

A/1027

c. 8

CELADE

Centro Latinoamericano de Demografía

HUGO BEHM

FULVIA BRIZUELA DE RAMIREZ

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

**PARAGUAY**

**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 participe de ellos

LA MORTALIDAD EN LOS PRIMEROS AÑOS DE VIDA

EN PAISES DE LA AMERICA LATINA

P A R A G U A Y

1967-1968

Hugo Behm

Fulvia Brizuela de Ramírez

Centro Latinoamericano de Demografía  
CELADE - San José

Serie A. No. 1027

Abril de 1977

A6A620

Estudio realizado con la colaboración de  
Domingo Primante  
Asistente de Investigación

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

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

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

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

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

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

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





## PRESENTACION

El presente estudio forma parte de una investigación sobre la mortalidad en los primeros años de vida en los países de la América Latina, que incluye Argentina, Bolivia, 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 .....	vii
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
Información básica .....	8
III. MORTALIDAD EN LOS PRIMEROS DOS AÑOS DE LA VIDA .....	13
Mortalidad en el menor de dos años en el total del país	13
Mortalidad en el menor de dos años según divisiones geográficas .....	15
Mortalidad en el menor de dos años y nivel de educación de la mujer .....	21
IV. LA MORTALIDAD INFANTIL .....	27
V. ALGUNOS COMENTARIOS SOBRE LOS RESULTADOS DE LA INVESTIGACION .....	29
RESUMEN .....	35
ANEXO 1	
Ejemplo de aplicación de los métodos para estimar la mortalidad en la niñez a partir de la proporción de hijos fallecidos .....	37

## ANEXO 2

Método para comparar las estimaciones de mortalidad con datos originados en las estadísticas vitales .....	45
--	----

## 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 .....	49
---	----

## INDICE DE CUADROS Y GRAFICOS

## Cuadro

1	Probabilidades seleccionadas de morir durante el primer quinquenio de vida en Paraguay (1962-1972) y los Estados Unidos (1968) .....	2
2	Población por departamentos y zonas urbana y rural. Paraguay, 1972 .....	10
3	Población femenina de 20-34 años de edad por nivel de instrucción, zonas urbana y rural. Paraguay, 1972 ...	11
4	Probabilidad de morir entre el nacimiento y los dos años de edad, países seleccionados, alrededor de 1966-1972.	14
5	Probabilidad de morir entre el nacimiento y los dos años de edad, por departamentos, población urbana y rural. Paraguay, 1967-1968 .....	15
6	Indicadores del nivel de vida de la población urbana y rural. Paraguay, 1972 .....	18
7	Indicadores del nivel de vida por departamentos. Paraguay, 1972 .....	19
8	Probabilidad de morir entre el nacimiento y los dos años de edad según el nivel de educación de la mujer, población urbana y rural. Paraguay, 1967-1968 .....	22

Cuadro		Página
9	Probabilidad de morir entre el nacimiento y los dos años de edad según el nivel de instrucción de la mujer, en países latinoamericanos seleccionados, alrededor de 1968-1972 .....	24
10	Probabilidad de morir entre el nacimiento y los dos años de edad por regiones geográficas y nivel de educación de la mujer. Paraguay, 1967-1968 .....	25
11	Estimaciones de la tasa de mortalidad infantil, por divisiones geográficas y nivel de instrucción de la mujer. Paraguay, 1967-1968 .....	28
12	Estratos de mortalidad según la probabilidad de morir entre el nacimiento y los dos años de edad y distribución estimada de los nacidos vivos y defunciones de menores de dos años. Paraguay, 1967-1968 .....	30
13	Distribución de mujeres de 15 a 49 años de edad por nivel de instrucción según zonas geográficas, Paraguay, 1972 .....	30
Gráfico		
1	Regiones geográficas utilizadas en el estudio de la mortalidad en Paraguay .....	16
2	Probabilidad de morir antes de cumplir dos años de edad a partir del nacimiento, según nivel de instrucción de la mujer. Paraguay, 1967-1968 .....	23
3	Probabilidad de morir entre el nacimiento y los dos años de edad, por regiones geográficas y nivel de instrucción de la mujer. Paraguay, 1967-1968 .....	26



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

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

En el Paraguay no se conoce con precisión el nivel de la mortalidad en los primeros años de la vida debido a deficiencias en el registro de hechos vitales, que se comentan más adelante. En el cuadro 1 se presentan probabilidades seleccionadas de morir en el primer quinquenio de vida, obtenidas de la tabla de mortalidad intercensal para el período 1962 - 1972 elaborada por Brizuela <sup>2/</sup>. La comparación con los valores correspondientes para los Estados Unidos muestra el excesivo riesgo de muerte estimado para Paraguay en estas edades.

Confirmando esta situación, la estructura de la mortalidad por causas en los primeros cinco años de vida señala que en Paraguay persiste una mortalidad debida a enfermedades que son previsibles o tratables. Según los datos del Ministerio de Salud <sup>3/</sup>, el 30,6 por ciento de estas defunciones se debió en 1975 a enfermedades infecciosas, la mayor parte de las cuales se asigna a diarreas; a ellas debe sumarse un 3,4 por ciento de muertes por desnutrición. En igual sentido es significativo anotar que, de acuerdo con la misma fuente, el 59 por ciento de las defunciones de menores de un año de edad en 1975 ocurrió después de las primeras cuatro semanas de vida; esta proporción es mucho menor en los países en que la tasa de mortalidad infantil es más baja.

---

<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> Brizuela, F., Paraguay: Breve análisis y evaluación de las estadísticas demográficas en el período 1950-1972: Tablas de mortalidad intercensales, 1952-1962 y 1962-1972, CELADE, trabajo final de investigación (circulación interna), diciembre, 1974.

<sup>3/</sup> Ministerio de Salud Pública, Estadísticas Vitales, Publicación Nº 26, diciembre, 1976.

Cuadro 1

PROBABILIDADES SELECCIONADAS DE MORIR DURANTE EL PRIMER QUINQUENIO DE VIDA EN PARAGUAY (1962-1972) Y LOS ESTADOS UNIDOS (1968)

País	Probabilidades (por mil)			
	Hombres		Mujeres	
	1960	1971	1960	1971
Paraguay, 1962-1972 .....	92,4	33,8	76,2	31,4
Estados Unidos, 1968 .....	24,5	3,8	18,9	3,1

Fuentes: Brizuela, F., "Paraguay: Breve análisis...", *op.cit.*  
 US Department of Health Education and Welfare, Life Tables, Vital Statistics of the United States, Vol. II, Sección 5, 1971.

Los hechos mencionados indican que la situación de salud en Paraguay en los primeros años de vida requiere considerable mejoramiento y destacar la necesidad de conocer las características de la mortalidad en esta edad para fines demográficos y para orientar los respectivos programas de salud. Desgraciadamente, como es frecuente en los países en desarrollo <sup>4/</sup>, el sistema de registro de hechos vitales del país adolece de serias deficiencias. En cuanto a nacidos vivos, la Dirección General de Estadística <sup>5/</sup> registra 88 371 nacimientos en 1974, de los cuales 19 517 ocurrieron ese año y 68 854 corresponden a inscripciones tardías. El Ministerio de Salud Pública <sup>6/</sup> tiene una zona de registro, que comprende la población urbana más la población rural situada en un radio de diez Km. de centros urbanos, la cual suma aproximadamente 60 por ciento de la población total del país. Para 1974, los nacimientos registrados son 29 889, según esta última fuente. Las defunciones de menores de un año alcanzan a 2 441 según la Dirección de Estadística, y a 2 600 según el Ministerio de Salud. Estos datos conducen a tres tasas de mortalidad infantil (28 por mil, 125 por mil y 87 por mil) que notoriamente subestiman o sobreestiman el nivel real, por la importante y variable omisión del numerador y del denominador de la tasa.

<sup>4/</sup> Montoya, C., Levels and Trends of Infant Mortality in the Americas, 1950-1971, World Statistics Reports, Vol. 27, Nº 12, 1974.

<sup>5/</sup> Dirección General de Estadística y Censos, Anuario Estadístico del Paraguay, 1974, marzo, 1976.

