

PANAMA:

*la mortalidad infantil
según variables
socioeconómicas
y geográficas 1966-1976*

República de Panamá
Ministerio de Planificación y Política Económica
Proyectos Población y Desarrollo
PAN/78/P01 y PAN/79/P03

Centro Latinoamericano de Demografía (CELADE)
San José — Costa Rica.

Serie A. No. 1043.

Noviembre de 1983.



Proyecto "Investigaciones de mortalidad en América Latina" (IMIAL). Investigador principal: Hugo Behm Rosas (CELADE); contraparte nacional: Luis Alberto Modes, becario investigador y funcionario de Departamento de Población, Ministerio de Planificación y Política Económica, Panamá.

PANAMA: *la mortalidad infantil según variables socioeconómicas y geográficas 1966-1976*

República de Panamá
Ministerio de Planificación y Política Económica
Proyectos Población y Desarrollo
PAN/78/P01 y PAN/79/P03

Centro Latinoamericano de Demografía (CELADE)
San José — Costa Rica.

Serie A. No. 1043

Noviembre de 1983.

CELADE - SISTEMA DOCPAL
DOCUMENTACION
SOBRE POBLACION EN
AMERICA LATINA

**CENTRO LATINOAMERICANO DE DEMOGRAFIA
CELADE**

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

Apartado Postal 5249
San José, Costa Rica

Esta investigación ha sido realizada con la ayuda financiera de Canadian International Development Agency (CIDA/CANADA), en convenio con CELADE, y del Fondo de las Naciones Unidas para Actividades de Población (UNFPA, proyectos PAN/78/PO1 y PAN/79/PO3).

I N D I C E

	Página
PRESENTACION.....	ix
1. INTRODUCCION.....	1
2. MATERIAL Y METODOS.....	3
El censo de población.....	3
El método de estimación de la mortalidad.....	3
Evaluación de las estimaciones de la mortalidad.....	5
3. EVOLUCION DE LA MORTALIDAD INFANTIL ENTRE 1950-1980.....	11
4. LAS DIFERENCIAS GEOGRAFICAS DE LA MORTALIDAD INFANTIL.....	15
Mortalidad infantil por regiones de planificación.....	15
Mortalidad infantil por provincias.....	18
Mortalidad infantil según el grado de urbanización.....	19
Mortalidad infantil en regiones de planificación por contextos especiales.....	23
5. LAS DIFERENCIAS DE LA MORTALIDAD INFANTIL ASOCIADAS A VARIABLES SOCIOECONOMICAS.....	25
Mortalidad infantil por nivel de instrucción de la madre...	25
Mortalidad infantil por estratos socioeconómicos.....	28
Mortalidad infantil por estrato socio-ocupacionales y educación.....	30
6. LAS DIFERENCIAS DE LA MORTALIDAD INFANTIL POR VARIABLES GEOGRAFICAS Y SOCIOECONOMICAS.....	37
Mortalidad infantil de los contextos espaciales, según educación de la mujer.....	37
Mortalidad infantil en los contextos espaciales, según el estrato socio-ocupacional.....	39
Mortalidad infantil por regiones de planificación, según variables sociales y geográficas.....	41

vi.

	Página
7. SINTESIS Y COMENTARIOS.....	43
Mortalidad infantil en Panamá metropolitano.....	44
Mortalidad infantil en la población urbana no metropolitana	46
Mortalidad infantil en los sectores rurales.....	47
8. NOTAS.....	51
ANEXO.	
Cuadros.....	57
Formación de estratos socio-ocupacionales.....	64
BIBLIOGRAFIA.....	67

INDICE DE CUADROS Y GRAFICOS

Cuadro	Página
1. Estimación de la probabilidad de morir en el primer año de vida según diversas fuentes, Panamá 1968-1976.....	6
2. Estimaciones de mortalidad infantil por provincias, 1975-1976.....	7
3. Tasas de mortalidad infantil por grupos de causas de muerte, Panamá y Japón, 1979.....	13
4. Indicadores demográficos y socio-económicos de las regiones de planificación.....	17
5. Mortalidad infantil por regiones de planificación, 1968-1975.....	18
6. Mortalidad infantil por provincias, 1966-1976.....	19
7. Estimaciones de la mortalidad infantil en población urbana y rural, 1968-1976.....	20
8. Mortalidad infantil por contextos espaciales, 1967-1976..	22
9. Mortalidad infantil de regiones de planificación por contexto espacial.....	23
10. Mortalidad infantil según nivel de instrucción de la mujer, 1966-1976.....	26
11. Mortalidad infantil por estratos socio-ocupacionales, 1968-1976.....	29
Gráfico	
1. Tasas de mortalidad infantil, Panamá y regiones seleccionadas, 1950-1985.....	12
2. Mortalidad infantil según nivel de instrucción de la mujer, 1965-1976.....	27
3. Mortalidad infantil según estratos socio-ocupacionales, 1968-1976.....	27
4. Mortalidad infantil por estratos socio-ocupacionales y nivel de instrucción de la mujer, 1966-1976.....	31
5. Mortalidad infantil por contextos espaciales y por nivel de instrucción de la mujer, 1966-1976.....	38
6. Mortalidad infantil en contextos espaciales según estrato socio-ocupacional, 1966-1976.....	40

PRESENTACION

El presente estudio forma parte del conjunto de actividades del Departamento de Población, del Ministerio de Planificación y Política Económica, de la República de Panamá, en el marco del Proyecto sobre Población y Desarrollo, PAN/78/P01, financiado por el Fondo de las Naciones Unidas para Actividades de Población y con el apoyo técnico del Centro Latinoamericano de Demografía (CELADE), San José, Costa Rica y aportes financieros del CIDA/CANADA, para el programa de Investigaciones de Mortalidad Infantil en América Latina (IMIAL).

El documento ha sido elaborado mediante la asesoría técnica del Centro Latinoamericano de Demografía, en San José, Costa Rica, bajo la dirección de Hugo Behm Rosas y con la participación de Luis Alberto Modes, becario investigador y funcionario del Departamento de Población, Ministerio de Planificación y Política Económica.

Los criterios utilizados para la elaboración de estratos socio-ocupacionales y los contextos espaciales fueron elaborados por el Departamento de Población con la asesoría de Valeria Ramírez, asesora principal de los proyectos sobre Población y Desarrollo.

La edición de la publicación estuvo a cargo del Centro Latinoamericano de Demografía.

1. INTRODUCCION

Los primeros años de vida son especialmente sensibles a los factores adversos que existen en el ambiente que rodean al niño y que pueden perturbar su crecimiento y desarrollo, originar enfermedades y, eventualmente, ocasionar la muerte. En Panamá, a pesar de evidentes progresos en décadas recientes, aún en 1980 una de cada siete muertes ocurría antes de cumplir un año de edad. Analizar las características y condiciones determinantes de esta mortalidad es importante para contribuir a su reducción.

Las fuentes para tales estudios son las estadísticas de registro de defunciones y de nacimientos, cuyo uso se encuentra limitado por la omisión de estos registros, en especial de el primero de ellos. Otra fuente de información son las encuestas de fecundidad realizadas en el país que, aunque trabajan con muestras de tamaño limitado, proporcionan una rica información para el análisis de la mortalidad temprana.

El presente estudio aporta las estimaciones obtenidas con métodos indirectos a partir de los datos del censo de población de 1980. Aunque estos métodos adolecen de limitaciones propias a su naturaleza, tienen el interés de permitir vincular las probabilidades de morir con variables sociales y económicas del grupo familiar, aportadas por el propio censo. De este modo es posible detectar diferenciales de la mortalidad que tienen especial significación para la interpretación del curso y los determinantes de la mortalidad infantil. Después de describir los datos y métodos utilizados se evalúan los resultados obtenidos. Enseguida se describen los contrastes de mortalidad infantil, que se ubican retrospectivamente en los años 1975-1976 y están relacionados con un conjunto de variables geográficas y socioeconómicas. En la medida de lo posible, se ha ensayado también estimar la tendencia de las tasas en el período 1968-1976, utilizando

siempre métodos indirectos. Finalmente, se sintetizan los resultados obtenidos y se interpretan globalmente con la información adicional que ha sido posible obtener.

2. MATERIAL Y METODOS

El censo de población de 1980

El estudio se realizó con una muestra aleatoria autoponderada del censo de población realizado el 11 de mayo de 1980, la cual fue preparada por la Dirección de Estadística y Censo. Comprende sólo la población que reside en viviendas particulares y se obtuvo por muestreo sistemático del 20 por ciento de las viviendas (De León, 1981). Las estimaciones se refieren a la población no indígena, porque en la población indígena no se hizo la pregunta sobre hijos sobrevivientes.

La integridad del censo ha sido evaluada por García (1982), quien estima en 4.5 por ciento la omisión en la población mayor de 10 años. De la Cruz (1983) estima la omisión total en 6.6 por ciento. La declaración de la edad aparece satisfactoria (índice de Myers de 5). La revisión de los datos básicos que se utilizan en las estimaciones de mortalidad (población femenina por edades, hijos nacidos vivos e hijos sobrevivientes) no reveló en general serias deficiencias. No obstante, como se explicará más adelante, hay factores que han determinado, en general, una subestimación del nivel de la mortalidad.

El método de estimación de la mortalidad

Brass (1974) elaboró un método para obtener las probabilidades de morir (${}_xq_0$) entre el nacimiento y determinadas edades exactas x , a partir de la proporción de hijos fallecidos sobre el total de hijos nacidos vivos

declarados por mujeres clasificadas por grupos quinquenales de edad. Designando por D_i la proporción de hijos fallecidos, donde i es el número de orden del grupo de edad de la mujer ($i = 1$ para 15-19 años; $i = 2$ para 20-24, etc.), Brass mostró que existe la siguiente relación aproximada:

$$D_1 \approx 1q_0 \quad D_2 \approx 2q_0 \quad D_3 \approx 3q_0 \quad D_4 \approx 5q_0 \quad D_5 \approx 10q_0, \text{ etc.}$$

Esta relación depende de la estructura de la fecundidad por edad de la mujer, que Brass expresó en una serie de coeficientes K_i que son función de las parideces medias de las edades 15-19, 20-24 y 25-29 años (P_1, P_2 y P_3). Las estimaciones de la mortalidad se obtienen mediante la siguiente relación:

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

El procedimiento original ha tenido varios refinamientos. En el presente estudio se utilizará la variante de Coale y Trussell (1975), en la cual los coeficientes K_i se obtienen mediante regresiones basadas en las tablas modelos de mortalidad de Coale-Demeny y los modelos de fecundidad desarrollados por Coale y Trussell. La forma general de estas ecuaciones es:

$$K_i = a_i + b_i(P_1/P_2) + c_i(P_2/P_3)$$

El valor de los coeficientes de esta regresión dependen del modelo de Coale-Demeny que se utilice y de la ${}_xq_0$ que se desee estimar. El método se explica con ejemplos en el Manual de Técnicas Indirectas para Estimaciones Demográficas de Hill, Zlotnik y Trussell (1983)

En todos estos métodos, la estimación del riesgo de morir en el primer año de vida, que es el que más interesa, se deriva de la proporción de hijos fallecidos declarados por mujeres de 15-19 años. Por diversos motivos esta estimación no es muy confiable (1). Por ello, en el presente estudio, se obtuvo la estimación del modo siguiente: calculadas $q(2)$, $q(3)$ y $q(5)$ según el método de Trussell se calcularon los niveles equivalentes en las tablas de Coale-Demeny, modelo Oeste, y con el promedio de estos niveles, se obtuvo el valor ${}_1q_0$ correspondiente (2). Esto permite, en cierto grado, disminuir el efecto en la irregularidad de las declaraciones de hijos tenidos y sobrevivientes, puesto que se utilizan tres grupos de edades.

Si la mortalidad ha estado descendiendo, las estimaciones de mortalidad en la niñez obtenidas por los métodos indirectos tipo Brass, se refieren a un tiempo anterior a la fecha del censo o encuesta que se ha utilizado. Originalmente Feeney (1980) y también Coale y Trussell (1977) mostraron que en tal caso las estimaciones corresponden a tablas de mortalidad referidas a un momento ubicado t_i años antes del censo o encuesta. Este lapso es independiente de la intensidad del descenso de la mortalidad siempre que éste haya sido constante en el tiempo. Puesto que la mortalidad está descendiendo en Panamá, las estimaciones del riesgo de morir que se han obtenido se refieren a 1975-1976.

Coale y Trussell elaboraron también un conjunto de regresiones que permiten ubicar en el pasado la tabla de mortalidad a que se refiere cada xq_0 calculada en la forma que se ha mencionado. La estructura de estas ecuaciones de regresión es la siguiente:

$$t_i = a_i + b_i(P_1/P_2) + c_i(P_2/P_3)$$

El juego de coeficientes para cada familia de tablas modelos de Coale-Demeny y para cada grupo de edad de la mujer, junto con un ejemplo de aplicación, están en el Manual ya mencionado (Hill, Zlotnik y Trussell, 1982).

Esta extensión del método es de mucho interés práctico porque permite una aproximación a la tendencia pasada de la mortalidad infantil. Como la información está disponible según diversas variables independientes, esto permite estudiar las tendencias diferenciales y proporciona elementos para describir la dinámica de la transición de la mortalidad que está ocurriendo en el país en distintas subpoblaciones, comprender mejor sus determinantes e hipotetizar sobre su curso futuro. Este tipo de análisis que se ha ensayado hasta ahora en América Latina a nivel nacional (Chackiel y Taucher, 1979), se ha aplicado en el presente estudio en aquellas categorías de análisis que parecieron más significativas y confiables.

Evaluación de las estimaciones de la mortalidad

La comparación con las tasas basadas en las estadísticas vitales es de valor relativo, porque hay evidencia que ellas subestiman la mortalidad, aunque las cifras dadas por diversos autores son variables en cuanto a la magnitud de esta omisión. Otros elementos independientes son las estimaciones derivadas de la Encuesta Demográfica Nacional (EDEP) (Médica, 1978) y de la Encuesta Nacional de Fecundidad (Chackiel, 1981) basadas en la información sobre nacimientos y defunciones. En el cuadro 1 se compara con

estas diversas fuentes las estimaciones obtenidas en el presente estudio, en el período 1966-1976, para el total nacional. En la fecha más reciente, la única estimación independiente es la de EDEP; la tabla de Médica y Guerra (1978) se basa en esta misma información y en la tabla 1979-1980 se utilizaron estimaciones indirectas tipo Brass (3). Como se ha mencionado, las estimaciones del presente estudio se refieren sólo a la población no indígena, en tanto que las referencias citadas incluyen también la población indígena. Para los fines de comparación, las probabilidades del estudio fueron corregidas para incluir la población indígena (4).

Las cifras del cuadro 1 muestran que, a nivel nacional, hay una correspondencia bastante buena de las estimaciones indirectas con las otras estimaciones. Para la última fecha (1975-1976), sin embargo, hay una subestimación cercana a 14 por ciento.

