

REPUBLICA DE CUBA
Comité Estatal de Estadísticas
Dirección de Demografía

Centro Latinoamericano de Demografía
CELADE - San José, Costa Rica

CUBA:
LA MORTALIDAD INFANTIL SEGUN VARIABLES
SOCIOECONOMICAS Y GEOGRAFICAS, 1974.

312.23
C962

Diciembre de 1980

312.23
C962

- 79555 .



900029749 - BIBLIOTECA CEPAL

C U B A

**LA MORTALIDAD INFANTIL SEGUN
VARIABLES SOCIOECONOMICAS Y REGIONES
1974**

**San José, Costa Rica
Diciembre de 1980**

**CELADE - SISTEMA DOCPAL
DOCUMENTACION
SOBRE POBLACION EN
AMERICA LATINA**

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

INDICE

	Página
PRESENTACION.....	1
INTRODUCCION.....	3
01 I. MATERIAL Y METODOS DE ESTUDIO.....	5
La Encuesta Demográfica Nacional.....	5
El método de estimación de la mortalidad.....	6
Evaluación y ajuste de las estimaciones.....	8
02 II. LAS TENDENCIAS HISTORICAS DE LA MORTALIDAD INFANTIL EN CUBA.....	13
Niveles actuales y tendencias históricas.....	13
Las diferencias geográficas de la mortalidad infantil	23
Las causas de muerte en el menor de un año.....	29
03 III. LAS DIFERENCIAS DE LA MORTALIDAD INFANTIL SEGUN VARIABLES SOCIOECONOMICAS.....	31
Mortalidad infantil según el nivel de educación de la madre.....	31
Mortalidad infantil según el grupo social del jefe del hogar.....	43
IV. SINTESIS Y DISCUSION DE LOS RESULTADOS.....	55
Situación de la mortalidad infantil en 1974 y sus perspectivas.....	62
RESUMEN.....	67
04 ANEXOS:	
A. Ejemplo de aplicación del método de Brass, variante Sullivan, para estimar la mortalidad en la niñez a partir de la proporción de hijos fallecidos.....	69
B. Método para comparar las estimaciones de 290 con da- tos originados en las estadísticas vitales.....	75
C. Métodos para analizar el efecto en las estimaciones del no cumplimiento de los supuestos del método.....	81
BIBLIOGRAFIA.....	89

INDICE DE CUADROS

Cuadro	Página
1. Estimaciones de $2q_0$ obtenidas con métodos indirectos y basadas en estadísticas vitales. Cuba, 1974.....	9
2. Estimaciones de la tasa de mortalidad infantil y $5q_0$ Cuba, 1900-1979.....	14
3. Tasas de mortalidad infantil en países seleccionados, para los años 1970-1976.....	19
4. Evolución de las tasas de mortalidad infantil en una década a partir de un nivel cercano a 38 por mil. Países seleccionados.....	21
5. Tasas de mortalidad infantil y perinatal. Cuba, 1970 1979.....	22
6. Población total, urbana y rural, por provincias y regiones. Cuba, 1979.....	24
7. Tasas de mortalidad infantil, total del país y provincias. Cuba, 1970-1979.....	25
8. Tasas de mortalidad infantil, zona urbana y rural , por regiones geográficas. Cuba, 1973-1975.....	28
9. Causas de muerte bajo un año de edad. Cuba, 1970-1978	30
10. Población femenina en edad fértil por nivel de educación y zona urbana y rural. Cuba, 1979.....	32
11. Estimaciones de la tasa de mortalidad infantil por nivel de educación de la madre y regiones urbana y rural. Cuba, 1974.....	33
12. Probabilidad de morir entre el nacimiento y los dos años de edad, según nivel de instrucción de la madre. Países latinoamericanos seleccionados, 1965-1970....	34
13. Estimaciones de la tasa de mortalidad infantil por nivel de educación de la madre. Cuba, 1970 Y 1974...	36

Cuadro	Página
14. Estimaciones de la tasa de mortalidad infantil por nivel de educación de la madre, regiones geográficas y zonas urbana y rural. Cuba, 1974.....	38
15. Tasas de mortalidad y otros indicadores por nivel de educación de la mujer. Cuba, 1973.....	42
16. Población femenina de 15 a 49 años por grupos sociales, zonas urbano y rural. Cuba, 1979.....	45
17. Estimaciones de la tasa de mortalidad infantil por grupos sociales en la población urbana y rural. Cuba 1974.....	46
18. Tasas de mortalidad infantil por grupos socioeconómicos. Países seleccionados.....	47
19. Probabilidad de morir antes de los dos años de edad, a partir del nacimiento, según "clases sociales" aproximadas. Costa Rica, 1968-1969.....	49
20. Tasas de mortalidad infantil por ocupación del padre y educación de la madre. Chile, 1972-1973.....	50
21. Estimaciones de tasas de mortalidad infantil por grupos sociales y regiones geográficas. Cuba, 1974.....	50
22. Estimaciones de la tasa de mortalidad infantil por grupo social del jefe del hogar y educación de la madre. Cuba, 1974.....	52
23. Tasas seleccionadas de mortalidad, Cuba 1979 y Suecia 1978.....	62
24. Mortalidad infantil por causas, Cuba y Suecia, 1978.	63
25. Estratos de población según nivel de la mortalidad infantil. Cuba, 1974.....	65

INDICE DE GRAFICOS

Gráfico	Página
1. Estimaciones de la tasa de mortalidad infantil. Cuba, 1900-1979.....	16
2. Tasas de mortalidad infantil por regiones geográficas Cuba, 1959-1973.....	17
3. Tasas de mortalidad infantil, neonatal y postneonatal Cuba, 1970-1979.....	22
4. Tasas de mortalidad infantil por provincias, 1971 - 1979.....	26
5. Probabilidades de morir entre el nacimiento y los dos años de edad, según nivel de instrucción de la mujer Países latinoamericanos seleccionados, 1965-1971.....	35
6. Estimaciones de las tasas de mortalidad infantil según nivel de educación de la madre, por regiones. Cuba, 1974.....	39
7. Estimación de las tasas de mortalidad infantil según nivel educacional de la madre, regiones y zona urbana y rural. Cuba, 1974.....	39
8. Estimaciones de la tasa de mortalidad infantil por grupos sociales, población urbana y rural. Cuba, 1974	51
9. Estimaciones de la tasa de mortalidad infantil por grupos sociales y regiones geográficas. Cuba, 1974.	51
10. Estimaciones de la tasa de mortalidad infantil por grupos sociales del jefe del hogar y educación de la madre. Cuba, 1974.....	53
11. Recursos de salud, atenciones prestadas y mortalidad del niño. Cuba, 1960-1979.....	58

PRESENTACION

El presente trabajo constituye uno de los análisis de la Encuesta Demográfica Nacional ejecutada en 1979 por el Comité Estatal de Estadísticas de la República de Cuba, y está referido al estudio de las diferencias socioeconómicas de la mortalidad en menores de un año, estimada mediante el método de Brass (variante Sullivan). La investigación describe el nivel y las características de esta mortalidad por divisiones geográficas y nivel socioeconómico, empleando como indicador principal el nivel de educación de la mujer.

Ha sido elaborado en colaboración con el Centro Latinoamericano de Demografía en San José, Costa Rica, el cual ha realizado estudios similares en diversos países de América Latina.

Por parte de CELADE dirigió la tarea Hugo Behm Rosas y por el Comité Estatal de Estadísticas laboró Oscar Ramos Piñol, Director de Demografía y becario investigador. La mecanografía y edición de la publicación estuvo a cargo del personal administrativo del CELADE.

La investigación forma parte del conjunto de actividades del Comité Estatal de Estadísticas en el marco del Proyecto Materno-Infantil y Dinámica de Población, financiado por el Fondo de las Naciones Unidas para Actividades de Población.

INTRODUCCION

Cuba ha alcanzado en la actualidad niveles de mortalidad que son excepcionalmente bajos para América Latina y más cercanos a los de regiones de mayor desarrollo. Esto es especialmente valioso para la mortalidad al comienzo de la vida, que es la más sensible a las condiciones materiales de vida en que vive una comunidad. En 1979, la tasa de mortalidad infantil había descendido hasta alcanzar 19,4 por mil nacimientos y la tasa de mortalidad en la edad 1-4 años era de 1,0 por mil*.

Esta baja de la mortalidad se ha producido, en parte, en el seno de un profundo proceso de cambio en las estructuras políticas, económicas y sociales del país, a partir del triunfo de la Revolución Cubana en 1959. Por la singularidad de este contexto en la América Latina, el análisis de la forma en que ha ocurrido la transición de la mortalidad en Cuba tiene especial interés. El mejoramiento del sistema de registro de defunciones y nacimientos, en especial en la última década, ha permitido precisar algunas de las características de esta evolución.

* Cifras provisionales

En marzo de 1979 el Comité Estatal de Estadísticas realizó una Encuesta Demográfica Nacional, que incluyó preguntas que permiten una estimación indirecta de la mortalidad en los primeros años de vida, la cual se refiere en forma retrospectiva al año 1974, aproximadamente. De este modo ha sido posible estudiar la mortalidad infantil en relación con las variables socioeconómicas disponibles en la encuesta, lo que permite ampliar el conocimiento de esta mortalidad y completar la información proporcionada por las estadísticas de registro.

En el texto, Capítulo I, se discuten algunos aspectos referentes a la encuesta misma y los métodos utilizados. En el capítulo siguiente se sintetiza la información disponible sobre la mortalidad infantil en el presente siglo y hasta la fecha más reciente. En el capítulo III se analizan los nuevos aportes de la investigación que se refieren a las diferencias de la mortalidad infantil que se presentan asociadas al nivel de educación de la madre y al grupo social a que pertenece el jefe del grupo familiar. En el capítulo siguiente se resumen los principales resultados, se discute su significación y se intenta identificar, en la medida de lo posible, los factores que han determinado la situación actual de la mortalidad infantil en el país.

I. MATERIAL Y METODOS DE ESTUDIO

La Encuesta Demográfica Nacional

La Encuesta Demográfica Nacional ^{19/} fue realizada entre el 22 y el 31 de marzo de 1979 y comprendió 68 046 núcleos residentes en viviendas particulares, con un total de 326 174 personas. Se utilizó un muestreo estratificado desarrollado en tres etapas, definiendo 29 estratos formados por las zonas urbanas y rurales de las provincias. La muestra representa aproximadamente el 4 por ciento del total de núcleos-viviendas del país.

La encuesta misma fue llevada a cabo por 1 040 enumeradores y 460 supervisores especialmente adiestrados y la información obtenida fue sometida a revisión y corrección a nivel local, provincial y nacional. Con el fin de evaluar los resultados, se realizó, tres días después de la encuesta, una re-entrevista de 3 016 núcleos, que comprendió 13 253 personas que forman el 1,3 por ciento de la muestra original ^{5/}. En esta etapa los encuestadores fueron supervisores seleccionados de la primera encuesta y el cuestionario fue similar, pero incluyó sólo 13 de las 32 preguntas originales. Se cotejaron individualmente los cuestionarios de la primera y la segunda entrevista.

No se registró respuesta a la pregunta sobre hijos tenidos en el 9 por ciento de los casos y en el 11,5 por ciento para la pregunta acerca de hijos sobrevivientes, preguntas que producen la información básica para el presente estudio. Un programa computarizado de validación automática

completó la información cuando fue posible; en ausencia de todo dato sobre hijos, le asignó un valor "cero" hijos. El sesgo que puede así generarse es aparentemente limitado. En general, la encuesta parece tener una calidad variable en las diversas provincias, la cual no ha podido ser evaluada y que origina algunas de las limitadas inconsistencias que se han observado en las estimaciones de la mortalidad.

El método de estimación de la mortalidad

Brass ^{8,9/} elaboró un método que permite convertir las proporciones de hijos fallecidos sobre el total de hijos nacidos vivos declarados por mujeres clasificadas por grupos quinquenales de edad (D_i), en probabilidades de morir (xq_0) entre el nacimiento y determinadas edades exactas x . Designando por i el número de orden del grupo quinquenal de edad de la mujer ($i = 1$ para el grupo 15-19 años; $i = 2$ para la edad 20-24 años, etc.), Brass mostró que existe la siguiente relación aproximada:

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

El citado autor obtuvo una serie de coeficientes (K_i) que permiten transformar las proporciones observadas de hijos fallecidos en estimaciones de la mortalidad mediante la siguiente relación:

$$xq_0 = K_i \cdot D_i$$

El coeficiente K_i varía con la estructura por edad de la fecundidad.

En el presente estudio se ha utilizado una modificación del método de Brass, descrito por Sullivan ^{55/}. El coeficiente K_i se obtiene mediante regresiones derivadas de un conjunto de tablas empíricas de fecundidad y del sistema de tablas modelo de mortalidad de Coale-Demeny ^{14/}. Estas regresiones tienen la forma general:

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

en la cual P_2 y P_3 son el promedio de hijos tenidos vivos por las mujeres de 20-24 años y de 25-29 años, respectivamente.

De todas las posibles estimaciones de mortalidad que es factible hacer, la que mas interesa en el niño es la de sobrevivir en el primer año de vida (${}_1q_0$). Como se sabe, este es el año más riesgoso y además dicha probabilidad es aproximadamente equivalente a la tasa de mortalidad infantil convencional. El método de Sullivan no permite obtener esta probabilidad y el de Brass no da una estimación confiable, porque ella se deriva de la proporción de hijos fallecidos declarados por las mujeres de 15-19 años.

Por este motivo, en estudios similares hechos en otros países de la América Latina, el parámetro de la mortalidad utilizado ha sido la probabilidad de morir entre el nacimiento y la edad exacta dos años (${}_2q_0$). Esta probabilidad se deriva de la proporción de hijos fallecidos de las mujeres de 20-24 años. Con el fin de darle más estabilidad, se procedió a calcular las probabilidades ${}_2q_0$, ${}_3q_0$ y ${}_5q_0$. Se obtuvo en las tablas de Coale Demeny el nivel equivalente a cada una de ellas utilizando el modelo Oeste. En seguida se promediaron estos tres niveles y se consideró que la ${}_2q_0$ correspondiente a este nivel promedio era la mejor estimación posible. Con este procedimiento se reducen algunas de las distorsiones producidas por errores en los datos básicos y se disminuye el error de muestreo por el de datos de tres diferentes grupos de edades de las mujeres.

Es posible obtener, con el nivel medio de la tabla modelo así definido, una estimación del riesgo de morir en el primer año de vida a contar del nacimiento, interpolando en la tabla modelo de mortalidad el valor correspondiente. Con el fin de evaluar esta estimación y aprovechando que Cuba dispone de registros de nacimientos y defunciones confiables, se calculó esta probabilidad con estos datos de registro, según el método descrito en el anexo B. De las siete comparaciones que se pudo hacer (país y 6 regiones) se encontró que la estimación indirecta tendía a subestimar la mortalidad en el primer año, pero en una magnitud que no tiene significación práctica (menos de 3 por ciento en todas, salvo en una comparación, donde alcanzó a 4 por ciento). Por este motivo, en el presente análisis se utiliza esta estimación de morir en el primer año de vida, expresada por mil nacidos vivos, la cual puede ser considerada, para fines prácticos, equivalente a la tasa de mortalidad infantil.

Con el fin de reducir el error de muestreo, las estimaciones han sido utilizadas sólo cuando existían por lo menos cien hijos tenidos vivos por las mujeres de 20-24 años de edad en la encuesta.

Evaluación y ajuste de las estimaciones

El método empleado supone teóricamente el cumplimiento de las siguientes condiciones:

- a) La fecundidad y la mortalidad han permanecido invariables en años recientes; para fines prácticos, en los últimos diez años.
- b) La mortalidad en 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) Las estructuras de la mortalidad y de la fecundidad de la población son muy diferentes a la estructura de los modelos de fecundidad y mortalidad empleados en la estimación.

Estas condiciones rara vez se cumplen a cabalidad en poblaciones reales pero, en general, el método parece poco sensible a esta circunstancia, a menos que las desviaciones de los supuestos sean muy marcadas.

Con el fin de evaluar los resultados, las estimaciones obtenidas mediante el método de Sullivan fueron comparadas con estimaciones derivadas de las estadísticas de los registros de nacimientos y defunciones (cuadro 1), obtenidas por el método señalado en el anexo B. Ambas estimaciones se refieren a 1974. En esta época las estadísticas vitales en Cuba son bastante confiables. Los nacimientos ocurridos en hospitales (todos los cuales se registran) alcanzaban al 97,6 por ciento del total. En cuanto a las defunciones, se dispone de una evaluación realizada con el total de fallecimientos acaecidos entre abril y setiembre de 1974 ^{15/}, en la cual se cotejó individualmente la información proporcionada por varias fuentes. La posible omisión en las muertes de menores de un año es menos que 2,6 por ciento, aunque pudiera ser mayor en algunas provincias

Se observa que el método empleado tiende a sobrestimar la mortalidad en los primeros dos años de vida, aunque en dos de las seis regiones ocurre el fenómeno inverso. Estas disparidades son pequeñas y no superan en general 4 o 5 puntos por mil pero, considerando que la mortalidad en Cuba es baja, son proporcionalmente mayores y pueden distorsionar los contrastes geográficos.

Cuadro 1

ESTIMACIONES DE $2q_0$ OBTENIDAS CON METODOS INDIRECTOS Y BASADAS
EN ESTADISTICAS VITALES, CUBA, 1974

Regiones	Probabilidades de morir entre 0 y 2 años (por mil)		
	Sullivan (1)	Estadísticas vitales a/ (2)	Razón (1) (2)
CUBA.....	33,7	30,5	1,10
Pinar del Río....	25,7	30,2	0,84
La Habana.....	30,2	25,1	1,20
Matanzas.....	30,6	24,9	1,23
Las Villas.....	25,2	22,9	1,10
Camagüey.....	34,0	37,6	0,90
Oriente.....	40,3	34,8	1,16

a/ Promedio del trienio 1973-1975

Los métodos indirectos de estimación de la mortalidad, tipo Brass, están sujetos a diversas fuentes de error. De hecho, dichos métodos fueron desarrollados fundamentalmente como una alternativa para los países donde las estadísticas vitales son deficientes. Cuando sus resultados han podido ser evaluados, los mismos muestran disparidades contradictorias. Tabutin ^{56/} describe en general una subestimación en Algeria, y ésta es también la experiencia de CELADE en algunos países de América Latina ^{6/}. Recientemente, Arriaga ^{3/} ha evaluado el método con los datos de la Encuesta de Fecundidad en Colombia y describe, por el contrario, una sobreestimación con el método indirecto.

Las distorsiones que este tipo de métodos puede introducir en la comparación de la mortalidad entre subgrupos de una misma población fueron discutidos recientemente en una reunión auspiciada por Naciones Unidas y la Organización Mundial de la Salud ^{10/}, con participación del propio Brass. Como en todo método indirecto y retrospectivo, las estimaciones se refieren

a las características conocidas en el momento de la encuesta o censo. En las comparaciones geográficas, las migraciones internas pueden hacer diferente el sitio de residencia de la encuesta con respecto al existente en el momento en que el niño nació y falleció. Características como la educación de la mujer adulta y el grupo social del jefe del hogar son probablemente menos variables, pero las comparaciones entre grupos pueden estar alteradas por una diferente exactitud de los datos básicos. En la investigación de Arriaga, se encontró que las diferencias de la mortalidad entre la población urbana y la rural, así como por el nivel de educación de la mujer, eran subestimadas por el método de Brass, debido a que la sobreestimación era mayor en los grupos de menor mortalidad.

En el presente estudio se analizó además el efecto del no cumplimiento de los supuestos de mortalidad y fecundidad estables. Para investigar el efecto de la fecundidad marcadamente descendente que Cuba ha experimentado en el último decenio, las estimaciones de mortalidad se recalcularon utilizando las parideces de las cohortes hipotéticas basadas en los datos de la Encuesta Nacional de Ingresos y Egresos de la población de 1974 y la Encuesta Demográfica Nacional de 1979 (véase el método en Anexo C). Usando siempre el método de Sullivan y el ajuste ya mencionado, se obtiene una q_{00} corregida de 35,1 por mil, versus un valor original de 33,7 por mil. Esto es, la no consideración del descenso de la fecundidad produce una subestimación muy pequeña, del orden de 4 por ciento; su corrección vendría a aumentar la sobreestimación ya descrita.

Si la mortalidad es estable, las estimaciones obtenidas pueden coincidir con el nivel de la mortalidad en el momento de la encuesta. Si ha habido descenso, es posible determinar el tiempo -en el pasado- al cual se refieren las estimaciones. Este tiempo es aproximadamente constante, cualquiera que sea la intensidad del descenso, siempre que éste sea más o menos lineal. De acuerdo con los resultados obtenidos con el método indicado en el Anexo C, nuestras estimaciones se han referido aproximadamente al año 1974, tomando en consideración la baja de la mortalidad que se ha observado.

La discusión anterior no debe llevar a la errada impresión de que las estimaciones de la mortalidad en los primeros años de vida obtenidas mediante estos métodos indirectos, están expuestas a tantas fuentes de error que las tornan inaprovechables. Como ha dicho Brass, el método es bastante robusto, es decir, poco sensible al no cumplimiento cabal de los supuestos en que está basado y a otras fuentes de error. En la experiencia de CELADE, que lo ha aplicado a 12 países de la América Latina ^{6/}, en el conjunto de centenares de subpoblaciones y múltiples contrastes, se ha observado una notable coherencia en los resultados. Salvo contadas excepciones, la mortalidad tiende a ser mayor en los grupos de más baja educación, en las

regiones menos desarrolladas del país y, en general, en la población rural. En todo caso, las estimaciones deben interpretarse con cierta reserva. Sólo se ha dado relieve, en la discusión, a las diferencias que son marcadas.

En el análisis que se hace en los capítulos siguientes, se utilizan las tasas directamente obtenidas del sistema de estadísticas vitales en las variables geográficas (provincias, regiones). El aporte fundamental del método empleado es agregar estimaciones de la mortalidad infantil para regiones urbanas y rurales, así como por variables socioeconómicas, información que el sistema actual proporciona sólo de modo ocasional. Puesto que se tenían estimaciones confiables a nivel del país y regiones geográficas, éstas se aprovecharon para corregir las estimaciones obtenidas. Las probabilidades calculadas, tanto a nivel nacional como en las regiones geográficas, fueron llevadas al nivel correspondiente indicado por las estadísticas de registro, respetando los diferenciales asociados a variables socioeconómicas y al contraste urbano-rural que el estudio hubiera detectado.

II. LAS TENDENCIAS HISTÓRICAS DE LA MORTALIDAD INFANTIL EN CUBA

En este capítulo se resumen las características principales de la tendencia histórica y los niveles actuales de la mortalidad infantil en el país, según la información disponible en las estadísticas de registro de nacimientos y defunciones.

Niveles actuales y tendencias históricas

El estudio del curso de la mortalidad se encuentra dificultado en Cuba por serias deficiencias del registro de defunciones y de nacimientos en la mayor parte del siglo actual 20/. Así, por ejemplo, aun para 1948 González y Debasa 28/ estimaron que el registro de las defunciones de menores de 5 años tenía una omisión de 65 por ciento en hombres y de 62 por ciento en mujeres.

