

FACTORES QUE AFECTAN A LA MORTALIDAD EN LA NIÑEZ

Juan Chackiel
(CELADE)

RESUMEN

El presente artículo tiene como propósito analizar diferenciales y detectar factores que afectan a la mortalidad en la niñez, con base en los datos obtenidos a partir de las encuestas de fecundidad que se llevaron a cabo en varios países en el marco de la Encuesta Mundial de Fecundidad. En particular, se trabaja con las encuestas de Colombia, Costa Rica, Panamá, Perú y República Dominicana.

La información disponible permite considerar tres tipos de variables explicativas: (a) las contextuales, relacionadas con el medio ambiente en que se desenvuelve la madre (área de residencia, región natural), (b) las socioeconómicas en base a características educativas y económicas de la madre y su último esposo, y a partir de la historia de embarazos de cada mujer se incluyen (c) factores biológicos, como ser la edad de la madre al nacimiento del hijo, el orden del nacimiento, el intervalo intergenésico, etc.

En la mayoría de las variables consideradas, los países tanto de alta como de baja mortalidad, presentan grandes desniveles en la mortalidad de los niños. En Panamá y Costa Rica hay sectores de población con tasas de mortalidad infantil de alrededor de 100 por mil nacidos vivos, mientras que en Perú superan 150 por mil (hijos de madres sin instrucción, clase baja agrícola, etc.).

Además de presentar los diferenciales, se realiza un ensayo metodológico mediante la aplicación a Costa Rica y Perú del modelo de Riesgo Proporcional que permite analizar los efectos de las variables actuando simultáneamente sobre la mortalidad al comienzo de la vida. En ese ejercicio se destacan por mostrar mayores desigualdades en el nivel de mortalidad, la "región natural" entre las contextuales, la "educación materna" entre las socioeconómicas, el "intervalo intergenésico" y la "edad de las madres al tener sus hijos" entre las biológicas.

< MORTALIDAD INFANTIL > < ENCUESTA MUNDIAL DE FECUNDIDAD > < MORTALIDAD DIFERENCIAL >

FACTORS AFFECTING INFANT MORTALITY

SUMMARY

The purpose of this paper is to analyze differentials and detect factors affecting infant mortality on the basis of data obtained from the fertility surveys undertaken in several countries in the frame of the World Fertility Survey, in particular the surveys carried out in Colombia, Costa Rica, Panama, Peru and Dominican Republic.

Three types of explanatory variables may be considered from the information available: (a) context variables related to the mother's environment (place of residence, natural region); (b) socio-economic variables based on the educational and economic characteristics of the mother and her last husband; and (c) biological factors (from each woman's pregnancy history), such as mother's age at birth of the child, order of birth, interbirth interval, etc.

The countries, whether with high or low mortality, present great differences in child mortality in most of the variables considered. In Panama and Costa Rica there are population sectors with infant mortality rates of around

100 per thousand live births, whereas in Peru these are over 150 per thousand (children from mothers without education, low agricultural strata, etc.).

Besides presenting the differentials, a methodological test is made through the application to Costa Rica and Peru of the Proportional Hazards Model which permits to analyze the effects of variables when acting simultaneously upon mortality in early childhood. The variables showing the highest disparities in the mortality level are: "natural region" among the context variables; "education of mother" among the socio-economic variables; and "interbirth interval" and "maternal age at birth of their children" among the biological ones.

<INFANT MORTALITY> <WORLD FERTILITY
SURVEY> <DIFFERENTIAL MORTALITY>

PRESENTACION

Este trabajo es la continuación del informe de los resultados de la investigación realizada por el autor mediante un acuerdo de colaboración entre el Centro Latinoamericano de Demografía (CELADE) y The Office of Population Research (OPR) de la Universidad de Princeton, dentro del proyecto de “Investigación sobre Tópicos Relevantes para Políticas a partir de Datos de la Encuesta Mundial de Fecundidad”, que se lleva a cabo en la OPR con el apoyo financiero de la Fundación Rockefeller. En el número 27 de Notas de Población se publicó la primera parte, referida a los niveles y tendencias de la mortalidad infantil.

Para la elaboración de los datos de esta etapa de la investigación, se contó con la inapreciable ayuda de Ozer Babakol y de Charles Hammerslough, programadores de OPR. Contribuyeron, por OPR, en el análisis de los resultados, los investigadores Bryan Boulier y Jane Menken. Desde luego, toda la responsabilidad por el contenido de este documento recae en el autor.