Cuadro 1

ESTIMACIONES DE LA PROBABILIDAD DE MORIR EN EL PRIMER AÑO DE VIDA SEGUN DIVERSAS FUENTES, PANAMA 1968-1976

Año <u>a/</u>	Trussell censo 80 <u>b/</u>	Esta- dist. Vital.	Tablas de mortalidad			Encuesta Nacional Fecun- didad	Encuesta Demográf. Panamá (EDEP)
			Médica Chackiel ^{c/}	Médica Guerra ^{d/}	DES y CELADE ^{e/}		
1968,5	52	41	50	52	50	51	
1971,2	46	38		48	45	44	
1973,6	38	33		41	40		
1975,9	31	31		36	35		37

a/ Año de referencia de estimación Trussell. En restantes fuentes, cifras interpoladas linealmente para iguales fechas.

b/ Cifras estimadas para la población total. La mortalidad en la población indígena se obtiene con las probabilidades de la población no-indígena por nivel de educación.

c/ Tablas de 1960 y 1970.

d/ Tablas de 1960, 1970 y 1975.

e/ Tablas de 1970 y 1979-1980.

Fuentes: Estadísticas Vitales (1967 a 1976). Médica y Chackiel (1981). Médica y Guerra (1978). DEG/PAN Y CELADE (1983). Chackiel (1981), Médica (1978).

Las comparaciones por provincias sólo pueden hacerse con datos de registro, que adolecen de una variable omisión (cuadro 2). Las estimaciones indirectas expresan mejor, aparentemente, el contraste urbano/rural de la mortalidad infantil, corrigiendo la subestimación en las provincias de mayor ruralidad. En cambio en la provincia de Panamá, formada principalmente por la ciudad capital de Panamá, la estimación es inferior a la tasa basada en datos de registro, que se supone más confiable en esta población.

Cuadro 2
ESTIMACIONES DE LA MORTALIDAD INFANTIL POR PROVINCIAS
1975-1976

Provincias	Estimación indirecta ^{a/} (190)	Tasa mortalidad infantil, Estadísticas vitales ^{b/}
Tasas por 1000 nacidos vivos		
Bocas del Toro....	49.0	36.3
Colón.....	40.5	39.6
Chiriquí.....	38.0	32.3
Darién.....	57.6	32.4
Herrera.....	35.6	30.2
Los Santos.....	23.4	22.5
Veraguas.....	49.0	31.6
Coclé.....	33.3	37.6
Panamá.....	18.4	25.6

^{a/} Incluye estimación de la mortalidad de la población indígena.

^{b/} Las tasas de 1976 son anormalmente altas en todo el país; fueron reemplazadas por el promedio de 1975 y 1977.

Fuente: Dirección Estadística. Estadísticas Vitales 1975 a 1977.

Como se mostrará más adelante, las estimaciones del riesgo de morir en el primer año de edad que se han obtenido, tienen una notable coherencia general. Salvo excepciones contadas, se observan contrastes sistemáticos y marcados que muestran, por ejemplo, que la mortalidad es mayor en las comunidades más rurales, en los grupos de menor educación materna y los estratos socio-ocupacionales de menor nivel. Esta consistencia general se ha puesto a prueba en las numerosas subpoblaciones identificadas por el conjunto de variables independientes disponibles dentro de los límites impuestos por el tamaño de la muestra.

Los métodos indirectos para estimar la mortalidad en los primeros años de vida basados en la proporción de hijos fallecidos, intentan completar la información en los países donde el registro de hechos vitales es deficiente, aprovechando el extenso material que brindan los censos de población y otras fuentes similares. Tienen la ventaja adicional de permitir el análisis de la mortalidad por variables socioeconómicas generadas en el propio censo, objetivo que es más complejo de lograr utilizando las estadísticas de registro y que además exige una buena calidad de este registro.

Tienen las limitaciones propias de su naturaleza y su extensa aplicación ha sido objeto de variados estudios (Hill, 1981). En general la experiencia muestra que son relativamente poco sensibles a las desviaciones, que no sean muy acentuadas, de los supuestos en que se basan. Algunas de las rigideces iniciales en estos supuestos han sido superadas por progresos metodológicos ulteriores. Ya se ha mencionado que, en vez de suponer una mortalidad estable, es posible considerar el descenso de la mortalidad y ubicar retrospectivamente las estimaciones respecto a la fecha del censo. También es factible determinar el efecto del descenso de la fecundidad, el cual afecta la distribución por edad de los hijos tenidos por las mujeres de una edad determinada, y por tanto al riesgo de morir de estos hijos. En Panamá hay una baja de la fecundidad en el período de estudio, pero no es este un factor que explique la subestimación de las estimaciones de la mortalidad que se ha comprobado (5). Otro factor que puede afectar a las estimaciones es el uso de tablas modelo de mortalidad, que no replican necesariamente la estructura de la mortalidad en el país, distorsión que tiene un alcance limitado (6). Finalmente, hagamos notar que las estimaciones demográficas pueden sufrir alguna alteración relacionada con migraciones internas porque toda la mortalidad estimada con información retrospectiva se refiere a la residencia en el momento del censo.

Pero el principal problema con las estimaciones indirectas de la mortalidad que se han utilizado en este estudio, radica en el grado de exactitud de la declaración de los hijos tenidos y los sobrevivientes, el cual está expuesto a errores que sólo una enumeración censal cuidadosa y bien supervisada puede reducir. Las proporciones de hijos fallecidos encontrados en la muestra censal de que se ha dispuesto son relativamente bajas y

llevan necesariamente a subestimaciones de la mortalidad. No ha sido posible determinar claramente el origen de esta situación, la cual podría relacionarse también con el proceso de codificación y de corrección de datos.

En todo caso, como ya se ha dicho, el estudio proporciona un conjunto de estimaciones sobre la mortalidad en el primer año de vida en Panamá que son un aporte significativo al conocimiento de diferenciales en los niveles y las tendencias de esta mortalidad en relación con variables socioeconómicas y sociodemográficas. En su interpretación debiera siempre recordarse que algunas probabilidades están subestimadas.

Las probabilidades se han redondeado a la unidad y se han referido al año calendario, despreciando las fracciones de años con que se expresan en la estimación original. Se trata de probabilidades de morir antes de la edad exacta un año, a partir del nacimiento ($1Q_0$). Sin embargo, se referirán como "tasas" en el texto por similitud con la "tasa de mortalidad infantil".

El estudio se refiere sólo a la población no indígena, porque en la indígena no se hicieron las preguntas pertinentes.

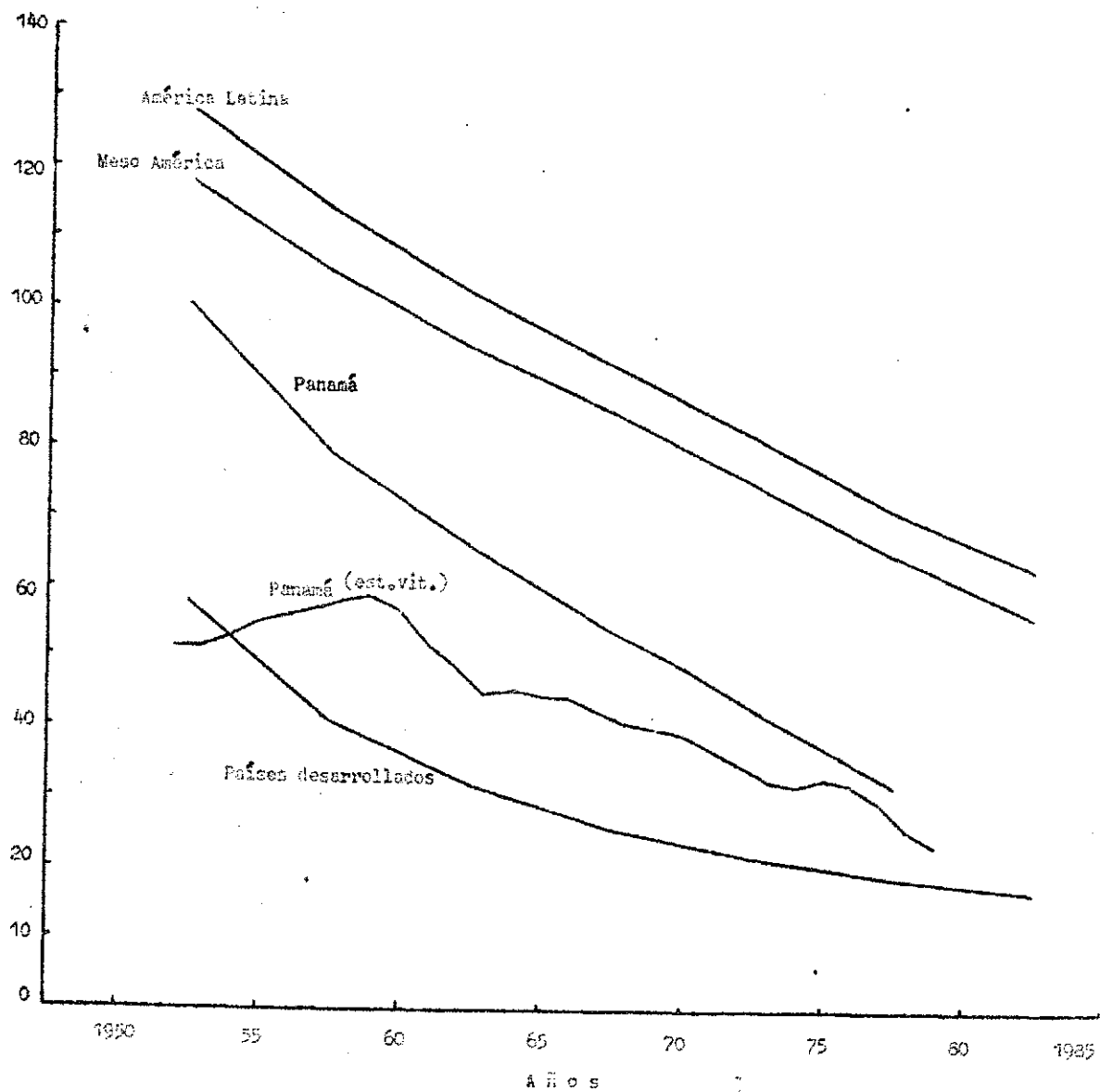
3. EVOLUCION DE LA MORTALIDAD INFANTIL ENTRE 1950 Y 1980

Las tasas de mortalidad infantil basadas en las estadísticas de registro de nacimientos y defunciones distorsionan el nivel de estas tasas y la magnitud de su descenso en los últimos 30 años, debido a la marcada y decreciente omisión de este registro, en especial de las muertes (7). Esto es evidente en el gráfico 1, donde ellas se pueden comparar con un indicador más confiable como son las tasas de mortalidad infantil implícitas en las tablas de mortalidad disponibles, que fueron construidas con diferentes supuestos sobre la omisión del registro de nacimientos y de defunciones.

De acuerdo con estos datos, el descenso de la mortalidad infantil ha sido considerable en Panamá, desde una tasa de 100 por mil en 1950-1955 a 32 en 1975-1980. La intensidad de la baja fue mayor inicialmente, pero se mantiene constante en el último decenio con un promedio de 2.2 puntos por mil anuales. Esta evolución se compara favorablemente con el progreso que, según las estimaciones hechas por Naciones Unidas (1982) ha hecho el total de América Latina y también respecto a la región de Meso-América (América Central, México y Panamá). Panamá alcanzó aproximadamente en 1965 una tasa de 60 por mil, que es el nivel que se supone que tiene Meso-América hacia 1980 (8) y que el total de América Latina alcanzaría en el curso de la presente década (cuadro 3, gráfico 1).

Gráfico 1
 TASAS DE MORTALIDAD INFANTIL, PANAMA Y REGIONES SELECCIONADAS
 1950 - 1985

m(1) por mil



Fuente: Cuadro 1A.

Cuadro 3
TASAS DE MORTALIDAD INFANTIL POR GRUPOS DE CAUSAS DE MUERTE,
PANAMA Y JAPON, 1979

Grupos de causas de muerte <u>a/</u>	Japón	Panamá	Tasas Pan./Japón
	Tasas por 100 000 nacidos vivos		
Todas las causas.....	787	2 471	3.2
Enfermedades infecciosas y parasitarias (01-07).....	18	389	21.6
Malnutrición (191-193).....	1	44	44.0
Neumonía, bronquitis (320-321)	41	151	3.7
Causas perinatales (45).....	389	951	2.4
Congénitas (44).....	202	318	1.6
Accidentes (47-56).....	43	55	1.3
Otras causas.....	86	300	3.5
Mal definidas (46).....	7	263	37.6

a/ 9a. Revisión de CIE, lista básica.

Fuentes: OMS (1981). Estadísticas Vitales, 1979, Panamá

Los datos también muestran que Panamá ha reducido la diferencia que lo separa de la mortalidad infantil existente en los países más avanzados. La diferencia de 42 por mil existente a comienzos de la década de 1950 ha disminuido a 13 en 1975-1980. A ello ha contribuido la moderación en la reducción de la mortalidad infantil en los países con mayor desarrollo, a medida que alcanzaron niveles de mortalidad más bajos.

Guerra (1981) ha mostrado con datos de estadísticas vitales que entre 1966 y 1975, el descenso ha sido mayor en el componente post-neonatal (39 por ciento) que en la mortalidad neonatal (24 por ciento). De este modo, estas últimas constituyen una proporción mayor (54 por ciento) del total de muertes en el primer año de vida.

La evolución favorable de la mortalidad infantil en el país no debe hacer perder de vista el hecho que, aún hoy día, la muerte del niño en el primer año de su vida ocurre con una frecuencia excesiva en Panamá. En el cuadro 3 se hace una comparación con el Japón, para el año 1979, país que ha logrado considerables progresos en la reducción de este riesgo.

La comparación está afectada en Panamá por la omisión en el registro de muertes (que tiende a disminuir los excesos de mortalidad) y las diferencias en la certificación de las causas de muerte. Aún así, si la referencia de Japón se toma como un nivel de mortalidad alcanzable en el mundo de hoy, se concluye que casi un 70 por ciento de las muertes infantiles registradas en Panamá en 1979 pudieron ser teóricamente evitadas. Este exceso se debe a una sobremortalidad en todos los grupos de causas que se han analizado, pero que está especialmente ligado a la mayor frecuencia de la infección (probablemente asociada en parte a la desnutrición) y de las afecciones que producen la muerte en la primera semana de vida.

4. LAS DIFERENCIAS GEOGRAFICAS DE LA MORTALIDAD INFANTIL

Las diferencias en los riesgos de morir del niño en las distintas unidades geográficas político-administrativas de un país interesan porque la planificación e implementación de políticas económicas y sociales utilizan estas unidades, o agrupaciones de ellas. Se dispone para el análisis de 4 regiones de planificación, 9 provincias y 5 contextos en una escala de urbanización/ruralidad. Por cierto, las diferencias de mortalidad no dependen de la geografía sino que expresan las diferencias en los contextos socioeconómicos que cada una de estas divisiones representan.

Mortalidad infantil por regiones de planificación

Las regiones agrupan provincias en la siguiente forma:

Región Metropolitana: Provincias de Panamá y Colón (con exclusión de la Comarca de San Blas, que está en la región Oriental).

Región Occidental : Provincias de Chiriquí y Bocas del Toro.

Región Central : Provincias de Coclé, Herrera, Los Santos y Veraguas.

Región Oriental : Provincia de Darién y la Comarca de San Blas.

El cuadro 4 muestra algunas características de cada región, con datos en su mayoría referentes a 1980 (MIPPE, 1981).