<sup>6/</sup> Ministerio de Salud Pública, "Estadísticas ...", *op.cit.*



Conviene hacer notar que en 1974 el 44 por ciento de las defunciones de menores de un año se ha registrado en la región rural, en tanto que la proporción de población rural que da el censo es 63 por ciento, lo que indica que la omisión es mayor en esta población<sup>7/</sup>. Brizuela<sup>8/</sup> estima la omisión de defunciones en las edades 5-9 años en 1963-1967 en 68 por ciento para hombres y 72 por ciento para mujeres. Por otra parte, en el Plan Nacional de Salud<sup>9/</sup> se menciona que "el subregistro estimado de 52,3 por ciento para defunciones y 63,8 por ciento para nacimientos, limita la utilidad de las cifras dadas por el Ministerio de Salud Pública y Bienestar Social". Finalmente, es conveniente destacar que las series de nacidos vivos de la Dirección de Estadística muestran un aumento de aproximadamente 45 por ciento en los nacimientos en 1969 y de 52 por ciento de las defunciones de menores de un año en 1968; estas alteraciones imposibilitan el estudio de las respectivas tendencias.

Todos estos hechos indican que hay una contradicción entre la necesidad de buena información sobre la mortalidad temprana para tomar decisiones importantes y las deficiencias de las fuentes estadísticas disponibles. Se comprende entonces el interés de un método que, utilizando fuentes de datos ajenas al sistema de estadísticas vitales, pueda proporcionar estimaciones aceptables de esta mortalidad. Tal método, que se explica más adelante, fue desarrollado por Brass y divulgado en la América Latina en un Seminario organizado por el CELADE<sup>10/</sup>. Mediante este método se derivan estimaciones de la mortalidad en la niñez a partir de la proporción de hijos fallecidos sobre el total de hijos tenidos declarados por las mujeres en censos o encuestas. El procedimiento tiene la particular ventaja de que permite vincular la mortalidad del niño con cualquiera característica individualizada en la mujer por la encuesta o el censo. Esto hace posible el estudio de la mortalidad de la niñez por variables socio-económicas, que son de la mayor importancia, como se mostrará más adelante.

En el presente estudio se analiza la probabilidad de morir en los primeros dos años de vida estimada con este método y los datos del censo de población de 1972. Se describen los diferenciales de esta mortalidad por variables geográficas (departamentos, población urbana y rural) y según el nivel socio-económico de la mujer, utilizando los años de educación como indicador. Este panorama de la mortalidad temprana se relaciona con los indicadores de nivel de vida disponibles y se discuten sus principales consecuencias para el sector salud.

---

7/ Dirección General de Estadística y Censos, "Anuario Estadístico...", op.cit.

8/ Brizuela, F., "Paraguay: Breve análisis...", op.cit.

9/ Ministerio de Salud Pública y Bienestar Social, Plan Nacional de Salud, 1976-1980, Asunción, Paraguay, 1975.

10/ 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 <sup>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 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:

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

---

<sup>11/</sup> Brass, W., Métodos para estimar la fecundidad y la mortalidad en poblaciones con datos limitados, CELADE, Serie E, Nº 14, Santiago, Chile, 1974.

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 "standard 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 fidedignas.

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, habiéndose realizado el censo en 1972 se refieren aproximadamente a los años 1967-1968.

### 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 y ligeramente más flexible, pues permite utilizar diferentes modelos de mortalidad. Siguiendo la recomendación del autor, se ha usado el modelo Oeste de mortalidad, que es el más indicado cuando se desconoce la estructura de la mortalidad en la población.

### Ajuste de las estimaciones

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

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

<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.

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.

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.

Información básica

Los datos básicos provienen del censo nacional de población realizado en el Paraguay el 9 de julio de 1972. Las estimaciones referidas al nivel de educación de la mujer se basan en una muestra probabilística del 10 por ciento de este censo. La muestra fue evaluada comparándola con el censo, en la estructura por edades de las mujeres, en población urbana y rural; los resultados fueron en general satisfactorios.

---

<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.

La información utilizada se origina en las siguientes preguntas hechas a las mujeres de 15 y más años: ¿cuántos hijos nacidos vivos ha tenido? De éstos: ¿cuántos viven en esta casa?, ¿cuántos viven en otra parte?, ¿cuántos han muerto? El 3,2 por ciento del total de mujeres de 15-34 años de edad no registra respuestas a estas preguntas; la omisión es algo mayor en las mujeres de 20-24 años de edad, pero en general no supera al 4 por ciento. En el estudio sólo se utilizan los datos de las mujeres que respondieron a las preguntas mencionadas.

La calidad de esta información fue evaluada estudiando la secuencia de estimaciones  $q(2)$ ,  $q(3)$  y  $q(5)$  en cada grupo de análisis; como es obvio, estas series deberían ser crecientes. Se encontró que esto no acontecía en el 64 por ciento de los grupos estudiados, sin duda por errores en la declaración de la información. Esto hizo necesario suavizar las estimaciones originales, como se ha indicado anteriormente.

Como variables geográficas se utilizaron los departamentos (que son la división administrativa mayor del país), los que se agruparon ulteriormente en regiones. Se considera además la distinción entre población urbana y rural. En el censo, "la zona urbana se definió conforme a las leyes administrativas, en donde se considera urbana a todas las cabeceras de los distritos oficiales de la República, sin tener en consideración ninguna característica especial" <sup>15/</sup>. Esta definición hace incluir en la población urbana núcleos pequeños de población que tienen características rurales y que quedan de este modo en la misma categoría que las grandes ciudades. Es evidente que la clasificación urbano-rural no es satisfactoria para expresar la variedad de formas de vida que existen desde la población rural dispersa hasta la que vive en las ciudades mayores, y probablemente es este un factor que explica el carácter poco sistemático o la ausencia de diferencias entre la mortalidad urbana y la rural, como se explicará más adelante. La distribución de la población censal por departamentos y condición urbana-rural se presenta en el cuadro 2.

El indicador de la condición socio-económica que se ha empleado es el número de años de estudios sistemáticos completados por la mujer. Numerosas investigaciones han mostrado que, aunque el nivel de instrucción de la mujer no expresa todo el efecto de la clase social sobre la mortalidad, es un indicador aceptable de la condición socio-económica <sup>16/</sup>. La distribución de la población femenina de 20 a 34 años de edad por grupos de años de instrucción se presenta en el cuadro 3 y muestra el menor nivel de instrucción de la población rural.

---

<sup>15/</sup> Dirección General de Estadística y Censos, Censo Nacional de Población y Vivienda, 1972.

<sup>16/</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.

Cuadro 2  
POBLACION POR DEPARTAMENTOS Y ZONAS URBANA Y RURAL. PARAGUAY, 1972

Departamentos	Población (en miles)					
	Total		Urbana		Rural	
	Pobla- ción	Porcen- taje	Pobla- ción	Porcen- taje	Pobla- ción	Porcen- taje
<b>TOTAL DEL PAIS</b>	2357,9	100,0	882,3	37,4	1475,6	62,6
Asunción .....	389,0	100,0	389,0	100,0	-	
Concepción .....	108,1	100,0	31,3	29,0	76,8	71,0
San Pedro .....	138,0	100,0	21,0	15,2	117,0	84,8
Cordillera .....	194,2	100,0	36,9	19,0	157,3	81,0
Guairá .....	124,8	100,0	36,4	29,2	88,4	70,8
Caaguazú .....	210,8	100,0	33,2	15,7	177,6	84,3
Caazapá .....	103,1	100,0	14,9	14,5	88,2	85,5
Itapúa .....	201,4	100,0	44,6	22,1	156,8	77,9
Misiones .....	69,3	100,0	22,1	31,9	47,2	68,1
Paraguarí .....	212,0	100,0	32,5	15,3	179,5	84,7
Alto Paraná .....	88,6	100,0	16,2	18,3	72,4	81,7
Central .....	310,4	100,0	136,8	44,1	173,6	55,9
Ñeembucú .....	73,1	100,0	22,2	30,4	50,9	69,6
Amambay .....	65,1	100,0	25,1	38,6	40,0	61,4
Presidente Hayes .....	38,4	100,0	7,7	20,1	30,7	79,9
Boquerón .....	26,2	100,0	9,2	35,1	17,0	64,9
Olimpo .....	5,4	100,0	3,2	59,3	2,2	40,7

Fuente: Dirección General de Estadística y Censos, Censo Nacional de Población y Vivienda, 1972.



