramos de proteínas diarios: por debajo de ellos se encuentra el 75 por ciento de la población, correspondiente a los grupos con peor situación económica. Obsérvese que el ingreso del primer grupo es 30 veces menor que el ingreso del grupo más favorecido. Pérez-Mera ^{29/} hace notar que el ingreso del 50 por ciento de la población es inferior a la línea de la pobreza, establecida por la misión de la OIT, sobre la base del sueldo mínimo

^{29/} Pérez-Mera, A., "Condiciones de salud ...", op.cit.

vital de RD\$ 60 mensuales para 1973. Machicado agrega que entre 1970 y 1973 el curso de la distribución del ingreso es regresivo, de tal modo que la participación de los dos estratos de mejor situación económica en el ingreso total del país ha subido de 66,4 por ciento en 1970 a 71,1 por ciento en 1973. En la introducción del seminario se dice textualmente: "Más que un problema nutricional, la República Dominicana sufre un problema de hambre. El problema del hambre es un problema estructural, originado por las desigualdades sociales y el sistema que niega acceso igualitario de la población a los recursos de por sí escasos de la sociedad".

En igual sentido son significativas las relaciones encontradas en la encuesta DIAGNOS entre el ingreso económico y la mortalidad infantil y descritas por Pérez-Mera, que se reproducen en el cuadro 14.

Cuadro 14
MORTALIDAD INFANTIL E INGRESO ANUAL PROMEDIO, POR ESTRATOS
SOCIO-ECONOMICOS. REPUBLICA DOMINICANA, 1974

Estratos	Ingreso anual per cápita en RD\$	Tasa de mortalidad infantil (por mil)
Rural	110,00	125,0
Resto urbano	141,18	87,9
Santo Domingo		
estrato bajo	238,49	40,0
estrato medio.....	599,44	21,7
estrato alto *	2202,63	23,1

* Muestra pequeña; algunos grupos de este estrato tienen tasas de 17,1 por mil.

Fuente: Pérez-Mera, A., "Condiciones de salud ...", op.cit.

Estos antecedentes señalan muy dramáticamente la raíz misma de los contrastes de mortalidad que se han encontrado en la presente investigación. Sin duda ellos hubieran sido aún más marcados si las clases sociales se hubieran podido identificar de modo más preciso.

Por otra parte, en todo país cabe al sector salud la responsabilidad de organizar la atención de salud de la población. Es obvio que los agudos contrastes en las condiciones de vida de la población que se han mencionado son un marco ineludible y de hecho, seriamente limitante, del alcance y la eficiencia de la atención médica en el país. Con todo, cabe al sector salud la obligación de aplicar al máximo de las posibilidades el conocimiento tecnológico existente para beneficio de toda la población. No se ha dispuesto de información oficial de este sector para relacionar los planes y programas de salud con las características de la mortalidad encontradas en la presente investigación, sino solamente de algunos análisis del sector realizados por autores nacionales ^{30,31/}.

El cuadro 15 presenta la proporción de fallecidos menores de un año de edad que no registran atención médica, como un indicador general del alcance de esta atención, de acuerdo con los datos obtenidos en la encuesta DIAGNOS en 1974. Casi un 60 por ciento de estas defunciones no ha recibido atención médica en el total del país, proporción que sube a 68 por ciento en el sector rural. En la población urbana las condiciones son mejores pero, aun así, la atención disminuye claramente cuando la condición socio-económica empeora. El 91 por ciento de las defunciones que no registran atención habría ocurrido en la población rural. Por otra parte, los datos muestran que 79 por ciento de las defunciones de menores de un año se registra en el sector rural y que el 80 por ciento de las muertes urbanas de esta edad ha ocurrido en el estrato socio-económico bajo. Estos hechos señalan que la oferta de atención médica se canaliza de preferencia a los grupos donde el riesgo de morir en los primeros años de vida es menor, con un serio déficit de atención en la población expuesta al mayor riesgo de morir, que es la mayoritaria.