INTRODUCCION

Las Encuestas Nacionales de Fecundidad realizadas en el marco del programa de la Encuesta Mundial de Fecundidad (EMF) cuentan con información sobre la fecundidad y también sobre la mortalidad en la niñez. Este tipo de información es de una gran riqueza para estudiar los factores que afectan a la mortalidad en edades tempranas. Estas encuestas, además de posibilitar la clasificación de las madres según características socioeconómicas, culturales y el medio ambiente en que se desenvuelven, también permiten –a través de las historias de sus embarazos– considerar variables de tipo biológico tales como el orden del nacimiento, el intervalo intergenésico previo al nacimiento y la sobrevivencia del hijo anterior.

El presente estudio pretende usar todo ese cúmulo de datos en un intento por mejorar el conocimiento que se tiene sobre los factores que afectan a la mortalidad en la niñez. Para ello se seleccionaron cinco países de América Latina que han llevado a cabo este tipo de encuestas: Colombia (1976), Costa Rica (1976), Panamá (1975-76), Perú (1977-78) y República Dominicana (1975) (Véase en las referencias bibliográficas las citas de los informes generales correspondientes a cada país). Además de representar geográficamente las distintas áreas de la región, puede decirse, de acuerdo al estudio realizado sobre niveles y tenden-

cias de mortalidad infantil (Chackiel, 1981), que representan distintos comportamientos al respecto. El cuadro siguiente constituye un resumen de los niveles de mortalidad infantil estimados en base a los datos de la EMF:

Período aproximado	Tasa de mortalidad infantil (por mil)				
	Colombia	C. Rica	Panamá	Perú	R. Dominicana
1960-1964	84,2	91,4	59,0	123,6	102,6
1965-1969	75,9	71,0	53,5	107,4	97,1
1970-1974	68,1	58,0	40,2	103,3	84,8

Fuente: Chackiel, J.: "Niveles y tendencias de la mortalidad infantil en base a la Encuesta Mundial de Fecundidad" en *Notas de Población* No. 27, Celade, diciembre 1981.

El nombre que lleva este informe constituye un aspecto quizás polémico. Se ha preferido usar el término "afectan" y no "determinantes", debido a que se maneja un número restringido de variables, mientras que la realidad es mucho más compleja y probablemente otros factores —de los cuales no hay información disponible— juegan un rol importante en la determinación de los niveles y tendencias de la mortalidad en la niñez. Por otra parte, las variables consideradas no son independientes entre sí, y en muchos casos es posible que una de ellas dependa de otra de las analizadas o de una tercera no incluida en el análisis. Por ejemplo, si se piensa en el "nivel de instrucción de la madre" y en el "trabajo femenino", es muy difícil establecer qué variable es la determinante (sin duda están fuertemente asociadas entre sí), o si hay otro factor que las está condicionando. En este sentido, se prefieren términos como "afectan" o "variables asociadas" a la mortalidad en la infancia, en lugar de hablar de determinantes.

En primera instancia (capítulo II) se analizan los diferenciales de mortalidad, considerando generalmente las variables utilizadas en forma simple, sin trabajar con dos o más conjuntamente. Este examen es muy importante para apreciar la magnitud de los diferenciales, tomar decisiones sobre la mejor forma de desagregar la información, evaluar la calidad de los datos y detectar las categorías de muy alta mortalidad, lo que será de gran utilidad en el desarrollo de políticas destinadas a reducir la mortalidad en los primeros años de vida. Pero, por lo dicho

más arriba, el análisis de los diferenciales considerando cada variable aisladamente no sería suficiente, pues es probable que exista una interdependencia importante entre los factores considerados en la investigación. Así, en el capítulo III se aplica una técnica de análisis multivariante que permite obtener resultados a partir de la acción simultánea de todas las variables utilizadas. Para ello se recurre al modelo de "riesgo proporcional" (del inglés "proportional hazards") que se describe en el primer capítulo. En este sentido, el ejercicio que aquí se presenta puede considerarse como un ensayo metodológico, debido a que este modelo ha sido, hasta ahora, muy poco usado en la explicación de fenómenos demográficos y de la mortalidad en la niñez en particular.

I. EL MODELO DE "RIESGO PROPORCIONAL"

Este es un modelo de análisis multivariante que recientemente ha sido introducido en los estudios demográficos. Para una descripción más detallada puede recurrirse al documento de Jane Menken y otros (1980) y a un trabajo comparativo con otros métodos, elaborado por Trussell y Preston (1981).