**Cuadro 3**  
**POBLACION FEMENINA DE 20-34 AÑOS DE EDAD POR NIVEL DE INSTRUCCION,**  
**ZONAS URBANA Y RURAL. PARAGUAY, 1972**

Años de estudio	Población femenina de 20-34 años					
	Total		Urbana		Rural	
	Pobla- ción	Porcen- tajes	Pobla- ción	Porcen- tajes	Pobla- ción	Porcen- tajes
TOTAL	23 350	100,0	9 835	100,0	13 515	100,0
Ninguno	2 631	11,3	501	5,1	2 130	15,8
1 - 3	7 634	32,7	1 870	19,0	5 764	42,6
4 - 6	9 037	38,7	4 168	42,4	4 869	36,0
7 - 9	1 708	7,3	1 269	12,9	439	3,3
10 - 12	1 692	7,2	1 415	14,4	277	2,0
13 y más	648	2,8	612	6,2	36	0,3

Fuente: Muestra del censo de población de 1972.

Los grupos de años de estudio que se han utilizado tienen las siguientes características:

Grupos de años de estudio	Características del grupo
Ninguno	Corresponden presumiblemente en su mayoría a población analfabeta.
1 - 3	Educación primaria muy incompleta. La media del grupo es 2,4 años y el 49 por ciento tiene solamente 1 o 2 años de estudios.
4 - 6	Educación primaria casi completa o completa. La media del grupo es 5,1 años y 43 por ciento de las mujeres han terminado el ciclo primario de seis años.

- 7 - 9 Educación secundaria incompleta, con una media de 8,2 años de estudio. 58 por ciento de las mujeres tienen sólo 1 o 2 años de educación secundaria.
- 10 - 12 Educación secundaria en general completa (70 por ciento de las mujeres). La media de años de estudio es 11,5.
- 13 y más Educación universitaria o superior, con un promedio de 15,7 años.

\*  
\* \*

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

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

De acuerdo con los datos obtenidos en el censo de población de 1972, la probabilidad de morir entre el nacimiento y los dos años de edad se estima en 75 por mil nacidos vivos, aproximadamente para los años 1967-1968.

No se ha dispuesto de estimaciones de mortalidad generadas en otras fuentes que permitan evaluar la estimación obtenida en esta investigación, particularmente por las mencionadas deficiencias de las estadísticas vitales. Se hizo una estimación de las defunciones que deberían ocurrir en los menores de cinco años, de acuerdo al nivel utilizado en las tablas modelo de Coale-Demeny, según el método indicado en el anexo 2. Se obtuvieron 6 355 defunciones que se compararon con las registradas en promedio en el período 1966-1968, que suman 3 681. Si se acepta la estimación obtenida en el presente estudio como correcta, esto implicaría una omisión estimada de 42 por ciento en el registro de defunciones para esta edad.

Por otra parte, en la tabla de mortalidad intercensal 1962-1972 de Brizuela se obtiene una probabilidad de morir en el primer año a partir del nacimiento de 84,5 por mil. Para 1971-1972, la estimación, deducida de la estructura de la mortalidad corregida de un año y más de edad, es 78,2 por mil. De acuerdo con el nivel de las tablas modelo de Coale-Demeny utilizadas en el presente estudio, la probabilidad de muerte para 1967-1968 es 64,3 por mil con el modelo Oeste y 66,7 por mil con el modelo Sur. Estas comparaciones podrían indicar que las estimaciones del presente estudio tienden a subestimar el nivel de la mortalidad.

En suma, no ha sido posible evaluar las estimaciones obtenidas en el estudio con información fidedigna de otras fuentes, pero las referencias mencionadas, así como otras observaciones que se hacen más adelante, hacen pensar que el verdadero nivel de mortalidad temprana en el país pueda ser mayor que el que indican las estimaciones obtenidas.

La estimación hecha para el total del país se compara en el cuadro 4 con similares valores de otros países. De acuerdo a estos datos, Paraguay se sitúa en América Latina en un nivel de mortalidad medianamente baja. Sin embargo, ella es 4 a 5 veces mayor que la de los países más avanzados.

Cuadro 4

PROBABILIDAD DE MORIR ENTRE EL NACIMIENTO Y LOS DOS AÑOS DE EDAD, PAISES SELECCIONADOS, ALREDEDOR DE 1966-1972

Países	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
Paraguay, 1967-1968 .....	75
Argentina, 1966 .....	66
Estados Unidos, 1970 .....	21
Suecia, 1965 .....	16

Fuentes: BOLIVIA: Behm, H., Hill, K. y Soliz, A., Mortalidad en los primeros años de vida en países de América Latina, Bolivia, 1971-1972, CELADE, 1976. PERU: Behm, H. y Ledesma, A., Mortalidad en los primeros años de vida en países de América Latina, Perú, 1967-1968, CELADE (en prensa), 1977. EL SALVADOR: Behm, H. y Escalante, A.E., Mortalidad en los primeros años de vida en países de América Latina, El Salvador, 1966-1967, CELADE (en prensa), 1977. COSTA RICA: Behm, H., Mortalidad en los primeros años de vida en países de la América Latina, Costa Rica, 1968-1969, CELADE, 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.

Mortalidad en el menor de dos años según divisiones geográficas

La mortalidad en el menor de dos años en los 17 departamentos del país se examina en el cuadro 5, en el cual se considera además la variable urbano-rural. La ubicación geográfica de los departamentos se presenta en el gráfico 1, donde además se indican las regiones que se usan en el análisis ulterior.

Cuadro 5

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

Departamentos	Probabilidad de morir (pormil)		
	Total	Urbana	Rural
TOTAL DEL PAIS	75	69	77
Olimpo .....	114	121	107
Boquerón .....	104	108	101
Presidente Hayes .....	90	81	91
Amambay .....	89	72	97
Misiones .....	83	85	82
Guairá .....	80	85	79
Concepción .....	80	77	83
Paraguarí .....	79	76	79
Central .....	79	73	83
Alto Paraná .....	79	75	79
Caazapá .....	79	75	79
Ñeembucú .....	78	71	82
San Pedro .....	74	65	75
Cordillera .....	73	74	73
Itapúa .....	67	62	68
Caaguazú .....	63	65	64
Asunción .....	60	60	-

REGIONES GEOGRAFICAS UTILIZADAS EN EL ESTUDIO DE LA MORTALIDAD EN PARAGUAY



El riesgo de morir en los primeros dos años de vida varía entre 60 por mil (Asunción) y 114 por mil (Olimpo). Los departamentos de Olimpo, Boquerón y Presidente Hayes, todos ellos situados en el Chaco, se destacan por una mayor mortalidad, que excede de 90 por mil. En el otro extremo están Asunción, que incluye la ciudad capital, con la menor mortalidad del grupo: Itapúa y Caaguazú, dos departamentos de la región oriental, presentan mortalidades inferiores a 70. Los once departamentos restantes tienen riesgos muy similares, situados entre 73 y 89 por mil. En la interpretación de estos resultados debe tenerse en cuenta que las cifras antedichas no tienen una precisión que justifique darle valor a pequeñas diferencias, debido a las deficiencias de los datos básicos y al carácter estimativo del método empleado. En tales condiciones puede decirse que el Paraguay es un país considerablemente homogéneo en la mortalidad en estudio y que sólo cabe destacar la mayor mortalidad del Chaco y el menor riesgo existente en la capital de la República.