En el cuadro 2 se reproduce una serie de estimaciones de la mortalidad para el período 1900-1954, correspondientes a tablas de mortalidad, en las cuales las defunciones fueron calculadas sobre la base de relaciones de supervivencia derivadas de los censos de población de 1899, 1919, 1931, 1943 y 1953 58/. Se trata sólo de aproximaciones, considerando que los datos censales tienen deficiencias y que los supuestos implícitos en los

Cuadro 2
ESTIMACIONES DE LA TASA DE MORTALIDAD INFANTIL Y $5q_0$,
CUBA, 1900-1979

Años	$5q_0$ (por mil)	Tasa mortali- dad infantil (por mil)	Años	Tasa mortali- dad infantil (por mil)
1900		224	1958	33,4
1899-1904	325		1959	34,7
1905		215	1960	37,3
1910		207	1961	39,0
1915		199	1962	41,7
1920		192	1963	38,1
1919-1931	269		1964	37,8
1925		184	1965	37,8
1930		167	1966	37,2
1935		151	1967	36,4
1931-1943	212		1968	38,2
1940		139	1969	46,7
1945		124	1970	38,7
1950		97	1971	36,5
1952-1954	113	79	1972	28,7
			1973	29,6
			1974	29,3
			1975	27,5
			1976	23,3
			1977	25,0
			1978	22,3
			1979	19,4

Fuentes: Toirac, L., y Velázquez, E., Tablas de mortalidad estimadas para los años terminados en cero y cinco, 1900-1950. CEDEM, Serie 1, Estudios Demográficos, No. 3, julio 1975; Mezquita, R., Cuba: estimación de la mortalidad por sexo. Tablas de vida para los períodos 1919-1931 y 1931-1943, CELADE, Serie C. No. 121, marzo, 1970; González, F., y Debasa, J., Cuba: evaluación y ajuste del Censo de 1953 y las estadísticas de nacimientos y defunciones entre 1943 y 1958. Tabla de mortalidad por sexo, 1952-1954, CELADE, Serie C. No. 124, junio, 1970; JUCEPLAN, Dirección Central de Estadísticas, Resumen de Estadísticas de Población No. 3, La Habana, 1968. JUCEPLAN, Dirección Central de Estadística, Anuario Estadístico de Cuba, 1975, La Habana (1976); Ministerio de Salud, Informe Anual 1979, La Habana, 1980.

métodos empleados pueden no cumplirse en la realidad. Los valores 540 son los consignados en las tasas de mortalidad originales. La serie de tasas de mortalidad infantil corresponde a tablas de mortalidad derivadas de las anteriores por Velázquez y Toirac, usando una interpolación lineal de la transformación logito de las l_x .

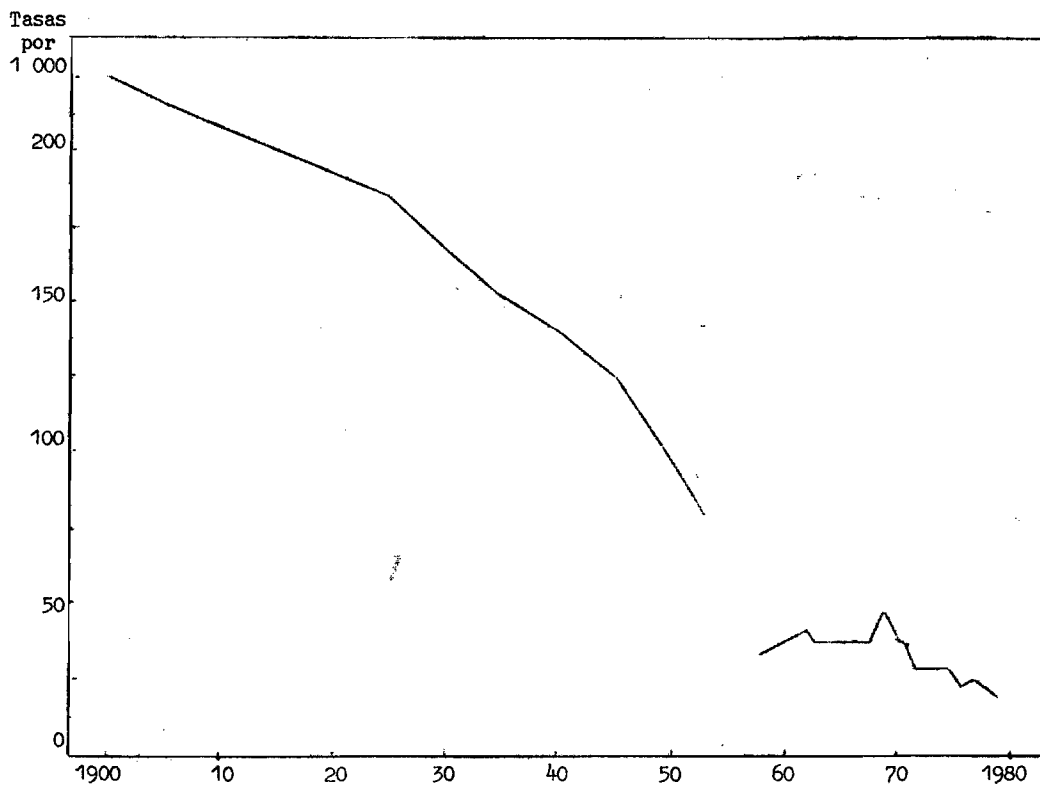
A partir de 1958 se dispone de datos sobre mortalidad infantil publicados por JUCEPLAN ^{33/}, que incluyen las muertes ocurridas en las primeras 24 horas de vida, las cuales hasta 1965, se excluían legalmente, de la definición de nacido vivo. Las cifras oficiales tienen una corrección que supone una omisión variable entre 4,9 y 9,5 por ciento para los años 1958-1966 *.

A pesar de las reservas mencionadas, es indudable que la tasa de mortalidad infantil experimentó en Cuba un marcado descenso en la primera mitad del presente siglo, con una reducción que va desde un valor superior a 200 por mil a un nivel de 79 por mil hacia 1953 (cuadro 2, gráfico 1). Los datos muestran que hay una falta de coherencia entre las estimaciones derivadas de los censos y aquéllas basadas en los registros, aun corrigiendo estas últimas. En tanto que la tasa oficial es de 35,7 en 1953, la derivada de la tabla de mortalidad de 1952-1954 es 78,8 por mil. Es probable que la serie disponible, que muestra un limitado descenso al final de la década de los cincuenta y una tasa oscilante alrededor de 40 por mil en la década siguiente, resulte de que, a partir de 1960, ha ocurrido una progresiva reducción de la omisión del registro a medida que el sistema mejoraba. Ya se ha mencionado que la omisión fue estimada en 62-65 por ciento para 1948 y en menos de 2,6 por ciento para 1974. La extensión de la atención médica a los sectores rurales y un significativo aumento de los partos institucionales han sido, sin duda, factores adicionales para mejorar el registro durante este período.

* Las tasas de mortalidad infantil correspondientes a 1958-1959 y 1966-1970 han sido revisadas y ajustadas recientemente por la Dirección de Demografía del Comité Estatal de Estadísticas en la publicación "La mortalidad cubana: sus características, niveles en 1978 y evolución", (en prensa).

Gráfico 1

ESTIMACIONES DE LA TASA DE MORTALIDAD INFANTIL. CUBA, 1900-1979

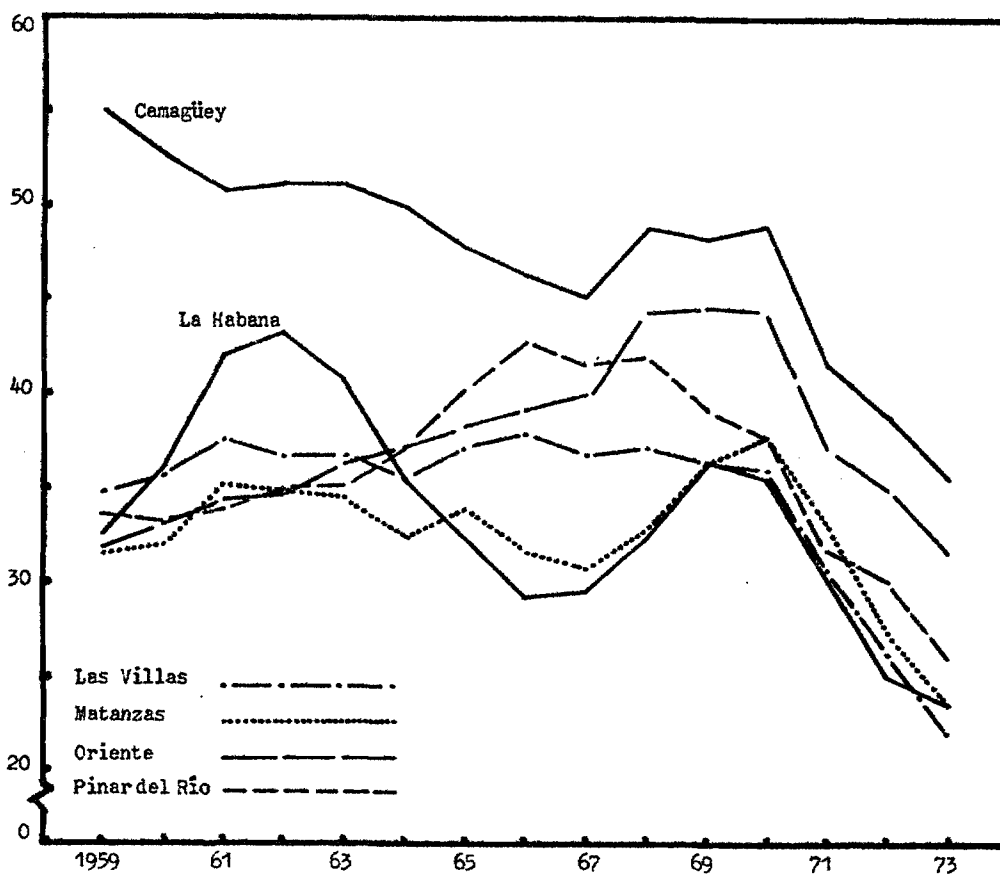


Fuente: Cuadro 2.

La omisión puede deducirse también del gráfico 2 que presenta las tasas de mortalidad infantil registradas por regiones a partir de 1959. Pinar del Río y Oriente tienen tasas que son anormalmente bajas en su inicio y después una mortalidad creciente, para alcanzar en el segundo quinquenio del 60 lo que puede ser su nivel real. Las tasas de La Habana oscilan irregularmente entre 46 y 27 por mil en esta década, para subir después por sobre 30 por mil. Las tasas de Camaguey parecen tener una ordenación más real.

Gráfico 2

TASAS DE MORTALIDAD INFANTIL POR REGIONES GEOGRAFICAS
CUBA, 1959-1973



Si estos argumentos son válidos, el aparente estacionamiento de la mortalidad infantil en la década de 1960 debe desecharse, y pensar más bien que el registro, progresivamente más completo, encubrió un descenso de la mortalidad en este período, que viene a documentarse más confiablemente en la década de 1970. Por ello, el análisis ulterior se concentrará en el período 1970-1979.

En 1969 se produjo un notorio aumento de la mortalidad infantil, que Lopez ^{35/} atribuye al incremento de la mortalidad por las siguientes causas infecciosas:

Causas	Tasas por 100 000	
	1968	1969
Tosferina.....	3,7	24,7
Meningitis.....	70,3	121,2
Diarreicas agudas....	505,0	681,0
Respiratorias agudas..	657,0	933,0

Entre los años 1970 y 1979 la tasa de mortalidad infantil ha experimentado un mantenido descenso desde 38,7 a 19,4 por mil. Como se muestra en el cuadro 3, Cuba había alcanzado, ya en 1970-76, el lugar de menor mortalidad en esta edad entre los países de América Latina, en los cuales esta tasa variaba entre 38 y 157 por mil. De hecho, el país ha llegado a niveles que están cercanos a los existentes en otras regiones del mundo donde la situación de desarrollo es más avanzada. Por otra parte, aún en 1979, la tasa de mortalidad infantil en Cuba es más del doble de la que la experiencia actual muestra que es posible alcanzar en países donde ella tiene los menores niveles actuales, como es el caso de Japón y Suecia, entre otros. Esto señala la necesidad de continuar los esfuerzos que hasta ahora se han gastado en proteger la salud del niño. Afortunadamente, hasta el último año con información disponible, la tasa mantenía en Cuba una significativa tendencia al descenso.

En el cuadro 4 se comparan las tendencias de la mortalidad infantil en Cuba 1970-1979 con la observada en países seleccionados, en igual lapso, a partir de una tasa similar (aproximadamente 38 por mil). El descenso en Cuba (45 por ciento) es mayor que el registrado en países de Europa Occidental y América del Norte en la década iniciada, según sea el caso, en los años 40 o 50, en la cual muestran reducciones variables entre 27 y 39 por ciento. Este fenómeno ha sido ya descrito y muestra que las reducciones de la mortalidad en varios países en décadas recientes han sido más rápidas que las observadas en países más avanzados cuando ellos experimentaron similares niveles de mortalidad. En la Europa Meridional y

Cuadro 3

TASAS DE MORTALIDAD INFANTIL EN PAISES SELECCIONADOS,
PARA LOS AÑOS 1970 - 1976

Países	Tasas de mortalidad infantil (por mil nacidos vivos)
AMERICA LATINA	
Bolivia, 1976.....	157
Haití, 1973.....	149
Nicaragua, 1971.....	122
Perú, 1970-1975.....	122
El Salvador, 1970-1971....	95-120
Honduras, 1974.....	103
Ecuador, 1970-1975.....	100
Rep. Dominicana, 1970-1971.	99
Colombia, 1973.....	98
Paraguay, 1975.....	85
Guatemala, 1974.....	75
México, 1969-1971.....	71
Chile, 1975.....	61
Argentina, 1970.....	59
Uruguay, 1974.....	48
Panamá, 1976.....	47
Venezuela, 1975.....	44
Costa Rica, 1975.....	38
CUBA, 1973.....	30
PAISES DE OTRAS REGIONES (1975)	
CUBA.....	27,5
Grecia.....	24,0
Italia.....	20,8
Checoslovaquia.....	20,5
Estados Unidos.....	16,1
Japón.....	10,0
Suecia.....	8,6

Fuentes: CUBA: Ministerio de Salud Pública, Informe Anual, 1980. REP. DOMINICANA: Behm, H. y De Moya, F., CELADE, Serie A. No. 1028, 1977. HAITI: Wilkie, J.W. (Ed.), Statistical Abstract of Latin America, Vol. 19, UCLA, USA, 1978. PARAGUAY y VENEZUELA, y países de otras regiones: Organización Mundial de la Salud, Anuario de Estadísticas Sanitarias Mundiales, 1976 a 1978. Resto de AMERICA LATINA: U.S. Department of Commerce, Bureau of the Census, World Population, 1977, Washington D.C., 1978.

Oriental, regiones donde la transición de la mortalidad ha sido más tardía, el decenio seleccionado cubre en general la segunda mitad de los años 60 y parte de la década del 70; las ganancias son también menores que las observadas en Cuba. En los países europeos orientales, los descensos han sido muy variables. Hace excepción la República Democrática Alemana que, junto con Japón, muestran en el período 1959-1968, un descenso similar al cubano. En Costa Rica la serie tiene sólo 6 años de evolución (1974-1979), pero evidencia también una baja intensa (42 por ciento). En suma, los progresos observados en Cuba en la reducción de la mortalidad infantil en el decenio 1970-1979 se comparan favorablemente con los observados en el pasado -a igual nivel inicial de mortalidad- en países desarrollados.

Las tendencias de los componentes de la mortalidad en el primer año de vida se presenta en el cuadro 5 y el gráfico 3. La baja de las tasas ha afectado a todos ellos, pero las ganancias son más intensas en la mortalidad neonatal tardía (7 a 27 días) y en la postneonatal (28 días a 11 meses), donde se registran reducciones superiores a 50 por ciento. De este modo, el problema se concentra cada vez más en las cuatro primeras semanas después del nacimiento, en las cuales ocurrían dos tercios de todas las muertes infantiles en 1978-1979. Y particularmente en la primera semana de vida, cuando ocurre el 56 por ciento de las defunciones del primer año.

Esta distribución de la mortalidad temprana en los países en que ella llega a los niveles existentes en Cuba ha dado progresivo mayor interés a la mortalidad perinatal, que agrupa las defunciones fetales tardías (28 y más semanas de gestación), con las muertes que ocurren en la primera semana después del nacimiento. La mortalidad perinatal ha sido objeto de especial preocupación y estudio en Cuba, que hizo una investigación nacional exhaustiva ^{30/} y participó en un estudio internacional comparativo realizado en 1973 ^{62/}. Los datos del cuadro 5 señalan que también esta mortalidad ha tenido en el último decenio un descenso significativo, de 27 por ciento, aunque menor que el de la mortalidad que ocurre después de la primera semana de vida.

Cuadro 4

EVOLUCION DE LAS TASAS DE MORTALIDAD INFANTIL EN UNA DECADA A PARTIR
DE UN NIVEL CERCANO A 38 POR MIL. PAISES SELECCIONADOS

Región y país	Década	Tasas de mortalidad infantil (por mil nacidos vivos)		
		Promedio inicial	Promedio final	Reducción (por ciento)
Europa Oriental				
Bulgaria.....	1961-70	37,6	28,9	23
Hungría.....	1966-75	37,7	33,6	11
Polonia.....	1966-75	38,5	24,2	37
Rep. Democ. Alemana	1959-68	39,8	29,8	48
Europa Meridional				
Italia.....	1963-72	38,1	27,8	27
Grecia.....	1963-72	37,6	27,1	28
Europa Occidental				
Francia.....	1955-64	37,4	24,4	35
Suecia.....	1940-49	38,1	23,3	39
Suiza.....	1947-63	37,6	26,2	30
URSS.....	1959-68	37,8	26,4	30
Asia				
Japón.....	1957-66	37,3	18,8	50
Israel.....	1954-63	38,1	29,9	22
América del Norte				
Estados Unidos...	1944-53	39,1	28,1	28
Canadá.....	1951-60	38,4	27,9	27
América Latina				
Costa Rica.....	1974...	37,8	(*)	-
CUBA.....	1970-79	37,7	20,9	45

(*) Costa Rica llega en 1979 a una tasa de 22,1 por mil.

Fuente: Naciones Unidas, Anuarios Demográficos de 1952, 1954, 1967, 1975 y 1976.

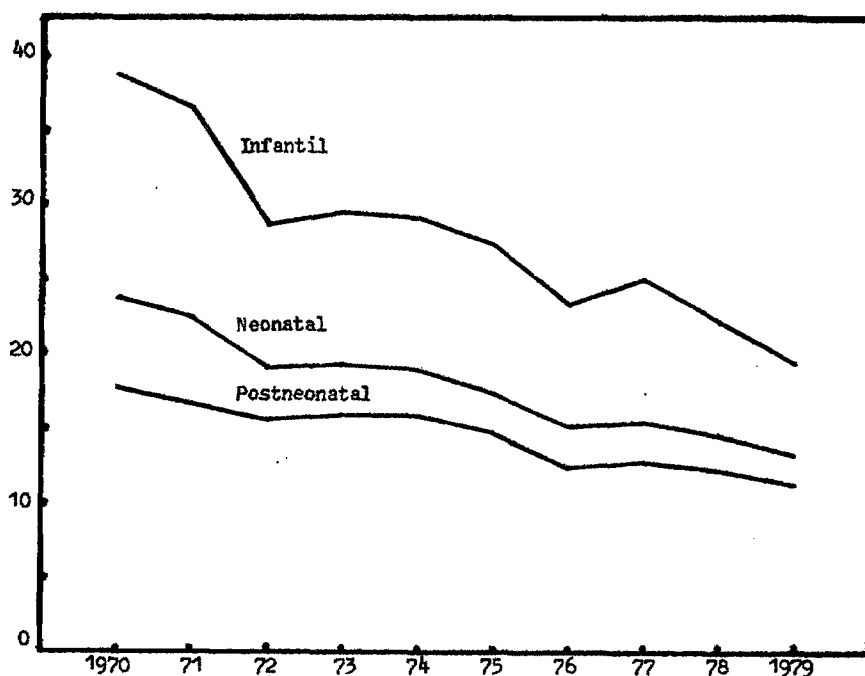
Cuadro 5

TASAS DE MORTALIDAD INFANTIL Y PERINATAL. CUBA, 1970-1979

Años	Mortalidad infantil			Mortalidad perinatal
	Menores de 7 días	7-27 días	28 días-11 meses	
	(Tasas por mil nacidos vivos)			
1970	17,7	23,8	6,1	58,8 ✓ 33,0
1971	16,6	22,6	5,8	36,5 ✓ 31,4
1972	15,6	22,2	3,5	28,7 ✓ 29,7
1973	15,9	19,4	3,5	29,6 ✓ 28,7
1974	15,9	18,9	3,0	29,3 ✓ 28,8
1975	14,8	19,4	2,6	27,5 ✓ 26,5
1976	12,4	15,1	2,7	25,3 ✓ 23,6
1977	12,8	15,2	2,6	25,0 ✓ 23,7
1978	12,2	14,5	2,3	22,3 ✓ 22,9
1979	11,3	12,3	2,0	19,4 ✓ 23,9
Reduc. porcentual 1970-71 a 1978-79	31	64	52	27

Fuentes: MINSAP, Informe Anual 1979, abril, 1980.

Gráfico 3

TASAS DE MORTALIDAD INFANTIL, NEONATAL Y POSTNEONATAL *
CUBA, 1970-1979

* Por 1000 nacidos vivos.

Fuente: MINSAP, Informe Anual 1979, abril 1980.

Las diferencias geográficas de la mortalidad infantil

Estudios similares al actual, realizados por CELADE en países de América Latina ^{6/}, han mostrado que hay contrastes en la mortalidad temprana del niño, a menudo marcados, entre poblaciones residentes en distintas regiones del país. En general, las menores mortalidades se encuentran en la ciudad capital y ciudades mayores, en tanto que en las regiones más rurales y apartadas de estos centros las tasas tienden a aumentar. Así, por ejemplo, en Ecuador, hacia 1970, la mortalidad en los dos primeros años de vida era 80 por mil en las grandes ciudades, 116 en el resto urbano, 134 en la población rural concentrada y 151 en la dispersa.

Estas disparidades se generan fundamentalmente por la distinta etapa histórica en que se encuentra el proceso de transición de modos de producción pre-capitalistas a un desarrollo capitalista dependiente en las ciudades respecto al campo. Este proceso general, entre otras condiciones, una concentración del desarrollo industrial y de la oferta de servicios y bienes en la metrópoli. En tales condiciones, es frecuente la contradicción entre una población rural numerosa, en condiciones materiales de vida que son adversas y con menor educación, expuesta a mayores tasas de mortalidad, pero que recibe menor y más deficiente atención de salud.

¿Qué diferencias geográficas de la mortalidad infantil existen en Cuba, donde la construcción del socialismo persigue distribuir equitativamente los beneficios del trabajo social y donde se han hecho esfuerzos decididos para superar el atraso inicial del sector rural ?