En cuanto a la disponibilidad de recursos del sector salud, Pérez-Mera y Angeles hacen notar, con los datos que se reproducen en el cuadro 16, que hay una marcada concentración de recursos físicos y humanos en la Región I, que incluye la ciudad capital de Santo Domingo. Esta región comprende aproximadamente la tercera parte de la población total y dispone del 62 por ciento de los médicos, del 57 por ciento de las camas hospitalarias y de las enfermeras graduadas, y de la mitad de la enfermeras auxiliares. Una vez más es evidente el contraste entre la distribución de los recursos y las necesidades en el sector salud.

En el aspecto positivo del problema, Pérez-Mera recalca como el cambio más significativo "el iniciado en SESPAS, con una política de expansión de la cobertura de la población rural y la urbana pobre a través del Servicio Básico de Salud y el Programa de Reforma Institucional". Los resultados de la presente investigación vienen a fortalecer la necesidad de reforzar este tipo de programas que intentan mejorar la atención de las poblaciones que la requieran con más urgencia por las condiciones de mayor mortalidad a que están sometidas.

^{30/} Pérez-Mera, A., "Condiciones de salud ...", op.cit.

^{31/} Angeles, M., "Aspectos ...", op.cit.

Cuadro 15

PROPORCION DE DEFUNCIONES DE MENORES DE UN AÑO, POR REGIONES GEOGRAFICAS
Y ESTRATOS SOCIO-ECONOMICOS. REPUBLICA DOMINICANA, 1974

Regiones y estratos	Defunciones de menores de un año de edad		
	Total	Sin atención médica	
		Número	Porcentaje
TOTAL	19 588	11 472	58,6
Total urbano	4 182	991	23,7
Santo Domingo	871	155	17,8
estrato alto	41	0	0
estrato medio.....	316	38	12,0
estrato bajo	514	117	22,8
Resto urbano	3 311	836	25,2
estrato alto	73	0	0
estrato medio.....	752	121	16,1
estrato bajo	2 846	715	25,1
Total rural	15 406	10 481	68,0

Fuente: Tabulaciones de la encuesta DIAGNOS, facilitadas por su Director, señor Méjico Angeles.

Cuadro 16

RECURSOS DE SALUD Y POBLACION, POR REGIONES. REPUBLICA DOMINICANA, 1974

Regiones	Camas hospital (por 1 000 habitantes)	Médicos	Enfermeras graduadas (por 10 000 habitantes)	Enfermeras auxiliares
TOTAL	2,67	3,60	0,69	6,01
I	4,54	6,57	1,18	8,81
II	2,10	2,78	0,54	5,50
III	1,41	1,86	0,39	4,13
IV	1,38	1,03	0,37	3,95
V	1,96	2,40	0,67	4,19

Fuente: Angeles, M., "Aspectos ...", op.cit.

Desde otro punto de vista, el presente estudio indica que, en países como la República Dominicana, el método de Brass para la estimación retrospectiva de la mortalidad a partir de datos censales o de encuestas, es capaz de aportar un conocimiento mucho más completo que el que pueden proporcionar las estadísticas de registro. Es lamentable que las deficiencias del reciente censo de población hayan impedido utilizar su información en el estudio. En todo caso, la experiencia indica que es recomendable tomar medidas para que la información básica pertinente sea registrada en mejor forma en el próximo censo y sus potencialidades analíticas sean oportuna y plenamente utilizadas.