El mismo cuadro 5 permite comparar la mortalidad de la población urbana y de la población rural. En los totales nacionales, el riesgo en el área rural (77 por mil) es discretamente superior al de la población urbana (69 por mil). Este exceso, que alcanza sólo a 12 por ciento, es notablemente inferior al encontrado en otros países en estudios similares: 53 por ciento en Costa Rica, 35 por ciento en Bolivia, 33 por ciento en Chile y 61 por ciento en Perú. Sólo en El Salvador se ha encontrado también un escaso diferencial entre las dos poblaciones. En cada departamento, en general, la mortalidad rural supera a la urbana, pero la diferencia es muy escasa.

Esta situación puede ser real, pero también puede depender de deficiencias en los datos básicos. Hay la posibilidad de subenumeración censal en poblaciones rurales dispersas, de difícil accesibilidad, donde la mortalidad pudiera ser mayor. También puede pensarse en omisiones diferenciales en la declaración de hijos fallecidos.

Este panorama geográfico de la mortalidad se compara en los cuadros 6 y 7 con los indicadores disponibles de nivel de vida. Los datos muestran que la región rural tiene condiciones inferiores a la urbana en cuanto a educación, atención médica y vivienda. No obstante, los indicadores son en general más satisfactorios y el contraste urbano-rural es menos notorio que en los países en que se encontraron mayores diferencias en la mortalidad de ambas regiones.

El cuadro 7 presenta, para cada departamento, una gama mayor de indicadores. Los datos destacan a Asunción como un departamento urbano, asiento de actividad industrial, con mejores índices de vivienda, educación y atención médica. Todo el resto del país es bastante homogéneo y aparece como una población predominantemente rural, dedicada a labores agrícolas, con un grado de alfabetización medianamente alto para la América Latina y una mediana cobertura de la atención médica. Tal situación coincide aproximadamente con las características geográficas de la mortalidad, excepto porque la mayor mortalidad del Chaco no está acompañada por indicadores más desfavorables.

Cuadro 6  
INDICADORES DEL NIVEL DE VIDA DE LA POBLACION URBANA Y RURAL.  
PARAGUAY, 1972

Indicadores	Población urbana	Población rural
Porcentaje de analfabetos en la población de 10 y más años de edad ..	11,2	25,2
Porcentaje de defunciones registradas que no tuvieron asistencia médica .....	23,8	50,5
Porcentaje de viviendas:		
con letrina común o sin servicio sanitario .....	45,7	93,8
con piso de tierra .....	27,9	80,1
con río o arroyo como fuente de agua .....	3,2	9,1
Promedio de ocupantes por pieza para dormir .....	2,8	3,2

Fuentes: Dirección General de Estadística y Censos, Censo de Población y Viviendas, 1972; Ministerio de Salud Pública, Estadísticas Vitales, Publicación Nº 26, diciembre, 1976.



Cuadro 7  
INDICADORES DEL NIVEL DE VIDA POR DEPARTAMENTOS. PARAGUAY, 1972

(Continúa)

Departamentos	2 <sup>do</sup>	Población total (miles)	Porcentaje de pobla- ción rural	Porcentaje de viviendas con piso de tierra
Olimpo .....	114	5,4	41	71
Boquerón .....	104	26,2	65	59
Presidente Hayes ...	90	38,4	80	66
Amambay .....	89	65,1	61	59
Misiones .....	83	69,3	68	66
Guairá .....	80	124,8	71	78
Concepción .....	80	108,1	71	74
Paraguarí .....	79	212,0	85	71
Alto Paraná .....	79	88,6	82	72
Caazapá .....	79	103,1	86	90
Central .....	79	310,4	56	43
Ñeembucú .....	78	73,1	70	72
San Pedro .....	74	138,0	85	85
Cordillera .....	73	194,2	81	67
Itapúa .....	67	201,4	78	64
Caaguazú .....	63	210,8	84	84
Asunción .....	60	389,0	-	17

**Cuadro 7**  
**INDICADORES DEL NIVEL DE VIDA POR DEPARTAMENTOS. PARAGUAY, 1972**  
 (Conclusión)

Departamentos	Porcentaje de PEA		Porcentaje de analfabetismo (10 y +)	Porcentaje sin atención médica		Camas hospitalarias por 10 000 habitantes
	Agricultura	Industria manufacturera		Defunciones	Nacimientos	
Olimpo .....	57	4	28	7	14	} 1
Boquerón .....	50	17	20	-	16	
Presidente Hayes	59	8	23	42	44	
Amambay .....	61	10	33	16	49	3
Misiones .....	65	9	25	38	59	5
Guairá .....	67	15	26	63	46	4
Concepción .....	63	13	25	47	42	6
Paraguarí .....	71	12	22	38	63	2
Alto Paraná .....	68	11	29	34	47	1
Caazapá .....	83	6	27	38	65	3
Central .....	28	26	16	31	39	2
Ñeembucú .....	59	19	23	38	55	4
San Pedro .....	82	6	24	47	62	4
Cordillera .....	70	11	20	60	55	2
Itapúa .....	75	7	23	42	47	6
Caaguazú .....	78	8	20	66	57	3
Asunción .....	2	18	8	10	6	49

Fuentes: Dirección General de Estadística y Censos, Censos de Población y Vivienda, 1972; Anuario Estadístico, 1974, Ministerio de Salud, Estadísticas Vitales, Publicación Nº 26, 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 hombre (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 de 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 actúan entre sí 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 distinto riesgo de morir.

Las probabilidades de morir del niño en los dos primeros años de vida según el nivel de instrucción de la mujer se estudian en el cuadro 8 y en el gráfico 2.

Cuadro 8

PROBABILIDAD DE MORIR ENTRE EL NACIMIENTO Y LOS DOS AÑOS DE EDAD SEGUN EL NIVEL DE EDUCACION DE LA MUJER, POBLACION URBANA Y RURAL. PARAGUAY, 1967-1968

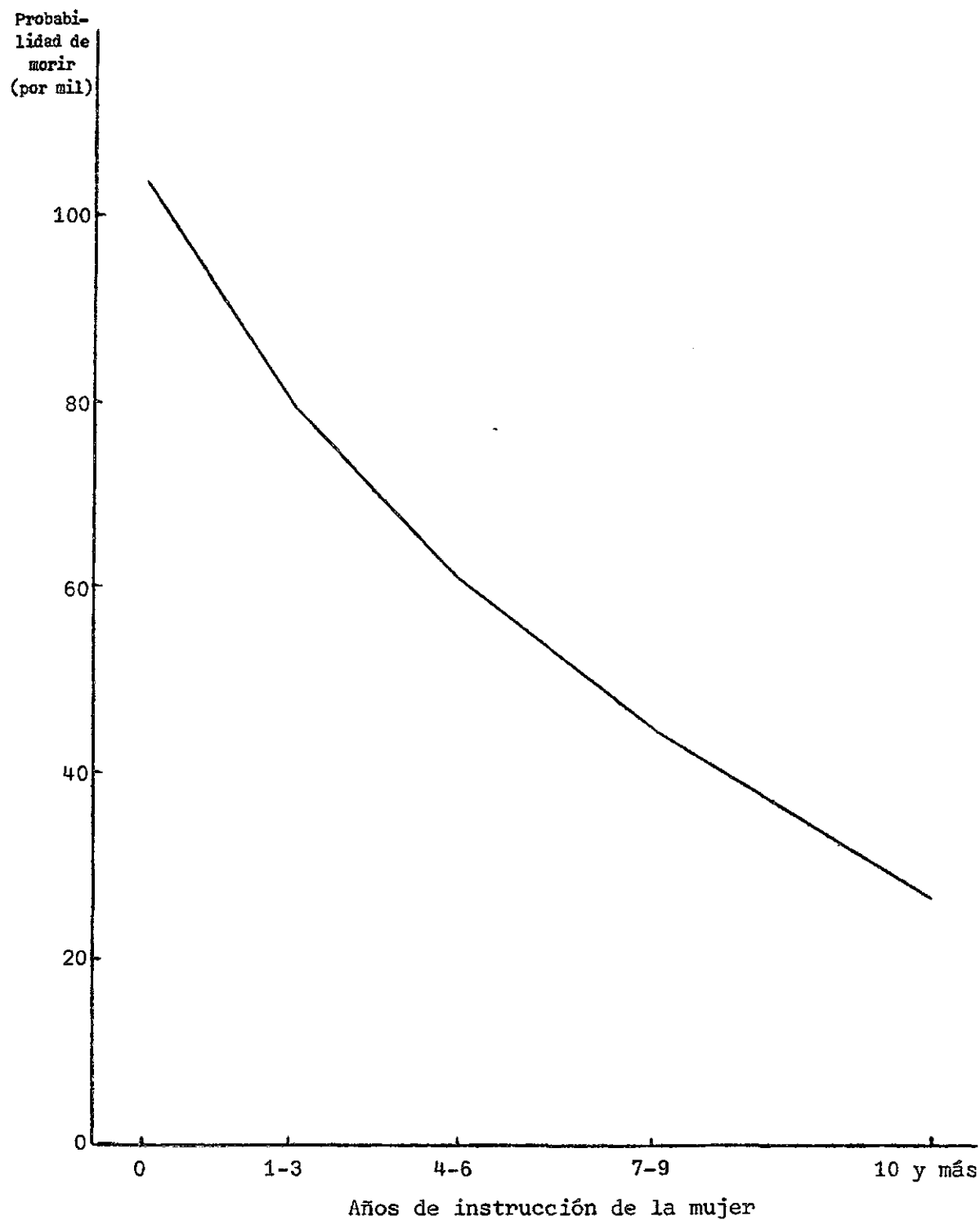
Años de instrucción de la mujer	Probabilidad (por mil)			Mortalidad del grupo/mortalidad del grupo 10 y más (población total)
	Población total	Población urbana	Población rural	
Ninguno	104	106	103	3,9
1 - 3	80	89	78	3,0
4 - 6	61	58	62	2,3
7 - 9	45	45	41	1,7
10 y más	27	24	*	1,0