El modelo propuesto analiza los efectos de las variables independientes simultáneamente, sin necesidad de separar la población en subgrupos, lo que sin duda es una gran ventaja cuando se trabaja con muestras pequeñas. Se utiliza la tabla de mortalidad con el supuesto de que el riesgo, para un individuo con una característica dada, es proporcional cualquiera que sea la duración (edad, en ese caso). En la tabla de mortalidad común, todo individuo tiene el mismo riesgo, mientras que en el modelo de "riesgo proporcional" éste depende de las características personales.

La siguiente es la expresión fundamental del modelo:

$$\mu_i(a) = e^{\alpha a} e^{\beta' Z_i}$$

donde:

$\mu_i(a)$ — tasa instantánea de mortalidad a la edad a para un individuo con característica Z_i ,

$e^{\alpha a}$ — mortalidad subyacente a todos los individuos de edad a ,

49

tegorías de educación, pero ahora para la condición urbano o rural. Las categorías serían 6 y por lo tanto se necesitan 5 parámetros:

$$\mu_i(a) = e^{\alpha_a} e^{\beta_1 Z_{i1} + \beta_2 Z_{i2} + \beta_3 Z_{i3} + \beta_4 Z_{i4} + \beta_5 Z_{i5}}$$

en que:

$Z_{i1} = 1$ si es rural con educación 4-6; $Z_{i1} = 0$ otra cosa

$Z_{i2} = 1$ si es rural con educación 7 y más; $Z_{i2} = 0$ otra cosa

$Z_{i3} = 1$ si es urbano con educación 0-3; $Z_{i3} = 0$ otra cosa

$Z_{i4} = 1$ si es urbano con educación 4-6; $Z_{i4} = 0$ otra cosa

$Z_{i5} = 1$ si es urbano con educación 6 y más; $Z_{i5} = 0$ otra cosa

El riesgo es relativo a "rural con 0-3 años de estudio", en cuyo caso todos los Z_i son iguales a 0. Por supuesto que el orden en que se ubican las categorías y variables no necesariamente debe ser el descrito, y podría haberse elegido otra categoría como base.

A partir de $\mu_i(a)$ se pueden derivar las otras funciones de la tabla de mortalidad (véase Menken, 1980). En el presente documento se trabaja con la mortalidad hasta 10 años de edad, siendo la salida del programa de computación los valores de l_x (sobrevivientes a la edad exacta x) de la tabla de mortalidad. Debido a que se hace el supuesto de proporcionalidad, en lo que sigue solamente se presentan los valores del complemento de l_1 y l_5 , es decir las probabilidades de morir hasta el primero y quinto año de vida [$q(1)$ y $q(5)$ respectivamente] observadas y ajustadas por el modelo. La tabla de mortalidad se construye con las defunciones clasificadas en los siguientes grupos de edades: menos de 1 mes, 1 a 2 meses, 3 a 5 meses, 6 a 11 meses, 12 a 23 meses, 24 a 59 meses, 60 a 119 meses. Solamente en el caso de la República Dominicana, por problemas de codificación, se trabaja con años enteros, usando para el primer año de vida un factor de separación de 0,32.

La metodología de construcción de tablas de mortalidad observadas, a partir de los datos de la EMF, ha sido descrita en detalle en el documento de Somoza (1980) que ha sido preparado como modelo metodológico.

Antes de finalizar con esta sección es necesario mencionar una limitación que afecta al modelo de “riesgo proporcional” y que se presenta en el trabajo de Trussell y Preston (1981). Se refiere al supuesto de proporcionalidad constante de los riesgos según la edad, lo que implica un paralelismo de las tasas instantáneas de mortalidad según la edad. Los autores mencionados han encontrado que se puede hallar un paralelismo aceptable a partir de los 2 años de edad, pero no para el primer año de vida. Aun así, teniendo conciencia de que en el fondo e^β (riesgo relativo) se refiere a la mortalidad de menores de 10 años, se prefirió aplicar el modelo para trabajar con un mayor número de datos (para estimar $q(1)$ se basa en las defunciones hasta los 10 años) y por las ventajas que ofrece el análisis multivariante. Más adelante se hace la comparación entre valores observados y valores estimados de la mortalidad infantil.