*
* *

R E S U M E N

1. En esta investigación se estudia el riesgo de morir entre el nacimiento y los dos años de edad en la República Dominicana aproximadamente para los años 1970-1971, estimado por el método de Brass (variante Sullivan) a partir de la proporción de hijos fallecidos declarados por las mujeres en la Encuesta Nacional de Fecundidad de 1975.
2. La probabilidad de morir antes de cumplir dos años alcanza a 123 por mil nacidos vivos en el total del país, riesgo que es alto, en especial si se le compara con el de los países más avanzados (cuadro 3).
3. El estudio de la distribución geográfica de la mortalidad (cuadro 4) indica que ella es menor en el Distrito Nacional (109 por mil), que incluye la ciudad capital de Santo Domingo. Es más alta (139 a 150 por mil) en el resto de la región I (provincias de San Cristóbal y Perevía) y en la región IV (Azua, Bahoruco, Barahona, La Estrelleta, Independencia, Pedernales y San Juan). No se comprobaron, como en otros países, contrastes importantes entre la mortalidad urbana y rural (salvo para el Distrito Nacional donde el riesgo en la ciudad de Santo Domingo es menor). El hecho que la mortalidad rural no sea mayor se contradice con otros antecedentes disponibles en el país y señala la necesidad de mayor estudio.
4. El nivel de educación de la mujer, que se considera un indicador de su nivel de vida, aparece como un claro determinante del riesgo de morir del niño en sus dos primeros años de vida (cuadro 7). La mortalidad sube de 55 por mil en los hijos de mujeres con 10 y más años de educación, hasta 163 por mil en las mujeres presumiblemente analfabetas. De este modo, la probabilidad de que el niño sobreviva hasta el segundo cumpleaños está determinada en gran parte por la clase social en que el nacimiento ocurre.
5. Utilizando la educación de la mujer como indicador, se distinguen cinco estratos de mortalidad temprana del niño, para cada uno de los cuales se estima la proporción de nacidos vivos anuales (que es la población expuesta) y las muertes esperadas en los primeros dos años de vida (cuadro 10).

6. El análisis muestra que el nudo demográfico y epidemiológico del problema de la mortalidad en estas edades está formado por los hijos de mujeres, sobre todo campesinas, que forman el estrato socio-económico más bajo del país, caracterizadas porque son presumiblemente analfabetas o tienen una educación primaria muy incompleta. Casi la mitad de las mujeres de edad fértil del país están comprendidas en este grupo, y se estima que procrean el 56 por ciento de los nacidos vivos del país, los cuales están expuestos a una mortalidad superior a 130 por mil. De este modo, esta clase social genera casi dos tercios de todas las muertes de menores de dos años en el país.
7. Estos resultados confirman investigaciones nacionales sobre la mortalidad infantil por estratos socio-económicos y también una extensa evidencia internacional que señala que el riesgo de morir del niño en sus primeros años de vida está determinado fundamentalmente por el nivel de vida del hogar y de la comunidad en que el niño nace. Todo indica que la contribución más decisiva que puede hacerse para reducir una mortalidad tan excesiva es impulsar una política de desarrollo económico y social orientada a elevar substancialmente el nivel de vida de la población y, en especial a reducir de modo drástico las diferencias existentes entre clases sociales y en la distribución del producto del trabajo del hombre.
8. El análisis de la información disponible sobre el sector salud indica que en él existen diferencias similares, de tal modo que la población que más se beneficia con los servicios de salud es la urbana, sobre todo de la ciudad capital y especialmente los grupos de mayor nivel socio-económico. Estos son precisamente los grupos humanos con menor riesgo de morir. Los hechos aportados por la investigación indican la urgencia de reorientar los objetivos del sector salud a las poblaciones expuestas a mayores riesgos, políticas que según información de autores nacionales, ya se han iniciado.
9. El estudio muestra que el método de Brass para estimar la mortalidad en la niñez, a pesar de sus limitaciones y de las deficiencias de los datos básicos, puede aportar un conocimiento mucho más completo de esta mortalidad que el que se genera en las actuales estadísticas de registro de defunciones. Es evidente la conveniencia de que en el próximo censo de población se tomen medidas para evitar las deficiencias registradas en el censo precedente y que se aprovechen plena y oportunamente las posibilidades analíticas que el presente estudio ha puesto en evidencia.