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

El nivel de instrucción de la mujer, que se supone que es un indicador del nivel socio-económico del hogar, está asociado a netos diferenciales de la mortalidad del niño en sus primeros dos años. El más alto riesgo se observa en los hijos de mujeres presumiblemente analfabetas, grupo en el cual aproximadamente la décima parte de cada generación de nacidos vivos ha muerto antes de cumplir dos años de edad. De este nivel la mortalidad desciende linealmente a medida que la educación de la mujer aumenta, para alcanzar 27 por mil en las que tuvieron el privilegio de llegar a completar 10 o más años de educación. De este modo, el riesgo de morir del primer grupo de niños en el Paraguay es casi cuatro veces mayor que los hijos de las mujeres con la más alta educación. No hay diferencias de significación práctica entre el riesgo de morir del sector urbano y del sector rural a igual nivel de educación de la mujer, indicando que es esta última variable el más importante determinante de la mortalidad.

Gráfico 2

PROBABILIDAD DE MORIR ANTES DE CUMPLIR DOS AÑOS DE EDAD A PARTIR  
DEL NACIMIENTO, SEGUN NIVEL DE INSTRUCCION DE LA MUJER.  
PARAGUAY, 1967-1968



Fuente: Cuadro 8.

Los diferenciales entre clases sociales de la mortalidad, en especial de la mortalidad infantil, han sido extensamente descritos en muchos países y persisten aún en los más avanzados <sup>17/</sup>. Respecto a estos últimos, sin embargo, y esto es lo que importa recalcar, los diferenciales observados entre grupos extremos son mayores en el Paraguay. Por otra parte, estudios similares al presente han mostrado diferenciales proporcionalmente similares en varios otros países latinoamericanos, independientemente del nivel de la mortalidad temprana en el país, como se puede ver en el cuadro 9.

Cuadro 9  
PROBABILIDAD DE MORIR ENTRE EL NACIMIENTO Y LOS DOS AÑOS DE EDAD SEGUN EL NIVEL DE INSTRUCCION DE LA MUJER, EN PAISES LATINOAMERICANOS SELECCIONADOS, ALREDEDOR DE 1968-1972

Años de instrucción de la mujer	Paraguay 1968-1969	Costa Rica 1968-1969	El Salvador 1966-1967	Bolivia 1971-1972
TOTAL	75	82	142	202
Ninguno	104	125	158	245
1 - 3	80	93	142	209
4 - 6	61	70	111	176
7 y más	36	42	49	110

Fuente: Véase el cuadro 4.

En el cuadro 10 y en el gráfico 3 se estudia la mortalidad en los primeros dos años de vida simultáneamente por regiones geográficas y nivel de educación. La categorización urbano-rural ha sido excluida por no ser significativa. Los departamentos (por motivos de tamaño de la muestra) han sido agrupados en tres regiones, a saber:

**Región metropolitana:** Asunción y el sector urbano del departamento Central, donde las ciudades más importantes son: Lambaré, Fernando de la Mora, Luque y San Lorenzo.

**Región oriental:** Concepción, San Pedro, Cordillera, Guairá, Caaguazú, Caazapá, Itapúa, Misiones, Paraguarí, Alto Paraná, Ñeembucú, Amambay y el sector rural del departamento Central.

**Región occidental:** Presidente Hayes, Boquerón y Olimpo.

<sup>17/</sup> MacMahon, B., Kovar, M.G. y Feldman, J.J., "Infant Mortality...", op.cit.

Cuadro 10  
 PROBABILIDAD DE MORIR ENTRE EL NACIMIENTO Y LOS DOS AÑOS DE EDAD  
 POR REGIONES GEOGRAFICAS Y NIVEL DE EDUCACION DE LA MUJER.  
 PARAGUAY, 1967-1968

Regiones geográficas	Probabilidad de morir (por mil)			
	Total	Años de instrucción de la mujer		
		0 - 3	4 - 6	7 y más
Metropolitana .....	64	97	57	25
Oriental .....	76	84	61	49
Occidental .....	99	125	81	*

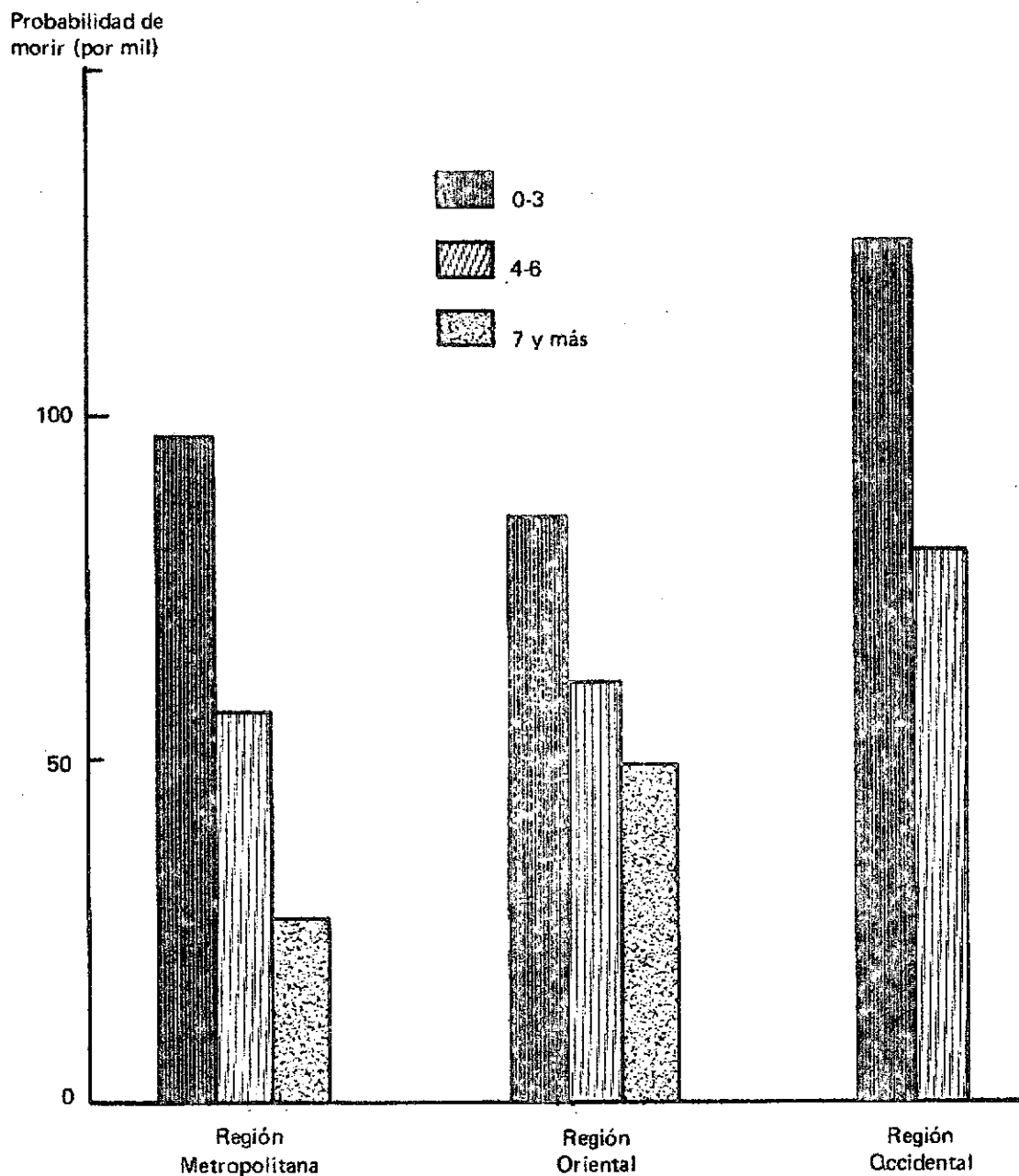
\* Estimación no calculada por existir menos de 100 hijos tenidos por las mujeres del grupo.