El cuadro 6 indica la población y su distribución urbano-rural en las 14 provincias y el municipio especial Isla de la Juventud, junto con las regiones geográficas en que estas provincias se han agrupado en las tabulaciones que se presentan más adelante. Se trata de un país de franco predominio urbano (64 por ciento), en el cual la población se concentra en la Región de La Habana (en especial en la ciudad capital) y la Región Oriental, que tienen el 27 y el 35 por ciento de la población nacional, respectivamente. En las provincias de Pinar del Río y las de la Región Oriente, la población rural supera ligeramente a la urbana.

En el cuadro 7 y en el gráfico 4 se muestran las tasas de mortalidad infantil de las 14 provincias del país en el período 1970-1979. Como se ha mencionado anteriormente, las cifras del decenio anterior tienen omisiones importantes, que son diferentes por provincias y hacen poco confiable la comparación.

Cuadro 6
POBLACION TOTAL, URBANA Y RURAL, POR PROVINCIAS^{1/} Y REGIONES.
CUBA, 1979

Regiones geográficas y provincias	Población (miles)					
	Total		Urbana		Rural	
	Pobla- ción	Porcen- taje	Pobla- ción	Porcen- taje	Pobla- ción	Porcen- taje
TOTAL.....	9 757	100	6 287	64	3 470	36
<u>Pinar del Río</u> ...	636	100	291	46	345	54
<u>La Habana</u>	2 635	100	2 454	93	181	7
La Habana.....	584	100	416	71	168	29
Ciudad de la Habana.....	2 000	100	2 000	100	-	-
ME Isla de la Juventud.....	51	100	38	75	13	25
<u>Matanzas</u>	565	100	376	67	189	33
<u>Las Villas</u>	1 498	100	872	58	626	42
Villa Clara...	772	100	453	59	319	41
Cienfuegos....	323	100	202	63	121	37
Sancti Spiritus	403	100	218	54	185	46
<u>Camagüey</u>	971	100	629	65	342	35
Ciego de Avila	315	100	187	59	128	41
Camaguey.....	656	100	442	67	214	33
<u>Oriente</u>	3 452	100	1 665	48	1 787	52
Las Tunas.....	433	100	179	41	254	59
Holguín.....	906	100	421	46	485	54
Granma.....	734	100	329	45	405	55
Santiago de Cuba	911	100	525	58	386	42
Guantánamo....	468	100	210	45	258	55

^{1/} Incluyendo el municipio especial Isla de la Juventud.

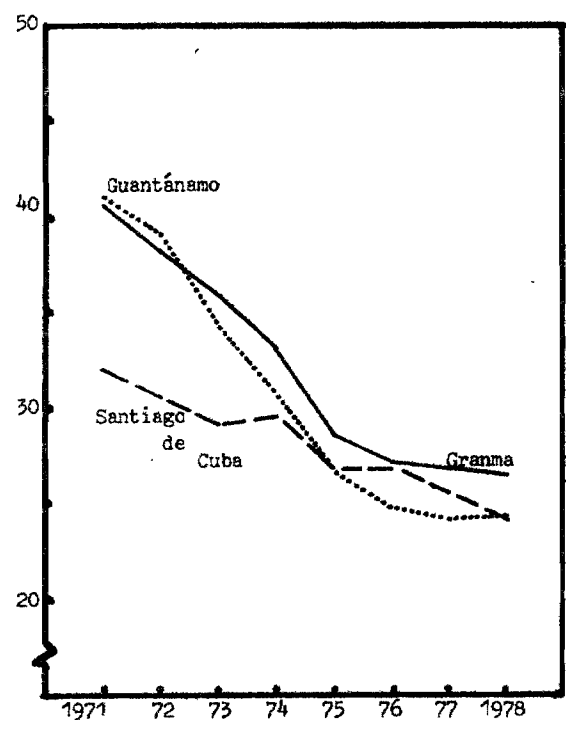
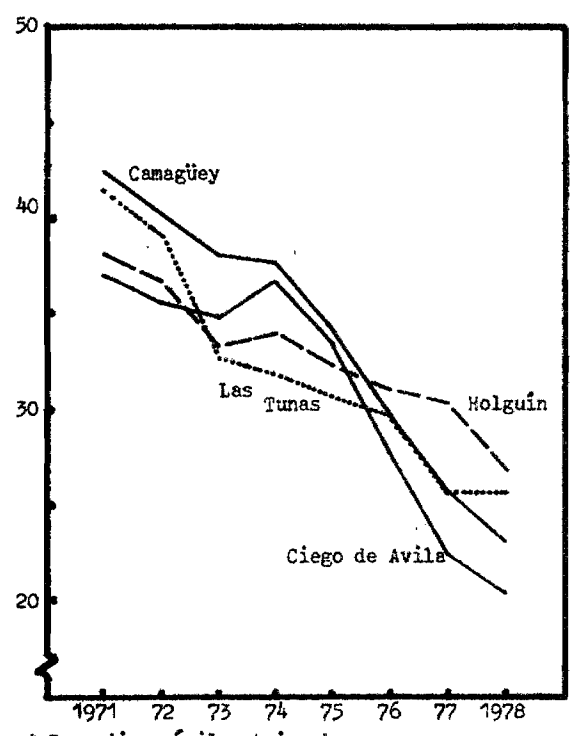
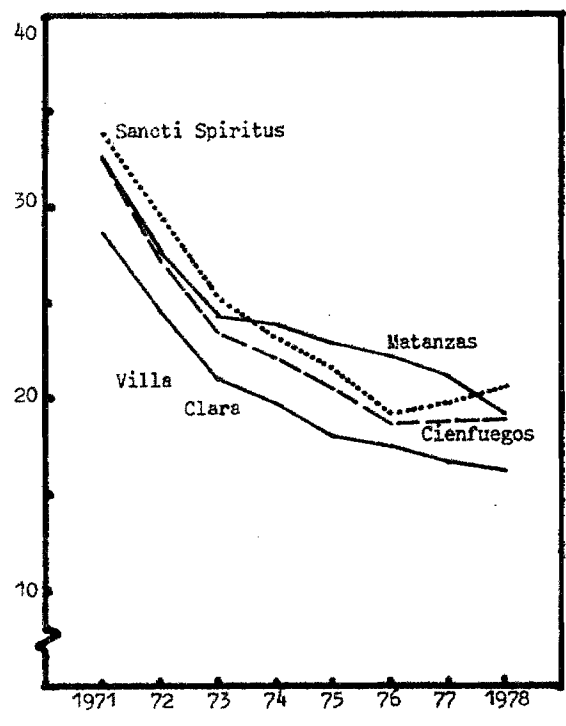
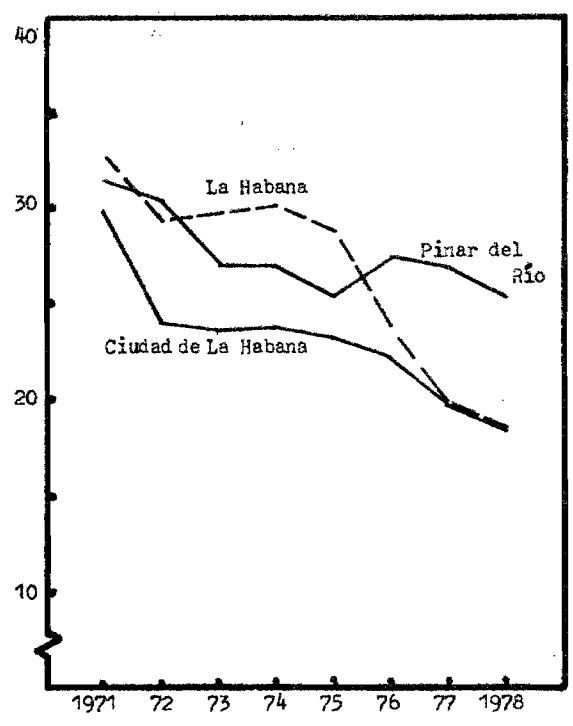
Fuente: Cuba, Comité Estatal de Estadísticas, Dirección de Demografía, Encuesta Demográfica Nacional (inédita).

Cuadro 7
TASAS DE MORTALIDAD INFANTIL, TOTAL DEL PAIS Y PROVINCIAS.
CUBA, 1970 - 1979

Provincias	A ñ o s									
	1970	1971	1972	1973	1974	1975	1976	1977	1978	1979
CUBA....	38,7	36,5	28,7	29,6	29,3	27,5	23,3	25,0	22,3	19,4
Pinar del Río	33,5	33,2	27,9	29,5	23,8	27,7	25,2	29,4	26,1	20,4
La Habana..	36,9	31,9	29,2	26,7	33,6	30,1	22,6	19,1	18,0	19,0
Ciudad de La Habana....	39,5	25,7	24,3	22,2	24,8	24,8	20,2	21,7	17,7	16,2
Matanzas...	38,7	34,8	23,4	24,3	24,8	22,6	21,2	22,8	19,6	14,9
Villa Clara	34,9	29,6	21,7	22,5	18,7	17,8	17,2	17,2	15,8	15,6
Cienfuegos.	38,1	35,2	24,3	21,8	24,1	20,5	17,1	18,4	20,9	17,3
Sancti Spiritus.....	35,8	38,2	27,4	23,5	24,6	21,3	18,2	18,2	23,0	20,5
Ciego de Avila.....	40,3	43,5	27,1	36,0	41,0	32,6	26,4	23,4	17,2	20,2
Camagüey...	43,1	47,6	35,8	37,2	41,0	34,9	26,5	27,4	23,2	18,3
Las Tunas..	36,5	50,3	37,2	29,7	31,3	34,5	25,7	28,5	22,3	26,1
Holguín....	38,3	45,1	30,7	34,3	34,6	33,0	29,0	31,0	30,9	18,3
Granma.....	45,7	41,0	35,1	38,8	33,4	26,9	24,7	29,3	26,1	23,9
Santiago de Cuba.....	36,3	32,7	26,6	32,0	28,5	28,1	23,6	29,1	23,4	19,5
Guantánamo.	41,8	44,4	36,6	35,3	30,0	26,1	23,7	24,4	24,1	24,1
ME. Isla de la Junvetud	51,1	45,5	54,6	30,0	46,5	28,0	21,0	21,8	25,9	14,7

Fuentes: 1970, cifras definitivas, DGE-JUCEPLAN. Defunciones 1969-70, La Habana, 1975. Para el total del país 1971-79 y provincias 1979, cifras provisionales del Ministerio de Salud Pública, Informe Anual 1979, La Habana, 1980; para las provincias 1971-78, se ajustaron cifras preliminares del Comité Estatal de Estadísticas (Anuario Estadístico de Cuba, 1978), según los totales nacionales del MINSAP.

TASAS DE MORTALIDAD INFANTIL POR PROVINCIAS, 1971-1979*



* Promedios móviles trienales.
Fuente: Cuadro 7.

Al comenzar el decenio (promedio 1970-1971) las tasas de mortalidad infantil varían entre 32,5 por mil en la ciudad de La Habana y 45,4 en Camagüey. Aparecen con tasa de mortalidad relativa menor (32-34 por mil) las provincias de Pinar del Río, La Habana, Ciudad de La Habana y Villa Clara. Con tasas más altas (43-45 por mil) se sitúan Camagüey, Las Tunas, Granma y Guantánamo, esto es, predominantemente, las provincias orientales.

La baja ha sido general y marcada en todas las provincias durante el decenio. A su término, las tasas varían entre 15,7 por mil en Villa Clara y 25,0 en Granma. Todas las tasas, en 1978-1979, están por debajo de la menor tasa observada 10 años antes. En general, la mortalidad se ha reducido aproximadamente a la mitad en el período. En 1978-1979 el nivel de menor mortalidad (15-17 por mil) se observa siempre en Ciudad de La Habana y Villa Clara, pero también en Granma. En el grupo de relativa mayor mortalidad (alrededor de 25 por mil) permanecen siempre Las Tunas, Granma y Guantánamo, agregándose la provincia de Holguín. Camagüey ha hecho progresos marcados y no está en este grupo de mayor mortalidad. El descenso es relativamente menor en Santiago de Cuba.

Como lo muestra el gráfico 4, los rápidos descensos a comienzos del decenio tienden a moderarse en años recientes en las provincias de Guantánamo, Granma, Villa Clara, Cienfuegos y Sancti Spiritus. Estas tres últimas están en la región de Las Villas, y la relativa estabilización de las tasas se produce con un valor ligeramente por debajo de 20 por mil. Granma y Guantánamo están en Oriente y sus niveles recientes son algo mayores, alrededor de 25 por mil. Este aparente frenamiento en el descenso de la mortalidad no afecta al total nacional, toda vez que ocurre en un conjunto de provincias cuya población forma sólo un tercio del total nacional.

El hecho de que -en parte- los mayores descensos absolutos hayan ocurrido en provincias que originalmente tenían tasas de mortalidad infantil mayores (como es el caso de Camagüey, Las Tunas, Granma, Ciego de Avila y Guantánamo), ha hecho que las diferencias interprovinciales de esta mortalidad se hayan reducido. El rango de variación de las tasas ha disminuido de 26 puntos a 9 puntos por mil en el decenio.

En 1978-1979 las provincias cuyas tasas de mortalidad infantil son inferiores a 20 por mil (La Habana, Ciudad de la Habana, Matanzas, Villa Clara y Ciego de Avila) tienen el 43 por ciento de la población nacional, más de la mitad del cual corresponde a La Habana.

La mortalidad infantil en la población urbana y en la rural se presenta en el cuadro 8, para 1973-1975.

Cuadro 8

TASAS DE MORTALIDAD INFANTIL, ZONA URBANA Y RURAL, POR REGIONES GEOGRAFICAS.
CUBA, 1973-1975

Regiones	Tasas por 1 000 nacidos vivos		Razón <u>tasa rural</u> tasa urbana
	Urbana	Rural	
CUBA.....	26,1	31,1	1,19
Pinar del Río.....	23,5	28,4	1,21
La Habana.....	24,8	27,1	1,09
Matanzas.....	23,0	24,9	1,08
Las Villas.....	20,6	21,4	1,04
Camagüey.....	32,2	43,8	1,36
Oriente.....	28,9	33,0	1,14

Fuente: Publicaciones del CEE sobre estadísticas de mortalidad (en prensa).

En el total del país y en cada región, la mortalidad rural es discretamente mayor que la urbana, con un exceso variable entre 4 y 36 por ciento. En Camagüey y Oriente, que son regiones de mayor mortalidad, las tasas son las más altas del país y el contraste urbano/rural es máximo en Camagüey. De este modo, la mortalidad alcanzó 44 por mil en Camagüey rural y 33 por mil en Oriente rural.

En estudios similares realizados por CELADE para 12 países de América Latina se encontró, casi sin excepción, una sobremortalidad rural que era, en términos absolutos, mucho mayor que la observada en Cuba. En estos países tal situación es particularmente seria, debido a que los niveles nacionales de mortalidad son ya elevados, y a que en la mayoría de ellos la población rural es mayoritaria. Hacia 1970, el riesgo de morir del recién nacido en sus dos primeros años de vida oscilaba entre 77 y 224 por mil en el sector rural. Por el contrario, en Cuba las tasas rurales no superan a las urbanas en más de cinco puntos por mil en la mayoría de las comparaciones. Por otra parte, como se observa en el cuadro 6, la población rural es sólo el 36 por ciento del total nacional. En 1979 se estima que el 42 por ciento de los nacimientos del país ocurrieron en este sector.

Las causas de muerte en el menor de un año

En el cuadro 9 se analiza el cambio que han tenido las tasas por causas seleccionadas de muerte (lista A, 8^a. revisión de la Clasificación Internacional de Enfermedades) entre los años 1970 y 1978. En este lapso la tasa de mortalidad infantil ha descendido de 38,7 a 23,4 por mil. Del total de este descenso, una cuarta parte se atribuye a la baja de las enfermedades diarreicas y otro tanto a la de todas las restantes enfermedades infecciosas. Las infecciones respiratorias agudas aportan 14 por ciento del descenso. La contribución a la baja de las enfermedades hipóxicas y anóxicas del recién nacido y otras enfermedades perinatales se estima en 26 por ciento.

En la mortalidad neonatal, que ha descendido de 23,7 a 14,5 por mil, ha sido importante la baja de estos dos últimos grupos de causas, que están relacionadas con la atención de la embarazada, el parto y el recién nacido. Ellas contribuyen con el 55 por ciento del total del descenso, al cual se suma un 41 por ciento relacionado con la reducción de infecciones diversas y, en menor grado, las defunciones por enfermedades hemolíticas. En cambio, no hay aparente progreso en disminuir las muertes debidas a accidentes del parto y a lesiones de la placenta y el cordón. La mortalidad por enfermedades congénitas se mantiene constante.

La reducción de la mortalidad del niño después de las primeras cuatro semanas de vida ha sido de 15,0 a 7,8 por mil y en ella ha sido crucial el control de las enfermedades diarreicas agudas, que contribuye con la mitad del descenso total. A ello se suma la baja de la mortalidad atribuida a otras infecciones y las neumonías, cada una con un aporte de 18 por ciento.

Cuadro 9
CAUSAS DE MUERTE BAJO UN AÑO DE EDAD. CUBA, 1970 Y 1978

Grupos de causas	1970			1978			Diferencia 1970-1978			Porcentaje de reducción		
	Neonatal	Post neonatal	Infantil	Neonatal	Post Neonatal	Infantil	Neonatal	Post neonatal	Infantil	Neonatal	Post neonatal	Infantil
	(Tasas por 1 000 nacidos vivos)											
TOTAL	237,0	149,5	386,5	144,9	78,5	234,4	92,1	71,0	163,1	100,0	100,0	100,0
Afecciones hipóxicas y anóxicas (A 134)	72,7	0,5	73,2	41,6	0,3	41,9	31,1	0,2	31,3	33,8	20,3	19,2
Otras causas perinatales(A135)	45,0	1,1	46,1	25,6	0,2	25,8	19,4	0,9	20,3	21,1	11,3	12,4
Lesiones al nacimiento (A 131)	21,1	0,1	21,2	17,9	-	17,9	3,2	0,1	3,3	3,5	0,1	2,0
Afección placenta y cordón (A 132)	5,8	-	5,8	8,5	-	8,5	- 2,7	-	- 2,7	- 2,9	-	- 1,7
Enfermedades hemolíticas (A 133)	4,0	0,0	4,0	2,1	-	2,1	1,9	0,0	1,9	2,1	0,0	1,2
Anomalías congénitas (A126-130)	21,7	16,6	38,3	22,7	16,0	38,7	- 1,0	0,6	- 0,4	- 1,1	0,8	- 0,2
Neumonía e influenza (A 89-92)	20,5	32,9	53,4	10,6	19,8	30,4	9,9	13,1	23,0	10,7	18,5	14,1
Enfermedad diarreica (A 5)	5,2	50,0	55,2	2,4	13,2	15,6	2,8	36,8	39,6	3,0	51,8	24,3
Otras enfermedades infecciosas (A 3, 4, 6- 38)	32,1	20,8	52,9	7,0	8,2	15,2	25,1	12,6	37,7	27,2	17,7	23,1
Accidentes (AE 138-150)	2,4	4,9	7,3	2,3	6,2	8,5	0,1	- 1,3	- 1,2	0,1	- 1,8	- 0,7
Avitaminosis y otras deficiencias nutricionales (A 65)	0,4	3,3	3,7	-	3,6	3,6	0,4	- 0,3	0,1	0,4	0,4	0,1
Otras causas restantes	6,1	19,3	25,4	4,2	11,0	15,2	1,9	8,3	10,2	2,1	11,7	6,2

Fuente: Información oficial del Ministerio de Salud Pública.

III. LAS DIFERENCIAS DE LA MORTALIDAD INFANTIL SEGUN VARIABLES SOCIOECONOMICAS

En este capítulo se presentan los principales nuevos aportes del presente estudio, relacionados con las diferencias de la mortalidad infantil asociada al nivel de educación de la mujer y al grupo socioeconómico al cual pertenece el jefe del hogar. Estas variables se analizan después en conjunto con las variables geográficas, para obtener la distribución socio-geográfica de esta mortalidad temprana en el país, para el año 1974. Se recuerda el carácter aproximado de las estimaciones, según se explicó detalladamente en el capítulo sobre material y métodos.

Mortalidad infantil según el nivel de educación de la madre

El indicador disponible se refiere sólo a la educación formal y es el nivel de escolaridad declarado en la encuesta. Los tramos de educación elegidos corresponden al sistema educacional del país. La educación primaria dura 6 años. Se consideran separadamente aquellas mujeres que la han terminado y dos grupos en que ella es incompleta o inexistente (0-3 y 4-5 años de estudio). La educación media dura 6 años y comprende la enseñanza media general (secundaria básica y pre-universitaria), técnica y profesional, así como la enseñanza normal (magisterio). La distribución de la población femenina en edad fértil por estas categorías se presenta

en el cuadro 10. En comparación con el nivel de instrucción de muchos países de América Latina, el de Cuba sin duda es alto. Casi la mitad de las mujeres en edad fértil tienen educación media o universitaria. Pero en la población rural, que es minoritaria en el país (36 por ciento), el grupo con insuficiente instrucción es un 25,5 por ciento del total, en tanto que llega sólo a 10,6 por ciento en el sector urbano.

Cuadro 10

POBLACION FEMENINA EN EDAD FERTIL POR NIVEL DE EDUCACION Y
ZONAS URBANA Y RURAL. CUBA, 1979

Educación	Población femenina de 15-49 años (miles)					
	Total		Urbana		Rural	
	Población	Porcentaje	Población	Porcentaje	Población	Porcentaje
Primaria:						
0-3 años	363,9	15,5	168,0	10,6	195,9	25,5
4-5 años	361,4	15,4	191,3	12,1	170,1	22,2
6 (comp.)	526,4	22,4	335,4	21,2	191,0	24,9
Media	1020,1	43,4	813,5	51,5	206,6	26,9
Universt.	77,0	3,3	72,9	4,6	4,1	0,5
TOTAL	2348,8	100,0	1581,1	100,0	767,7	100,0

Fuente: Encuesta Demográfica Nacional, 1979.

Las estimaciones de la tasa de mortalidad infantil según el nivel de educación de la madre se presentan en el cuadro 11. Los resultados muestran que, aun en un país en que estas tasas han llegado a niveles considerados muy bajos para la región, la educación materna está asociada a diferentes riesgos de morir del niño. Este riesgo sube de 20 por mil en los hijos de mujeres que han alcanzado la educación universitaria, hasta 35 por mil en las que tienen menos de 4 años de educación primaria, lo que equivale a un

exceso del 70 por ciento. La relación no es lineal. La intensidad de la disminución de la mortalidad tiende a reducirse en los tramos de mayor educación. En los grupos de educación incompleta un aumento de tres años de estudios está vinculado a una reducción de cinco puntos, en tanto que entre la educación media y la superior, la diferencia promedio de 6 años de estudio está asociada a una ganancia de cuatro puntos en la tasa de mortalidad.