II. DIFERENCIALES DE LA MORTALIDAD AL COMIENZO DE LA VIDA

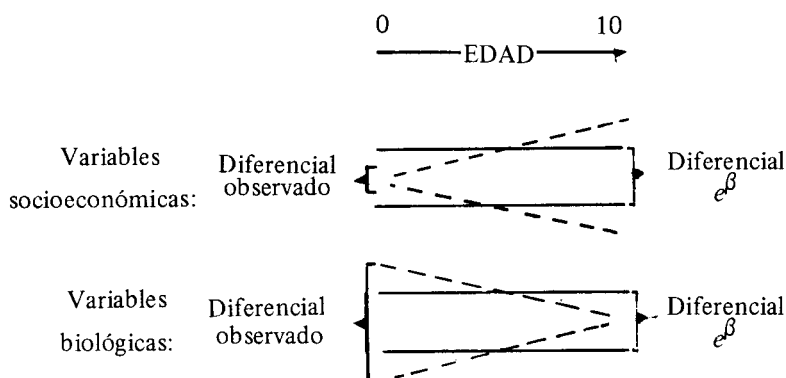
A los efectos de estudiar los factores asociados a la mortalidad temprana se consideran tres tipos de variables que pueden jugar un papel preponderante: (a) variables contextuales, (b) variables socioeconómicas y (c) variables biológicas y demográficas.

Si bien los datos provienen de cintas de computación estandarizadas, las categorías usadas en ciertas variables —aunque lleven el mismo nombre— pueden ser conceptualmente distintas debido a diferencias en definiciones e incluso una misma definición puede referirse a categorías intrínsecamente distintas según el país. Estos problemas pueden presentarse fundamentalmente en las variables contextuales (por ejemplo, área de residencia) y socioeconómicas y deberán tenerse en cuenta al momento de analizar los resultados.

En los cuadros 1 a 5 se pueden ver las variables y categorías usadas en cada país, así como los resultados en términos de las probabilidades de morir en el primer año de vida [$q(1)$] y en los primeros 5 años de vida [$q(5)$] observadas y estimadas, e^β con respecto a la categoría que aparece en primer lugar y en la última columna el número de casos (nacimientos); tal como se aclaró en la introducción, en este capítulo se analizan las variables en forma simple, incluyéndolas en un mismo cuadro sólo por conveniencias prácticas.

Quizás valga la pena adelantar aquí algo acerca de los resultados

del ajuste de $q(1)$ mediante el modelo de riesgo proporcional. Curiosamente, se observa que el modelo, manteniendo el sentido, aumenta sistemáticamente los diferenciales en las variables contextuales y socioeconómicas y los disminuye en las biológicas (excepto orden del nacimiento, que se ve aumentado). Obviamente esto está relacionado con el supuesto básico de proporcionalidad, ya que e^β es común a todas las edades, lo que implica cierta clase de promedio de las diferencias. Pareciera que en el caso de las variables socioeconómicas y contextuales la verdad sería que el diferencial aumenta con la edad y en las biológicas lo contrario, lo que es aceptable si se piensa que cuanto más joven es el niño, más peso tienen los factores endógenos y viceversa. Esquemáticamente, lo que ocurre puede verse de la siguiente manera:



Debido a esto, en el caso del análisis de diferenciales por factores simples, el modelo sólo será útil cuando la $q(1)$ se base en muy pocos casos, dado que la estimada tiene en cuenta también las muertes a edades superiores (trabaja con más información). En este capítulo, cuando se mencione una probabilidad de morir, a menos que se diga otra cosa, se estará haciendo referencia a la observada.

(1) Variables Contextuales

Se ubican en este grupo aquellos factores relacionados con el medio ambiente que rodea al individuo, tratando de detectar elementos que provienen de fuera de las características propias de él y su situación particular dentro de la sociedad. El contexto está integrado por aspectos ligados al medio ambiente natural (geográficos, climáticos, etc.), la estructura productiva, social y demográfica, la infraestructura de ser-

vicios básicos, los valores culturales y religiosos predominantes, etc. En este sentido, se intenta un acercamiento a estos factores a través del lugar de residencia actual de la madre (urbano o rural) y de la región natural en que reside. Para analizar ciertos aspectos relacionados con los efectos de los movimientos migratorios, se recurre también al lugar de residencia de la madre en la niñez.