Las cifras de este cuadro confirman que el principal determinante de la mortalidad temprana del niño es el nivel socio-económico de la mujer, medido por su grado de educación. Sin embargo, se agregan a este factor principal algunos diferenciales geográficos. Los hijos de mujeres de baja educación tienen aparentemente una mayor mortalidad si residen en el conglomerado formado por Asunción (la ciudad capital) y los centros urbanos del departamento Central, que si viven en la región oriental. Es posible que este diferencial exprese condiciones más adversas de vida para el estrato socio-económico más bajo de los mayores conglomerados urbanos. Por otra parte, la región occidental tiene mayores riesgos que las otras regiones, a igual nivel de educación de la mujer. Esta región está formada por el Chaco, que es una zona árida, escasamente poblada y dedicada fundamentalmente a la ganadería.

\*  
\* \*

Gráfico 3

PROBABILIDAD DE MORIR ENTRE EL NACIMIENTO Y LOS DOS AÑOS DE EDAD, POR REGIONES GEOGRAFICAS Y NIVEL DE INSTRUCCION DE LA MUJER, PARAGUAY, 1967-68



Fuente: Cuadro 10



#### 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 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, fueron ajustadas 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 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. Con los datos disponibles, no hay modo de someter a prueba esta hipótesis.

Por la circunstancia anotada, hay una proporcionalidad casi constante entre las tasas de mortalidad infantil que se han estimado 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.  
PARAGUAY, 1967-1968

Categorías	Probabilidad de morir* (por mil)
TOTAL DEL PAIS	64
Urbano .....	61
Rural .....	66
Regiones:	
Metropolitana .....	57
Oriental .....	65
Occidental .....	82
Años de instrucción de la mujer	
Ninguno .....	86
1 - 3 .....	68
4 - 6 .....	54
7 - 9 .....	40
10 y más .....	25

\* Véanse en el texto las reservas que merecen estas estimaciones.

La tasa estimada de mortalidad infantil en Paraguay es 64 por mil nacidos vivos, aproximadamente, para los años 1967-1968. Como se ha advertido anteriormente, esta estimación es inferior a la obtenida por Brizuela, que es 84 por mil para 1962-1972.

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 la rural y entre las regiones son escasos; sólo la región occidental presenta un nivel más alto de mortalidad. Las principales diferencias se relacionan con el nivel de instrucción de la mujer.

## V. ALGUNOS COMENTARIOS SOBRE LOS RESULTADOS DE LA INVESTIGACION

Para fines prácticos, es importante identificar, con la información que el análisis precedente ha aportado, las subpoblaciones (estratos) expuestas a diferentes riesgos de morir en los primeros dos años de vida. Para ello se han descartado las variables geográficas, que están asociadas a escasos diferenciales, y se ha utilizado el nivel de educación de la mujer como indicador del nivel socio-económico. De este modo se definen cinco estratos de población, cuya mortalidad varía entre 27 y 104 por mil (cuadros 12 y 13). Para apreciar mejor la significación de los contrastes así determinados, es conveniente introducir el concepto epidemiológico de población expuesta. Con este propósito, se procedió a estimar en cada estrato, por los métodos indicados en el anexo 3, el número de nacidos vivos y de defunciones esperadas en los primeros dos años de vida.

El *estrato de mortalidad baja* (27 por mil) está formado por las mujeres de nivel socio-económico más alto, que casi han podido completar su educación secundaria o ingresar a la educación superior. El 88 por ciento de estas mujeres residen en el sector urbano y el 66 por ciento vive en las ciudades de la región metropolitana, en especial en Asunción. Ellas forman sólo el 8 por ciento del total de mujeres fértiles del país. Porque tienen una fecundidad baja, en relación con su mayor nivel de educación, se estima que procrean anualmente sólo el 3 por ciento de los nacidos vivos del país. Ellos están expuestos a la baja mortalidad del estrato y contribuyen de este modo únicamente con el 1 por ciento del total de defunciones de menores de dos años.

El *estrato de mortalidad medianamente baja* (45 por mil) agrupa las mujeres con 7-9 años de estudios (educación media incompleta), que también residen mayoritariamente en el sector urbano y de preferencia en la capital. El estrato comprende el 8 por ciento de las mujeres en edad fértil y se estima que generan el 4 por ciento de los nacidos vivos, que están expuestos a un riesgo de morir relativamente bajo y ocasionan así sólo el 2 por ciento de las muertes en los dos primeros años de vida en el país.

Cuadro 12

ESTRATOS DE MORTALIDAD SEGUN LA PROBABILIDAD DE MORIR ENTRE EL NACIMIENTO Y LOS DOS AÑOS DE EDAD Y DISTRIBUCION ESTIMADA DE LOS NACIDOS VIVOS Y DEFUNCIONES DE MENORES DE DOS AÑOS.  
PARAGUAY, 1967-1968

Estratos de mortalidad	Probabilidad de morir (por mil)	Años de instrucción de la mujer	Distribución porcentual estimada		
			Mujeres de 15-49 años	Nacidos vivos	Defunciones de menores de dos años
TOTAL	75		100	100	100
Baja .....	27	10 y más	8	3	1
Medianamente baja .....	45	7 - 9	8	4	2
Mediana ....	61	4 - 6	37	32	26
Medianamente alta .....	80	1 - 3	34	44	47
Alta .....	104	Ninguno	13	17	24

Cuadro 13

DISTRIBUCION DE MUJERES DE 15 A 49 AÑOS DE EDAD POR NIVEL DE INSTRUCCION SEGUN ZONAS GEOGRAFICAS, PARAGUAY, 1972

Zonas	Nivel de instrucción				
	Ninguno	1 - 3	4 - 6	7 - 9	10 y más
TOTAL	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0
Asunción .....	5,9	9,7	19,6	46,3	58,1
Central urbano .....	2,6	3,8	6,0	9,3	8,2
Resto urbano .....	11,9	13,3	28,8	21,0	21,9
Rural .....	79,6	73,2	45,6	23,4	11,8

Fuente: Muestra del Censo de Población de 1972.

El conjunto de estos dos estratos define una población cuyas condiciones de vida en el hogar son probablemente satisfactorias (a juzgar por el indicador de educación) y que por ello mismo y por residir de preferencia en los mayores núcleos urbanos del país, tiene más amplio acceso a los servicios de salud y en general a los beneficios del progreso. En tales condiciones, el riesgo de morir del niño en sus primeros años de vida es bastante bajo en el ámbito de la América Latina. Desgraciadamente, éste es un grupo minoritario, al cual pertenecen sólo una de cada seis mujeres en edad fértil. Aunque las cifras de mortalidad del grupo, en comparación con las de países más avanzados, indican que en él deben continuarse los esfuerzos para reducir la mortalidad, es indudable que estos dos estratos no son el centro del problema de la mortalidad temprana en el país: en ellos en conjunto, se estima que sólo ocurre el 7 por ciento de los nacimientos y el 3 por ciento de las defunciones en estas edades.