Cuadro 11

* ESTIMACIONES DE LA TASA DE MORTALIDAD INFANTIL POR NIVEL DE EDUCACION DE LA MADRE Y REGIONES URBANA Y RURAL. CUBA, 1974

Región	Total	Nivel de educación de la madre				
		Primaria (años de estudio)			Media	Universitaria
		0-3	4-5	6		
Tasas por mil nacidos vivos						
TOTAL...	28,4	35,0	30,0	26,1	24,3	20,5
Urbana.....	26,1	35,9	33,0	25,4	23,5	20,1
Rural.....	31,1*	34,1	28,1	26,6	27,6	..

* Tasas calculadas con datos del registro de nacimientos y defunciones, promedio 1973-75. Las restantes son estimaciones de la investigación.

Desde luego, anotemos que estos contrastes son mucho menores que los observados en estudios similares hechos por CELADE en 12 países de la América Latina. En el cuadro 12 y el gráfico 5 se presenta esta comparación, utilizando la probabilidad de morir entre el nacimiento y los dos años de edad, para fechas cercanas a 1970. Estos datos señalan que Cuba ha logrado alcanzar no sólo un riesgo de morir del niño en esta edad que es el más bajo de todos los países estudiados, sino que también los contrastes asociados a la educación de la mujer son marcadamente menores.

Cuadro 12

PROBABILIDAD DE MORIR ENTRE EL NACIMIENTO Y LOS DOS AÑOS DE EDAD,
SEGUN NIVEL DE INSTRUCCION DE LA MADRE, PAISES LATINOAMERICANOS
SELECCIONADOS, 1965-1970

Países	Probabilidad de morir (por mil)						Mortalidad grupo "ninguno" sobre "10 y más"
	Total	Años de estudio de la madre					
		Nin-guno	1-3	4-6	7-9	10 y más	
Bolivia 1971-72....	202	245	209	176	110 ^{a/}	-	-
Perú 1967-68 ^{b/}	169	207	136	102	77	70	-
Nicaragua 1966-67..	149	168	142	115	73	48	3,5
Guatemala 1968-69..	149	169	135	85	58	44	3,8
El Salvador 1966-67	145	158	142	111	58	30	5,3
Honduras 1969-70...	140	171	129	99	60	35	4,9
Ecuador 1969-70....	127	176	134	101	61	46	3,8
República Dominicana 1970-71.....	123	172	130	106	81	54	3,2
Chile 1965-66.....	91	131	108	92	66	46	2,0
Colombia 1968-69 ^{c/} .	88	126	95	63	42	32	3,9
Costa Rica 1968-69.	81	125	93	70	51	33	3,8
Paraguay 1967-68...	75	104	80	61	45	27	3,9
CUBA 1970 ^{d/}	43	47	47	36	31	-	-

a/ Corresponde a 7 años y más

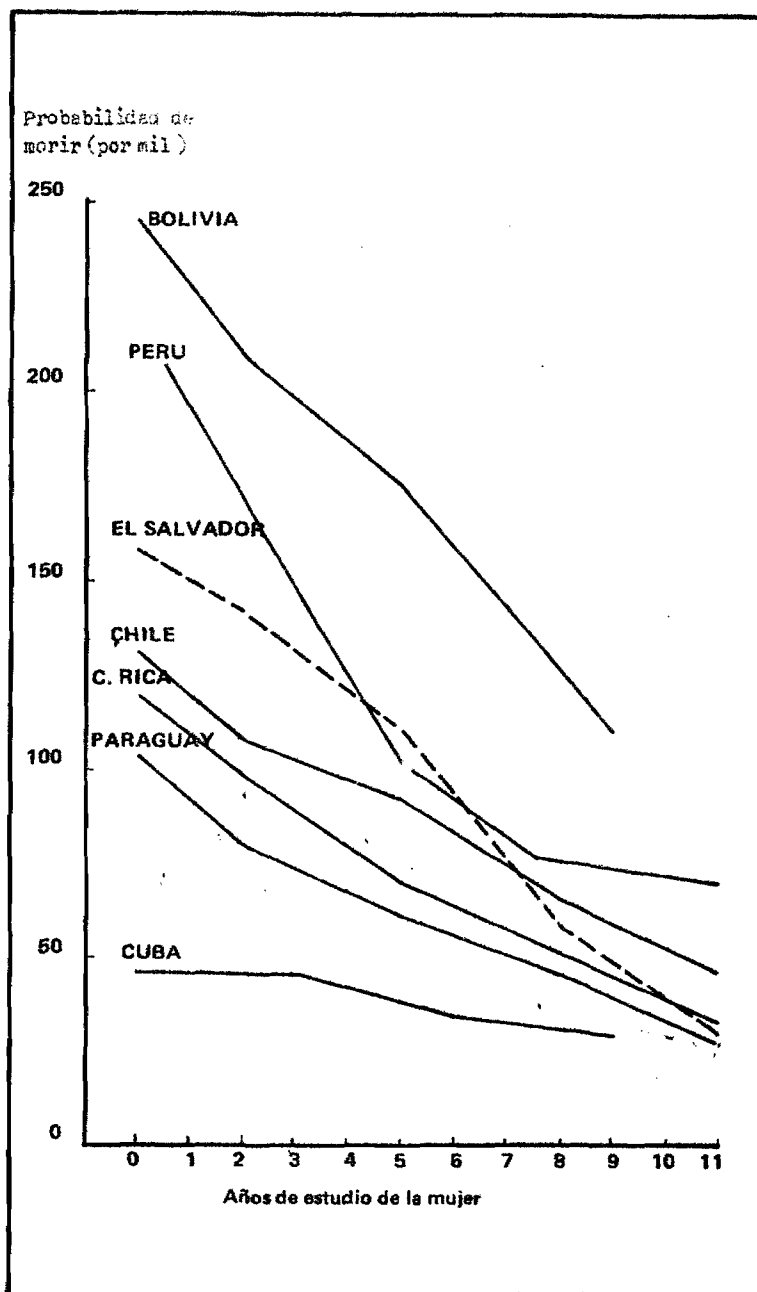
b/ Los tramos de educación son: 0-2, 3-4, 5, 6-9, 10 años y más

c/ Los tramos de educación son: 0, 1-3, 4-5, 6-8, 9 años y más

d/ Cifras de un estudio preliminar hecho con la Encuesta Nacional de Ingresos y Egresos de la Población, 1974. Los tramos de educación son 0; 1-5; 6; 7 años y más

Gráfico 5

PROBABILIDADES DE MORIR ENTRE EL NACIMIENTO Y LOS DOS AÑOS DE EDAD,
SEGUN NIVEL DE INSTRUCCION DE LA MUJER, PAISES LATINOAMERICANOS
SELECCIONADOS. 1965-1971



Fuente: Cuadro 12

Con los datos de la Encuesta Nacional de Ingresos y Egresos de la población, realizada en noviembre-diciembre de 1974, fue posible hacer un estudio similar al actual, cuyos resultados, referidos a 1970, se presentan en el cuadro 13. Esta comparación permite tener una idea del curso posible de las diferencias en la tasa de mortalidad infantil por nivel de educación de la mujer en el período 1970-1974.

Cuadro 13

ESTIMACIONES DE LA TASA DE MORTALIDAD INFANTIL POR NIVEL DE EDUCACION DE LA MADRE. CUBA, 1970 Y 1974

A ñ o s	Nivel de educación de la madre			Razón (1)/(3)
	Primaria incompleta	Primaria completa	Media y uni- versitaria	
	(1)	(2)	(3)	
	(Tasas por mil)			
1970	47,2	35,8	30,7	1,54
1974	34,5	27,9	25,8	1,34
Reducción 1970-1974 (%)	27	22	16	

Con todas las limitaciones propias de las estimaciones indirectas, los resultados muestran una coherencia general. La reducción de la mortalidad es proporcionalmente mayor en la población de menor educación (27 por ciento) que en la de mayor educación (16 por ciento). De este modo, el exceso de mortalidad en el grupo de menor educación disminuye de 54 a 34 por ciento.

Por otra parte, contrastes en la mortalidad infantil por educación materna han sido descritos también en países desarrollados a un nivel de relativa baja mortalidad. Por ejemplo, Chase 22/, en la ciudad de New York, en 1968, encontró que la tasa variaba entre 27,7 por mil, cuando la educación formal no existía o era sólo primaria, hasta 11,0 por mil en los hijos de mujeres con 4 o más años de colegio; en el grupo sin declaración de la educación, la tasa alcanzaba a 31 por mil.

La significación práctica de cualquier diferencia de mortalidad radica no sólo en la magnitud absoluta de la misma, sino también en el tamaño de los grupos de población expuestos a diferentes riesgos. En Cuba, de acuerdo a los datos disponibles, en las mujeres de 15 a 29 años de edad — que generan el 80 por ciento de los nacimientos en 1977-78 — apenas el 6 por ciento está en el grupo con escolaridad menor a 4 años, en tanto que el 64 por ciento ha alcanzado la educación media o superior. Es decir, el mayor riesgo afecta a una proporción pequeña de los nacidos vivos. En los países en que la situación educacional es mucho más deficitaria, proporciones importantes de las mujeres en edad fértil tienen bajos niveles de educación y, en consecuencia, una parte también substancial de los nacimientos ocurre en grupos de alto riesgo. En el estudio de 12 países latinoamericanos, ya mencionado, se encontró que el 50 por ciento de los nacimientos ocurría en poblaciones que tenían un riesgo de morir en los dos primeros años de 120 o más por mil, población en la cual más del 95 por ciento de las mujeres eran analfabetas o tenían una educación muy incompleta (1-3 años de escolaridad). En este mismo estudio se comprobó que la proporción de mujeres en edad 20-34 años y que tenían 0-3 años de estudios, varió entre 49 y 78 por ciento.

En el cuadro 11 (página 33) se presentan también los contrastes de la mortalidad infantil entre la población urbana y la rural, según el nivel de educación de la mujer. En la determinación de esta mortalidad prima la educación sobre el sitio de residencia. En cada zona (urbana o rural) persiste la tendencia a que la mortalidad decrezca a medida que aumenta la educación materna. La diferencia principal radica en la mayor mortalidad de los tramos de baja educación. Para cada grupo de educación, en cambio, la diferencia asociada a la zona urbana o rural es menor y de signo variable. La mayor mortalidad infantil rural parece estar determinada principalmente por el menor nivel de escolaridad de esa población.

En el cuadro 14 y el gráfico 6, se avanza un paso más en el análisis, tomando en cuenta tanto la educación de la madre como la región de residencia. En cuatro de las seis regiones consideradas se observa la relación inversa de la mortalidad del niño con el nivel de educación de su madre. En Pinar del Río y La Habana hay irregularidades. Este cuadro permite separar 18 subpoblaciones en Cuba e identificar aquéllas que difieren substancialmente en el riesgo en estudio. Este es más alto relativamente (tasas superiores a 30 por mil nacimientos) en mujeres cuya educación no ha superado los estudios primarios y que residían, en el momento de la encuesta, principalmente en las regiones de Matanzas, Camaguey y Oriente, éstas dos últimas ya identificadas como de mayor mortalidad. En el otro extremo se encuentran poblaciones con tasas tan bajas como 15 por mil, formadas exclusivamente por mujeres que tienen, por lo menos, educación media y que residen en las regiones de Matanzas y Las Villas.

Cuadro 14

ESTIMACIONES DE LAS TASAS DE MORTALIDAD INFANTIL POR NIVEL DE EDUCACION DE LA MADRE, REGIONES GEOGRAFICAS Y ZONAS URBANA Y RURAL. CUBA, 1974

Región y zonas	Nivel de educación de la madre		
	Primaria incompleta	Primaria completa	Educación media y universitaria
Tasas por mil nacimientos			
Pinar del Río			
Total	23,0	34,5	26,0
Urbana	30,2	31,1	23,5
Rural	19,5	34,8	31,3
La Habana			
Total	28,9	20,6	23,0
Urbana	22,7	21,2	22,7
Rural	(*)	(*)	(*)
Matanzas			
Total	34,3	26,5	13,4
Urbana	(*)	(*)	12,5
Rural	25,3	25,4	18,7
Las Villas			
Total	24,7	21,0	19,4
Urbana	19,1	22,6	13,2
Rural	28,0	18,8	20,4
Camagüey			
Total	37,8	36,2	32,0
Urbana	35,3	39,3	31,0
Rural	40,2	31,0	27,6
Oriente			
Total	34,7	27,5	27,7
Urbana	40,0	25,6	26,8
Rural	32,4	28,5	30,0

* Tamaño muestral insuficiente para calcular la estimación.

ESTIMACIONES DE LAS TASAS DE MORTALIDAD INFANTIL SEGUN NIVEL EDUCACIONAL DE LA MADRE, POR REGIONES. CUBA, 1974

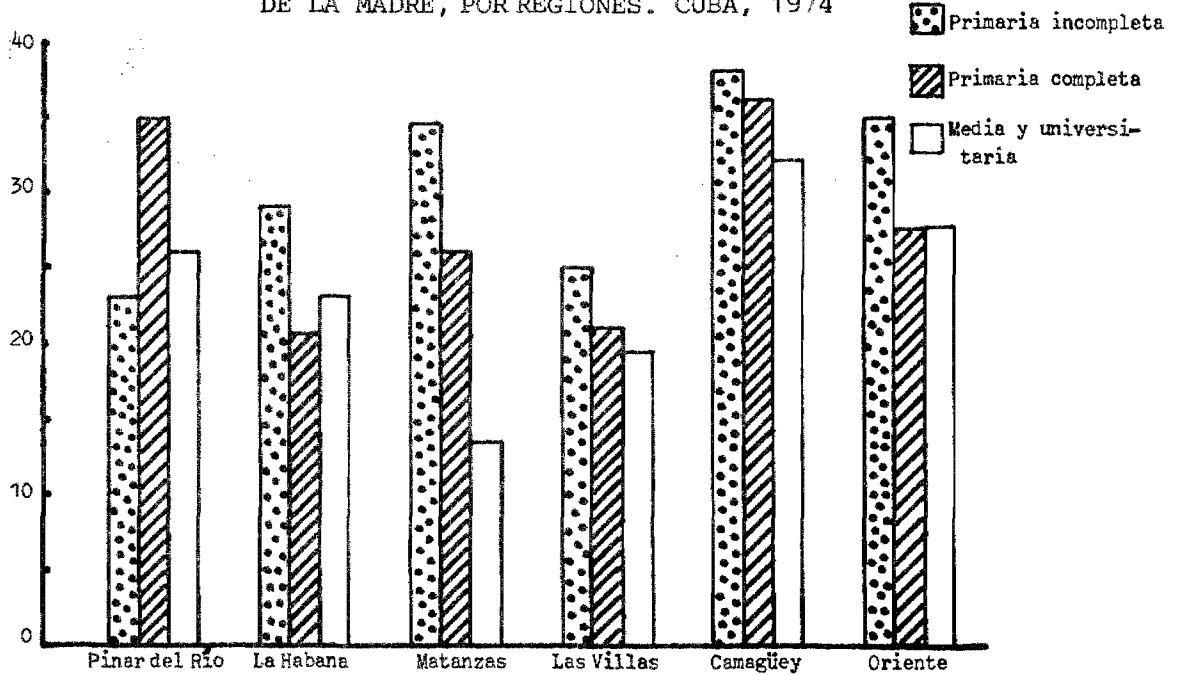
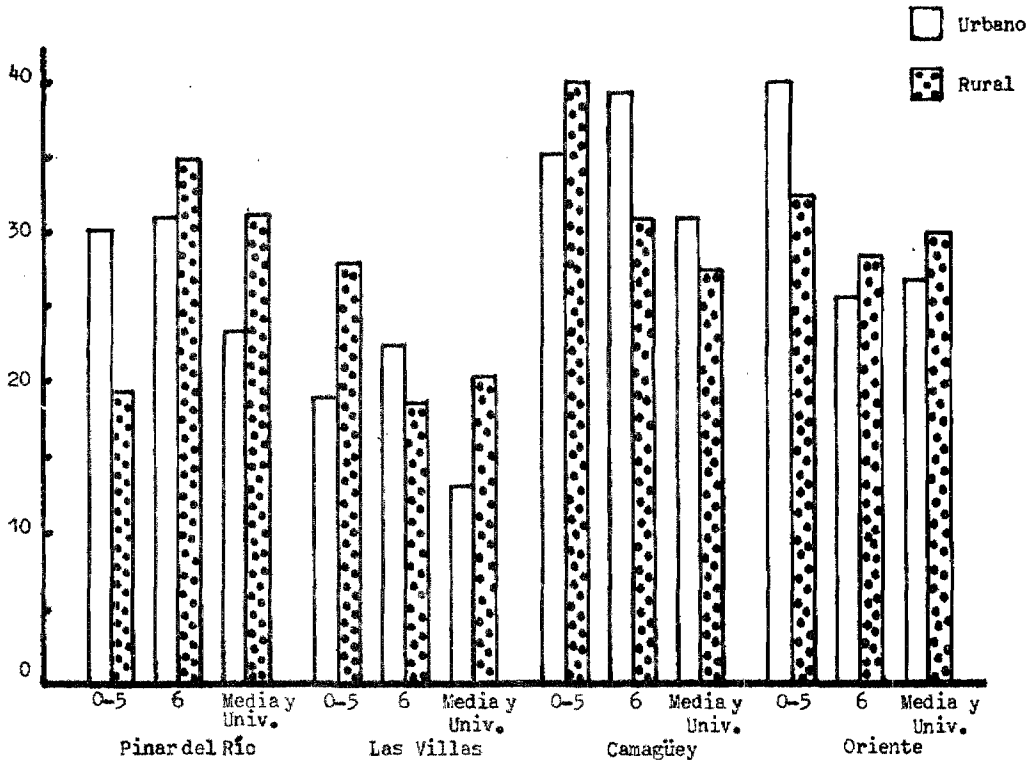


Gráfico 7

ESTIMACION DE LAS TASAS DE MORTALIDAD INFANTIL SEGUN NIVEL EDUCACIONAL DE LA MADRE, REGIONES Y ZONA URBANA Y RURAL. CUBA, 1974



Fuente: Cuadro 14.

Obsérvese que para un determinado nivel de educación de la mujer, la mortalidad del niño presenta una heterogeneidad aún importante. Así, por ejemplo, la mortalidad en hijos de mujeres de mayor educación es -en Matanzas y el Las Villas- casi la mitad de la observada en otras regiones. Esto sugiere que, además de la educación materna, hay otros factores que se relacionan con el riesgo de morir del niño, y que no han podido ser bien clarificados en el análisis. Por cierto, las inexactitudes de estas estimaciones indirectas deben también ser consideradas.

Asimismo es digno hacer notar que en los estudios similares realizados para otros países de América Latina, fue regla general que la menor mortalidad se observara en mujeres de mayor educación residentes en la capital del país. Como se aprecia en el gráfico 6, La Habana no tiene esta situación de privilegio y según se ha mencionado, la mortalidad es menor en este tramo de educación en Matanzas y Las Villas

En el cuadro 14 y el gráfico 7 se analiza la mortalidad infantil considerando, además de las variables anteriores, la residencia urbana o rural. Fue necesario eliminar dos regiones donde los tamaños muestrales no permiten esta comparación (La Habana y Matanzas). El gráfico señala que no es posible definir un modelo de mortalidad diferencial entre la población urbana y la rural. Sobre los doce contrastes considerados siete tienen una diferencia superior a cinco puntos, mostrando a veces una mayor mortalidad urbana y otras veces rural. En cambio, el contraste de la mortalidad por nivel de educación (por lo menos entre el grupo con primaria incompleta y los restantes) se observa en todas las subdivisiones geográficas que han podido ser estudiadas.

Como ya se ha mencionado, las diferencias de la mortalidad infantil por educación de la mujer han sido descritas en muchos países. En aquellos en que predomina un modo capitalista de producción, poco desarrollado y dependiente, estos contrastes en el riesgo de morir del niño expresan, fundamentalmente, las distintas condiciones de vida a que está asociado el nivel de escolaridad de la madre. La educación, como muchos otros componentes del nivel de vida, se distribuye discriminadamente en las clases sociales, y es el contraste entre estas clases, entre otros factores, el que está generando las diferencias en la mortalidad. En este sentido, las moderadas diferencias de la mortalidad infantil que se han encontrado en el presente estudio son consistentes con el hecho que en Cuba se haya superado el sistema de clases sociales que se genera en el modo de producción capitalista.

¿Cuál puede ser la interpretación de las diferencias que aún persisten en Cuba en relación con esta variable? En el cuadro 15 se reproducen datos seleccionados de la investigación de mortalidad perinatal ^{30/} y del

estudio de seguimiento hasta los 7 meses de vida de una cohorte de nacimientos de 1973 41/, que son útiles para esta discusión. Ambos estudios confirman que la mortalidad es mayor en los hijos de mujeres de más baja educación; este contraste es más acentuado que el descrito en el presente estudio.

Los datos disponibles muestran que la mortalidad perinatal es mayor en nacimientos que ocurren en madres que tienen 30 o más años de edad y en los órdenes elevados de nacimiento. Por otra parte, una investigación reciente sobre fecundidad, hecha con los mismos datos de la Encuesta Demográfica Nacional, ha mostrado que en las mujeres de baja educación la fecundidad es más alta y más prolongada. La tasa global de fecundidad sube de 2,1 en mujeres con educación media a 4,7 en aquellas con 0-3 años de educación. Y la proporción de nacimientos sobre 30 años aumenta de 14 por ciento a 45 por ciento, en iguales grupos. Esto hace que los nacimientos de mujeres de menor escolaridad pertenezcan en mayor proporción a grupos con más altos riesgos para el niño, lo que explica en parte la mayor mortalidad infantil observada en esos nacimientos 21/.

Pero, sin duda, existen muchos otros factores. Obsérvese que la mortalidad perinatal varía con la educación en cada categoría de edad de la mujer y de paridad, mostrando que la escolaridad tiene un efecto propio independiente de estas dos variables. También es interesante anotar que los contrastes por estas variables biológicas tienden a disminuir a medida que la escolaridad aumenta.

Es razonable aceptar que educar a una mujer en el cuidado de su propio embarazo y del hijo después de su nacimiento, implique reducir el riesgo de morir del niño. Esta educación sanitaria se realiza en Cuba por medio del sistema de salud, utilizando además a las organizaciones de masas. Puede suponerse que la mayor escolaridad facilite este proceso educativo informal. El hecho mismo que las mujeres se mantengan en un nivel de escolaridad baja en una sociedad como la cubana, en la cual se impulsan y ofrecen múltiples oportunidades de mejorar este nivel, puede expresar un factor de selección negativo. Los datos del cuadro muestran que las mujeres de baja educación tienden a hacer un uso del sistema de salud que es menor y más tardío. En ellas, el control del embarazo se inicia con más tardanza y es menor el promedio de consultas prenatales y, respecto al hijo, es menor también el promedio de consultas de puericultura, consultas de urgencia al niño enfermo y de ingresos hospitalarios.

Se ve la necesidad de profundizar el estudio del grupo de mayor riesgo en cuanto significa, para el niño pequeño, la madre de baja educación. Seguramente habrá que considerar aspectos psicológicos y sociológicos de la madre, la pareja y la familia. Puede ser significativo el hecho mostrado en el cuadro 15, en cuanto a la mayor frecuencia de uniones consensuales (asociadas a mayor mortalidad perinatal) en las mujeres de baja educación.