*
* *

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 ^{32/} (cuadro 1A)

Los datos básicos son los siguientes:

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

Con estos datos se obtiene:

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

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

5. Paridez media para los grupos $i = 2$ e $i = 3$ (P_2 y P_3). Para el total del país, por ejemplo:

$$P_2 = \frac{HNV_2}{\text{Mujeres de edad 20-24}} = \frac{4\ 045}{2\ 868} = 1,41039$$

$$P_3 = \frac{HNV_3}{\text{Mujeres de edad 25-29}} = \frac{6\ 294}{2\ 027} = 3,10508$$

^{32/} Brass, W., "Métodos de análisis ...", op.cit.

6. El cociente $P_2/P_3 = 1,41039 / 3,10508 = 0,45422$.
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 1A.

La variante de Sullivan ^{33/} (cuadro 2A)

Los datos y pasos desde 1. hasta 6. son iguales a los del método de Brass.

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

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

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

^{33/} Sullivan, J.M., "Models for the ...", op.cit.

i	a_i	b_i
2	1,33	- 0,61
3	1,20	- 0,44
4	1,14	- 0,32

En el presente ejemplo se obtiene:

$$K_2 = 1,33 - 0,61 (0,45422) = 1,05293$$

$$K_3 = 1,20 - 0,44 (0,45422) = 1,00014$$

$$K_4 = 1,14 - 0,32 (0,45422) = 0,99465$$

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

Ajuste de las ${}_xq_0$ observadas

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

$$l_x = 1 - {}_xq_0$$

10. Con este l_x se calcula, por interpolación lineal en las tablas modelo de Coale-Demeny para ambos sexos ^{34/}, para el mismo modelo utilizado en el método de Sullivan, el nivel de las tablas correspondientes a cada ${}_xq_0$.

^{34/} Naciones Unidas, Métodos para establecer mediciones demográficas fundamentales a partir de datos incompletos, Manual IV, ST/SOA/Serie A/42, pág. 101.

11. Se calcula un promedio aritmético de los niveles correspondientes a $2q_0$, $3q_0$ y $5q_0$. En este ejemplo el nivel medio es 17,1542.
12. Con este nivel medio se obtienen en la misma tabla, por interpolación lineal, los valores l_x y las correspondientes xq_0 ajustadas.

Cuadro 1A

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. REPUBLICA DOMINICANA, ENCUESTA NACIONAL DE FECUNDIDAD, 1975

Edad de la mujer	Intervalo de edad (i)	Mujeres con declaración	Hijos nacidos vivos (HNV $_i$)	Hijos sobrevivientes (HS $_i$)	Paridez media (P $_i$)
15-19	1	3 659	816	727	-
20-24	2	2 868	4 045	3 535	1,41039
25-29	3	2 027	6 294	5 514	3,10508
30-34	4	1 389	6 544	5 603	-

Proporción hijos fallecidos (D $_i$)	Multiplicador (K $_i$)	Edad del hijo (x)	Probabilidad de morir (xq_0)
15-19	0,10907	1	0,11165
20-24	0,12608	2	0,13038
25-29	0,12393	3	0,12481
30-34	0,14380	5	0,14556

Cuadro 2A

METODO DE SULLIVAN: ESTIMACIONES DE LA PROBABILIDAD DE MORIR ENTRE EL NACIMIENTO Y LAS EDADES EXACTAS $x = 2, 3$ Y 5 AÑOS. TOTAL DEL PAIS. REPUBLICA DOMINICANA, ENCUESTA NACIONAL DE FECUNDIDAD, 1975. MODELO SUR

Edad de la mujer	Intervalo de edad (i)	Proporción hijos fallecidos (D_i)	Multiplificador (K_i)	Edad del hijo (x)	Probabilidad de morir (${}_xq_0$)
15-19				1	
20-24	2	0,12608	1,05293	2	0,13275
25-29	3	0,12393	1,00014	3	0,12395
30-34	4	0,14380	0,99465	5	0,14303

Sobrevivientes (l_x)	Nivel equivalente en Coale-Demeny	Para el nivel medio		
		Sobrevivientes (l_x)	${}_xq_0$ ajustadas	
15-19		90 094	0,09906	
20-24	86 725	16,4688	87 685	0,12315
25-29	87 605	17,8039	86 568	0,13432
30-34	85 697	17,1900	85 634	0,14366