La región Metropolitana comprende la mitad de la población y las dos mayores ciudades del país: Panamá, la capital, y Colón. Es el polo principal de atracción de la migración interna, y la región de más intenso crecimiento. Todos los indicadores socioeconómicos, que son más favorables, la distinguen del conjunto restante del país, donde ellos son marcadamente más deficientes. Hace excepción la calidad de la vivienda: casi un tercio de su población habita en casas claramente deficientes. El sector rural de esta región tiene un nivel de vida inferior al sector urbano, pero mejor que los sectores rurales de las otras regiones. En este sector la intensidad del uso del suelo, la tecnología y la capitalización son relativamente elevadas (MIPE, 1981).

Las regiones Occidental y Central están dedicadas principalmente a la producción agropecuaria. Son bastante similares en sus indicadores, que señalan su carácter fundamentalmente rural, bajos niveles educacionales y económicos y el predominio de las actividades primarias. Los índices tienden a ser discretamente menos adversos en la región Occidental. La región Oriental incluye una parte muy pequeña de la población, es de baja densidad y en general sus indicadores son aún menos favorables.

Las estimaciones de la probabilidad de morir en el primer año de vida (por mil nacidos vivos) se presentan en el cuadro 5.

En correspondencia con las características socioeconómicas ya descritas, la región Metropolitana muestra ya en 1968 una cifra inferior a 40 mil, un nivel que otras regiones van a alcanzar sólo hacia 1975. El descenso es mantenido con un nivel de 22 por mil en 1976, lo que seguramente es una discreta subestimación, porque la tasa de mortalidad infantil con datos de estadísticas vitales es 25 por mil en 1975.

Las regiones Occidental y Central tenían en 1968 considerable retardo en el descenso de la mortalidad, que alcanzaba entonces valores de 50-60 por mil. A pesar de la similitud de los indicadores disponibles, la mortalidad era claramente superior en la región Central. Sin embargo, un descenso más acelerado hace que ambas converjan a una mortalidad de alrededor de 35 por mil.

En cuanto a la región Oriental, las estimaciones para el comienzo del período en estudio parecen cuestionables, sea que deriven de mala declaración de los hijos fallecidos por las mujeres de mayor edad, o de la migración interna. Es más probable que sea real una mortalidad cercana a 60 por mil hacia 1975, lo que indicaría un riesgo netamente superior al resto del país.

Cuadro 4

INDICADORES DEMOGRAFICOS Y SOCIO-ECONOMICOS DE LAS REGIONES DE PLANIFICACION a/

Región	Demográficos						Económicos			Salud	Vivienda
	Población en miles	%	Creci- miento anual	Densidad (Hab./km)	Porcentaje Población urbana	Jefes hog. -4 años educación	Porcentaje PEA en actividad primaria	Mediana salario semanal	Cónyuges de jefe en PEA	Médicos x 10 000 habit.	Porcentaje población en viviend. deficientes
PAIS	1778.0	100.0	2.5	23.5	50.2	41.9	28.7	47.8	21.0	10.2	19.4
Metropolitana	928.3	52.3	3.5	59.7	73.5	26.9	9.5	53.3	20.6	14.2	31.6
Occidental...	332.9	18.7	2.0	18.8	30.3	54.3	48.1	34.8	20.6	6.8	10.3
Central.....	463.1	26.0	1.2	20.7	23.6	65.8	56.0	34.8	22.1	5.6	8.8
Oriental.....	53.7	3.0	2.0	2.7	2.8	39.9	...	3.9	5.5

a/ Se refieren a 1980, salvo vivienda (1970). Ver especificaciones de cada indicador en publicación original.

... Información no disponible

Fuente: MIPPE (1981).

Cuadro 5
MORTALIDAD INFANTIL POR REGIONES DE PLANIFICACION
1968 - 1975

Regiones	1968	1971	1973	1975
	Probabilidades de morir por mil nacidos vivos			
Metropolitana.....	38	32	27	22
Occidental.....	50	46	40	33
Central.....	64	56	48	38
Oriental.....	59 ^{a/}	60	62	56
País.....	49	43	36	29

^{a/} 1969.

Las regiones son agrupamientos bastante heterogéneos de poblaciones cuyo riesgo diferencial ponen de manifiesto las otras variables disponibles para el análisis.

Mortalidad infantil por provincias

A pesar de una general tendencia al descenso, la mortalidad infantil tiene aún importantes contrastes por provincias en 1975-1976 (cuadro 6). Panamá y Los Santos se encuentran en condiciones más favorables, con tasas cercanas a 20 por mil. También las tasas derivadas de estadísticas vitales identifican a estas provincias como de baja mortalidad relativa (22 y 26 por mil, respectivamente). En el otro extremo, la población de las provincias de Veragua, Bocas del Toro y Darién tienen una mortalidad 2-3 veces mayor, que se ubica en tasas de 50 a 60 por mil. Las provincias restantes aparecen con una mortalidad bastante homogénea, con tasas variables entre 30 y 40 por mil. Como en el caso de la región Oriental, a la cual es casi equivalente, las estimaciones de la provincia de Darién deben ser descartadas, aunque las de los últimos años probablemente sean reales.

Cuadro 6
MORTALIDAD INFANTIL POR PROVINCIAS, 1966-1976

Provincias	1966-1969	1970-1972	1973-1974	1975-1976
Probabilidades de morir por mil nacidos vivos				
Bocas del Toro.	59	58	54	48
Coclé.....	53	46	39	33
Colón.....	52	46	43	38
Chiriquí.....	49	45	37	30
Darién.....	58	58	61	58
Herrera.....	57	53	45	36
Los Santos.....	51	39	33	23
Panamá.....	35	30	24	18
Veraguas.....	80	71	61	49

Las estimaciones de las tendencias de la mortalidad infantil en el período 1966-1969 a 1975-1976 muestran que la reducción ha sido general en todas ellas. Al comienzo del período, sólo la provincia que comprende la capital ha llegado a una mortalidad de 35 por mil, que el resto del país va a alcanzar parcialmente un decenio después. Predominan en las restantes provincias tasas superiores a 50 por mil, que en Veraguas se supone que alcanzan a 80 por mil. La intensidad del descenso es similar en términos absolutos, pero con excepciones. Los Santos tiene una baja acentuada, que la acerca a la mortalidad de la provincia capital, y también ella es marcada en Veraguas, lo que hace que su diferencia con Bocas del Toro desaparezca aunque Veraguas permanece en un grupo de alta mortalidad relativa.

La mortalidad infantil según el grado de urbanización

En América Latina la población urbana, en especial en la capital nacional, constituye un contexto socioeconómico muy diferente al sector rural, con niveles de vida más favorables en el primero de ellos. Se ha descrito que en general hay una sobremortalidad infantil rural, aunque su magnitud es bastante variable (Behm, 1980).

Guerra (1981) ha encontrado en Panamá una sobremortalidad infantil rural en 1966-1975, que tiende a reducirse por una mayor baja de la mortalidad rural (34 por ciento) que la urbana (22 por ciento). En el sector rural la reducción ha sido similar en el componente neonatal y en el post-neonatal, en tanto que en la población urbana ha sido mayor en la mortalidad post-neonatal (40 por ciento) que en la neonatal (10 por ciento), por lo cual esta última forma la parte mayor de la mortalidad infantil.

Las estimaciones de la tasa de mortalidad infantil para el período en estudio, en ambas poblaciones, junto con las correspondientes tasas basadas en estadísticas vitales, se presentan en el cuadro 7 (9).

Cuadro 7

ESTIMACIONES DE LA MORTALIDAD INFANTIL EN POBLACION URBANA Y RURAL
1968-1976

Año	Población urbana		Año	Población rural	
	Estadist. vitales	Estimación indirecta		Estadist. vitales	Estimación indirecta
Por mil nacidos vivos					
1968,3	31	34	1968,1	48	60
1971,4	33	29	1970,9	46	54
1973,8	27	23	1973,4	39	46
1976,0	28	18	1975,7	34 ^{a/}	38

^{a/} Promedio 1975 y 1977.

La comparación de las tasas estimadas indirectamente y las de registro muestra que probablemente las primeras representan mejor el contraste urbano/rural en 1968, corrigiendo a la omisión que era mayor en el sector rural. La aseveración es probablemente cierta para 1975 en el sector rural, pero las estimaciones para las zonas urbanas son demasiado bajas. De este modo (y esta observación vale para todo el análisis que sigue), las estimaciones obtenidas con el método de Trussell probablemente representan aceptablemente el curso de la mortalidad infantil en la población

rural, pero subestiman las tasas en años recientes en la población urbana, aumentan el diferencial urbano/rural y acentúan artificialmente el descenso de la mortalidad en la zona urbana.

El conjunto de datos disponibles muestra que en 1968 la población rural estaba expuesta a una mortalidad infantil (60 por mil) que casi duplica la del sector urbano (cerca de 35 por mil). Hacia 1975-1976 el descenso ha sido mayor en la primera, a un nivel aproximado de 35 por mil, en tanto que en el área urbana el progreso ha sido menor y la tasa probablemente esté próxima a 30 por mil. Es decir, la brecha urbano/rural tiende a reducirse. Si se descarta el año anómalo de 1976, los datos basados en estadísticas de registro indican que la tendencia al estacionamiento es creciente.

La clasificación dicotómica urbano/rural mezcla en cada una de estas categorías a poblaciones que son bastante heterogéneas. Para un mejor análisis se han definido cinco contextos espaciales en la misma dimensión urbana/rural, con los siguientes criterios:

CONTEXTOS URBANOS:

1. CIUDAD PRINCIPAL: comprende la capital del país y las localidades urbanas de los distritos aledaños de Alcalde Díaz, San Miguelito y Las Cumbres.
2. CIUDADES SECUNDARIAS: Incluye la población de ciudades 5000 a 500 000 habitantes, cuyos recursos prestan servicios a una zona geográfica mayor (10).
3. RESTO URBANO: Localidades urbanas de 1500 a 5000 habitantes.

CONTEXTOS RURALES:

4. RURALIDAD MEDIA. Localidades rurales de los distritos que tiene menos de 70 por ciento de población rural o, si este porcentaje es mayor, cuya distancia a una ciudad secundaria es menor que 40 km por carretera transitable todo el año (hormigón, asfalto o revestida).
5. RURALIDAD ALTA: Localidades rurales de los distritos con 70 por ciento o más de población rural y cuya distancia a una ciudad secundaria es mayor que 40 km por carretera transitable todo el año.

La mortalidad infantil se encuentra asociada al grado de ruralidad (cuadro 8). En 1968 el proceso de baja se encontraba más avanzado en el contexto que incluye la metrópoli de Panamá, con tasas cercanas a 30 por mil. El resto del sector urbano tiene tasas situadas entre 40 y 50 por mil, que es mayor en los sectores menos urbanizados. La población rural muestra dos niveles de mortalidad bien diferentes: la menos rural, cercana a 50 por mil y la más rural, cercana a 80 por mil.

Cuadro 8
MORTALIDAD INFANTIL POR CONTEXTOS ESPACIALES
1967 - 1976

Contextos	1967-1969	1970-1971	1973-1974	1975-1976		
Por mil nacidos vivos						
URBANOS						
Ciudad principal.	29	23	17	13	X	U
Ciudad secundaria	39	37	31	28	3	NB
Resto urbano.....	48	41	37	30	X	
RURALES						
Ruralidad media..	54	48	41	34	7	R
Ruralidad alta...	78	71	62	48	3	38

El descenso hasta 1975-1976 muestra una característica favorable: es más intenso en los contextos de mayor mortalidad. El curso en la ciudad capital, según los datos de estadísticas vitales, es hacia un lento descenso que acerca las tasas a 20 por mil. Con excepción del contexto de más alta ruralidad, el resto del país converge hacia una mortalidad de 30 por mil, con muy pequeñas diferencias entre los contextos (11). En la parte más rural la baja ha sido pronunciada de acuerdo con las estimaciones obtenidas: de 78 a 48 por mil, pero esta población es aun de una mortalidad claramente mayor en el país.

Mortalidad infantil de regiones de planificación por contextos especiales

Los datos de esta doble clasificación se presentan en el cuadro 9. La pequeña región Oriental ha sido excluida. El contexto ciudad principal sólo existe en la región Metropolitana.

Cuadro 9

MORTALIDAD INFANTIL DE REGIONES DE PLANIFICACION POR CONTEXTO ESPACIAL

Regiones y contextos	1967-1969	1970-1971	1973-1974	1975-1976
REGION METROPOLITANA				
Ciudad principal...	28	23	17	13
Ciudad secundaria..	34	35	33	33
Resto urbano.....	45	34	36	33
Ruralidad media....	47	41	36	29
Ruralidad alta.....	74	67	58	45
REGION OCCIDENTAL				
Ciudad secundaria..	41	39	32	29
Resto urbano.....	42	37	39	33
Ruralidad media....	50	47	40	34
Ruralidad alta.....	67	60	50	36
REGION CENTRAL				
Ciudad secundaria..	43	37	28	21
Resto urbano.....	49 ^{a/}	--	32	23
Ruralidad media....	61	54	46	38
Ruralidad alta.....	81	74	66	51

^{a/} Promedio de q(1) 54 y 44, para los años 1966,5 y 1969,7.

En cada una de las regiones, la tasa de mortalidad infantil es creciente con el grado de ruralidad. Hay, sin embargo, peculiaridades en cada región. En 1975-1976 en la región Occidental la intensidad de la baja es más acentuada en la extrema ruralidad y produce una notable homogeneidad

relativa en el riesgo de morir del niño. En la región Metropolitana es notoria la incorporación de la población rural más cercana a las ciudades a la más baja mortalidad del sector urbano. Por fin, en la región Central, esta última convergencia no se produce y son distinguibles tres niveles: ruralidad alta, ruralidad media y sector urbano.

Desde otro punto de vista, si se comparan las regiones dentro de cada contexto espacial, se observa que la mortalidad infantil tiende en general a homogeneizarse en los sectores urbanos, sin grandes diferencias entre regiones. En cambio, en los sectores rurales, en especial el de mayor ruralidad, la diferencias entre regiones es más marcada y las poblaciones rurales de la región Central son las que tienen mayor mortalidad.

Las diferencias descritas requieren mayor estudio con datos locales; pueden estar influidas por el carácter de las estimaciones y las variaciones del grado de urbanización/ruralidad en el período de estudio.

5. LAS DIFERENCIAS DE LA MORTALIDAD INFANTIL ASOCIADAS A VARIABLES SOCIOECONOMICAS

Mortalidad infantil por nivel de instrucción de la madre

Numerosos estudios han mostrado que la mortalidad infantil está asociada negativamente al nivel de instrucción formal de la madre. En América Latina ha sido descrita en el estudio de 15 países realizado en CELADE con métodos indirectos aplicados a los censos de población de la década del 70, (Behm, 1980). También fue encontrada en el análisis de encuestas de fecundidad (Arriaga, 1980; Chackiel, 1982) de países en desarrollo.

En Panamá, Guerra (1981), utilizando los datos de la Encuesta Nacional de Fecundidad, encontró para el período 1940-1974 que en los hijos de madres con menos de 6 años de escolaridad, la probabilidad de morir antes del año de edad es 65.8 por mil, la cual desciende a 36.7 por mil en las mujeres con mayor escolaridad. La diferencia persiste, aunque es variable, en todas las edades de la mujer y se observa tanto en medio rural como urbano. Chackiel (1982), utilizando la misma fuente, ha estimado estas probabilidades en forma de una gradiente que disminuye de 107.1 por mil en los hijos de mujeres analfabetas a 28.3 por mil cuando la instrucción alcanza a 10 o más años.