Cuadro 15

TASAS DE MORTALIDAD Y OTROS INDICADORES POR NIVEL DE EDUCACION
DE LA MUJER. CUBA, 1973

	Escolaridad de la mujer (años)		
	0 - 2	3 - 6	7 y más
	(Tasas por 100 000 nacidos vivos)		
<u>Mortalidad perinatal</u> ^{a/}			
Total.....	33,2	24,4	18,0
Edad de la mujer			
Menos de 20 años.....	34,1	27,6	18,1
20-29 años.....	29,8	20,8	17,6
30 y más.....	39,5	28,5	18,4
Paridad			
0.....	52	26	21
1-2.....	26	24	17
3-4.....	29	25	22
5 y más.....	37	32	-
<u>Condición marital</u> ^{a/} (Por 100 mujeres en cada categoría)			
Casada.....	6,6	57,9	35,5
Unión consensual.....	29,4	61,9	8,7
<u>Atenciones de salud</u> ^{a/} (Promedios)			
Consultas prenatales..	5,4	6,4	7,1
Edad gestacional a la primera consulta..... (semanas)	13,8	18,4	21,4
(Tasas por 1 000)			
<u>Mortalidad 7 días-7 meses</u> ^{b/}	18,1	10,1	5,8
<u>Atenciones de salud</u> ^{b/} (Promedios)			
Consultas puericultura	3,0	4,8	6,4
Consultas no urgentes de niño enfermo.....	1,2	1,4	1,3
Consultas de urgencia .	0,9	1,5	1,8
(Por 100 niños)			
Ingresos a hospital...	21,9	29,1	28,2

Fuentes: ^{a/} Instituto de Desarrollo de la Salud. Investigaciones de mortalidad perinatal, 1973 (en prensa). ^{b/} Moreno, O. y Rubí, A., Estudio de una cohorte de niños desde el nacimiento hasta los 7 meses de edad. Instituto de Desarrollo de la Salud, Habana, 1974.

Por cierto, se requiere también estudiar el tipo de atención de salud que reciben estos grupos de baja educación. A pesar de los notorios progresos de Cuba en la extensión de sus servicios de salud, sin duda deben persistir disparidades. La baja educación es más prevalente en la población rural. La ruralidad está asociada a menor accesibilidad física a los centros de atención. Pero también a su calidad. El pequeño hospital rural no puede competir con la atención especializada de centros mayores. La política de salud ha sido precisamente orientada a desarrollar centros especializados, a los que puedan trasladarse oportunamente los grupos de mayor riesgo.

Cuba ha entrado a una fase de mortalidad infantil relativamente baja, cuya reducción futura será cada vez más difícil de lograr. Se requiere un continuado perfeccionamiento del sistema de atención de salud y una concentración de esfuerzos en los grupos de mayor riesgo, tanto para la atención médica como para subsanar otros factores sociales y culturales que estén generando este mayor riesgo. Para estos propósitos es importante investigar cuáles son los determinantes de la mayor mortalidad infantil que está asociada a la baja educación.

Mortalidad infantil según el grupo social del jefe del hogar

Aunque la educación de la madre (o del padre) está asociada a diferencias habitualmente importantes de la mortalidad temprana del hijo, esta variable tiene un poder explicativo limitado sobre las causas de esta diferente mortalidad. Tiene un mayor poder analítico identificar la clase social (o fracción de clase) a la que pertenece el grupo familiar. Naturalmente, la educación es en parte una aproximación a esta posición de clase.

En la Encuesta Demográfica Nacional de Cuba, tomando en consideración las recomendaciones del Consejo de Ayuda Mutua Económica (CAME), se estableció una clasificación de grupos sociales basada en la ocupación y la vinculación de trabajo, que es la siguiente:

1. Trabajadores estatales y asalariados privados que laboran en ocupaciones productivas de bienes (incluyendo el transporte) en las cuales predomina el trabajo físico, con exclusión de actividades agropecuarias, silvicultura, pesca y caza.
2. Personas ocupadas en el sector agropecuario, silvicultura, pesca y caza, incluyendo el ayudante familiar no remunerado. El grupo se subclasifica en (a) trabajadores estatales y asalariados privados, (b) pequeños propietarios agrícolas y (c) cooperativistas.

3. Trabajadores estatales y asalariados privados ocupados en la esfera de los servicios (comunicaciones, comercio, alimentación, prestación de servicios de limpieza, personales, de protección pública, etc.) y trabajadores que no pudieron ser clasificados según la ocupación.
4. Trabajadores estatales en ocupaciones en las cuales predomina el trabajo intelectual (dirigentes, planificadores; ingeniería y tecnología, docencia, investigación, cultura y arte, medicina, prensa, etc.).
5. Trabajadores por cuenta propia en diversas ocupaciones.
6. Otros grupos de población: personas que viven a cuenta de ahorros, jubilados, pensionados; personas no clasificadas.

La distribución de la población femenina en edad fértil según grupos sociales -definidos por la ocupación del jefe del hogar- se presenta en el cuadro 16. El predominio de los grupos que incluyen trabajadores estatales es evidente. Sólo el 6 por ciento de esta población femenina está incluida en el grupo de pequeños propietarios agrícolas y menos del uno por ciento en el de trabajadores por cuenta propia.

Las estimaciones de la tasa de mortalidad infantil que se han podido obtener para estos distintos grupos sociales se muestran en el cuadro 17.

Se observa, en primer término, que en la mayoría de estos grupos la tasa oscila entre 26 y 30 por mil. Sólo hace una clara excepción el grupo denominado "trabajadores en la esfera de los servicios y trabajadores en ocupaciones no clasificadas", en el que la tasa sube a 36 por mil. La mortalidad en los hijos de trabajadores en los cuales predomina el trabajo intelectual es discretamente menor al de los grupos restantes (24 por mil). Nótese que no se encuentra una diferencia significativa en los hijos de los obreros del sector agrícola y los de los pequeños propietarios agrarios, que han retenido la propiedad de su medio de producción.

En países desarrollados, ha sido descrita la persistencia de los diferenciales en la tasa de mortalidad infantil por grupos sociales, aunque disminuyen en forma absoluta a medida que la tasa desciende. En el cuadro 18 se dan algunos ejemplos recientes referidos a Estados Unidos (Chicago), Inglaterra y Gales, Francia y Escocia.

Cuadro 16

POBLACION FEMENINA DE 15 A 49 AÑOS POR GRUPOS SOCIALES,
ZONAS URBANO Y RURAL. CUBA, 1979

Grupos sociales (Según la ocupación del jefe del hogar)	Total		Urbano		Rural	
	Pobla- ción	Por ciento	Pobla- ción	Por ciento	Pobla- ción	Por ciento
	(miles)		(miles)		(miles)	
TOTAL.....	2 348,6	100,0	1 581,1	100,0	767,5	100,0
Obreros de ocupacio- nes productivas <u>1/</u> ...	638,2	27,2	498,6	31,5	139,6	18,1
Obreros agropecuarios y silvicultores.....	314,3	13,4	83,5	5,3	230,8	30,1
Pequeños agriculto- res.....	144,6	6,1	13,7	0,9	130,9	17,1
Cooperativistas.....	12,8	0,5	7,0	0,4	5,8	0,8
Obreros en los servi- cios y otros <u>2/</u>	325,8	13,9	262,3	16,6	63,5	8,3
Empleados y trabaja- dores intelectuales <u>3/</u>	335,1	14,3	279,0	17,6	56,1	7,3
Trabajadores por cuen- ta propia y otros gru- pos sociales.....	13,5	0,6	9,2	0,6	4,3	0,6
No informado o grupo social no identifica- do.....	564,3	24,0	427,8	27,1	136,5	17,7

1/ Excluye agropecuarios y silvicultores.

2/ Incluye trabajadores que no pudieron ser clasificados según su ocupación.

3/ Que trabajan por un salario estatal.

Cuadro 17

ESTIMACIONES DE LA TASA DE MORTALIDAD INFANTIL POR GRUPOS SOCIALES
EN LA POBLACION URBANA Y RURAL. CUBA, 1974

Grupos sociales*	Total	Urbano	Rural
(Tasas por mil nacidos vivos)			
Obreros en ocupaciones produc- tivas no agrícolas.....	26,6	27,6	24,7
Trabajadores en ocupaciones - agropecuarias.....	28,4	27,7	29,6
Obreros agropecuarios y sil- vicultoras.....	27,7	27,4	28,9
Pequeños agricultores.....	29,6	-	29,6
Obreros en la esfera de los servicios y otros.....	36,4	36,7	34,9
Trabajadores en que predomina el trabajo intelectual.....	24,5	21,5	31,2
No clasificados.....	28,9	26,8	33,6

* Según la ocupación del jefe del hogar.

Cuadro 18

TASAS DE MORTALIDAD INFANTIL POR GRUPOS SOCIOECONOMICOS.
PAISES SELECCIONADOS

Estados Unidos (Chicago, hombres blancos) 1960 a/		Inglaterra y Gales, 1970-71 ^{b/}	
Grupos socioeconómicos	Tasas	Clases sociales	Tasas
Grupo (alto)	26,5	I (alto)	11,6
4	27,5	II	13,6
3	28,8	III	14,5-16,9
2	31,1	IV	19,5
1	34,8	V	30,7
		Total	17,6
Razón 1/5	1,3	Razón V/I	2,65
Francia, 1966-1970 c/		Escocia, 1976 d/	
Categoría socio-ocupacional del padre	Tasas	Clases sociales	Tasas
Hijos legítimos		I (alta)	10,8
Profesionales y directivos superiores.....	12,2	II	10,0
Administrativos menores...	14,1	III	13,8
Empleados oficina.....	17,2	IV	13,5
Empleados comercio e industria.....	17,7	V	21,0
Agricultores.....	18,7	Razón V/I	1,94
Trabajadores agrícolas....	23,9		
Trabajadores especializados	18,9		
Semi-especializados.....	21,7		
No especializados.....	30,4		
Mineros.....	28,3		
Hijos ilegítimos.....	30,8		
Razón traba. no especializ./ profesionales.....	2,49		

Fuentes: a/ Vital Statistics of the United States, 1960, Vol.II. b/ Occupational Mortality 1970-72. Decennial Supplement, Series No. 1, OPCS. London, 1978. c/ Hemery, S., Gérard, M.C., Mortalité infantile en France selon le milieu social. IUSSP General Meeting, Liège, 1973. d/ Citado en UN/WHO. Levels and Trends of Mortality since 1950 (edición borrador, enero 1979).

Para comparación en el ámbito de América Latina, se reproducen en el cuadro 19 los resultados de un estudio similar hecho en Costa Rica ^{7/}. La clasificación de la ocupación del jefe del hogar es diferente a la utilizada en Cuba. Se hizo un esfuerzo para identificar clases sociales, que es de alcance limitado y que sólo cubre el 57 por ciento de la población estudiada. Debe considerarse también que las estimaciones se refieren a 1968-1969. En los años siguientes ha habido una considerable baja de la mortalidad infantil en Costa Rica y Gómez ^{27/} ha descrito que las diferencias anotadas tienden a disminuir. Los datos muestran que la probabilidad de morir en los dos primeros años de vida es baja (20 por mil) en el grupo que comprende preferentemente a los miembros de la alta burguesía. Esta probabilidad se duplica en los grupos medios (39 por mil) y vuelve a duplicarse en los hijos de obreros (80 por mil), principalmente pertenecientes al área de la producción de bienes y servicios con exclusión del sector agrícola. En este último sector el riesgo alcanza a casi 100 por mil. Taucher ^{57/}, en un estudio sobre Chile, 1972-1973 (cuadro 20), comparando sólo dos grupos sociales, empleados y obreros, encuentra que la tasa de mortalidad de estos últimos es superior al doble de la de los primeros. En cada grupo de educación, también el hijo de obrero presenta un mayor riesgo de morir.

En el mismo cuadro 17 y el gráfico 8 se analizan las estimaciones de la mortalidad infantil por grupos sociales y población urbana y rural. El contraste entre estas zonas es irregular, aunque predomina una tendencia a la mayor mortalidad rural. El grupo "servicios", en cada zona, presenta siempre la mayor mortalidad de todos los grupos sociales.

Las variaciones de la tasa de mortalidad infantil por grupos sociales y regiones geográficas se examinan en el cuadro 21 y el gráfico 9.

El análisis comparativo de la mortalidad infantil por grupos sociales a nivel de las regiones geográficas es, en general, concordante con lo que se ha descrito a nivel nacional. Con las salvedades que se indican a continuación, el nivel de la mortalidad que es propio de cada región en general es compartido por cada grupo social que pertenece a ella. La categoría "trabajadores de servicios y otros" tiene una mayor mortalidad bastante evidente en las regiones de La Habana, Comaguey y Oriente, estas últimas ya señaladas como de mayor mortalidad. En estas subpoblaciones, el riesgo de morir en el primer año de vida puede alcanzar a 40-50 por mil, duplicando las tasas nacionales. Por otra parte, en las regiones de Matanzas y Las Villas, los hijos de trabajadores en los cuales predomina el trabajo intelectual, presentan indicadores de mortalidad que se caracterizan por ser menores, situados alrededor del 15 por mil.

Cuadro 19

PROBABILIDAD DE MORIR ANTES DE LOS DOS AÑOS DE EDAD, A PARTIR DEL
NACIMIENTO, SEGUN "CLASES SOCIALES" APROXIMADAS. COSTA RICA,
1968-1969

"Clases sociales" y su composición aproximada	Probabilidad de morir (por mil)
TOTAL PAIS	<u>80</u>
<u>Burguesía alta y medio alta</u>	<u>20</u>
Grupos gerenciales y directivos superiores en el sector privado financiero, comercial y agrícola y del sector estatal. Profesio- nales de más alto status. Propietarios - agrícolas	
<u>Grupos medios</u>	<u>39</u>
Empleados de oficina y vendedores en el comercio. Maestros en la enseñanza, otros profesionales técnicos. Propietarios de comercio al por menor	
<u>Proletariado</u> (en su mayoría urbano).....	<u>80</u>
Operarios y jornaleros del sector secun- dario y terciario	
Obreros probablemente calificados (educación 7 y más años).....	46
Obreros probablemente no calificados:	
con 4-6 años de educación.....	73
con 0-3 años de educación.....	102
<u>Trabajadores agrícolas</u>	<u>99</u>
Proletarios agrícolas. Campesinos semi- proletarizados. Pequeños propietarios	
con 4-6 años de educación.....	80
con 0-3 años de educación.....	112

Fuente: Behm, H., Socioeconomic Determinants of Mortality in Latin America, UN/WHO Meeting
on Socioeconomic Determinants and Consequences of Mortality, México, June, 1979.

Cuadro 20

TASAS DE MORTALIDAD INFANTIL POR OCUPACION DEL PADRE Y
EDUCACION DE LA MADRE. CHILE, 1972-1973

Ocupación del padre y educación de la madre	Tasas por mil
Empleados.....	29,8
Ninguna.....	84,3
Primaria.....	38,1
Media y superior.....	23,8
Obreros.....	66,9
Ninguna.....	108,6
Primaria.....	62,7
Media y superior.....	59,9

Fuente: Taucher, E., La mortalidad infantil en Chile. Notas de Población ,
CELADE, Año VII, No. 20, agosto, 1979.

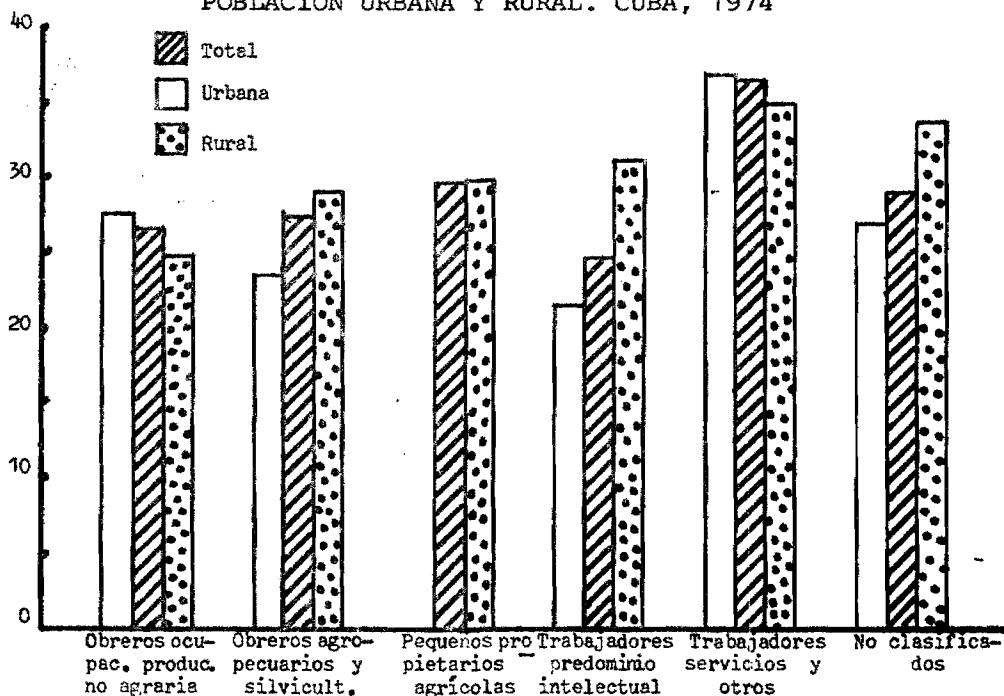
Cuadro 21

ESTIMACIONES DE TASAS DE MORTALIDAD INFANTIL POR GRUPOS SOCIALES Y
REGIONES GEOGRAFICAS. CUBA, 1974

Grupos sociales	Regiones					
	Pinar del Río	La Habana	Matanzas	Las Villas	Cama- güey	Oriente
	(tasas por mil nacidos vivos)					
Obreros en ocupaciones no agrícolas.....	29,2	25,2	27,0	21,0	30,8	28,3
Trabajadores en ocupa- ciones agropecuarias.	25,4	(*)	21,1	22,8	32,9	32,3
Obreros en la esfera de servicios y otros..	29,3	39,9	30,6	20,1	50,7	40,2
Trabajadores en que predomina el trabajo intelectual.....	23,6	23,3	14,6	14,4	30,0	29,9
No clasificados.....	29,8	21,3	29,9	22,5	40,5	33,0

* Tamaño muestral insuficiente para calcular la estimación.

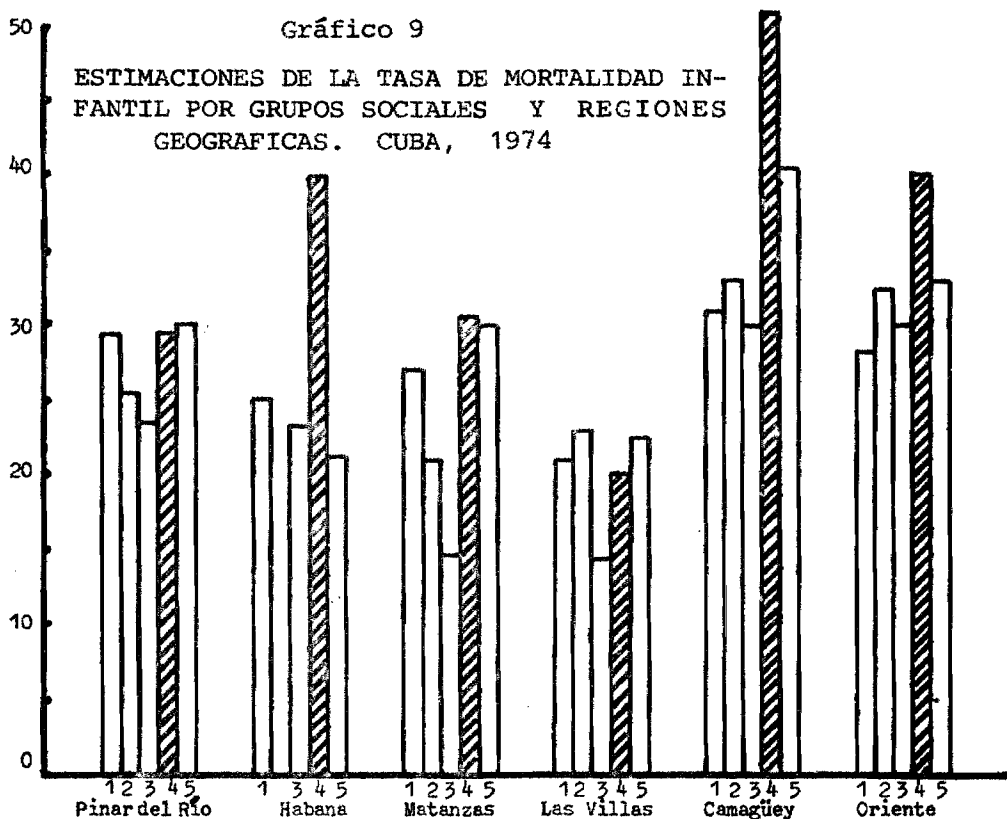
ESTIMACIONES DE LA TASA DE MORTALIDAD INFANTIL POR GRUPOS SOCIALES, POBLACION URBANA Y RURAL. CUBA, 1974



Fuente: Cuadro 17.

Gráfico 9

ESTIMACIONES DE LA TASA DE MORTALIDAD INFANTIL POR GRUPOS SOCIALES Y REGIONES GEOGRAFICAS. CUBA, 1974



Fuente: Cuadro 21.

1. Obreros produc. no agraria, labores pred. físico
2. Trabajadores actividades agropecuarias y silv.
3. Trabajadores predominio intelectual
4. Trabajadores servicios y otros
5. No clasificados

Finalmente, la mortalidad infantil según el grupo social del jefe del hogar y la educación de la mujer se muestra en el cuadro 22 y el gráfico 10. Dentro de cada grupo social se mantiene la tendencia a una mortalidad decreciente con el aumento de la educación de la mujer, pero el principal exceso se observa sólo en los grupos con 0-3 y 4-5 años de escolaridad. En cuanto al grupo con ocupaciones en la esfera de los servicios, la mortalidad del niño es mayor en cada nivel de educación de la madre respecto a los otros grupos sociales. En menor grado, esto sucede también con la categoría "no clasificados". Los grupos de más riesgo identificados con los datos de este cuadro, comprenden el total de mujeres en edad fértil que tienen menos de 4 años de educación y aquellas con 4-5 años de escolaridad y que pertenecen a grupos de obreros en ocupaciones productivas, actividades de servicios y no clasificados. Estos grupos suman el 24 por ciento del total de esta población femenina en 1979.