El *estrato de mortalidad mediana* (61 por mil) comprende las mujeres con educación primaria completa o casi completa, las cuales forman el 37 por ciento del total de mujeres en edad de procrear, generan el 32 por ciento de los nacidos vivos y contribuyen con 26 por ciento de todas las muertes de menores de dos años.

El *estrato de mortalidad medianamente alta* (80 por mil) está formado por mujeres que sólo han alcanzado una educación primaria muy incompleta (no más de tres años), el 73 por ciento de las cuales reside en el área rural. Ellas son un tercio de la población femenina fértil y procrean el 44 por ciento de los nacidos vivos. Puesto que la mortalidad del grupo es ya alta, la proporción estimada de fallecimientos alcanza al 47 por ciento del total nacional.

Finalmente, el *estrato de mortalidad alta* (104 por mil) incluye a las mujeres presumiblemente analfabetas, de las cuales casi 80 por ciento vive en el área rural. Aunque sólo alcanzan al 13 por ciento de la población femenina fértil, por su mayor fecundidad y mayor riesgo de morir de sus hijos, este grupo aporta el 24 por ciento del total de muertes de menores de dos años del país.

Es indudable que el núcleo epidemiológico del problema de la mortalidad en la niñez temprana en el Paraguay está constituido por estos dos últimos estratos. Esta población con mayor riesgo está formada por los hijos de mujeres con ninguna o escasa educación. Tres cuartas partes de ellas viven en las zonas rurales, principalmente en los departamentos de Cordillera, Caaguazú, Itapúa, Paraguari y Central. El grupo comprende a casi la mitad de las mujeres de edad fértil del país, genera el 61 por ciento de los nacidos vivos y en ellos se estima que ocurre el 71 por ciento de todas las defunciones de menores de dos años del Paraguay.

Los resultados obtenidos en la investigación están de acuerdo con una extensa evidencia internacional que ha mostrado la estrecha vinculación del riesgo de morir en los primeros años de vida con el conjunto de componentes

del nivel de vida 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 es implantar 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 bajo.

Parece oportuno citar aquí el trabajo de Batthacharyya <sup>18/</sup>, realizado con datos de 52 países, en el cual se comparó la tasa de mortalidad infantil de países donde la distribución del ingreso muestra una alta desigualdad, con aquellos donde esta desigualdad es baja. Batthacharyya comprobó que la mortalidad se reducía entre el 24 por ciento y el 36 por ciento cuando la distribución del ingreso era más igualitaria.

Por otra parte, el sector salud tiene en cada país la responsabilidad de organizar la atención de la salud de la población. Todo plan de salud, en su formulación y en su alcance, está inscrito necesariamente en la realidad social y económica del país. Aunque el conocimiento tecnológico sobre la prevención y el tratamiento de las enfermedades es universal, su aplicación concreta en una sociedad dada depende fundamentalmente de la concepción misma de sociedad. Y, 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.

Con todo, cabe al sector salud la obligación de aplicar en toda comunidad el conocimiento disponible al máximo de sus posibilidades. El Plan Nacional de Salud de Paraguay para 1976-1980 <sup>19/</sup> establece como uno de sus objetivos principales la ampliación de los servicios a toda la población del país. Según esta fuente, en 1974 la cobertura alcanzaba a 77 por ciento de la población que en las localidades de menos de 2000 habitantes desciende a 51 por ciento, de tal modo que "alrededor de 591 603 habitantes de la zona rural carecieron de atención de salud". Se establece también que existe una excesiva concentración de recursos en Asunción; aunque ella tiene el 16,5 por ciento de la población total, dispone de 77,2 por ciento de los médicos, el 79,6 por ciento de los odontólogos y el 89,2 por ciento de las enfermeras. El Plan se propone aumentar la cobertura a 83 por ciento del total del país y a 64 por ciento de las localidades de menos de 2 000 habitantes. En la población rural proyecta extender la atención por medio de una red de Puestos de Salud, con encargados que den una atención primaria de salud con la colaboración de la comunidad. Los datos que ha aportado la presente investigación señalan la importancia de dar a estas medidas el mayor desarrollo posible.

---

<sup>18/</sup> Batthacharyya, A.K., Income Inequalities and Fertility a Comparative View, Population Studies, Vol. 19, Nº 1, marzo, 1975.

<sup>19/</sup> Ministerio de Salud Pública y Bienestar Social, "Plan Nacional...", op.cit.

Desde otro punto de vista, es importante hacer notar que el método empleado para obtener estimaciones de la mortalidad en los primeros años de la vida a partir de los datos censales, a pesar de las limitaciones que se han mencionado, ha permitido tener una visión más completa y conexa de esta mortalidad que la que se puede obtener de las actuales estadísticas vitales. Ha permitido además el análisis por una variable socio-económica que está estrechamente relacionada con el riesgo de morir del niño. Los resultados obtenidos hacen aconsejable 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.

\*  
\* \*





## RESUMEN

1. En esta investigación se estudia el riesgo de morir en los primeros dos años de vida en el Paraguay, 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 los dos años de edad se estima en 75 por mil nacidos vivos, riesgo que es relativamente bajo en comparación con otros países de la América Latina, pero que muestra un claro exceso sobre el nivel alcanzado en los países más avanzados.
3. Los diferenciales geográficos de la mortalidad son pequeños (cuadro 5). La mortalidad rural (77 por mil) es ligeramente superior a la urbana (69 por mil). El estudio por departamentos muestra que Asunción tiene la menor mortalidad (60 por mil) y, en el otro extremo, los departamentos de la región del Chaco muestran un riesgo mayor (90 a 114 por mil).
4. La probabilidad de que el recién nacido sobreviva dos años está en gran parte determinada por la clase social en que el nacimiento ha ocurrido, de acuerdo con los diferenciales observados utilizando como indicador el nivel de educación formal de la mujer (cuadro 8). Los hijos de mujeres sin educación tienen la mortalidad más alta (104 por mil), que es cuatro veces mayor que el riesgo de los hijos de mujeres que alcanzaron la más alta educación.
5. Utilizando la variable educación, se distinguen 5 estratos según el riesgo de morir en los primeros dos años de la vida, riesgo que varía entre el 27 y el 104 por mil (cuadro 12). En cada estrato se estiman el número de mujeres en edad fértil, la proporción de nacidos vivos expuestos y la proporción de defunciones esperadas.
6. Los resultados indican que el núcleo epidemiológico del problema de la mortalidad temprana en el Paraguay está constituido por los hijos de mujeres sin educación o con una instrucción primaria muy incompleta. Estas mujeres forman el 47 por ciento de la población femenina en edad fértil,

tres cuartas partes de las cuales viven en la región rural, en especial en los departamentos de Cordillera, Caaguazú, Itapúa, Paraguarí y Central. Este grupo de mujeres se estima que genera el 61 por ciento de los nacidos vivos del país, que están expuestos a una mortalidad de 80 o más por mil; en ellos se estima que ocurre el 71 por ciento de las defunciones de menores de dos años del país.

7. Todo indica que la contribución más decisiva que puede hacerse para disminuir esta mortalidad excesiva 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. Esto incluye el perfeccionamiento del sistema de atención de salud del país, de tal modo que cubra las poblaciones expuestas al mayor riesgo de enfermar y de morir.