Los mecanismos mediante los cuales la educación materna (y también paterna) afectan a la sobrevivencia del niño han sido objeto de mucha discusión (World Bank, 1981). Es innegable la acción directa que tiene el mayor conocimiento impartido por la instrucción para el mejor cuidado del niño, sano y enfermo. Caldwell (1980) ha insistido, sin embargo, fundado inicialmente en la experiencia obtenida en África, que la superación del analfabetismo significa que la mujer adquiere una nueva y más moderna visión

del mundo en que vive, un rol familiar más efectivo en superar tradiciones que afectan negativamente la sobrevivencia del niño y una capacidad de aprovechar mejor las oportunidades que el sistema de salud le puede brindar. Todo ello, según Caldwell, indicaría que la educación tiene una acción propia sobre la mortalidad infantil, más allá de ser un indicador del nivel de vida. En todo caso, no debe olvidarse que la educación formal es parte del consumo ampliado (que se agrega al consumo básico necesario para asegurar la sobrevivencia) y que como tal el acceso a la educación está socialmente determinado y de hecho severamente discriminado por clases sociales. Aun en un país como Panamá, que ha alcanzado notables progresos en la educación, la asociación de esta variable con el contexto socio-ocupacional y el grado de ruralidad es bien evidente. En tal sentido, los contrastes de la mortalidad infantil por educación de la madre indican uno de los eslabones mediante el cual la clase social actúa sobre el proceso salud-enfermedad.

Las estimaciones de la mortalidad infantil que se han obtenido (cuadro 10, gráfico 2) muestran la estrecha asociación con el conjunto de determinantes sociales que expresa el nivel educacional de la mujer. En 1966-1969 la tasa de mortalidad asciende de 21 a 80 por mil a medida que la educación materna desciende. Es una característica favorable que en todos los grupos la mortalidad baje en el decenio 1966-1976, descenso que es mayor (en forma absoluta) en los grupos de mayor mortalidad. Sin embargo, al término del lapso en estudio, los hijos de mujeres analfabetas tienen siempre un riesgo de morir 4 veces mayor que los de mujeres favorecidas con una mayor educación. Es interesante anotar que en los grupos con educación primaria aún incompleta (4-6 años), la mortalidad tiende a acercarse a la de mujeres de mayor nivel de instrucción.

Cuadro 10

MORTALIDAD INFANTIL SEGUN NIVEL DE INSTRUCCION DE LA MUJER,
1966-1976

Años de escolaridad	1966-1969	1970-1971	1972-1974	1975-1976
	Por mil nacidos vivos			
Ninguno	80	74	68	60
1-3	58	55	48	43
4-6	40	36	32	26
7-9	23	-	21	22
10 y más	21	-	18	15

MORTALIDAD INFANTIL SEGUN NIVEL DE INSTRUCCION DE LA MUJER
1965-1976

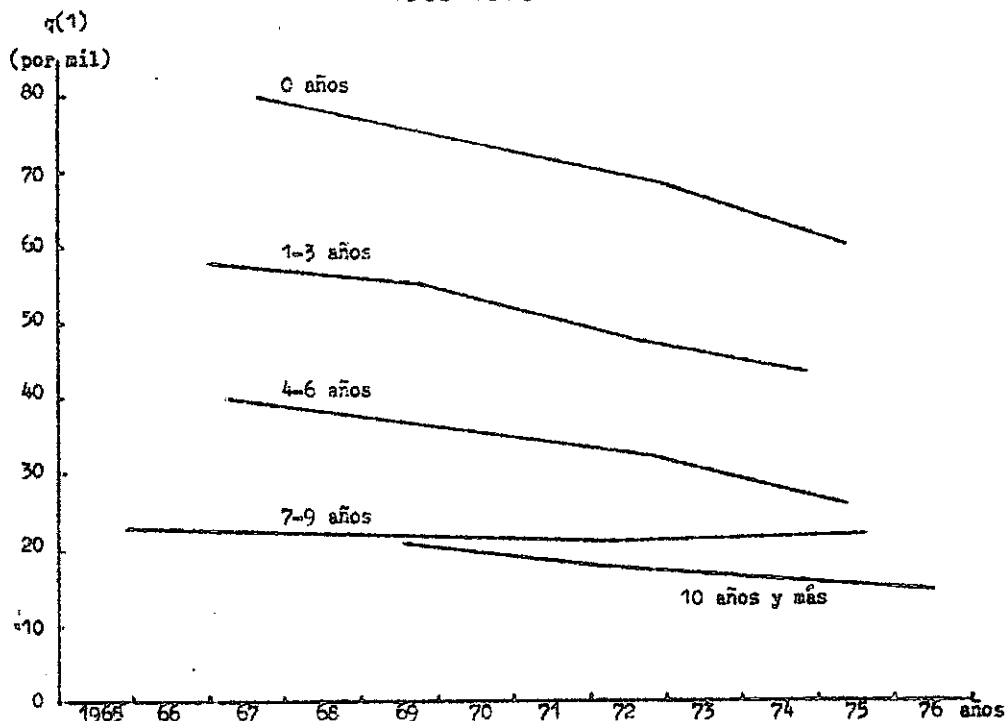
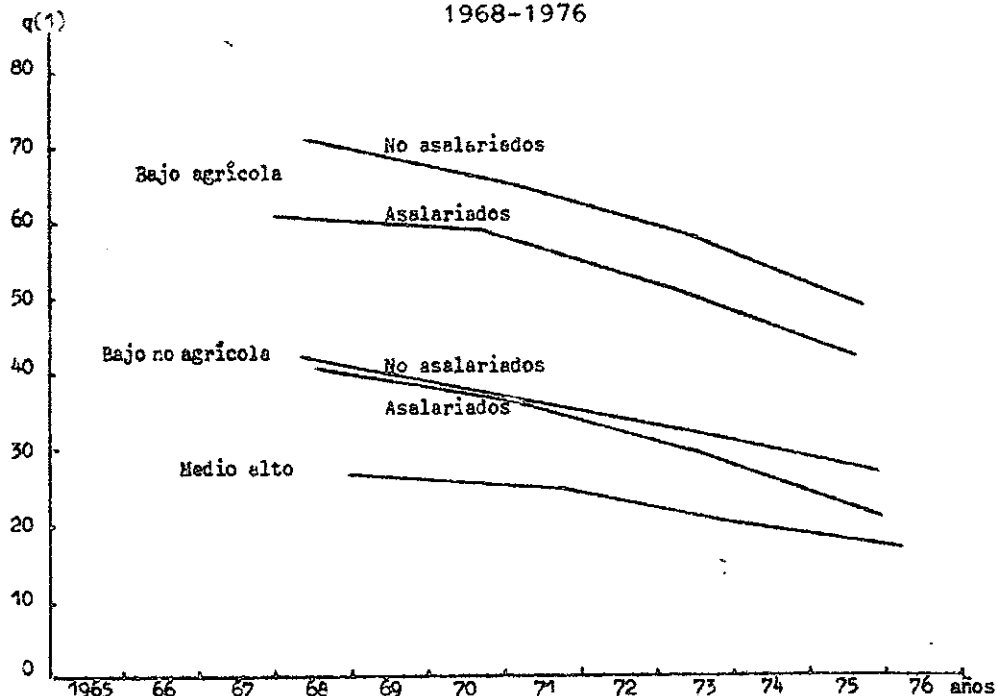


Gráfico 3

MORTALIDAD INFANTIL SEGUN ESTRATOS SOCIO-OCUPACIONALES
1968-1976



Fuentes: Cuadros 10 y 11.

Como ya se ha advertido, las cifras anteriores se refieren sólo a la población no indígena. En cuanto a la indígena, que en su gran mayoría es analfabeta, hay razones para pensar que la mortalidad infantil sea en ella aún mayor.

Mortalidad infantil por estratos socioeconómicos

Los datos censales referentes a la ocupación no permiten reconocer clases sociales y sus fracciones, pero han hecho posible construir estratos socio-ocupacionales que reflejan en parte las condiciones ligadas a la inserción del jefe del hogar en el proceso productivo y que afectan a la mortalidad infantil. Se han utilizado los datos referentes a rama de actividad económica, ocupación y categoría ocupacional. Con los criterios que se indican en el anexo 2 se han formado un estrato medio-alto y un estrato bajo; este último se subdivide según que la actividad se desarrolle en el sector agrario o no, y de acuerdo a la condición de asalariado o no asalariado. La clasificación se refiere al jefe del hogar; cuando éste no pertenecía a la población económicamente activa, se eligió al miembro del hogar que es pariente del jefe y económicamente activo. Los grupos que no pudieron ser clasificados comprenden el 16 por ciento de las mujeres en edad fértil. La mortalidad infantil en este grupo es intermedia, más parecida a la de los grupos bajos no-agrícolas, por lo que se piensa que no debe introducir sesgos en la mortalidad de los grupos cuyo estrato ha sido identificado.

Las características principales de los estratos socio-ocupacionales son las siguientes:

1. ESTRATO MEDIO-ALTO (25 por ciento de las mujeres en edad fértil) (12). Es más bien un grupo de nivel medio, formado principalmente por empleados en funciones no-manuales (oficinistas, dependientes de tienda, etc.) y profesionales y técnicos (sobre todo profesores y maestros). Comprende un grupo de patronos (contratan fuerza de trabajo), incluyendo propietarios agrícolas, así como directivos superiores. En base a la mediana de ingreso y educación, y otros elementos de status, se incluye también una parte menor de trabajadores por cuenta propia, que son comerciantes y vendedores, y trabajadores en servicios personales.
2. ESTRATO BAJO, NO AGRICOLA. Los ASALARIADOS (28 por ciento) incluyen a todas las ocupaciones rotuladas como artesanos, operarios y obreros, en actividades manuales no agrícolas, que trabajen por un salario, tanto en la producción de bienes como de servicios. Los NO ASALARIADOS (8 por ciento), son trabajadores por cuenta propia y comprenden la

mayoría de comerciantes, vendedores, conductores de medios de transporte y trabajadores en servicios personales que no fueron incluidos en el estrato medio-alto. Es un grupo heterogéneo, que incluye verdaderos artesanos pero también un subproletariado en actividades a menudo denominadas marginales.

3. **ESTRATO BAJO, AGRICOLA.** Los ASALARIADOS (6 por ciento), grupo formado por los trabajadores que viven de un salario en la agricultura, ganadería, pesca, etc. Es una categoría heterogénea, que seguramente incluye asalariados en empresas capitalistas típicas, campesinos semi-proletarizados y grupos marginales agrícolas (González y Ramírez, 1980). Los NO ASALARIADOS (18 por ciento), aparentemente corresponden al campesinado, que se supone predominantemente minifundista y dedicado al autoconsumo (Errázuriz, 1982). Se desconoce la extensión de tierra que poseen y otros datos que habrían sido importantes para su clasificación. Tampoco se sabe si los campesinos que trabajan parcialmente, se autodeclaran asalariados o no asalariados.

Las estimaciones de la tasa de mortalidad infantil se presentan en el cuadro 11 y gráfico 3.

Cuadro 11

MORTALIDAD INFANTIL POR ESTRATOS SOCIO-OCUPACIONALES, 1968-1976

Estrato socio-ocupacionales	1968	1970-1971	1973-1973	1975-1976
	(por mil nacidos vivos)			
MEDIO ALTO.....	27	25	20	17
BAJO NO AGRICOLA				
Asalariados.....	41	36	29	21
No asalariados.....	42	37	32	27
BAJO AGRICOLA				
Asalariados.....	61	59	51	42
No asalariados.....	71	65	58	49
NO CLASIFICADO.....	47	36	31	25

Las estimaciones muestran que hacia 1968 la inserción del jefe del hogar en el proceso de producción definía tres distintos niveles de mortalidad del niño. El estrato medio-alto había llegado ya entonces a una mortalidad infantil cercana a 30 por mil (habida consideración de la subestimación de las cifras, principalmente urbana). Los trabajadores manuales no-agrícolas se sitúan en un nivel mayor, de 40 por mil, sin neta distinción entre el sector asalariado y no-asalariado. Los grupos insertos en la producción agrícola tienen un claro exceso de mortalidad (tasas de 61-71 por mil) y los grupos campesinos muestran siempre mayores tasas que los asalariados.

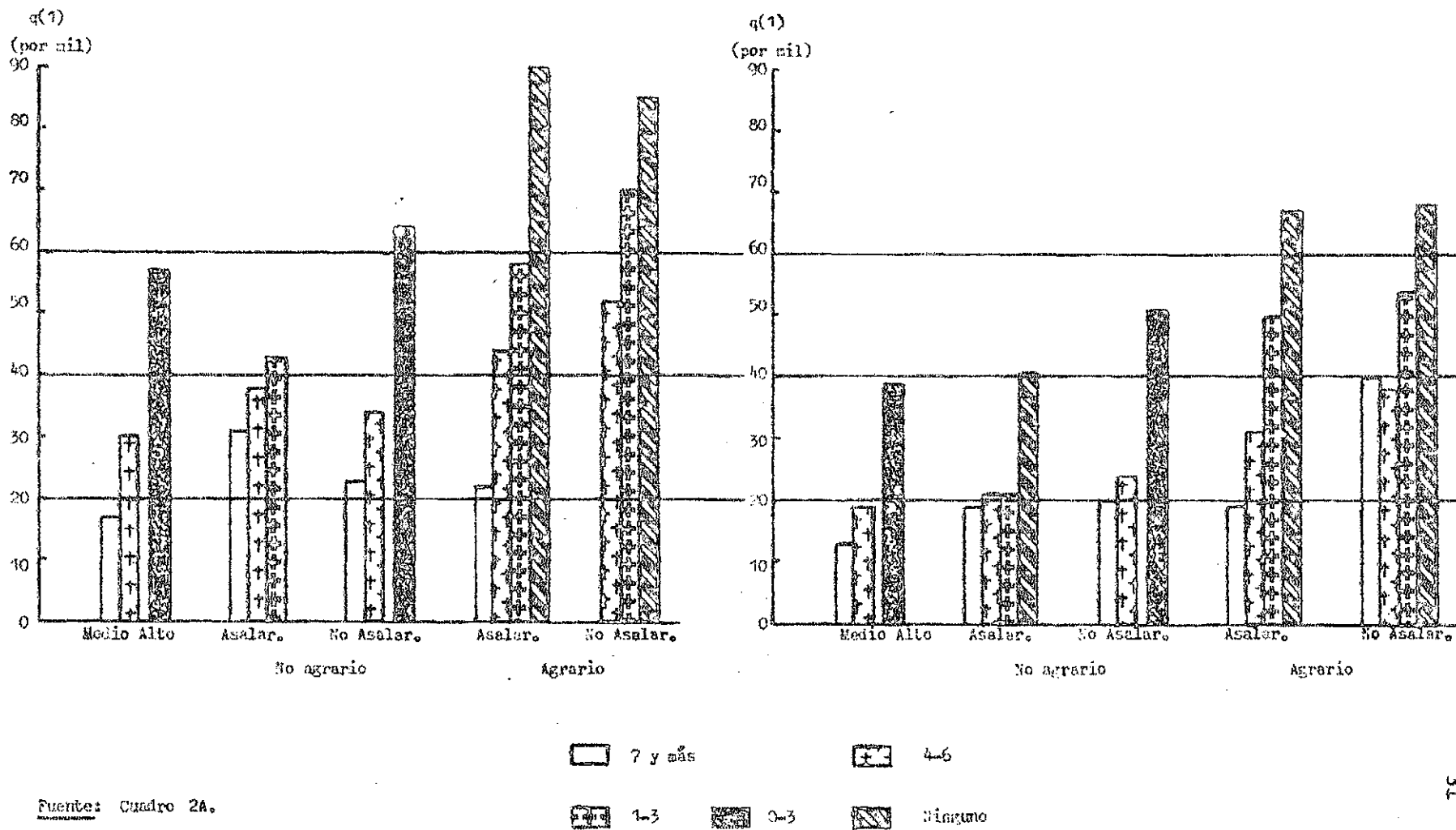
El fenómeno de mayor reducción absoluta de la mortalidad en los grupos de mayor mortalidad inicial también es observable aquí, aunque el sector agrícola mantiene su atraso en la reducción de las tasas. En los grupos de trabajadores manuales asalariados que no están en actividades agrícolas, la mortalidad habría tenido un mayor descenso y está muy cercana a los niveles relativamente bajos del estrato medio-alto.