Cuadro 22

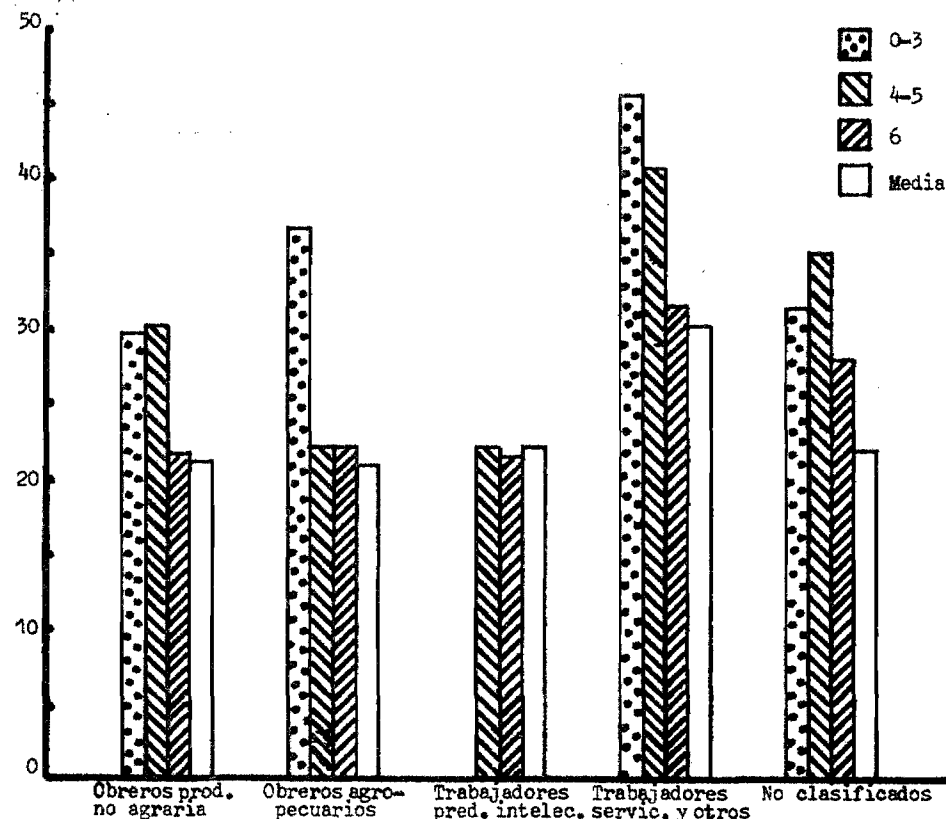
ESTIMACIONES DE LA TASA DE MORTALIDAD INFANTIL POR GRUPO SOCIAL DEL JEFE DEL HOGAR Y EDUCACION DE LA MADRE. CUBA, 1974

Grupos sociales	Educación de la madre				Tasas tipi- ficad. educa- ción	Promedio años escolari- dad	
	Primaria			Media			Total
	0-3	4-5	6 años				
(Tasas por mil nacidos vivos)							
Obreros en ocupaciones no agrícolas.....	29,3	30,3	23,3	22,4	26,6	24,8	6,9
Trabajadores en ocupa- ciones agropecuarias	38,4	24,7	24,4	21,9	28,4	25,4	5,4
Obreros en la esfera de servicios y otros.	46,3	41,7	33,2	30,3	36,4	35,4	7,1
Trabajadores en que predomina el trabajo intelectual.....	(*)	24,3	22,9	24,5	24,5	24,4	8,4
No clasificados.....	32,8	35,2	28,0	23,7	28,9	29,3	7,1
TOTAL.....	35,0	30,0	26,1	24,3	28,4	28,4	6,9

* Tamaño insuficiente para hacer la estimación.

Gráfico 10

ESTIMACIONES DE LA TASA DE MORTALIDAD INFANTIL POR GRUPOS SOCIALES DEL JEFE DEL HOGAR Y EDUCACION DE LA MADRE. CUBA, 1974



Fuente: Cuadro 22.

En suma, hay que señalar en el análisis de la mortalidad infantil según el grupo social del jefe del hogar, en primer lugar, que las diferencias del riesgo de morir del niño son bastante moderadas. Lo son en comparación con los contrastes observados en otros países latinoamericanos, como ya se ha mencionado. Esta tendencia a la homogeneización de esta mortalidad de acuerdo con la tendencia observada de los diferenciales por otras variables en Cuba, según se ha mostrado.

Los contrastes que aún se observan se asocian, en parte, a diferencias en el nivel de escolaridad de los grupos sociales. Las tasas tipificadas eliminan este efecto, y son similares para los grupos obreros en la producción, trabajadores agropecuarios y trabajadores en ocupaciones de predominio intelectual. Este es un logro de significación porque en otros

países lo habitual es que los hijos de obreros tengan una mortalidad de - definitivamente mayor que los hijos de personas en ocupaciones de predominio intelectual. Obsérvese que la mortalidad es alta en el grupo agropecuario si la educación es muy baja.

El grupo designado "trabajadores en la esfera de los servicios" es notable siempre por su mayor mortalidad en cada nivel de escolaridad, por lo cual la tasa tipificada es también claramente superior a la de otros grupos. Son otros factores -y no la educación- los que originan esta mayor mortalidad. Se trata de un grupo muy heterogéneo. Cerca del 60 por ciento del total de la población económicamente activa que está en este grupo presta servicios en conserjería, protección pública, limpieza y servicios varios. Casi el 30 por ciento está en el área del comercio (vendedores diversos, dependientes del comercio, etc.) y en la alimentación pública (cocineros, camareros, etc.) la cual está muy desarrollada en Cuba como actividad estatal. No ha sido posible estudiar la mortalidad en grupos más desagregados. Sin duda, el asunto requiere mayor estudio.

IV. SINTESIS Y DISCUSION DE RESULTADOS

La información que se ha resumido y los aportes de la presente investigación descritos en los capítulos precedentes, permiten caracterizar la transición de la mortalidad infantil en Cuba durante el presente siglo. Pero, la explicación de este proceso exige mayores datos que los que aportan las variables utilizadas en el análisis, las cuales son fundamentalmente demográficas y biológicas.

A nivel individual, la muerte del niño, y el fenómeno salud-enfermedad que la genera, son hechos fundamentales biológicos. Pero la mortalidad infantil en una colectividad humana es un fenómeno que esta socialmente determinado, en el cual las características biológicas que se han descrito son, en gran parte, sólo los eslabones visibles de factores determinantes más profundos. El marco de análisis más adecuado es el que postula que las condiciones materiales de vida y el acceso a los beneficios del trabajo social (incluyendo la atención médica) están determinados, en última instancia, por los modos de producción que históricamente están articulados en una formación económica social concreta^{34/}. Esto es particularmente importante en el caso de Cuba, que ha hecho la transición de un sistema capitalista de producción a una sociedad socialista. Para el análisis histórico de la mortalidad infantil que sigue a continuación, se utiliza la sistematización que Capote ^{11/} ha hecho de la evolución de la estructura socioeconómica y los servicios de salud en Cuba.

A comienzos del siglo XX, la tasa de mortalidad infantil era superior a 200 por mil y la esperanza de vida al nacimiento sólo alcanzaba a 33 años. Cuba dependía política y económicamente de Estados Unidos, el cual había realizado grandes inversiones, sobre todo en la industria azucarera, que es la principal del país. La alta incidencia de enfermedades epidémicas (viruela, fiebre amarilla, paludismo) impulsó a EE.UU. a desarrollar campañas de saneamiento, cuya finalidad está implícita en la Enmienda Platt. Ella establece la obligatoriedad para Cuba de cumplir los planes de saneamiento "para evitar el desarrollo de enfermedades epidémicas e infecciosas, protegiendo así al pueblo y comercio de Cuba, lo mismo que al comercio y al pueblo de los puertos del sur de los EE.UU."

Por otra parte, el desarrollo capitalista necesita de la reproducción adecuada de la fuerza de trabajo. Así nace la necesidad de desarrollar servicios de salud. Estos se organizan a partir de 1909. Hay ya entonces conciencia que la mortalidad infantil es un problema importante y que a ella contribuyen las "afecciones gastrointestinales". El sistema estatal de salud tiene las limitaciones de clase que el régimen político le impone; la medicina privada y los seguros autofinanciados (mutualismo) muestran el mayor desarrollo.

A pesar de las vicisitudes de un desarrollo económico basado en la exportación del azúcar, y de la severa crisis económica de los años 30, el proceso descrito tiene éxito en determinar una reducción importante de la mortalidad infantil. Se estima que, entre 1907 y 1953, el 40 por ciento de la reducción de esta mortalidad se debe a disminución de las enfermedades diarreicas, y otro 40 por ciento a la baja de diversas enfermedades infecciosas. A partir de la década del 40, el descenso de la mortalidad debe haber sido favorecido por la aparición de las sulfonamidas y los antibióticos.

En enero de 1959 triunfa la Revolución. En su primer período (1959-1962), la tarea fundamental es consolidarla frente a la agresión externa y la lucha de clase interna. Se nacionalizan centrales azucareros, refinerías, bancos, electricidad, etc. El pueblo participa efectivamente en la construcción y defensa de la nueva sociedad. La campaña de alfabetización se cumple en 1961.

En el sector salud persiste un poderoso sector de seguro mutualista (1 400 000 asociados en 1958) y la medicina privada. Se produce la pérdida paulatina de 3 000 profesionales y técnicos de salud, que emigran. El sector recibe prioridad. La creación del Ministerio de Salud refuerza el sector estatal y la ley de Servicio Médico Rural extiende la atención a esta población, seguida después por la atención estomatológica y la creación de los primeros hospitales rurales. La poderosa participación de los

CDR en tareas de salud extiende las atenciones y permite realizar la primera vacunación masiva (polio) en 1962. El presupuesto de salud sube de \$ 25.7 millones en pesos en 1959 a \$103,3 millones en 1962. Se inicia la formación acelerada de técnicos medios y profesionales.

En un segundo período (1963-1969), la revolución se ha consolidado. Dentro de las limitaciones impuestas por el bloqueo y la prioridad que tiene la producción, incluyendo la exportación, las necesidades básicas del pueblo se satisfacen sin discriminación de clases. Se asegura la distribución equitativa de los alimentos y el derecho a la ocupación. La Reforma Urbana limita el alquiler (cuando existe) al 10 por ciento del ingreso. La prioridad a la extensión de la educación abre oportunidades masivas de acuerdo a las capacidades individuales.

Los progresos en el sector salud y en algunos aspectos de la mortalidad se ilustran en el gráfico 11. La creación de policlínicos integrales y los nuevos hospitales rurales extienden, en forma impresionante, la cobertura de atención. Campañas intensivas de vacunación empiezan a reducir varias enfermedades previsibles por inmunización y el programa especial contra las enfermedades diarreicas hace bajar substancialmente su incidencia en la mortalidad. El incremento en la formación de personal de salud supera en 1969 la pérdida de los que emigraron. Todos los egresados se dedican exclusivamente al sector estatal, el que se consolida con la desaparición del mutualismo, y mejora su organización a nivel nacional y rural. La participación de los CDR es crucial en todo este progreso. El presupuesto de salud ha subido a \$249 millones de pesos.

Lamentablemente, este desarrollo no puede documentarse en términos de reducción de la mortalidad infantil por los problemas de omisión que ya se han señalado. Pero sí es evidente en el descenso de las tasas de mortalidad de algunas enfermedades.

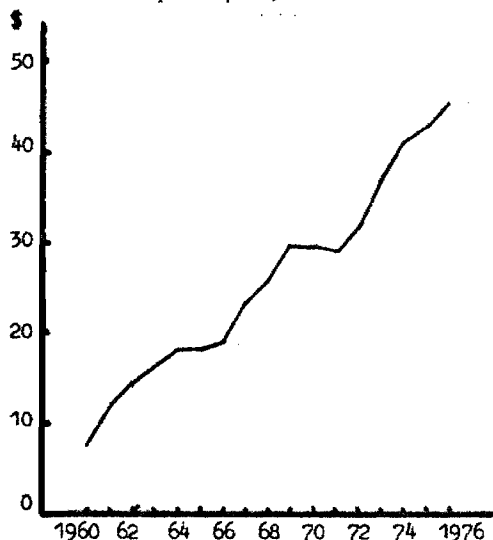
El tercer período (1970 en adelante), según Capote, superada la crisis de 1970, muestra un crecimiento económico de un 10 por ciento anual en el primer quinquenio y un continuado progreso en múltiples rubros, incluyendo carreteras y viviendas, todos los cuales afectan al nivel de salud.

El sector salud se ha organizado finalmente como un servicio único. Se elaboran programas integrales de salud por grupos de edad y se da nuevo impulso a la medicina en la comunidad. En 1969 se produce un aumento de la mortalidad infantil, que va de una tasa de 38,2 a una de 46,7 por mil, lo que lleva a revisar el programa materno infantil con la meta de reducir la tasa en 50 por ciento en 10 años. Entre las muchas medidas que Riveron⁴⁷ describe como significativas para este propósito se destacan: modernización del equipo instrumental de atención del parto, formación de la especialidad de hematología, extensión de hogares maternos en regiones

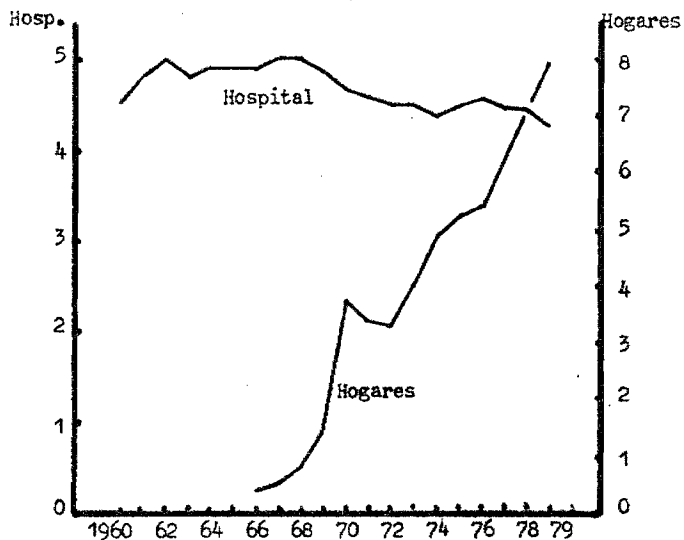
Gráfico 11

RECURSOS DE SALUD, ATENCIONES PRESTADAS Y MORTALIDAD DEL NIÑO.
CUBA, 1960-1979

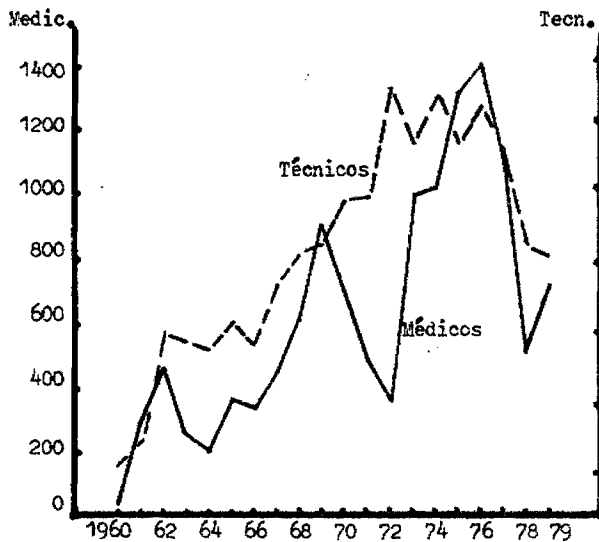
Presupuesto de salud pública (pesos per capita)



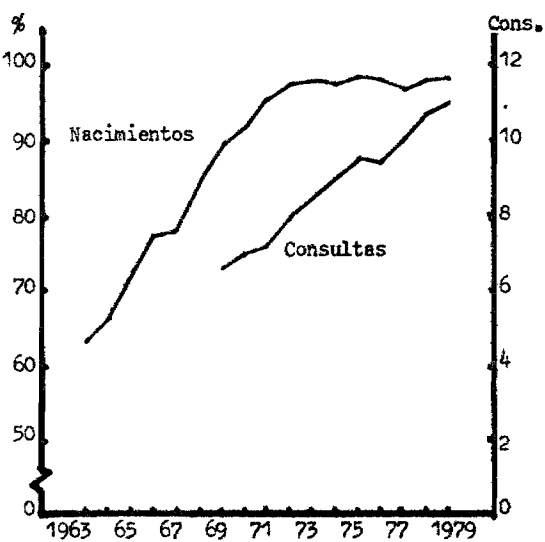
Camas hospitalarias y de hogares maternos (por mil habitantes)



Médicos y técnicos médicos graduados anualmente



Nacimientos en instituciones (por ciento) y consultas pre-natales (por parto)

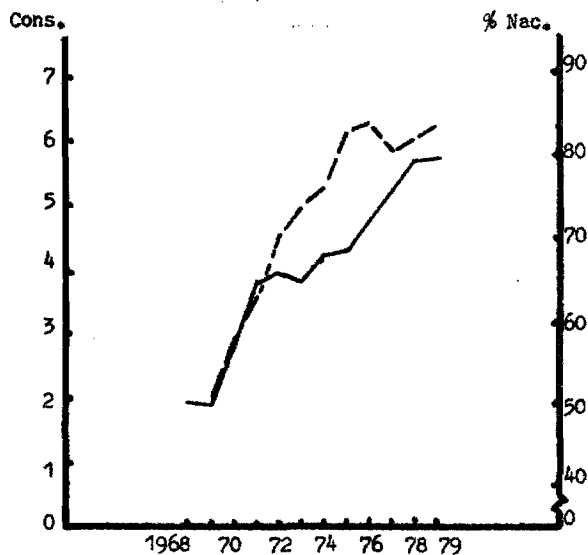


(Continúa)

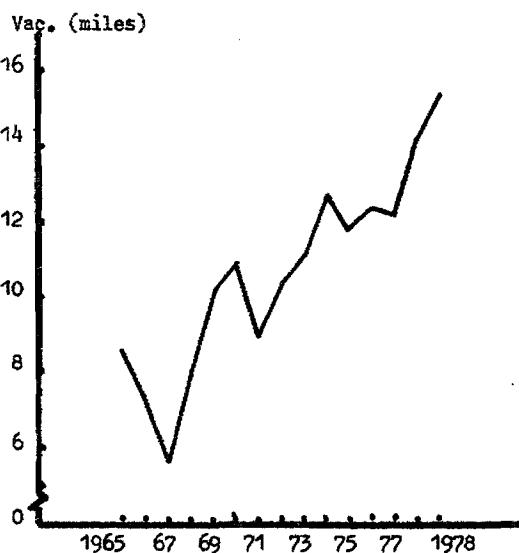
Gráfico 11

RECURSOS DE SALUD, ATENCIONES PRESTADAS Y MORTALIDAD DEL NIÑO.
CUBA, 1960-1979

Consultas de puericultura (promd. por embarazo)
Nacimientos en instituciones con neonatología (%)

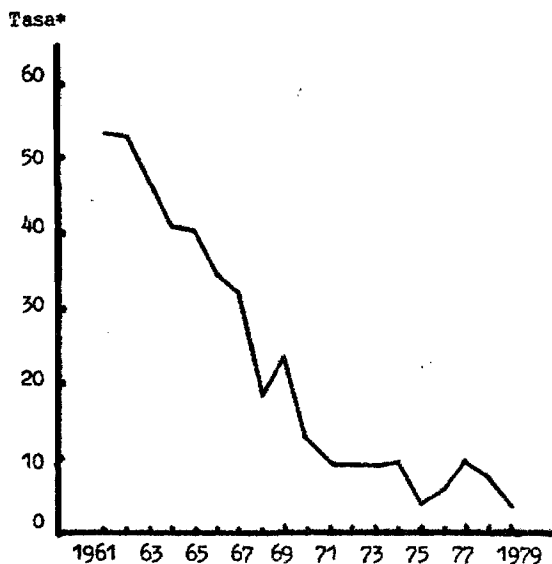


Vacunaciones *



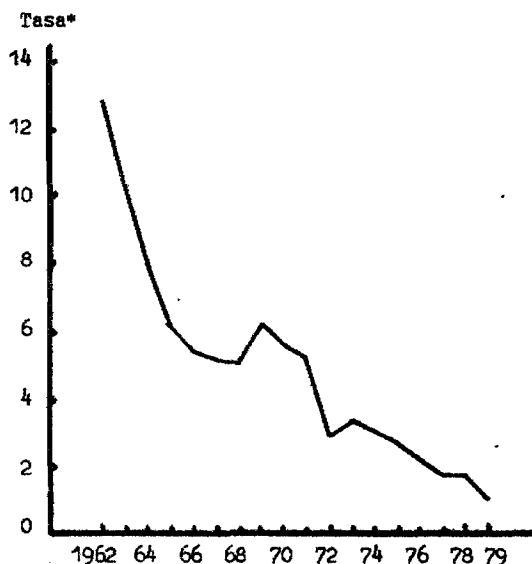
* BCG, triple, duple, antisarampion, antipolio.

Mortalidad por enf. infecciosas previsibles por
vacunación (Difteria, tétanos, polio, sarampión,
tos ferina)



* Por 100 000 niños menores de 5 años.

Mortalidad por enfermedades diarreicas
agudas en menores de un año



* Por 1 000 nacidos vivos.

apartadas, elaboración y aplicación de normas nacionales para la atención, prioridad a los grupos de mayor riesgo, organización hospitalaria especial para la atención prioritaria de enfermedades diarreicas agudas, etc. Cumplidas las metas de cobertura, el énfasis está en mejorar la calidad de la atención.

La meta propuesta en 1970 se sobrepasa en 1979, cuando la tasa de mortalidad infantil ha descendido a 19,4 por 1 000. Obsérvese que esta reducción (cincuenta por ciento) se produce a partir de un nivel relativamente moderado de la tasa. A medida que la mortalidad desciende, los progresos ulteriores exigen, cada vez más, una atención de salud integral y técnicamente más compleja, en varias de las causas de muerte que perduran a este nivel. Y, lo que es más importante, que esta atención llegue a toda la población, en especial a los grupos de mayor riesgo. Todo ello en el contexto de un cambio estructural que asegure eliminar los atrasos que existan en el mejoramiento de las condiciones de vida de todo grupo social. Esta es la etapa que está viviendo Cuba en el particular problema que se está analizando.

Los datos que se han resumido señalan el efecto importante que los progresos de salud pueden tener en la reducción de la mortalidad infantil, si tiene el carácter que ha alcanzado en Cuba: atención integral, cobertura total, participación popular. Es evidente que fue necesario el triunfo de la Revolución para tomar la decisión política que hizo posible estos logros en el sector salud. Este cambio estructural fue igualmente crucial para mejorar en toda la población las condiciones de vida que determinan su nivel de salud.

Es también importante recalcar que la magnitud de los diferenciales que se han podido detectar en la mortalidad infantil es relativamente pequeña. En las series por regiones geográficas se observa que las diferencias de las tasas entre regiones tienden a disminuir y que, aunque el sector rural aún muestra una mortalidad mayor, ésta es muy reducida respecto a la observada en otros países latinoamericanos. Lo que es más importante, los resultados de la presente investigación señalan que los grupos sociales (con una sola excepción) tienen escasas diferencias en el riesgo de morir del niño en su primer año de vida. Sólo el nivel de escolaridad de la mujer establece diferencias en esta mortalidad, pero es un riesgo considerablemente menor que el encontrado en estudios similares hechos en otros países latinoamericanos. El significado de estos contrastes ha sido ya comentado en el capítulo precedente. La tendencia a la homogenización de la mortalidad infantil es consistente con los progresos realizados por la Revolución Cubana, encaminado a distribuir los beneficios del trabajo humano en todo el pueblo, sin discriminación de ningún tipo.