Nivel medio = 17,1542	
-----------------------	--

ANEXO 2

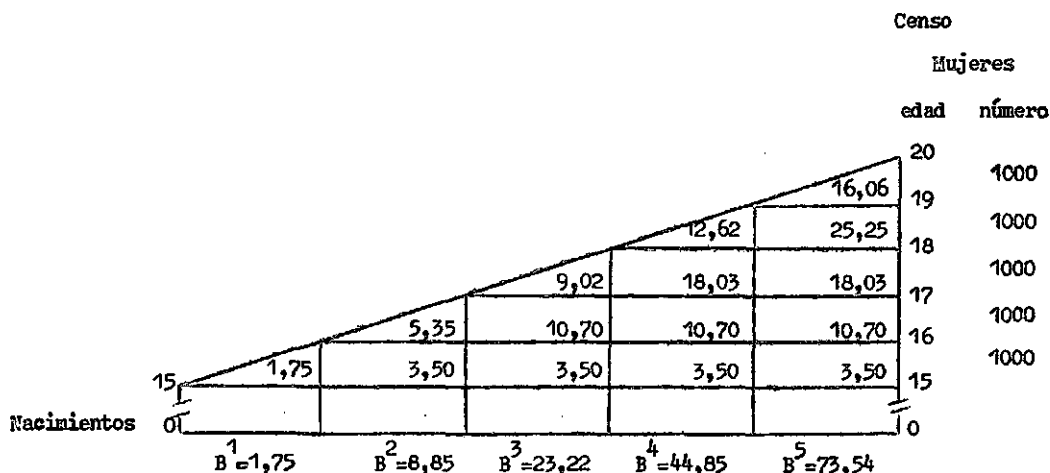
**METODOS PARA ESTIMAR LOS NACIDOS VIVOS Y DEFUNCIONES
ESPERADAS EN CADA ESTRATO DE MORTALIDAD**

Estimación de los nacidos vivos en el último año

Para cada grupo quinquenal de edades de la mujer, el censo proporciona el total de hijos tenidos por ella hasta el momento del empadronamiento. Se trata de estimar, de este conjunto, los nacimientos que habrían ocurrido en los 12 meses previos al censo. Este dato no lo proporciona la encuesta para cada una de las categorías de análisis del estudio. El método empleado está basado en la distribución de la fecundidad por edades simples, derivadas de los modelos teóricos de las Naciones Unidas, utilizando un modelo que tiene una edad media de la fecundidad $\bar{m} = 29,2$ años ^{35/}.

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

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



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

La suma de las columnas verticales da el número de nacimientos que habrían ocurrido 5, 4, 3, 2 y 1 años antes del censo. El total de la cohorte sería 152,21 nacimientos, de los cuales 73,54 habrían ocurrido en el último año, lo que hace una proporción de $73,54/152,21 = 0,483 = p_1$. El método supone 1) que la fecundidad se ha mantenido constante, y 2) que la estructura real de la fecundidad por edad de la República Dominicana es la del modelo utilizado. Obtenidos los restantes p_i de un modo semejante, la estimación de los nacidos vivos en el año anterior al censo es la siguiente:

Grupos de edades	Total hijos tenidos (HNV _i)	p_i	Estimación de hijos tenidos en el último año (HNV _i · p_i)
15 - 19	816	0,483	394
20 - 24	4 045	0,224	906
25 - 29	6 294	0,112	705
30 - 34	6 544	0,061	399
35 - 39	9 741	0,034	331
40 - 44	7 120	0,017	121
45 - 49	6 774	0,004	27
Total estimado:			2 883

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

Estimación de las defunciones esperadas por estrato

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

Fórm. 562-300, Abril de 1977
Mecanografía: Juanita Araya
Vilma Méndez

CELADE - Centro Latinoamericano de Demografía

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

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