La mortalidad infantil por estratos socio-ocupacionales y educación

Estas dos variables sociales están obviamente correlacionadas. El promedio de años de estudios de las mujeres en edad fértil, que es 9.7 años en el estrato medio-alto, baja a 7.0 en el bajo no-agrícola (sin diferencias entre asalariados y no asalariados), a 4.6 años en los asalariados del sector agrícola y alcanza sólo a 3.0 en los no asalariados. Las características ocupacionales del jefe del hogar son una aproximación a su inserción en el proceso de producción social, a la cual están asociadas diferentes condiciones materiales de vida, incluyendo modalidades del consumo; la educación forma parte del consumo ampliado (para distinguirlo del consumo básico) a que el grupo familiar ha tenido acceso efectivo. Todo este conjunto de condiciones, a su vez, influye en la sobrevivencia del niño.

Las dos variables sociales mencionadas identifican en Panamá poblaciones con muy distinta mortalidad infantil (gráfico 4, cuadro 2-A). En los estratos medio-alto y bajo en actividades no agrícolas (que son principalmente urbanos), los hijos de mujeres con 4 o más años de educación tienen tasas bastante homogéneas y bajas, cercanas a 20 por mil, sin diferencias entre grupos asalariados y no asalariados. Es posible que la educación, aunque referida a la mujer, identifique en el estrato bajo a hogares en mejores condiciones de vida. El riesgo de morir del niño sube a 40-50 por mil si la madre es analfabeta o semi-analfabeta, con la notoria excepción del estrato asalariado no agrícola.

Gráfico 4
MORTALIDAD INFANTIL POR ESTRATOS SOCIO-OCUPACIONALES Y NIVEL DE INSTRUCCION DE LA MUJER
1966-1976



Fuente: Cuadro 2A.

En los grupos insertos en la producción agraria, las tasas son mayores, aun controlando por el nivel de educación materna. Sólo los hijos de mujeres con 7 y más años de educación y que pertenecen al estrato asalariado tienen un riesgo bajo y similar a los grupos anteriores. En todos los restantes los excesos son marcados y las tasas se encuentran, aun al final del período en estudio, entre 50 y casi 70 por mil cuando la madre tiene menos de 4 años de educación, sin distinción entre campesinos y asalariados. En cambio, cuando la madre ha alcanzado un mayor nivel de educación, la mortalidad del niño tiende a ser menor en los asalariados que en los no asalariados del sector agrícola.

La comparación con las estimaciones para 1966-1968 muestra que la baja de la mortalidad infantil ha afectado a todas las subpoblaciones que se han descrito, aún aquellas que se encuentran en las condiciones más desfavorables. En los trabajadores no agrícolas, de predominio urbano, la reducción ha sido mayor en los grupos de más alta educación, en especial en el grupo de asalariados.

Nota: Las páginas 33 a 36 no existen, porque por error de enumeración se pasó de la página 32 a la 37. Continúa capítulo 6.

6. LAS DIFERENCIAS DE LA MORTALIDAD INFANTIL ASOCIADAS A VARIABLES GEOGRAFICAS Y SOCIOECONOMICAS

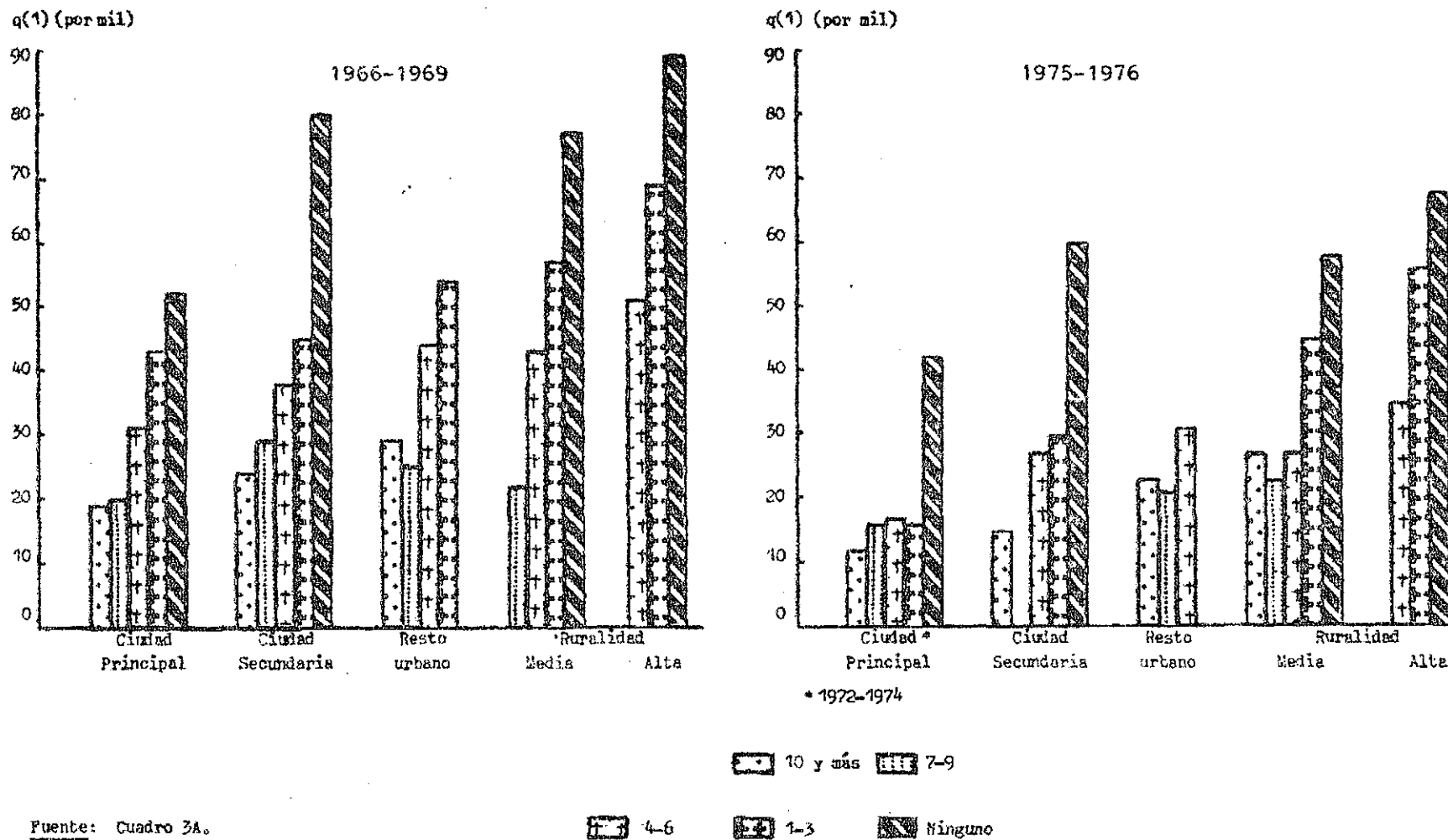
Mortalidad infantil de los contextos espaciales según educación de la mujer

El grado de ruralidad y el nivel de escolaridad, como ya se ha mostrado, están asociados a la mortalidad infantil; ambas variables, a su vez, están correlacionadas. La proporción de mujeres de 15-49 años que tienen menos de 4 años de educación en el sector urbano, según el censo de 1980, crece de 6 por ciento en la ciudad de Panamá, a 8 por ciento en las ciudades secundarias y a 14 por ciento en el resto urbano. En los contextos rurales alcanza a 26 por ciento en ruralidad media y a 59 por ciento en ruralidad alta. El gráfico 5 (cuadro 3A) presenta las estimaciones por esta combinación de variables, y se puede apreciar que el efecto de la educación en la mortalidad infantil depende del contexto espacial.

La mortalidad infantil en los hijos de mujeres que han tenido la oportunidad de alcanzar la educación secundaria tiene tasas que no sobrepasan 25 por mil, las cuales tienden a ser aún menores en la capital del país. Es también importante hacer notar que este último contexto, la baja mortalidad se observa incluso en los hijos de mujeres con apenas 1-3 años de educación. Por el contrario, los niños que nacen de mujeres analfabetas constituyen un grupo de alto riesgo (tasas de 20-60 por mil) que, fuera de la capital nacional, son tan altas como las de la población rural. Estos grupos, no obstante, son muy minoritarios en la población residente en ciudades.

Gráfico 5

MORTALIDAD INFANTIL POR CONTEXTOS ESPACIALES Y POR NIVEL DE INSTRUCCION DE LA MUJER
1966-1976



Fuente: Cuadro 3A.

Controlado el efecto de la educación, la residencia rural está asociada a substanciales aumentos de la mortalidad del niño. En los niños que nacen de madres con 1-3 años de educación, las tasas suben de 16 por mil en la capital nacional a 45 en el contexto ruralidad media y a 56 por mil en las poblaciones más rurales. Los mayores riesgos (68 por mil) se observa en los hijos de mujeres analfabetas que pueblan las áreas más rurales.

La comparación con las estimaciones para 1966-1969 muestra que el proceso de baja de la mortalidad infantil en Panamá en el decenio 1966-1976 ha permeado todos los contextos espaciales y los niveles de educación, incluyendo los grupos de más alto riesgo. Hay también una tendencia a disminuir las marcadas diferencias que, en cada contexto, se asocian con la educación. No obstante, al final del período en estudio, persisten considerables diferencias, que pueden ir de 15 por mil en los grupos de mayor educación que residen en la capital del país a 68 por mil en los hijos de analfabetas en regiones más rurales. Sin embargo, las poblaciones que muestran mayor rezago en el tránsito a niveles de baja mortalidad, parecen constituir grupos cada vez menores.

Mortalidad infantil en los contextos espaciales según el estrato socio-ocupacional

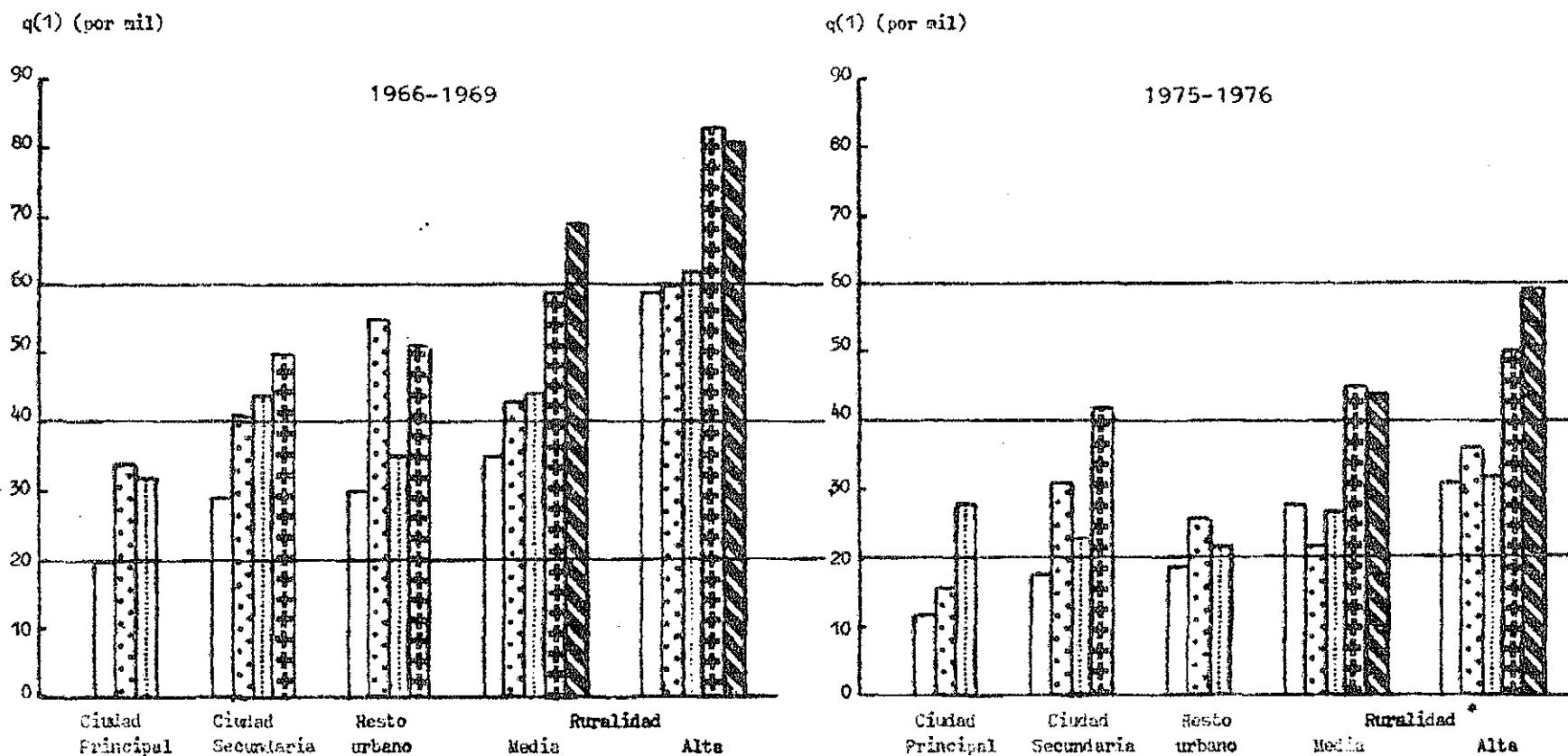
El gráfico 6 (cuadro 4A) muestra que la mortalidad infantil está asociada fundamentalmente al hecho que el jefe del hogar se inserte o no en la producción agrícola, a lo cual se agrega un efecto negativo de la mayor ruralidad.

En los estratos medio-alto y bajo no agrícola, las tasas se sitúan en 20-25 por mil en todos los contextos, excepto ciudad principal y alta ruralidad, sin diferencias sistemáticas entre estos grupos socio-ocupacionales. En el sector más rural, las tasas son algo mayores (30 por mil), en tanto que el beneficio de residir en la capital nacional se expresa en tasas menores a 20 por mil. Sin embargo, el estrato bajo no asalariado (en parte formado por los grupos sociales que a menudo se designan como "marginales") muestra claro atraso respecto a la baja mortalidad infantil que prevalece en la capital.

A pesar de significativas reducciones en las tasas de los hijos de obreros agrícolas y de campesinos, la mortalidad se sitúa, al fin del decenio, aún en un nivel de 44-59 por mil. También es de interés anotar que en aquellos asalariados agrícolas que residen en ciudades secundarias, la

Gráfico 6

MORTALIDAD INFANTIL EN CONTEXTOS ESPACIALES SEGUN ESTRATO SOCIO-OCUPACIONAL
1966-1976



* 1972-1974

Fuente: Cuadro 4A.