- Es interesante comentar la reducción de la mortalidad por enfermedades diarreicas, de una tasa de 12,9 por mil nacidos vivos en 1962 a 2,5 por mil en 1979. Por su forma de transmisión, estas enfermedades dependen principalmente del saneamiento de la vivienda, la higiene en el hogar, la educación sanitaria y la oportunidad de un buen tratamiento médico. A pesar de los recientes progresos, la vivienda inadecuada sigue siendo un problema en Cuba, pero el tipo y calidad de la misma no está en relación con el lugar que su ocupante tiene en la estructura social. Y, por otra parte, el acceso a la atención médica está abierto a toda la población según sus necesidades; la educación sanitaria ha sido también masiva. Esto parece explicar que, a pesar de persistir condiciones en el ambiente físico que favorecen la ocurrencia de la enfermedad, la mortalidad haya podido bajar en la forma en que lo ha hecho.

Hay múltiples mecanismos por los cuales los cambios ocurridos en la estructura social, económica y política de Cuba determinan el curso de la mortalidad infantil. Dos de ellos merecen ser comentados: los cambios en la estructura de la fecundidad y el aumento en los niveles de educación.

Entre 1964 y 1978, la proporción de nacimientos en mujeres de más de 30 años ha disminuido de 29 por ciento a 19,2 por ciento ^{21/}y el promedio de hijos de mujeres de 50 años y más ha bajado de 4,6 a 3,8 entre 1953 y 1970 ^{20/}. Como se sabe, la mortalidad infantil es mayor en los órdenes elevados de nacimiento y en las mujeres de más de 30 años ^{a/}. En consecuencia, parte del descenso de la mortalidad infantil en el país depende de estos cambios en la fecundidad, entre otros (como la disminución del espaciamiento intergenésico, por ejemplo). No se ha dispuesto de datos para evaluar este efecto.

Por otra parte, se ha mostrado la relación inversa de la mortalidad infantil con el nivel de escolaridad. De este modo, la educación de la mujer, que ha sido una área prioritaria en Cuba, debe haber contribuido también a la disminución de esta mortalidad. A la campaña masiva de alfabetización de 1961 siguió un extraordinario desarrollo del sistema educacional. Sólo entre 1972 y 1979 los graduados por año de educación primaria subieron de 107 688 a 263 636; los de secundaria básica de 12 243 a 134 384; los preuniversitarios, de 1 802 a 23 465; los de personal docente de 2 048 a 30 651; los de enseñanza técnico-profesional de 11 793 a 49 764; y los de educación de adultos de 21 572 a 176 808 personas. A ello se suma la educación informal en los CDR y otras organizaciones de masa, incluyendo la educación en salud que se deriva de su masiva participación en las tareas de este sector, junto con la que imparten los propios organismos del sistema de salud.

^{a/} La mortalidad infantil es también mayor en los hijos de mujeres menores de 20 años, edad en que los nacimientos tienden a concentrarse en Cuba. Este factor tendería a neutralizar, en parte, la baja de la mortalidad infantil.

Tampoco ha sido posible medir el efecto de este factor en la mortalidad, por no disponer de la estructura por educación de la población femenina y estimaciones de la mortalidad por escolaridad en un período anterior a 1974.

Situación de la mortalidad infantil en 1974 y sus perspectivas

Con el fin de mostrar lo que pudieran ser las metas futuras en Cuba, en el cuadro 23 se compara la situación de progreso que ha alcanzado Cuba en 1979 con lo que existe en Suecia, país en que la mortalidad temprana del niño ha llegado a tener las mas bajas tasas del mundo.

Cuadro 23

TASAS SELECCIONADAS DE MORTALIDAD, CUBA 1979 Y SUECIA 1978

Tipo de mortalidad	Tasas por 1 000 nacidos vivos		Diferencia
	Cuba	Suecia	
Infantil.....	19,4	7,8	11,6
Neonatal (-28 días).....	13,3	5,5	7,8
-Precoz (0-6 días).....	11,3	4,7	7,6
-Tardía (7-27 días).....	2,0	0,8	1,2
Post-neonatal (28 días a 11 meses).....	6,1	2,2	3,9
Fetal tardía.....	12,6	4,9	7,7
Perinatal (fetal tardía y 0-6 días)	23,9	9,6	14,3

Fuentes: MINSAP: Informe anual 1979. Abril, 1980.

OMS : Annuaire de Statistiques Sanitaires Mondiales, Geneve, 1980.

De acuerdo a estos datos, Cuba podría reducir en el futuro en casi un 60 por ciento la mortalidad infantil existente en 1979. El 68 por ciento del exceso respecto a Suecia, se concentra en las muertes que ocurren poco después del nacimiento, en especial en la primera semana. La mortalidad post-neonatal podría bajar también en casi dos tercios del nivel alcanzado en 1979.

Las causas de muerte a que este exceso puede imputarse se presentan en el cuadro 24.

Cuadro 24
MORTALIDAD INFANTIL POR CAUSAS. CUBA Y SUECIA, 1978

Grupos de causas ^{a/}	Tasas ^{b/} 1978		Defunciones Cuba 1978		Diferencia	
	Cuba	Suecia	Observadas	Esperadas ^{c/}	Número	Porcentaje
Ciertas causas de mortalidad perinatal (A 131-135).....	963	321	1 427	476	951	44,0
Anomalías congénitas (A 126-130).....	387	282	574	418	156	7,2
Neumonía e influenza (A 89-92).....	304	28	450	42	408	18,9
Enfermedades diarreicas (A 5).....	157	1	232	1	231	10,7
Otras enfermedades infecciosas (A 3,4,6-38).....	152	24	226	36	190	8,8
Accidentes (AE 138-150).....	85	10	126	15	111	5,1
Avitaminosis y otras deficiencias nutricionales (A 65).....	36	-	54	-	54	2,5
Causas restantes.....	151	110	224	163	61	2,8
TOTAL.....	2 235		3 313	1 151	2 162	100,0

^{a/} Lista A, 8a. Revisión de la Clasificación Internacional de Enfermedades. ^{b/} Tasas por 100 000 nacidos vivos. ^{c/} Defunciones esperadas sobre 148 249 nacimientos registrados en Cuba, 1978, de acuerdo a tasas por grupos de causas de Suecia, 1978.

Fuentes: Tabulaciones de la Dirección de Estadística, MINSAP, Cuba, 1970 y 1978.
OMS. Annuaire de Statistiques Sanitaires Mondiales, Geneve, 1980.

De acuerdo a estos datos, si Cuba hubiera alcanzado en 1978 el nivel y la estructura por causas de la mortalidad infantil de Suecia en el mismo año, se habría ahorrado 2 162 vidas. El 44 por ciento de este exceso se relaciona con causas que se originan durante el embarazo y el parto y determinan la muerte del recién nacido en su primera semana de vida y, en especial, el primer día. Más de 400 muertes podrían evitarse a través de la prevención y tratamiento de enfermedades infecciosas, más de la mitad de las cuales corresponden a afecciones diarreicas agudas. De modo similar, la prevención y tratamiento adecuado de infecciones respiratorias agudas contribuiría con otra quinta parte de la posible reducción de la mortalidad infantil de 1978. Estos datos refuerzan las políticas contenidas en el programa nacional de atención materna e infantil ^{40/}, que se propone "brindar una atención médica integral de la madre y al niño, promoviendo su estado de salud y priorizando los grupos de mayor riesgo", que redundará en una reducción de las tasas de morbi-mortalidad materna y del niño.

Con el fin de orientar los esfuerzos para alcanzar futuras metas en el control de la mortalidad infantil, se han utilizado las estimaciones proporcionadas por la presente investigación para obtener la distribución de esta mortalidad en seis regiones geográficas y en tres niveles de escolaridad. Las 18 subpoblaciones así definidas (cuadro 14, pág. 37) fueron agrupadas en tres estratos, según el riesgo de morir del niño: baja mortalidad (tasa promedio: 15 por mil), mediana (25 por mil) y medianamente alta (35 por mil). En cada uno de ellos se indica la proporción (sobre el total nacional) de mujeres en edad fértil, de nacimientos anuales y de defunciones esperadas en el primer año de vida, todas ellas estimadas para 1974. Estas cifras deben ser consideradas sólo como aproximaciones. Los resultados se presentan en el cuadro 25.

De acuerdo a estos datos, el grupo que ha alcanzado la menor mortalidad del niño en esta edad está formado exclusivamente por mujeres de educación media (o superior), residentes en las regiones de Matanzas y Las Villas. Son una minoría (9 por ciento del total) y, porque tienen a la vez una fecundidad baja, se estima que generan sólo el 5 por ciento de los nacimientos anuales. En estos niños se produce también una fracción muy minoritaria de las muertes infantiles del país.

El estrato denominado de mortalidad medianamente alta (cuya tasa supera en 20 por mil a la del grupo anterior) identifica los grupos con riesgo relativo mayor. Las mujeres en edad fértil que lo componen no han alcanzado la educación media y en su mayor parte corresponden a mujeres con una educación primaria incompleta y residentes en las regiones de Camaguey y Oriente. Forman una quinta parte de esa población femenina en el país, y, en razón de su menor educación, tienen una fecundidad relativa mayor, por lo cual se estima que aquí se procrea un tercio de los nacidos vivos del país. Expuestos a un mayor riesgo de morir, se calcula que en ellos ocurre el 43 por ciento de las muertes en el primer año de vida en Cuba.

Cuadro 25

ESTRATOS DE POBLACION SEGUN NIVEL DE LA MORTALIDAD INFANTIL. CUBA, 1974

Estratos según mortalidad infantil	Tasas mort. infantil	Regiones	Educa ción	Mujeres de 15-49		Nacimientos		Defunciones -1 año	
				Número	Porcen taje	Número	Porcen taje	Número	Porcen taje
<u>Baja (-20)</u>	13,8	Matanzas	Media	60 918		3 554			
	16,1	Las Villas	Media	140 195		7 088			
<u>Total del estrato</u>	<u>15,4</u>			<u>201 113</u>	<u>8,9</u>	<u>10 642</u>	<u>5,2</u>	<u>164</u>	<u>2,8</u>
<u>Mediana (21-29)</u>	23,0	Pinar del Río	0-5	54 755		6 361			
	26,3	Pinar del Río	Media	57 768		2 908			
	23,8	La Habana	Todas	627 546		45 301			
	26,5	Matanzas	6o.gr.	33 761		2 624			
	24,7	Las Villas	0-5	117 313		11 609			
	21,0	Las Villas	6o.gr.	89 359		7 978			
	29,5	Camaguey	Media	99 173		5 991			
	27,5	Oriente	6o.gr.	170 986		20 419			
27,9	Oriente	Media	308 095		18 805				
<u>Total del estrato</u>	<u>25,4</u>			<u>1 558 756</u>	<u>68,6</u>	<u>121 996</u>	<u>60,1</u>	<u>3 099</u>	<u>53,9</u>
<u>Media Alta (30 y +)</u>	34,5	Pinar del Río	6o.gr.	37 012		3 232			
	34,3	Matanzas	0-5	37 881		3 646			
	37,8	Camaguey	0-5	80 874		10 339			
	36,2	Camaguey	6o.gr.	42 977		4 626			
	34,7	Oriente	0-5	313 569		48 584			
<u>Total del estrato</u>	<u>35,3</u>			<u>512 313</u>	<u>22,5</u>	<u>70 428</u>	<u>34,7</u>	<u>2 486</u>	<u>43,3</u>
<u>TOTAL PAIS</u>				<u>2 272 182</u>	<u>100,0</u>	<u>203 066</u>	<u>100,0</u>	<u>5 749</u>	<u>100,0</u>

El estrato de mortalidad intermedia es mayor y, a la vez, más heterogéneo. Un 40 por ciento corresponde a las residentes en la región de La Habana y un tercio a las mujeres de educación primaria completa o media, que residen en la Región de Oriente, la cual es, en general, de mayor mortalidad.

En esta estratificación no se utilizó la dicotomía urbano/rural, por las reservas que se han mencionado acerca de las estimaciones vinculadas a esta variable. Pero, en todo caso, en el cuadro 10 se observa que el 54 por ciento de las mujeres en edad fértil y con un nivel de escolaridad de 0-3 años, residen en la zona rural. De acuerdo a las estimaciones obtenidas en un estudio sobre fecundidad ²¹/, el 42 por ciento de los nacimientos que ocurren en la región de Camaguey y Oriente -de madres con 0-5 años de escolaridad- se habría producido en la población rural en 1978.

Los resultados del presente estudio, aunque obtenidos de una encuesta realizada en 1979, se refieren retrospectivamente a 1974. Es presumible que algunos de los diferenciales descritos hayan disminuido en los años transcurridos desde entonces. Pero, en todo caso, los datos disponibles ponen de manifiesto que los programas destinados a reducir aún más la mortalidad infantil deberían intensificar esfuerzos en los grupos de mayor riesgo, que se identifican como los embarazos y nacimientos de mujeres de menor educación, de preferencia residentes en el sector rural y en las regiones orientales del país. Las variables disponibles para el análisis son en extremo burdas y el sector salud dispone de indicadores de riesgo mucho más precisos. Por otra parte, se ha hablado de la reducción de la mortalidad infantil porque es el tema de la investigación, pero es evidente que los objetivos reales van mucho más allá de evitar toda muerte evitable. El propósito final es en realidad alcanzar la mayor normalidad en el proceso de gestación, crecimiento y desarrollo del niño.

Un asunto de considerable interés teórico y práctico es el estudio de cómo ha ocurrido en Cuba la transición de la mortalidad infantil -y de la mortalidad en general-, como fenómeno social, en el seno de una sociedad que construye el socialismo. Cuba es, en tal sentido, un extraordinario laboratorio en América Latina. Lo que ocurrió en el pasado no pudo ser debidamente registrado y analizado. Pero Cuba ha alcanzado un perfeccionamiento en los sistemas de información y tiene los técnicos para estudiar cómo el proceso se desarrolla hoy y cómo evolucionará en el futuro, cuáles son los factores que determinan la mayor mortalidad en algunos grupos y cómo se resolverán los problemas remanentes y futuros.

RESUMEN

1. Esta investigación, que obtiene estimaciones indirectas de la mortalidad (método de Brass) con la información de la Encuesta Demográfica Nacional de 1979, aporta un panorama de la mortalidad infantil en Cuba en 1974 en función de variables socioeconómicas (educación de la mujer y grupo social del jefe el hogar) y variables geográficas (regiones, zona urbano/rural).
2. La mortalidad infantil muestra un descenso desde comienzos de siglo, que se ha acelerado especialmente en la década del 70, alcanzando en 1979 el menor nivel entre los países latinoamericanos (19,4 por mil nacimientos). De acuerdo a los niveles existentes en países donde esta tasa es la menor en el mundo, la mortalidad infantil actual de Cuba podría ser reducida a la mitad, en especial por la disminución de la mortalidad en la primera semana de vida y la mortalidad post-neonatal.
3. El progreso de los últimos 20 años se ha producido en el seno de profundos cambios estructurales que ha realizado la Revolución Cubana, encaminados a mejorar las condiciones materiales de vida de toda la población y a distribuir en ella el producto del trabajo social sin discriminaciones de ningún tipo. En el sector salud esto ha significado un servicio de salud único, de creciente eficiencia técnica, cobertura total, medicina integral y amplia participación popular.

4. El aporte más novedoso del estudio es mostrar que se ha logrado una notable reducción de los diferenciales de la mortalidad infantil por variables socioeconómicas, en comparación con los observados en otros países de América Latina. Los principales contrastes remanentes están asociados al nivel de escolaridad de la mujer.
5. El sector de la población en que el riesgo de morir del niño es relativamente alto (35 por mil) está formado en su mayor parte por mujeres con educación primaria incompleta, residentes en su mayoría en las regiones de Camaguey y Oriente, sobre todo en la zona rural. Este grupo comprende sólo una quinta parte de las mujeres en edad fértil, las cuales se estima que procrean un tercio de los nacimientos anuales totales. Se calcula que en dicho tercio se produce el 43 por ciento de todas las muertes en el primer año de vida.

SUMMARY

1. The level and socioeconomic and geographic differentials of infant mortality in Cuba, in 1974, are analyzed on the basis of indirect estimates (Brass method) derived from the National Demographic Survey of 1979.
2. Infant mortality has been declining since the beginning of XX Century, with an acceleration in the 70's, reaching the lowest rate among Latin American countries (19,4 per 1000 births in 1979). According to the level existing in more advanced countries, the rate could be cut by 50 per cent, mainly by lowering early neonatal mortality and the post-neonatal rate.
3. This success has been attained as a part of the deep structural changes achieved by the Cuban Revolution in the last 20 years, which are aimed at the improvement of living conditions of the whole population, and the distribution of the social product without any type of discrimination. In the health sector, this means a single National Health Service of increasing technical efficiency, total coverage of population, comprehensive medicine and a strong community participation.
4. The most interesting finding of the research is a remarkable decrease of socioeconomic differentials of infant mortality, as compared with the observed differentials among other Latin American Countries. The main residual differentials are associated with the level of the mother's education.
5. The population group exposed to a relatively high risk of death during the first year (35 per 1000) has a majority of women with incomplete primary education, living mostly in the regions of Camaguey and Oriente, mainly in the rural areas. This group covers only one fifth of the total female population aged 15-49 years, generating one third of total births. It is estimated that among this group of births, 43 per cent of all infant deaths has occurred.

A N E X O A.

**EJEMPLO DE APLICACION DEL METODO DE BRASS,
VARIANTE SULLIVAN, PARA ESTIMAR LA MORTALIDAD EN LA
NIÑEZ A PARTIR DE LA PROPORCION DE HIJOS FALLECIDOS**

Cálculo de las probabilidades de muerte

Para la estimación indirecta del riesgo de morir entre el nacimiento y determinadas edades (${}_xq_0$) mediante métodos del tipo Brass, se requieren los siguientes datos básicos (cuadro 1A):

- PF_i Población femenina agrupada en intervalos quinquenales de edades ($i = 1$ para 15-19 años; $i = 2$ para 20-24 años, etc.)
- HT_i Total de hijos tenidos (nacidos vivos) declarados por las mujeres del grupo de edad i .
- HS_i Total de hijos sobrevivientes al momento de la encuesta o censo, de mujeres del grupo de edad i .

Los pasos en el cálculo son los siguientes:

1. Obtener la proporción de hijos fallecidos (D_i) sobre el total de hijos tenidos por las mujeres del grupo de edad i :

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

2. Calcular la paridez media para las mujeres de 20-24 y de 25-29 años (P_2 y P_3 , respectivamente). En este ejemplo:

$$P_2 = \frac{HT_2}{PF_2} = \frac{346\ 551}{349\ 436} = 0,99174$$

$$P_3 = \frac{HT_3}{PF_3} = \frac{637\ 376}{343\ 450} = 1,85580$$

3. Calcular el cociente $P_2/P_3 = 0,99174 / 1,85580 = 0,5344$
4. En la variante Sullivan del método de Brass, que es la utilizada en el estudio, el coeficiente requerido para estimar x^q_0 se obtiene por la regresión:

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

Sullivan ^{54/} ha elaborado 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:

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:

$$k_2 = 1,30 - 0,54 (0,5344) = 1,01142$$

$$k_3 = 1,17 - 0,40 (0,5344) = 0,95624$$

$$k_4 = 1,13 - 0,33 (0,5344) = 0,95365$$

5. La estimación final x^q_0 se obtiene por la relación:

$$x^q_0 = k_i \cdot D_i$$

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.

Ajuste de las xq_0 observadas

6. Para cada xq_0 se calcula el número de sobrevivientes a la edad exacta x mediante la relación:

$$l_x = 1 - xq_0$$

7. Con este l_x se calcula, por interpolación lineal en las tablas modelo de Coale-Demeny para ambos sexos ^{38/} para el mismo modelo utilizado en el método de Sullivan, el nivel de las tablas correspondientes a cada xq_0 .
8. Se calcula un promedio aritmético de los niveles correspondiente a $2q_0$, $3q_0$ y $5q_0$.
9. Con este nivel medio se obtienen, en la misma tabla y por interpolación lineal, los valores l_x y las correspondientes xq_0 ajustadas.
10. Con el mismo nivel se obtiene en la respectiva tabla modelo de Coale-Demeny el valor de ${}_1q_0$, que en este caso es 0,03079 y es equivalente aproximadamente a una tasa de mortalidad infantil de 31 por mil.

Cuadro 1A

METODO DE SULLIVAN: ESTIMACIONES DE LA POBABILIDAD DE MORIR ENTRE EL NACIMIENTO Y LAS EDADES EXACTAS $x = 1, 2, 3$ Y 5 AÑOS. CUBA, ENCUESTA DEMOGRAFICA NACIONAL DE 1979

Edad de la mujer	Intervalo de edad i	Mujeres (PF_i)	Hijos nacidos vivos (HNV_i)	Hijos sobre vivos (HS_i)	Paridez media (P_i)
20-24	2	349 436	346 551	334 170	0,99174
25-29	3	343 450	637 376	614 685	1,85580
30-34	4	335 763	893 525	859 842	2,66118
<hr/>					
	Proporción hijos fallecidos (D_i)	Multiplicador (K_i)	Edad del hijo (x)	Probabilidad de morir (xq_0)	
20-24	0,03573	1,01142	2	0,03614	
25-29	0,03560	0,95624	3	0,03404	
30-34	0,03770	0,95365	5	0,03595	
<hr/>					
	Sobrevivientes (l_x)	Nivel equivalente en Coale-Demeny	Para el nivel medio		
			Sobrevivientes (l_x)	xq_0 ajustadas	
15-19			96 921	0,03079	
20-24	96 386	21,3414	96 628	0,03372	
25-29	96 596	21,6760	96 471	0,03529	
30-34	96 405	21,6826	96 262	0,03738	
<hr/>					
Nivel medio = 21,57					

A N E X O B.

**METODO PARA COMPARAR LAS ESTIMACIONES DE 2^q_0
CON DATOS ORIGINADOS EN LAS ESTADISTICAS VITALES**

El método consiste en calcular ${}_2q_0$ para los años 1973 a 1975 a partir de los nacidos vivos, y las defunciones de menores de un año y de un año de edad, que se han registrado en el país en el período correspondiente.

Se parte de la relación:

$$q_x = 1 - p_x$$

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

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

siendo

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

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

donde, para el año 1975, por ejemplo:

N'_x = Número de personas de edad comprendida entre x y $x+1$ al 1° de enero de 1976.

N''_x = Número de personas de edad comprendida entre x y $x+1$ al 1° de enero de 1975.

E_x = Número de personas que alcanzan la edad x durante el año 1975.