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

\*

\* \*

## ANEXO 1

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



Método de Brass 20/

Los datos básicos son los siguientes:

1. Mujeres que declararon hijos nacidos 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 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:

$$P_2 = \frac{HNV_2}{\text{Mujeres de edad 20-24}} = \frac{106\ 283}{97\ 990} = 1,08463$$

$$P_3 = \frac{HNV_3}{\text{Mujeres de edad 25-29}} = \frac{198\ 495}{77\ 441} = 2,56318$$

6. El cociente  $P_2/P_3 = 1,08463 / 2,56318 = 0,42316$
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 <sup>21/</sup> (cuadro 2A)

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

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

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

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

---

<sup>21/</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:

$$K_2 = 1,30 - 0,54 (0,42316) = 1,07149$$

$$K_3 = 1,17 - 0,40 (0,42316) = 1,00074$$

$$K_4 = 1,13 - 0,33 (0,42316) = 0,99036$$

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 <sup>22/</sup>, para el mismo modelo utilizado en el método de Sullivan, el nivel de las tablas correspondientes a cada  ${}_xq_0$ .

---

<sup>22/</sup> 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 290, 390 y 590. En este ejemplo el nivel medio es 18,3512.
12. Con este nivel medio se obtienen en la misma tabla, por interpolación lineal, los valores  $l_x$  y las correspondientes  $xq_0$  ajustadas.

Cuadro 1 A

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

Edad de la mujer	Intervalo de edad ( $i$ )	Mujeres con declaración	Hijos nacidos vivos (HNVi)	Hijos sobrevivientes (HSi)	Paridez media (Pi)
15-19	1	131 828	19 150	17 644	
20-24	2	97 990	106 283	98 112	1,08463
25-29	3	77 441	198 495	183 274	2,56318
30-34	4	64 731	261 330	240 094	

Proporción hijos fallecidos ( $D_i$ )	Multiplicador ( $K_i$ )	Edad del hijo ( $x$ )	Probabilidad de morir ( $xq_0$ )	
15-19	0,07864	1,11950	1	0,08804
20-24	0,07688	1,07779	2	0,08286
25-29	0,07668	1,03073	3	0,07900
30-34	0,08126	1,02938	5	0,08365



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. PARAGUAY, CENSO DE 1972, MODELO OESTE

Edad de la mujer	Intervalo de edad ( $i$ )	Proporción hijos fallecidos ( $D_i$ )	Multiplificador ( $K_i$ )	Edad del hijo ( $x$ )	Probabilidad de morir ( ${}_xq_0$ )
15-19				1	
20-24	2	0,07688	1,07149	2	0,08238
25-29	3	0,07668	1,00074	3	0,07670
30-34	4	0,08126	0,99036	5	0,08048

Sobrevivientes ( $l_x$ )	Nivel equivalente en Coale-Demeny	Para el nivel medio	
		Sobrevivientes ( $l_x$ )	${}_xq_0$ ajustadas
			0,06426
91 762	17,7986	92 549	0,07451
92 326	18,5529	92 017	0,07983
91 952	18,7020	91 360	0,08040

Nivel medio = 18,3512



**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 en 1967 en el total del país, entre los menores de 5 años de edad, de acuerdo con 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 5 años en 1967

$N_{0-4}$  = población de menores de 5 años en 1967

$m_{0-4}$  = tasa central de mortalidad de la población menor de 5 años, deducida de 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,  $N_{5-9} = 360\ 163$
2. Se estima  ${}_5P_{0-4}$  interpolando el valor en una tabla modelo de Coale-Demeny con el nivel  ${}_5q_0$  18,3512 que fue el nivel medio utilizado en el suavizamiento de las  ${}_xq_0$ .

3. Se obtiene la población bajo 5 años en 1967, según (2)

$$N_{0-4} = \frac{360\ 163}{0,98048} = 367\ 333$$

4. La tasa central de mortalidad de menores de 5 años ( $m_{0-4}$ ) se deriva por interpolación utilizando el mismo nivel medio 18,3512 que se empleó para obtener  ${}_5P_{0-4}$ :

$$m_{0-4} = 0,0173$$

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

$$D_{0-4} = 367\ 333 \cdot 0,0173 = 6\ 355$$

6. La comparación de esta estimación con el promedio anual de defunciones registrado <sup>23/</sup> en 1966-1968

$$\frac{\text{defunciones estimadas} - \text{defunciones registradas}}{\text{defunciones estimadas}} = \frac{6\ 355 - 3\ 681}{6\ 355} = 0,42$$

indica que la omisión en el registro de defunciones de menores de 5 años en el país sería del orden de 42 por ciento, suponiendo que la estimación del estudio fuera correcta.

---

<sup>23/</sup> Dirección General de Estadística y Censos, Anuario Estadístico, 1966-1968.

### 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

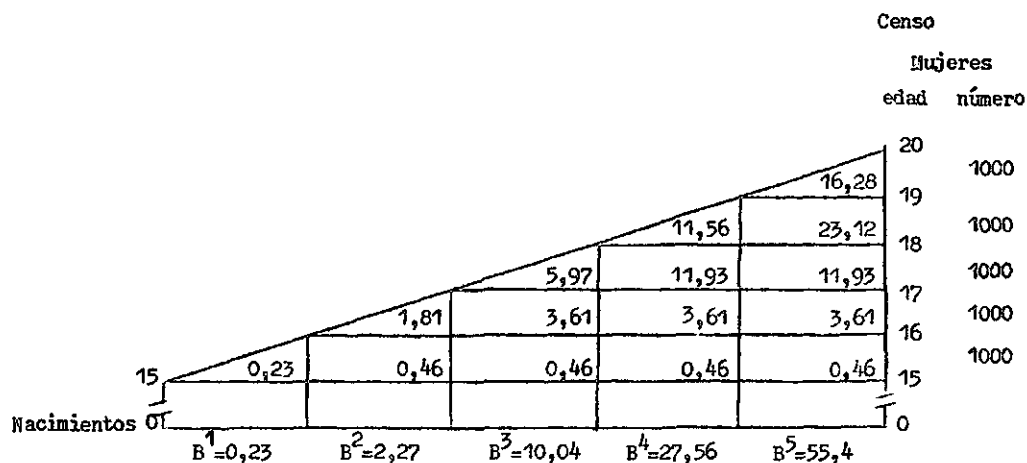




Para cada grupo quinquenal de edades de la mujer, el censo proporciona el total de hijos tenidos por ella hasta el momento del empadronamiento. Se trata de estimar de este conjunto, los nacimientos que habrían ocurrido en los 12 meses previos al censo. Este dato lo proporcionan las estadísticas vitales para el total del país y los departamentos, pero con omisiones y no puede ser obtenido para cada una de las categorías de análisis del estudio. El método empleado se basa en la distribución de la fecundidad por edades simples calculada por Brizuela <sup>24/</sup> y sigue la aplicación que ha hecho Ortega <sup>25/</sup> utilizando modelos teóricos de las Naciones Unidas.

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 estimada para 1972, suponiendo que existieran mil mujeres en cada edad simple. De este modo, 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>24/</sup> Brizuela, F., Paraguay: estimación de la fecundidad y la mortalidad a través de preguntas censales, 1972, Dirección General de Estadística, Asunción, Paraguay, diciembre, 1975.

<sup>25/</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 95,5 nacimientos, de los cuales 55,4 habrían ocurrido en el último año, lo que hace una proporción de  $55,4/95,5 = 0,580 = p_1$ . El método supone que la fecundidad se ha mantenido constante. 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 <sub>i</sub> )	$p_i$	Estimación de hijos tenidos en el último año (HNV <sub>i</sub> · $p_i$ )
15 - 19	19 150	0,580	11 107
20 - 24	106 283	0,236	25 083
25 - 29	198 495	0,118	23 422
30 - 34	261 330	0,071	18 554
35 - 39	295 321	0,041	12 108
40 - 44	323 166	0,017	5 494
45 - 49	275 425	0,006	1 653
Total estimado:			97 421

Este total estimado es bastante concordante con estimaciones hechas con otros métodos por Brizuela, en la publicación mencionada.

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 supuesto de fecundidad estable y a las deficiencias de los datos básicos. Sin embargo, como lo único que interesa es la distribución proporcional de los nacidos vivos por estratos, se piensa que para estos fines los resultados pueden considerarse una aceptable 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 estima que ocurrirían anualmente en el mismo.

Fórm. 560-300, Marzo de 1977  
Mecanografía: 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