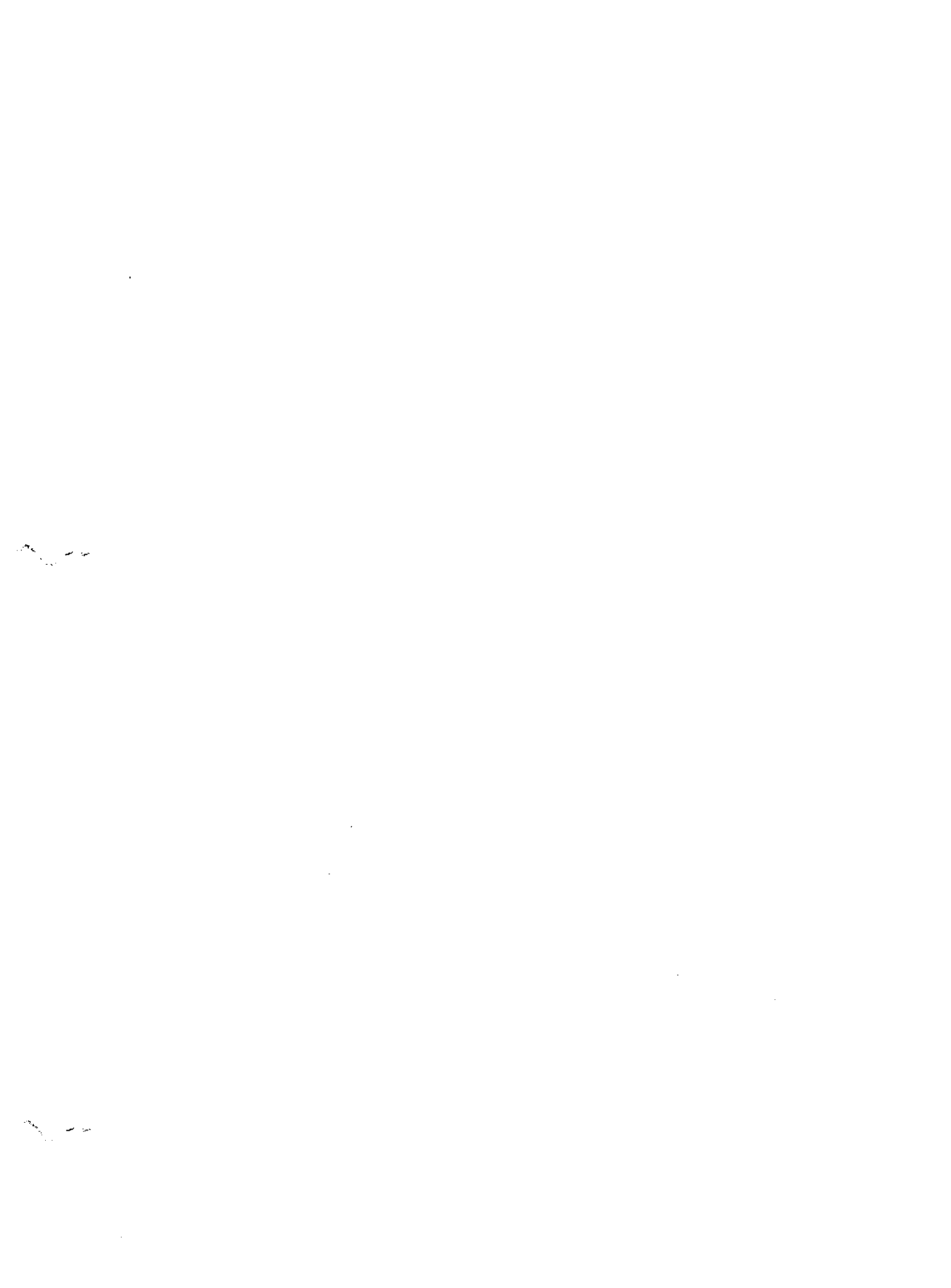
Medio alto
 No agrícola
 Asalar.
 No asalar.
 Agrícola
 Asalar.
 No asalar.

mortalidad infantil es la propia a su grupo socio-ocupacional, que aparentemente no se ha modificado con la ventaja de una residencia urbana. Considerando la alta mortalidad infantil que prevalece en el sector agrario, las diferencias observadas entre asalariados y no asalariados no parecen significativas ni sistemáticas.

La comparación con la mortalidad infantil existente en 1966-1969 muestra siempre el hecho favorable que la reducción ha alcanzado a todos los grupos que se ha sido posible identificar.

Mortalidad infantil de regiones de planificación según variables sociales y geográficas

Las estimaciones por regiones se presentan en los cuadros 5A y 6A, por su interés para la planificación regional. Las cifras deben ser interpretadas con cautela, en razón del menor tamaño de la muestra en las clasificaciones múltiples y de las limitaciones de los métodos indirectos de la mortalidad en las estimaciones geográficas. Salvo algunas excepciones, las características de la mortalidad infantil en las regiones pueden vincularse con diferencias en la educación materna, la estructura socio-ocupacional y el grado de ruralidad. Hay algunas peculiaridades que requieren mayor estudio con información adicional.



7. SINTESIS Y COMENTARIOS

La muerte del niño se produce por un curso desfavorable del proceso salud-enfermedad, que se origina mediante múltiples y complejos mecanismos biológicos, los cuales recientemente han sido sistematizados en diversos marcos de referencia destinados a explicar la muerte (Mosley, 1983; Beghin, 1981). Estos mecanismos, a su vez, son eslabones intermedios de un conjunto de situaciones determinantes que operan en el seno de la sociedad y dependen históricamente de los modos de producción que predominan en una sociedad concreta. La inserción del grupo familiar en el sistema de relaciones sociales será fundamental en determinar las condiciones de trabajo y el acceso a los beneficios de la producción social expresado en formas de consumo y condiciones concretas de vida (Laurell, 1978; Breihl, 1980). Por ello, la variable clase social será significativa en los estudios de mortalidad. Pero los diferenciales que así se detectan, requieren ser interpretados en el marco de las características históricas de cada formación social, considerando, entre otros, factores como los modos de producción existentes, el desarrollo de las fuerzas productivas, la inserción en el sistema económico mundial, el carácter de las políticas sociales imperantes (como salud, educación, por ejemplo), el nivel alcanzado por las luchas sociales, etc. Un análisis de tal naturaleza rebasa las posibilidades del presente estudio.

A pesar de las limitaciones de los datos y métodos utilizados, la investigación ha permitido obtener un valioso conjunto de información sobre la forma en que está ocurriendo el descenso de la mortalidad infantil en Panamá en diversos grupos sociales significativos, e identificar algunas de las condiciones a que están asociados los contrastes en el nivel y las tendencias de esta mortalidad.

En los capítulos precedentes se ha descrito con cierto detalle estas características, haciendo uso de diversas variables. Se trata ahora de sintetizar los resultados en forma de un panorama conexo de la epidemiología de la mortalidad infantil en el país en el decenio 1966-1976. Para ello se han seleccionado tres de las variables que se consideran más significativas: el grado de ruralidad, el estrato socio-ocupacional definido por el jefe del hogar y el nivel de escolaridad de la madre.

Los contextos espaciales han sido reducidos a tres:

- el Panamá metropolitano, formado por la capital nacional y algunas comunidades urbanas vecinas (contexto "ciudad principal");
- el resto de la población urbana, y
- la población rural.

En cada una de ellas se destacan los contrastes más relevantes de la mortalidad infantil, detectados en relación con las variables estrato socio-ocupacional y educación materna (13). Con fines prácticos, se designó a la mortalidad infantil que está por debajo de los 20 por mil nacidos vivos como tasas bajas, y a aquéllas que exceden de 40 por mil como mortalidad alta, todo ello relativo al nivel nacional de esta mortalidad en el país.

Mortalidad infantil en Panamá metropolitano

Este contexto espacial comprende la ciudad de Panamá y las localidades urbanas aledañas, de las cuales la más poblada es San Miguelito. Constituye el conglomerado humano de mayor desarrollo en el país, concentra sus principales actividades industriales y comerciales, es sede del poder político y posee los mayores recursos en la producción de servicios. Según las estimaciones hechas con los datos muestrales del censo de 1980, el 45 por ciento de su población femenina en edad fértil pertenece al estrato ocupacional medio-alto y el 75 por ciento ha alcanzado la educación media o superior. De hecho, en tanto que la metrópoli panameña tiene el 35 por ciento de la población nacional de mujeres de 15-49 años, concentra el 48 por ciento de aquéllas con 7 y más años de escolaridad y el 55 por ciento de la población femenina que pertenece al estrato medio-alto.

Favorecido en el país por las mejores condiciones de desarrollo económico y social, el Panamá metropolitano ostenta también una situación más

favorable de la mortalidad infantil, caracterizada por a) tasas relativamente bajas, b) una cierta homogeneidad de los riesgos de muerte en los grupos sociales que se han identificado y c) tendencias a que se modere el descenso de la mortalidad.

La tasa de mortalidad infantil obtenida con métodos indirectos para 1976 es 13 por mil, lo que, obviamente es una subestimación; es más probable el nivel de 20 por mil que dan las estadísticas vitales para la ciudad de Panamá en 1980. En todo caso, está definitivamente por debajo de la media nacional (estimada en 30 por mil en 1980) y es muy inferior a las tasas de mortalidad que existían en el país en otras poblaciones, como se comenta más adelante.

Las estimaciones disponibles (gráfico 5, cuadro 3A) señalan también que en 1975-1976, con las excepciones que se indican, las diferencias de mortalidad en los hijos de mujeres de distintos niveles de escolaridad eran bastante limitadas y también los contrastes entre el estrato medio-alto y los asalariados no agrícolas (tasas entre 12 y 17 por mil). Esta situación no existía diez años antes, cuando la mortalidad en los hijos de asalariados urbanos alcanzaba 34 por mil y en los de madres semianalfabetas llegaba a 43 por mil. Tal cambio resulta de una disminución más marcada de la mortalidad infantil en aquellos grupos sociales de la ciudad de Panamá que están en condición socio-económica más adversa. Este proceso favorable habría alcanzado, de acuerdo a los datos disponibles, aun a las mujeres con sólo 1-3 años de educación.

Las excepciones a estas tendencias corresponden a dos grupos minoritarios: el estrato bajo no-asalariado en actividades no agrícolas (cuyas mujeres constituyen el 9 por ciento del total) y las mujeres analfabetas, que sólo son el 2 por ciento. La mortalidad infantil es cercana a 30 por mil en el primer grupo y a 40 por mil en el segundo, duplicando las tasas del resto de la población de la metrópoli. Es un grupo que corresponde probablemente al sector menos calificado de la fuerza de trabajo (aun considerando que el dato de educación se refiere a las mujeres del hogar y no al jefe de la familia). En cuanto a su inserción productiva, se trata de trabajadores que no están en el seno de relaciones de producción capitalista. Estos grupos, erróneamente llamados marginales, corresponden más bien a un subproletariado cuyas características han sido descritas repetidamente en América Latina (Margulis, 1980). Sus deficientes condiciones de vida, en relación con la naturaleza de su ubicación en el proceso de producción, se corresponden bien con la mayor mortalidad infantil observada en esta población. Probablemente el grupo recibe el aporte de inmigrantes a la ciudad. Es interesante anotar que la mortalidad infantil de mujeres analfabetas y residentes en Panamá metropolitano es, en todo caso, inferior a la de grupos similares que viven en el resto del país, en los cuales las tasas se aproximan a 60 por mil.

Los logros en la reducción de la mortalidad infantil en la capital del país merecen ser destacados. Como en otras ciudades principales de América Latina se observa que, a pesar de las condiciones contradictorias que ellas muestran en su desarrollo, las condiciones de vida y trabajo y la accesibilidad a los mayores servicios (incluyendo salud) que estas capitales concentran, pueden determinar substanciales reducciones de esta mortalidad. En el ámbito nacional, este progreso tiene alcance más limitado. Aunque se estima que en Panamá metropolitano reside el 31 por ciento del total de mujeres en edad fértil, a causa de su menor fecundidad, ellas procrean el 28 por ciento de los nacimientos del país, que serían los beneficiarios de este progreso.

La tercera característica de la población que residen en este conglomerado urbano se refiere al menor descenso de la mortalidad infantil en los años más recientes. Los promedios trienales de las tasas basadas en estadísticas vitales, para la ciudad de Panamá, son los siguientes:

1968-1970	29.5 por mil	22.0
1973-1975	23.0	9.1
1978-1980	20.9	

Esta es una tendencia que requiere mayor estudio porque, como se ha dicho anteriormente, aunque la tasa es relativamente baja, excede a la de los países latinoamericanos que han hecho mayores progresos (Cuba y Costa Rica) y casi triplica las tasas observadas en los países más avanzados del mundo.

La mortalidad infantil en la población urbana no metropolitana

Este segmento de la población comprende el 19 por ciento del total de mujeres en edad fértil del país; la gran mayoría reside en las llamadas "ciudades secundarias" (10). Sus niveles educacionales son intermedios entre Panamá metropolitano y la población rural, aunque más cercanos a los primeros. Se estima que esta población genera el 16 por ciento de los nacimientos nacionales.

Los gráficos 5 y 6 muestran que en la población urbana no metropolitana los grupos sociales más favorecidos (mujeres con 7 o más años de educación o pertenecientes al estrato medio-alto) alcanzan una mortalidad

infantil que en general no excede 20 por mil. Aunque esta población no tiene el beneficio de residir en la capital nacional sino en ciudades menores, la inserción social del grupo familiar parece asegurar un cuidado aceptable de la salud del niño.

Cuando la educación materna no ha superado la instrucción primaria o bien cuando el jefe del hogar no es un trabajador agrícola, la mortalidad del niño tiende a 30 por mil y se acerca a la de los grupos similares de residencia rural. Hay dos grupos minoritarios, en cada uno de los cuales se estima que está el 4 por ciento de las mujeres de este sector urbano no metropolitano, en los cuales la mortalidad infantil es alta y no parece beneficiarse de las ventajas de una residencia urbana. Son los hijos de mujeres analfabetas (tasa 60 por mil) y de jefes de hogar que son asalariados agrícolas (42 por mil).

Estos contrastes, significativos aun después de haber controlado las variables educación y estrato socio-ocupacional, sugieren que las marcadas disparidades en el desarrollo socio-económico que se han descrito en Panamá, se presentan aun en el seno de la población de las ciudades. No obstante, la comparación con las tasas al comienzo de la década en estudio, señala notable progreso en el descenso de la mortalidad en todos los grupos considerados.

La mortalidad infantil en los sectores rurales

La característica general de las poblaciones rurales de Panamá es una alta mortalidad infantil, sobre todo en comparación con el Panamá metropolitano. Sin embargo, esta situación no es homogénea y se encuentra asociada con el grado de ruralidad, los niveles de escolaridad y la inserción del jefe del hogar en el proceso productivo. Estos factores, a su vez, explican en parte la mayor mortalidad de la población rural.

Desde luego es evidente que la familia inserta en la producción agraria está expuesta a una mayor mortalidad infantil (gráfico 6). Controlado el efecto del contexto espacial, este grupo tiene un exceso de 60-100 por ciento respecto a grupos que laboran en actividades no agrícolas; este diferencial está probablemente asociado a los diferentes niveles educacionales de estos grupos. En el contexto de mediana ruralidad, la condición de asalariado o no del trabajador agrícola no parece impactar la mortalidad del niño. En cambio, en las regiones más rurales las tasas son mayores en familias campesinas y son cercanas a 60 por mil al final del lapso en estudio.