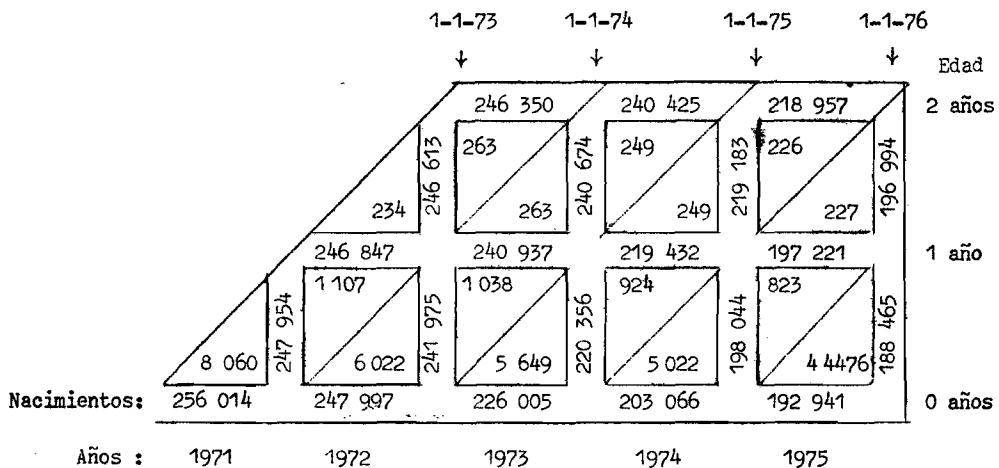
${}_x p_x$ = Probabilidad que tiene un individuo que alcanza la edad x en el año 1975 de llegar con vida al término del año en que cumple dicha edad.

${}_0 p_x$ = Probabilidad de que una persona que tiene la edad x al 1° de enero de 1975, sobreviva hasta la edad $x + 1$.

Para el cálculo de estas probabilidades se partió de los nacimientos vivos ocurridos en los años 1971 a 1975 y las defunciones por años simples en menores de dos años, de los mismos años. Las muertes bajo un año se descompusieron utilizando el factor de separación (f_0) del año 1971 y un promedio de los factores de los años 1967/71 (obtenidos del procesamiento de las estadísticas vitales de esos años), que se aplicó a los años 1972 a 1975, y que son los siguientes:

Año	f_0
1971	0,1384
1972-75	0,1554

Para las defunciones de un año de edad, $f_0 = 0,50$. Restando las respectivas defunciones a los nacimientos de cada año, se calcularon las poblaciones sobrevivientes para las edades y fechas requeridas, según se muestra en el siguiente esquema de Lexis:



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

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

Cuadro 2A

ESTIMACION DE LAS PROBABILIDADES DE MUERTE DEL MENOR DE DOS AÑOS.
CUBA, 1973 A 1974

Edad	${}_0p_x$	${}_1p_x$	${}_2p_x$	l_x	xq_0	
1 9 7 3						
0	0,97500	0,99571	0,97082	100 000	0,00000	
1	0,99891	0,99893	0,99784	97 082	0,02918	
				96 872	<u>0,03128</u>	= ${}_2q_0^{73}$
1 9 7 4						
0	0,97527	0,99581	0,97118	100 000	0,00000	
1	0,99887	0,99897	0,99784	97 118	0,02882	
				96 908	<u>0,03092</u>	= ${}_2q_0^{74}$
1 9 7 5						
0	0,97689	0,99584	0,97274	100 000	0,00000	
1	0,99885	0,99897	0,99782	97 279	0,02726	
				97 062	<u>0,02938</u>	= ${}_2q_0^{75}$
73-75						
						${}_2q_0 = 0,03053$

La ${}_2q_0$ obtenida por Sullivan es 0,03372 que, en comparación con la derivada de las estadísticas del registro, indicaría una sobreestimación de 10,5 por ciento, la cual se reduce a 8 por ciento si se supone que el registro de defunciones tenía una omisión de 2,5 por ciento.

A N E X O C.

**METODOS PARA ANALIZAR EL EFECTO EN LAS
ESTIMACIONES DEL NO CUMPLIMIENTO DE LOS SUPUESTOS
DEL METODO**

Efecto de la baja de la fecundidad en las estimaciones
de la mortalidad

En el método de estimación que se ha utilizado, se supone que la fecundidad ha sido estable, en circunstancias que en Cuba ella ha experimentado un descenso importante en el período en estudio. El no cumplimiento de este supuesto hace que las razones P_2/P_3 , que se utilizan en el cálculo y son derivadas de los datos transversales de la encuesta, no traduzcan la experiencia de ninguna cohorte de mujeres. Con el fin de evaluar el efecto de esta distorsión en las estimaciones de la mortalidad, estas estimaciones fueron calculadas de nuevo pero tomando en cuenta los cambios en la fecundidad que ocurrieron entre dos encuestas: la Encuesta Nacional de Ingresos y Egresos de la Población (1974) y la Encuesta Demográfica Nacional (1979)*.

La simbología es la siguiente:

$PF(i, j)$ Población femenina en el grupo de edad i ($i=1$ para 15-19 años; $i=2$ para 20-24; etc.) y en la encuesta j ($j=1$ para encuesta 1974 y $j=2$ para encuesta 1979).

$HT(i, j)$ Hijos tenidos nacidos vivos declarados por mujeres de edad i en encuesta j .

$HF(i, j)$ Hijos fallecidos declarados por mujeres de edad i en la encuesta j .

$P(i, j)$ Promedio de hijos nacidos vivos declarados por mujeres de edad i en encuesta j .

$\overline{HF}(i, j)$ Promedio de hijos fallecidos declarados por mujeres de edad i en la encuesta j .

* Método tomado de Demographic Estimation: A Manual of Indirect Techniques (draft). Committee on Population and Demography, National Research Council, National Academy of Sciences, USA, May, 1979.

Los datos básicos son (total nacional):

Edad	i	Encuesta 1974			Encuesta 1979		
		Población femenina $PF(i, 1)$	Hijos tenidos $HT(i, 1)$	Hijos fa- llecidos $HF(i, 1)$	Población femenina $PF(i, 2)$	Hijos tenidos $HT(i, 2)$	Hijos fa- llecidos $HF(i, 2)$
15-19	1	375 123	82 734	2 326	520 005	84 250	2 888
20-24	2	335 634	373 823	13 116	349 436	346 551	12 381
25-29	3	321 451	711 423	24 803	343 763	637 376	22 691
30-34	4	316 027	969 324	42 537	335 763	893 525	33 684

Las etapas del cálculo son las siguientes:

1. Cálculo del promedio de hijos tenidos y de hijos fallecidos para cada grupo de edad de la mujer y para cada encuesta:

$$P(i, j) = \frac{HT(i, j)}{PF(i, j)}$$

$$\overline{HF}(i, j) = \frac{HF(i, j)}{PF(i, j)}$$

Edad	i	Encuesta 1974, promedio de		Encuesta 1979, promedio de	
		Hijos tenidos $P(i, 1)$	Hijos fallecidos $\overline{HF}(i, 1)$	Hijos tenidos $P(i, 2)$	Hijos fallecidos $\overline{HF}(i, 2)$
15-19	1	0,2206	0,0062	0,1620	0,0056
20-24	2	1,1138	0,0391	0,9917	0,0354
25-29	3	2,2132	0,0772	1,8541	0,0660
30-34	4	3,0672	0,1346	2,6612	0,1003

Se observa que para cada grupo de edad, la paridez media se ha reducido entre 1974 y 1979.

2. Cálculo del número promedio de hijos tenidos en la cohorte hipotética $P(i, \delta)$. En el caso de dos encuestas con un espaciamiento de cinco años, se utilizan las siguientes relaciones:

$$\begin{aligned} P(1, \delta) &= P(1, 2) \\ P(i, \delta) &= P(i-1, \delta) + P(i, 2) - P(i-1) \quad \text{si } i > 1 \end{aligned}$$

Esta última expresión es equivalente a:

$$P(i, \delta) = \sum_{k=1}^i P(k, 2) - \sum_{k=2}^i P(k-1, \delta)$$

Se ve que las parideces sintéticas que se calculan resultan de la suma de los cambios experimentados por la paridez en las cohortes reales durante el período comprendido entre las dos encuestas. En este ejemplo:

$$\begin{aligned} P(1, \delta) &= P(1, 2) = 0,1620 \\ P(2, \delta) &= 0,1620 + 0,9917 - 0,2206 = 0,9331 \\ P(3, \delta) &= 0,9331 + 1,8541 - 1,1138 = 1,6734 \\ P(4, \delta) &= 1,6734 + 2,6612 - 2,2132 = 2,1214 \end{aligned}$$

3. Cálculo del número promedio de hijos fallecidos en la cohorte hipotética, que se obtiene de un modo similar al anterior:

$$\begin{aligned} \overline{HF}(1, \delta) &= \overline{HF}(1, 2) \\ \overline{HF}(i, \delta) &= \overline{HF}(i-1, \delta) + \overline{HF}(i, 2) - \overline{HF}(i-1, \delta) \quad \text{si } i > 1 \end{aligned}$$

En este ejemplo:

$$\begin{aligned} \overline{HF}(1, \delta) &= \overline{HF}(1, 2) = 0,0056 \\ \overline{HF}(2, \delta) &= 0,0056 + 0,0354 - 0,0062 = 0,0348 \\ \overline{HF}(3, \delta) &= 0,0348 + 0,0660 - 0,0391 = 0,0617 \\ \overline{HF}(4, \delta) &= 0,0617 + 0,1003 - 0,0772 = 0,0848 \end{aligned}$$

4. Cálculo de la proporción de hijos fallecidos sobre los hijos tenidos en la cohorte hipotética, para cada grupo de edad de la mujer $D(i,s)$, mediante:

$$D(i,s) = \overline{HF}(i,s) : P(i,s)$$

Los resultados son:

Edad	i	Promedio hijos tenidos $P(i,s)$	Promedio hijos fallecidos $\overline{HF}(i,s)$	Proporción de hijos fallecidos $D(i,s)$
15-19	1	0,1620	0,0056	0,0346
20-24	2	0,9331	0,0348	0,0373
25-29	3	1,6751	0,0617	0,0368
30-34	4	2,1231	0,0848	0,0399

$$\frac{P_2}{P_3} = \frac{0,9331}{1,6751} = 0,5570$$

En comparación con los valores obtenidos inicialmente (Anexo A, cuadro 1A), se observa que las proporciones de hijos fallecidos en las cohortes hipotéticas tienden a ser discretamente mayores que en las cohortes reales, así también el cociente P_2/P_3 .

Los pasos siguientes son los mismos que en el método de Sullivan y los resultados finales se indican a continuación:

	x^q_0	
	Corregidas por baja de la fecundidad	Suponiendo fecundidad estable
2^q_0	0,0351	0,0337
3^q_0	0,0366	0,0353
5^q_0	0,0382	0,0374

Como se indica en el texto, la no consideración del descenso de la fecundidad, produce una pequeña subestimación de la mortalidad, lo que no explica las disparidades observadas en el estudio.

Efecto de la baja de la mortalidad en las estimaciones indirectas de mortalidad

Las estimaciones tipo Brass de la mortalidad temprana hacen el supuesto que la estructura y nivel de la mortalidad se han mantenido constantes en el pasado reciente. De nuevo, en Cuba no se cumple este supuesto, ya que la mortalidad está en descenso. En tal caso las estimaciones son válidas para un tiempo t años anteriores a la encuesta. Este lapso puede ser estimado utilizando tablas de vida de cohortes que pasan sucesivamente por niveles crecientes de tablas modelo. Se ha encontrado que el tiempo t es independiente de la intensidad del descenso de la mortalidad, siempre que éste sea aproximadamente constante en el tiempo.

La estimación de este lapso se hace mediante la siguiente regresión:

$$t^*(x) = A(x) + B(x) P(1)/P(2) + C(x) P(2)/P(3)$$

Los coeficientes son los siguientes:

Grupos de edades	x	A(x)	B(x)	C(x)
15-19	1	1,1026	5,5934	-2,0133
20-24	2	1,3187	5,6158	0,2645
25-29	3	1,5413	2,6451	4,8783
30-34	5	1,9978	-2,4053	10,5208

En el caso de Cuba, total nacional, se tiene:

$$P(1) = 0,1620 \quad P(2) = 0,9918 \quad P(3) = 1,8541$$

$$t^*(2) = 1,3187 + 5,6158(0,1620/0,9918) + 0,2645(0,9918/1,8541) = \underline{2,38} \text{ años}$$

$$t^*(3) = 1,5413 + 2,6451(0,1620/0,9918) + 4,8783(0,9918/1,8541) = \underline{4,58} \text{ años}$$

$$t^*(5) = 1,9978 - 2,4053(0,1620/0,9918) + 10,5208(0,9918/1,8541) + \underline{7,23} \text{ años}$$

Considerando que las estimaciones se han hecho promediando los niveles de la tabla equivalente a $q(2)$, $q(3)$ y $q(5)$, se ha calculado un promedio de los $t^*(x)$ correspondientes, que es de 4 años y 9 meses. Como la encuesta fue realizada en marzo de 1979, las estimaciones se han referido al año 1974.

* Procedimiento tomado de igual referencia bibliográfica que el procedimiento anterior.

BIBLIOGRAFIA

1. Alvarez, L. y Sánchez, C., Un aspecto de importancia en el análisis de la mortalidad infantil. Rev. Cubana de Pediatría, No. 44, julio diciembre, 1972.
2. Alvarez Lajonchere, C., Investigación perinatal, Cuba 1973: atención médica y factores socio-biológicos. Rev. Cubana Adm. Salud, Vol. 2, No. 3, julio-setiembre, 1976.
3. Arriaga, E., Direct Estimates of Infant Mortality Differentials from Birth Histories. World Fertility Survey Conference. London, 7 to 11 July, 1980.
4. Avalos, O., Influencia de la edad de la madre en los niveles de mortalidad perinatal. Rev. Cubana, Adm. Salud, Vol. 5, No. 2, abril-junio, 1979.
5. Bebelagua, A., Informe preliminar sobre la calidad de la Encuesta Demográfica Nacional. Comité Estatal de Estadística, agosto, 1980.
6. Behm, H., et.al., La mortalidad en los primeros años de vida en países de la América Latina. CELADE, Serie A. Nos. 1024-1032 y 1036-1039, 1976 y 1978.
7. Behm, H., Socioeconomic Determinants of Mortality in Latin America, Proceedings of the Meeting on Socioeconomic Determinants and Consequences of mortality. El Colegio de México. México City, 19-25 June, 1979. UN/WHO, New York, Geneva, 1980.
8. Brass, W., Coale, A., The Demography of Tropical Africa. Princenton, University, Press, 1968. Reproducido en "Métodos de análisis y estimación", CELADE, Serie D. No. 63, 1970.
9. Brass, W., Métodos para estimar la fecundidad y la mortalidad en poblaciones con datos limitados. CELADE, Serie E. No. 14, Santiago, Chile, 1974.
10. Brass, W., Paths and Problems in the Analysis of Mortality Differentials. Proceedings of the meeting on socioeconomic determinants and consequences of mortality. El Colegio de México, México City, 19-25 June 1979. UN/WHO. New York, Geneva, 1980.
11. Capote, R., La evolución de los servicios de salud y la estructura socioeconómica en Cuba. Rev. Cubana Adm. Salud, Vol. 5, Nos. 2 y 3 1979.

12. Catasús, S., Estudio de la incidencia de las diferentes causas de muerte en los niveles de mortalidad de su población. Tablas de mortalidad por causa. Trabajo de investigación como alumno. CELADE, San José, agosto 1978.
13. Catasús, S. y Hernández, R., Algunas consideraciones en torno a la mortalidad en Cuba. Rev. Cubana Adm. Salud, Vol. 3, No. 3, julio-setiembre 1977.
14. Coale, A.J. y Demeny, P., Regional Model Life Tables and Stable Populations, Princeton, New Jersey, 1966.
15. Comité Estatal de Estadísticas, Dirección de Demografía, Cuba: evaluación en 1974 de los registros de Defunciones, La Habana, Cuba, febrero, 1980.
16. Comité Estatal de Estadísticas, Dirección de Demografía, La mortalidad cubana: sus características, niveles en 1970 y evolución. La Habana, Cuba, setiembre 1978.
17. Comité Estatal de Estadísticas, Dirección de Demografía, Proyección de la población cubana, 1950-2000, Metodología y resultados, agosto 1978.
18. Comité Estatal de Estadísticas, Anuario Estadístico de Cuba, 1978. La Habana, (1980).
19. Comité Estatal de Estadísticas, Encuesta Demográfica Nacional 1979, aspectos metodológicos y resultados, (1980).
20. Comité Estatal de Estadísticas, Dirección de Demografía, Características fundamentales de la población de Cuba (inédito).
21. Comité Estatal de Estadísticas (Cuba) y Centro Latinoamericano de Demografía (CELADE-San José), Estudio de la fecundidad en Cuba mediante el método de hijos propios, 1964-1978. (en prensa).
22. Chase, H.C., Education of Mother and Infant Mortality. IUSSP International Population Conference, Liege, 1973.
23. Dirección Central de Estadística, Cuba: población al 1° de enero de 1975. Análisis de su dinámica desde el censo de población y vivienda de 1970. La Habana, Cuba, julio, 1975.
24. Farnós, A., y Catasús, S., La mortalidad infantil en la población de Cuba, CEDEM, 1976.
25. Farnós, A., Los niveles de mortalidad en Cuba durante el siglo XX, Rev. Cubana Adm. Salud, Vol.3, No.4, octubre-diciembre 1977.
26. Farnós, A., Esbozo sobre el comportamiento demográfico de la República de Cuba. CEDEM, Serie 1, Estudios Demográficos, No.13, diciembre 1977.

27. Gómez B., M., Fecundidad, anticoncepción y clases sociales. Séptimo Seminario Nacional de Demografía, Universidad de Costa Rica, Facultad de Economía, agosto 1979.
28. González, F. y Debasa, J., Cuba: evaluación y ajuste del censo de 1953 y las estadísticas de nacimientos y defunciones entre 1943 y 1958. Tablas de mortalidad por sexo, 1952-1954. CELADE, Serie C. No. 124, 1970.
29. Hernández C., R., Notas sobre la población y los servicios sociales en Cuba, CEDEM, Economía, Serie I, Estudios Demográficos No. 14, diciembre, 1977.
30. Instituto de Desarrollo de la Salud. Investigación Perinatal en Cuba 1973 (inédito)
31. JUCEPLAN, Dirección Central de Estadística, Anuario Demográfico de Cuba, 1961, La Habana, Cuba, 1965.
32. JUCEPLAN, Dirección Central de Estadística, Anuario Estadístico de Cuba, 1975, La Habana, Cuba, (1975).
33. JUCEPLAN, Dirección Central de Estadística, Estadísticas de defunciones según los certificados médicos, La Habana, Cuba, 1966.
34. Laurell, C., Algunos problemas teóricos y conceptuales de la epidemiología social. Rev. Centroamericana de Ciencias de la Salud, Año 3, No. 6, enero-abril 1977.
35. López Fernández, C., Tendencias en Cuba de la mortalidad en menores de un año durante períodos comprendidos entre 1910 y 1970. Rev. Cubana de Pediatría, Vol. 44, julio-diciembre 1972.
36. Macció, G., La mortalidad en la República de Cuba, 1954-1953 y 1961-1963. CELADE, Serie C. No. 92.
37. Ministerio de Salud Pública, Datos demográficos: mortalidad, morbilidad, recursos y servicios. Informe Anual 1977.
38. Ministerio de Salud Pública, Informe Anual 1979, La Habana, Cuba, 1980.
39. Ministerio de Salud Pública, Dirección de Estadística. La mortalidad infantil. Informe preliminar, 1978.
40. Ministerio de Salud Pública. Programa nacional de atención materno-infantil, 1980.
41. Moreno, O. y Rubi, A., Estudio de una cohorte de niños desde el nacimiento hasta los 7 meses de edad, Instituto de Desarrollo de la Salud, 1975.
42. Ríos, E., Calidad del registro de peso al nacimiento, Dirección Nacional de Estadística, MINSAP, La Habana, Cuba 1973.

43. Ríos, E., Informe de la investigación de la integridad y calidad de los datos de nacimientos y defunciones perinatales en el Hospital Gineco-obstétrico de Guanabacoa, MINSAP, mayo 1974.
44. Ríos, E., Tejeiro, A., Lugar de nacimiento y defunciones perinatales en Cuba, Rev. Cubana Adm. Salud, Vol. 2, abril-junio, No. 2 1976.
45. Ríos, E., Indicadores del servicio de recién nacidos. MINSAP, Dirección Nacional de Estadística, La Habana, Cuba, 1973.
46. Riverón, R., Dueñas, E., y Pérea, J., Mortalidad infantil en Cuba, 1962-1973. Rev. Cubana de Pediatría, Vol. 47, mayo-junio 1975.
47. Riverón Corteguera, R., Valdés Lazo, F. y Rodríguez Castro, R., Salud materno-infantil: situación actual y perspectivas. Rev. Cubana Ped. 50: 407-423, 1978.
48. Riverón C., R., Valdés, L., F., y Rodríguez C., R., Salud materno infantil en Cuba en la década 1970-1979 (en prensa).
49. Riverón C., R., Gutiérrez M., J.A. y Valdeés L., F., Mortalidad infantil en Cuba: su comportamiento en la década 1970-1979 (en prensa)
50. Riverón C., R., Córdova V., L., y Valdés L., F., Enfermedades diarreicas agudas en Cuba. Rev. Cubana Ped. 51: 181-193, 1979.
51. Rojas Ochoa, F., Cobertura de la atención a la embarazada y al recién nacido en Cuba, Rev. Cubana Adm. Salud, Vol. 2, abril-junio 1976.
52. Rojas Ochoa, F., Los sistemas de información estadística para obstetricia y ginecología en Cuba. Rev. Cubana Adm. Salud, Vol. 2, 1976.
53. Rojas Ochoa, F., Mortalidad según el peso al nacer en los servicios de neonatología de Cuba, 1968 a 1974. Rev. Cub. Adm. Salud, Vol. 2, 1976.
54. Rojas Ochoa, F., y Sánchez, C., Cobertura y calidad de la información estadística sobre la mortalidad perinatal en Cuba. Boletín Oficina Sanitaria Panamericana, Vol. LXXXII, No. 4, abril 1977.
55. 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.
56. Tabutin, D., Comparaison de diverses approches pour la mesure de la mortalité aux jeunes ages. Genus, Vol. XXXIII, No. 3-4, 1977.
57. Taucher, E., La mortalidad infantil en Chile, Notas de Población - CELADE, Año VII, No. 20, agosto 1979.

58. Toirac, L. y Velázquez, E., Tablas de mortalidad estimadas por sexo para los años terminados en cero y cinco, 1900-1950. CEDEM, Serie I, Estudios demográficos, No. 3, julio 1975.
59. Villalobos, L., Cuba: tablas completas de mortalidad, 1969-1971. Trabajo de investigación, Curso Básico 1976, CELADE-San José, 1976.
60. World Health Organization, WHO Report on Social and Biological Effects on Perinatal Mortality. Vol. 1 y 2, WHO, 1978.
61. World Health Organization. Main findings of the comparative study of social and biological effects on perinatal mortality. World Health Statistics Quarterly, Vol. 31, No. 1, 1978.

*

* *

Fórm. 607-300/Diciembre de 1980

M.Chaverri M.

CENTRO LATINOAMERICANO DE DEMOGRAFIA

CFLADE

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

Apartado Postal 5249
San José, COSTA RICA