Esto señala el efecto de un segundo factor: el grado de ruralidad. Como ya se ha dicho, él expresa la mayor o menor accesibilidad física a centros urbanos, con todo lo que eso significa en las formas de vida económica, social y cultural de la población residente en el campo. Pues bien, si se controla el efecto del estrato socio-ocupacional, la tasa de mortalidad infantil es mayor, en 10-60 por ciento para cada uno de ellos, si se trata de residentes en comunidades de alta ruralidad. Similares excesos se observan si se comparan ambos contextos controlando el efecto de la educación materna (gráfico 5).

Nótese que en cada contexto de ruralidad, no se observan grandes ni sistemáticas diferencias entre los grupos sociales definidos por la ocupación (medio alto y asalariado) en el caso de actividades no agrícolas. Las tasas, sin embargo, llegan a duplicar los valores observados en los respectivos estratos de la población que reside en comunidades urbanas, en especial en el Panamá metropolitano. Estos contrastes están asociados, seguramente, a la distinta composición de cada uno de estos estratos socio-ocupacionales. En la capital nacional se supone que el grupo medio alto englobe una mayor proporción de altos directivos, dueños de medios de producción, profesionales y técnicos de mayor nivel, en tanto que en las poblaciones rurales predominan empleados en el sector estatal de servicios y del comercio. En cuanto a los obreros, también es dable suponer que en la metropoli haya una mayor calificación de la fuerza de trabajo asalariada.

Ya se ha hecho notar el rol de la baja o nula educación materna en los mayores riesgos de muerte del niño en el sector rural (gráfico 5). Pone de manifiesto la accesibilidad menor de las clases sociales predominantes en el campo y de los sectores más rurales. De este modo, la asociación de alta ruralidad con analfabetismo materno, por ejemplo, identifica un grupo con una mortalidad infantil de 70 por mil.

Las tasas de mortalidad que se han estimado se refieren a la población no indígena. Algunas estimaciones para la población indígena hacen pensar que en ellas la mortalidad es mayor. Esta población reside en su mayoría en el contexto de alta ruralidad y es de muy baja o nula escolaridad. Su necesaria inclusión debe aumentar los contrastes de mortalidad infantil que se han mencionado.

La comparación con las estimaciones hechas sobre la mortalidad infantil para 1966-1969 señala un hecho positivo: el proceso de descenso se observa en todos los grupos de población que se han identificado, aun en aquellos en situación más adversa, aunque en éstos el descenso ha sido proporcionalmente menor. La situación era entonces mucho más crítica. La mortalidad infantil alcanzaba tasas de 60-80 por mil en las poblaciones rurales que tenían menos de 4 años de educación o bien que se ocupaban en la producción agrícola.

Las variables que el censo de población proporciona permiten sólo una aproximación muy gruesa al cúmulo de condicionantes de la mortalidad del niño y a los diferenciales que ellos ocasionan en los diversos grupos sociales en la población. La categoría de asalariados agrícolas, por ejemplo, agrupa a personas que venden su fuerza de trabajo en condiciones muy variables, lo que significa que la naturaleza de la labor, su participación en el valor producido y las condiciones objetivas de vida así determinadas son también variables. De igual modo, el trabajador agrícola por cuenta propia puede explotar su tierra desde la condición de economía precaria de autoconsumo y subsistencia hasta situaciones más favorables dentro de su categoría de pequeño propietario. Se han descrito además muchas modalidades de trabajo en la transición de formas pre-capitalistas a capitalistas de producción (Margulis, 1980). Todas estas situaciones condicionan formas de reproducción social distintas y niveles de mortalidad infantil variables.

Lo fundamental que emerge del análisis es que los trabajadores agrícolas y los campesinos son uno de los grupos remanentes más importantes de mortalidad infantil elevada en Panamá al fin de la década del 70. Se estima que en 1980 los contextos rurales comprenden el 45 por ciento de la población femenina en edad fértil. Sus bajos niveles de escolaridad, que expresan su acceso restringido a los beneficios al desarrollo social y económico, hacen que el 81 por ciento de las mujeres de 15-49 años que tienen menos de 4 años de educación, del país, residan en las regiones rurales. Las condiciones de alta mortalidad infantil determinan simultáneamente que su fecundidad sea también elevada, lo cual a su vez es un factor de mayor mortalidad infantil. Hacia 1980 se estima que esta población femenina en edad fértil, analfabeta o semianalfabeta, residente en regiones rurales formaba el 16 por ciento del total nacional y procreaba aproximadamente el 20 por ciento de los nacimientos. En este grupo expuesto a una mortalidad infantil cercana a 60 por mil, probablemente ocurren cerca de 40 por ciento de las muertes nacionales de esta edad.

Desde otro punto de vista, a pesar de los progresos para ampliar la cobertura del sistema de salud (Ministerio de Salud, 1982) persiste, de acuerdo a un informe reciente (Caja de Seguro Social, 1982) una distribución de recursos que favorece al sector urbano: la densidad de médicos y enfermeras es 15 y 11 veces mayor (respectivamente) en este sector en relación con la población rural (14).

Estas disparidades en salud y educación no son sino facetas de un problema más general, recientemente discutido por Miró (1983). Ella puso en evidencia la necesidad de superar un modelo de desarrollo que ha llevado a una concentración indebida de los recursos y beneficios en la capital, generando a su vez una concentración demográfica por migración interna. El

presente estudio contribuye a identificar las desigualdades ante la muerte en el primer año de vida aún existentes en Panamá entre diversos grupos sociales, información que debiera orientar las medidas destinadas a superarlas.

N O T A S

- (1) La mortalidad infantil es mayor en las madres muy jóvenes y en los primeros nacimientos, lo que puede conducir a sobreestimaciones si se utiliza este grupo de edad. Además es el grupo en el cual el tamaño de la muestra es menor (por la baja fecundidad) y es más frecuente la falta de declaración de hijos tenidos y sobrevivientes.
- (2) Un ejemplo detallado de esta etapa se encuentra en Behm (1980).
- (3) Por otra parte, utilizando la encuesta demográfica retrospectiva de Panamá (RETROEDEP), realizada de agosto a octubre de 1976, Trussell y Hill (1980) estimaron $q(x)$ por la variante Trussell, modelo Oeste. Las estimaciones para $q(1)$, equivalentes a las del presente trabajo, son 51.4 por mil con el modelo de edad para el año 1972.3 y 41.2 para 1973.0, utilizando el modelo duración de la unión. Esta última cifra es más coincidente con las otras estimaciones disponibles.
- (4) La población indígena tiene niveles de vida mucho más bajos que la población no indígena. Su mortalidad fue estimada aplicando las probabilidades de muerte de ésta última, por grupos de años de estudio, a la estructura por nivel de instrucción de la población indígena. Se trata sin duda de una subestimación. Las estimaciones derivadas de una pregunta independiente sobre muertes tempranas, hecha en la población indígena, llevan a niveles mucho mayores de mortalidad.
- (5) En un estudio similar hecho en Cuba (Behm y Ramos, 1981), país en el cual la baja de la fecundidad ha sido mucho más intensa que en Panamá, se dispuso de datos de dos encuestas con cinco años de espaciamiento,

lo que permitió estudiar el efecto de este factor utilizando cohortes sintéticas. Este efecto fue de subestimación de la mortalidad, pero de alcance muy limitado. La $q(2)$ varió de 33.7 a 35.1 por mil con la corrección.

- (6) La comparación del modelo Oeste de Coale-Demeny, utilizado en el estudio, con la mortalidad en los primeros años de vida en la tabla de vida de 1975 mostró que en esta última las $q(x)$, hasta la edad $x=5$, tienen tendencia a crecer con más intensidad que en la tabla modelo. Todos los valores resultan subestimados, en base a los datos censales, pero la subestimación es menor para $x=1$, por lo cual se decidió seleccionar el valor ${}_1q_0$ en la descripción de la mortalidad en los primeros años de vida, pero estimada en base a los valores $q(2)$, $q(3)$ y $q(5)$ que fueron observados. Trussell y Hill (1980), en el análisis de la encuesta demográfica de Panamá de 1976, encontraron que los cuatro modelos de Coale-Demeny llevaban a resultados similares.
- (7) Las estimaciones del grado de omisión del registro de defunciones de menores de un año, que es el problema fundamental, son variables según los métodos empleados por diversos autores (Médica y Guerra, 1978; Médica y Chackiel, 1981; García, 1982). Las tasas del cuadro 3, comparadas con las de estadísticas vitales, señalan que la omisión ha descendido de casi 50 por ciento en 1950-1955 a menos de 20 por ciento hacia 1980.
- (8) Las tasas de Mesoamérica están incluidas especialmente por México, que tiene la mayor población del grupo. En Centroamérica y el Istmo, Panamá y Costa Rica forman una subregión de mortalidad menor que los países restantes (Behm, 1981).
- (9) En el censo, la población urbana es definida como la de localidades de 1 500 habitantes o más, que disponen de servicio de luz eléctrica, acueducto público, sistema de alcantarillado, calles pavimentadas y aceras; facilidades de asistencia a colegios secundarios, establecimientos comerciales, centros sociales y recreativos. Estas características pueden ser de toda la localidad o de parte de ella.
- (10) El contexto "ciudad secundaria" comprende dos ciudades mayores: Colón (67 mil habitantes en 1970) y David (35 mil) y once ciudades más pequeñas con poblaciones de 5-15 mil habitantes (Changuinola, Penonomé, Aguadulce, La Concepción, Puerto Armuelles, Chitré, Las Tablas, Los Santos, Arraijan, La Chorrera y Santiago).

- (11) Se dispone de datos de estadísticas vitales en la ciudad de Colón, la segunda del país. De acuerdo a ellos, la tasa de mortalidad infantil al comienzo de la década del 70 era casi de 60 por mil, reducida a 21 por mil en 1980. Si esta serie no está afectada por el error de incluir nacimientos y defunciones ocurridas en la ciudad pero en residentes fuera de ella y el registro es razonablemente completo, los datos señalarían una notable reducción en una de las ciudades que caen en la categoría de secundarias en la definición de contextos.
- (12) La población femenina y los nacimientos han sido estimados mediante el método de hijos propios, a partir de la misma muestra del censo de población que se ha utilizado en el estudio de mortalidad (MIPPE y CELADE, 1983). Se utiliza solamente la distribución porcentual derivada de estas estimaciones, porque las cifras absolutas están afectadas por la omisión censal. El grupo "residual" en la clasificación del estrato socio-ocupacional fue distribuido proporcionalmente.
- (13) No se dispone del cruce contexto espacial, estrato socio-ocupacional y educación materna, por lo cual la discusión identifica separadamente en los contextos espaciales, los grupos sociales según nivel de escolaridad o por estrato socio-ocupacional.
- (14) La atención médica, aunque importante, es sólo uno de los factores que determinan la mortalidad. Su alcance ha sido recientemente examinado en diversos contextos históricos (UIESP, 1983). Resulta ilustrativo citar el caso de Costa Rica, analizado por Rosero (1983). En la década del 70, en un período de auge económico y en el seno de políticas de extensión de beneficios sociales, una intensa baja de la mortalidad infantil aparece asociada a la extensión de la atención primaria de salud en las poblaciones rurales. La tasa en 1981 es de 18 por mil.

A N E X O 1

C U A D R O S

Cuadro 1-A
ESTIMACIONES DE LA TASA DE MORTALIDAD INFANTIL, 1950-1980,
PANAMA Y REGIONES SELECCIONADAS

Año	Panamá	América Latina	Meso- América	Países de- sarrollados
Tasas por mil nacidos vivos				
1950-1955	100	128	118	58
1955-1960	79	114	105	41
1960-1965	66	102	94	32
1965-1970	54	92	85	26
1970-1975	43	82	75	22
1975-1980	32	71	65	19
1980-1985	-	63	56	17

Fuente: Dirección de Estadística (Panamá) y MIPPE-CELADE (1983)
United Nations Population Division (1982)

Cuadro 2A

MORTALIDAD INFANTIL POR ESTRATOS SOCIO-OCUPACIONALES Y NIVEL DE INSTRUCCION DE LA MUJER, 1966-1976

Estratos socio- ocupacionales y años de instrucción	1966-1968	1969-1971	1973-1974	1975-1976
MEDIO ALTO				
0-3	57	51	50	39
4-6	30	29	23	19
7 +	17	17	14	13
NO AGRICOLA				
Asalariado				
0	-	66	55	41*
1-3	43	46	32	21
4-6	38	33	29	21
7 +	31	26	23	19
No asalariado				
0-3	64	57	60	51
4-6	34	31	26	24
7 +	23	23	23	20
AGRICOLA				
Asalariado				
0	90	89	79	67
1-3	58	60	53	50
4-6	44	43	38	31
7 +	-	31	30	19
No asalariado				
0	85	79	76	68
1-3	70	65	60	54
4-6	52	49	45	38
7 +	-	41**	40	40

Cuadro 3A
MORTALIDAD INFANTIL EN CONTEXTOS ESPACIALES POR EDUCACION DE LA
MUJER, 1966-1976

Contextos espaciales y años de escolaridad	1966-1969	1970-1971	1972-1974	1975-1976
<i>a</i> CIUDAD PRINCIPAL	29	23	17	13
0 años	52	43	42	-
1-3	43	38	25	16
4-6	31	24	21	17
7-9	20	-	18	16
10 y más	19	19	15	12] ^x 13
<i>b</i> CIUDAD SECUNDARIA	39	37	31	28
0 años	80	84	74	60
1-3	45	51	36	30
4-6	38	-	31	27
7-9	29	27	26	-
10 y más	24	22	23	15
<i>x</i> RESTO URBANO	48	41	37	30
0 años	-	-	-	-
1-3	54	47	36	-
4-6	44	39	37	31
7-9	25	-	22	21
10 y más	29	-	28	23
<i>a</i> RURALIDAD MEDIA	54	48	41	34
0 años	77	69	65	58
1-3	57	-	47	45
4-6	43	39	34	27
7-9	22	-	23	23
10 y más	-	27	27	27] ^x 25
<i>b</i> RURALIDAD ALTA	78	71	62	48
0 años	89	83	75	68
1-3	69	66	66	56
4-6	51	47	46	35

Cuadro 4A

MORTALIDAD INFANTIL EN LOS CONTEXTOS ESPACIALES SEGUN
ESTRATO SOCIO-OCUPACIONAL, 1966-1976

Contextos espaciales y estrato socio-ocupacional	1966-1969	1970-1971	1972-1974	1975-1976
CIUDAD PRINCIPAL				
Medio-alto.....	20	-	16	12
No agrícola asalariado...	34	30	22	16
No asalariado...	32	25	26	28
CIUDAD SECUNDARIA				
Medio-alto.....	29	24	19	18
No agrícola asalariado...	41	40	37	31
No asalariado...	44	46	37	23
Agrícola asalariado.....	50	51	44	42
RESTO URBANO				
Medio-alto.....	30	30	23	19
No agrícola asalariado...	55	39	31	26
No asalariado...	35	35	26	22
Agrícola asalariado.....	51	59	53	-
RURALIDAD MEDIA				
Medio-alto.....	35	36	34	28
No agrícola asalariado...	43	37	30	22
No asalariado...	44	37	30	27
Agrícola asalariado.....	59	58	52	45
No asalariado...	69	61	54	44
RURALIDAD ALTA				
Medio-alto.....	59	49	42	31
No agrícola asalariado...	60	63	51	36
No asalariado...	62	54	53	32
Agrícola asalariado.....	83	66	50	-
No asalariado...	81	76	69	59

Cuadro 5A
MORTALIDAD INFANTIL POR REGIONES^{a/} DE PLANIFICACION SEGUN
ESTRATO SOCIO-OCUPACIONAL, 1966-1976

Regiones planificación y estratos socio - ocupacional	1966-1969	1970-1971	1972-1974	1975-1976
REGION METROPOLITANA				
Medio-alto.....	23	20	16	13
No agrícola asalariado..	37	33	27	20
No asalariado..	32	30	30	27
Agrícola asalariado.....	58	56	52	45
No asalariado..	73	65	57	49
REGION OCCIDENTAL				
Medio-alto.....	32	28	23	19
No agrícola asalariado..	38	36	32	26
No asalariado..	47	42	31	23
Agrícola asalariado.....	59	58	52	46
No asalariado..	60	55	47	39
REGION CENTRAL				
Medio-alto.....	40	40	34	29
No agrícola asalariado..	54	46	33	22
No asalariado..	51	42	34	29
Agrícola asalariado.....	67	61	44	25
No asalariado..	74	67	61	51

^{a/} Se excluye Región Oriental por insuficiencia de datos.

Cuadro 6A

MORTALIDAD INFANTIL POR REGIONES, SEGUN GRADO DE RURALIDAD Y
NIVEL DE INSTRUCCION

Región. Contexto. Educación	1966-1969	1970-1971	1972-1974	1975-1976	
REGION METROPOLITANA					
Ciudad Principal	0-3	46	40	-	-
	4-6	30	24	21	17
	7-9	20	19	18	16
	10 +	20	17	14	11
Ciudad secundaria	0-3	-	-	-	-
	4-6	40	40	35	27
	7-9	30	30	31	-
	10 +	22	21	22	18
Resto urbano	0-3	-	-	-	-
	4-6	47	38	34	33
	7-9	29	20	-	19
Ruralidad media	0-3	54	48	-	45
	4-6	39	-	31	24
	7-9	23	-	26	26
	10 +	21	17	18	20
Ruralidad alta	0-3	80	-	64	56
	4-6	57	55	54	40
	7 +	-	-	-	-
REGION OCCIDENTAL					
Ciudad secundaria	0-3	-	76 (1972)	64	56
	4-6	35	33	31	31
	7-9	29	23	18	19
	10 +	37	24	16	13
Resto urbano	0-3	-	-	-	-
	4-6	40	34	31	30
	7-9	-	-	-	-

(Continúa)

Cuadro 6A

MORTALIDAD INFANTIL POR REGIONES, SEGUN GRADO DE RURALIDAD Y
NIVEL DE INSTRUCCION (Conclusión)

Región. Contexto. Educación	1966-1969	1970-1971	1972-1974	1975-1976	
REGION OCCIDENTAL(Cont.)					
Ruralidad media	0-3	60	60	56	52
	4-6	40	-	31	25
	7-9	-	20	22	25
	10 +	20	23	22	19
Ruralidad alta	0-3	72	67	61	49
	4-6	49	41	34	20
	7-9	-	-	-	-
REGION CENTRAL					
Ciudad secundaria	0-3	54	53	36	26
	4-6	38	35	26	23
	7-9	28	21	17	16
	10 +	15	14	13	15
Resto urbano	0-3	78	62	58	50
	4-6	40	28	-	25
	7-9	20	-	16	23
Ruralidad media	0-3	75	66	57	51
	4-6	43	-	37	33
	7-9	10	-	17	14
	10 +	20	23	22	17
Ruralidad alta	0-3	85	81	76	69
	4-6	50	44	41	34
	7-9	-	-	-	-

FORMACION DE ESTRATOS SOCIO-OCUPACIONALES

Los criterios para la clasificación se fundan en:

- el status de la ocupación, clasificado en "medio-alto" y "bajo", según se indica más adelante.
- la condición de trabajo asalariado (persona que vende su trabajo por un salario, aunque no sea permanente) o no asalariado. Los primeros comprenden todas las categorías ocupacionales declaradas como empleados. Los no asalariados incluyen trabajadores por cuenta propia, socios de cooperativas o asociaciones comunales y trabajadores familiares no remunerados.
- la rama de actividad, distinguiendo "agrícola" y "no agrícola"

Los estratos socio-ocupacionales son cinco:

1. Medio-alto
2. Bajo no agrícola asalariado
3. Bajo no agrícola no asalariado
4. Bajo agrícola asalariado
5. Bajo agrícola no asalariado

En la población indígena todos fueron clasificados, por definición, en el estrato bajo.

La unidad de clasificación es el jefe del hogar que sea económicamente activo y el estrato se asigna a todos sus miembros (excepto empleados domésticos que se clasifican en el grupo bajo). Si el jefe del hogar es inactivo, se reemplaza por el miembro de mayor edad del hogar que sea económicamente activo y pariente del jefe. Los hogares que no pudieron clasificarse (falta de datos, no pertenece a PEA, busca trabajo por primera vez), fueron agrupados en una categoría residual.

La clasificación de las ocupaciones, a veces hecha considerando el nivel de instrucción y la mediana de ingreso mensual, es la siguiente:

MEDIO ALTO

Se clasifican aquí todas las personas que tienen la categoría de patrón (empleador), cualquiera sea la ocupación. En todas las otras categorías ocupacionales, comprende las ocupaciones siguientes, referidas a los grandes grupos de COTA:

- 0) Profesionales, técnicos y afines: todas
- 1) Gerentes, administradores y funcionarios de categoría directiva: todas.
- 2) Empleados de oficina y ocupaciones afines (OA): Los códigos 2000, 2001, 2003, 2010 a 2110, 200 a 2302, 2600 a 2612, 2620 a 2623 , 2631, 2640 y 2642.
- 3) Vendedores y OA: Los códigos 3001, 3002, 3101 a 3103, 3105, 3107, 3200 al 3326. En el código 3001, se excluye la categoría " cuenta propia".
- 4) Agricultores, ganaderos, pescadores, cazadores, madereros y OA : sólo las ocupaciones 4020, 4021 y 4410.
- 5) Conductores de medios de transporte y afines: sólo las ocupaciones 5300 a 53004.
- 9) Trabajadores en servicios personales y ocupaciones afines: sólo las ocupaciones con códigos 9010, 9011, 9100, 9101, 9329, 9812, 9920 y 9826

BAJO

-Todas las ocupaciones no incluidas en el estrato medio-alto y que pertenecen a los siguientes grandes grupos:

- 2) Empleados de oficina y OA
- 3) Vendedores y OA
- 4) Agricultores, ganaderos, etc.
- 5) Conductores de medios de transporte y OA
- 9) Trabajadores en servicios personales y OA

-Todas las ocupaciones de los siguientes grupos:

- 6) Artesanos y operarios relacionados con hilanderías, confección de vestuario, calzado, carpintería, industria de construcción y mecánica.
- 7) Otros artesanos y operarios
- 8) Obreros y jornaleros

FUENTES: Clasificación nacional de ocupaciones (COTA), 1980
 Clasificación industrial nacional uniforme de las actividades económicas.

BIBLIOGRAFIA

- Arriaga, E. (1980). Directed Estimates of Infant Mortality Differentials from Birth Histories. World Fertility Survey Conference, London, July 7-11.
- Beghin, Y., et.al. (1981). La mortalité aux jeunes ages: un essai d'approche explicative interdisciplinaire. Final Session on the Research Project on Infant and Child Mortality in the Third World, CICRED, Manila Philippines.
- Behm, H. y O. Ramos (1980). Cuba: la mortalidad infantil según variables socioeconómicas y geográficas, 1974. CELADE y Comité Estatal de Estadísticas (Cuba).
- Behm, H. (1980). Socioeconomic Determinants of Mortality in Latin America. Population Bulletin of the United Nations, No. 13.
- Behm, H. (1981). La mortalidad en América Central: realidad y perspectivas. Revista Centroamericana de Ciencias de la Salud, año 7, No.19.
- Brass, W. (1974), Métodos para estimar la fecundidad y la mortalidad en poblaciones con datos limitados. CELADE, Serie E. No. 14, Santiago, Chile.
- Breilh, J. (1980). Epidemiología: economía, medicina y política. Secretaría de Salud, República Dominicana.
- Caja de Seguro Social, Panamá (1982). Informe sobre una asesoría al programa materno infantil.
- Caldwell, J., (1981). Influence of Maternal Education on Infant and Child Mortality: Levels and Causes, Symposium on Literacy, Education and Health Development, Ann Arbor, Michigan, May 17-19.
- Coale, A.J., y Trussell, J. (1977). Determinación del período a que se aplican las estimaciones de Brass. Anexo a Preston, S.H. y A. Palloni. Estimaciones precisas de la mortalidad de tipo Brass con datos relativos a las edades de los hijos sobrevivientes. Boletín de Población de las Naciones Unidas, No. 10.
- Chackiel, J. y Taucher, E. (1979). Mortalidad al comienzo de la vida: Métodos de Sullivan, Feeney, Trussell y Brass. Documento de Trabajo para el Panel de América Latina, Santiago, Chile, 16-20 de julio de 1979. CELADE y Comité de Población y Demografía.
- Chackiel, J. (1981). Niveles y tendencias de la mortalidad infantil en base a la encuesta mundial de fecundidad. Notas de Población, CELADE No. 27.

- Chackiel, J., (1982). Niveles y tendencias de la mortalidad infantil en base a la Encuesta Mundial de Fecundidad: factores que afectan a la mortalidad en la niñez. Notas de Población, CELADE, Año X, No. 28.
- De la Cruz, R.E. de (1983). Evaluación y ajuste por omisión de los censos de población de 1970 y 1980 a nivel provincial. Segundo Seminario Nacional sobre Población y Desarrollo, Panamá, mayo.
- De León, M., (1981). Diseño de la muestra utilizada para dar avance de resultados del censo de población y vivienda de mayo de 1980. Dirección de Estadística y Censo, Panamá (informe interno).
- Dirección de Estadística y Censo (Panamá) y CELADE (1983). Tablas de mortalidad utilizadas en las proyecciones de población 1980-2010.
- Dirección de Estadística y Censo (1965 a 1981). Situación Demográfica. Estadísticas Vitales.
- Dirección de Estadística y Censo. Censo nacional de población de 1980. Cifras preliminares.
- Errázuriz, M. (1982). Comunicación personal.
- Feeney, G. (1980). Estimating Infant Mortality Trends from Child Survivorship Data. Population Studies, Vol. 34, No. 1
- García, A., (1982). Evaluación del censo de población de 1980 y proyecciones de la población por sexo y grupos de edades, 1950-2025. Seminario de Proyecciones de Población, CELADE, 4-13 octubre 1982. San José, Costa Rica.
- González, G. y Ramírez, V., (1980). Diferenciales socio-económicos de la fecundidad en América Latina. Análisis comparativo de Colombia, Costa Rica, Panamá, Paraguay y Perú, en base a la Encuesta Mundial de Fecundidad. CELADE.
- Guerra, F., (1981). Determinantes de la mortalidad infantil en Panamá (1940-1974). CELADE, Serie D: No. 99.
- Guerra, F., (1981). Comentarios en torno al crecimiento de la población y la reducción de la mortalidad en la República de Panamá. Ministerio de Salud, Oficina de Estudios de Población.
- Guerra, F., (1981). Interrelación entre la fecundidad y la mortalidad en Panamá: años 1966-1976. Ministerio de Salud, Oficina de Estudios de Población.
- Hill, K.H., Zlotnik, H. y Trussell, T.J., (1981). Demographic Estimation. A Manual of Indirect Techniques. National Academy of Sciences.
- Hill, K. (1981). An Evaluation of Indirect Methods for Estimating Mortality. IUSSP Seminar on Methodology and Data Collection in Mortality Studies, Dakar, Senegal, July, 1981.

- Laurell, C., (1977). Algunos problemas teóricos y conceptuales de la epidemiología social. Revista Centroamericana de Ciencias de la Salud, año 3, No. 6
- Margulis, M. (1980). Reproducción social de la vida y reproducción del capital. Colegio de México, (inédito).
- Médica, V. y Guerra, F. (1978). Proyecciones de la población de la República de Panamá por sexo y grupos de edades, años 1950-2000. Contraloría General de la República, Dirección de Estadística y Censo.
- ✓ Médica, V., y Chackiel, J., (1981). Panamá: la mortalidad y la fecundidad en el período 1950-1976. Dirección de Estadística y Censo (Panamá), CELADE y Academia Nacional de Ciencias de los Estados Unidos.
- Médica, V. (1978). Encuesta Demográfica Nacional de Panamá, años 1975-1976. Dirección de Estadística y Censo (Panamá).
- Médica, V. (1978). Encuesta Demográfica Nacional de Panamá, años 1975-1976. Contraloría General de la República, Dirección de Estadística y Censo, noviembre 1978.
- Ministerio de Planificación y Política Económica (1981). Diagnóstico del crecimiento poblacional de Panamá (documento de trabajo).
- Ministerio de Planificación y Política Económica, Panamá y CELADE (1983). Niveles y tendencias diferenciales de la fecundidad en Panamá, 1966-1976.
- Ministerio de Planificación y Política Económica, Panamá, Departamento de Población. Situación demográfica de Panamá. (Documento de trabajo) . Diciembre de 1981.
- Ministerio de Planificación y Política Económica, División de Planificación Social, Departamento de Población (1981). Diagnóstico del crecimiento poblacional de Panamá. (Documento de trabajo).
- Ministerio de Salud, Panamá, (1982). Memoria de julio 1981 a junio 1982.
- Miró, C., (1983). Situación demográfica y desarrollo económico - social en Panamá. Segundo Seminario Nacional sobre Población y Desarrollo, mayo, 1983.
- Mosley, H., (1983). Will Primary Health Care Reduce Infant and Child Mortality? A Critique of Some Current Strategies with Special Reference to Africa and Asia. IUSSP, Seminar on Social Policies, Health Policy and Prospects of Mortality. Paris, february 28 - march 1.
- Organización Mundial de la Salud (1981). World Health Statistics.

- Rosero, L. (1983). The Economic and Social Policies and Their Effects on Mortality: the Costarrican Case. International Union for the Scientific Study on Population (IUSSP), Seminar on Social Policies, Health Policy and Prospects for Mortality, Paris, Feb.28 - March 1.
- Trussell, T.J., (1975). A Re-Estimation of the Multiplying Factors for Brass Technique for Determining Childhood Survivorship Rates. Population Studies, Vol. 29, No, 1.
- Trussell, T.J., y Hill, K. (1980). Fertility and Mortality Estimation from Panamá, Retrospective Demographic Survey 1976. Pop. Studies, Vol.34 No. 3.
- Union Internationale pour l'Etude Scientifique de la Population (1983) . Seminaire sur l'influence des politiques sociales et de la santé sur l'evolution future de la mortalité. Paris, 28 Fevrier-4 Mars.
- United Nations, Population Division (1982). Infant Mortality Rates: Estimates and Projections by Country and Region, 1970-2000 (Draft).
- World Bank (1981). Symposium of Literacy, Education and Health Development, Ann Arbor, Michigan, March 17-19.

*
* *
*

Fórm. 621-350/Noviembre 1983

M. Chaverri M.-