— *Lugar de residencia actual*

En general, se ha encontrado una manifiesta más alta mortalidad en el área rural que en el área urbana. La única excepción es la República Dominicana donde, presentándose también una mayor mortalidad rural, las diferencias son muy pequeñas. Esto podría estar ligado a deficiencias que parecen afectar a los datos de este país, en particular probables omisiones correspondientes al área rural, aunque no debe descartarse la posibilidad de que expresen un hecho real de acuerdo a la definición urbano y rural usada.

En algunos casos es posible analizar la información con un grado mayor de desagregación. Perú permite ver que la zona definida como urbana tiene una mortalidad muy heterogénea. Las llamadas “ciudades pequeñas” presentan una mortalidad mucho más cercana a la rural que a la de ciudades más grandes. El área rural del Perú presenta una probabilidad de morir en el primer año de vida de alrededor de 150 por mil, que afecta a más del 40 por ciento de los niños y si se agregan las ciudades pequeñas, cuya mortalidad es 130 por mil, el porcentaje antes mencionado se eleva a 67.

En los casos de Costa Rica y Panamá también puede observarse la información con mayor desagregación, pues las “regiones naturales” fueron construidas utilizando criterios de urbanización. Hay zonas urbanas con mayor mortalidad que algunas zonas rurales e incluso, en el caso de Costa Rica, el resto urbano (véase cuadro 2, región natural) tiene probabilidades superiores al resto rural. En ambos casos parece tener más importancia la región que la condición de urbano o rural. El análisis del censo de Costa Rica realizado por Behm (1976), en base a la información de hijos nacidos vivos y sobrevivientes, conduce a las mismas conclusiones, salvo que en el censo la mortalidad rural es superior a la urbana también en la región de la costa, lo que hace pensar en posibles omisiones en la encuesta.

Región natural.

No existe un criterio uniforme de región natural que sea común a los 5 países, lo que por otra parte parece imposible de lograr. Cada país, en función de los planes de salud o económicos, ha usado su propio criterio. Quizás lo común sea suponer que entre las regiones existe un grado de desarrollo diferenciado o por lo menos diferencias étnicas, culturales, etc.. Como se mencionó anteriormente Costa Rica y Panamá adoptaron un criterio que mezcla región con grado de urbanización, y en ese sentido se unifican las variables contextuales vistas hasta ahora.

En Colombia sobresale, por su alta mortalidad, la región del Pacífico, mientras Bogotá presenta los niveles más bajos; en tanto, el Oriente y la región Central no parecen diferenciarse demasiado. A conclusiones similares se llega en el documento de Behm y Rueda (1977) a partir de datos censales, a pesar de que éstos presentan una clara subestimación. Somoza (1980) pone en duda la baja mortalidad observada en el Atlántico; para ello analiza la información de mortalidad según grupos de edades de las madres, encontrando que sólo la región del Atlántico se aparta del comportamiento esperado.

El Valle Central de Costa Rica, y fundamentalmente el Area Metropolitana de San José, se destacan por tener una mortalidad menor al resto del país (zona costera), lo que confirma los resultados encontrados por Behm (1976) con datos censales.

En Panamá se considera al Area Metropolitana como una región y al resto el país como otra. Tal como se mencionó, el Area Metropolitana —tanto urbana como rural (no se diferencian)— tiene menor mortalidad que el resto del país. Es probable que la parte rural esté un poco subestimada por no haberse considerado en la encuesta a las reservas indígenas, pues según Guerra (1980) éstas representan un 20 por ciento de la población rural. Es también posible que haya cierta omisión en la zona rural fundamentalmente, ya que cuando se analizaron niveles y tendencias (Chackiel, 1981) quedaron ciertas dudas sobre los niveles tan bajos alcanzados por este país.

Los mayores contrastes regionales se presentan en Perú, donde la mortalidad de la Sierra casi triplica la de Lima. Los resultados por regiones no solamente son coherentes con los estimados con la RETROEDEN (Instituto Nacional de Estadística, 1978) usando métodos indirectos, sino que prácticamente coinciden.

La República Dominicana es la excepción, mostrando poco contraste entre las regiones. Salvo la región Sur-Oeste, que presenta una mortalidad infantil un poco más alta (115,6 la observada y 124 por mil la ajustada), las otras 4 regiones aparecen con niveles muy parecidos, de aproximadamente 90 por mil. De la región Sur-Central hubiera sido interesante separar Santo Domingo, ya que Guzmán (1978) señala que esta región es muy heterogénea por cuanto incluye también las provincias del sur del país, que tienen un menor grado de desarrollo.

— *Residencia en la niñez.*

En la EMF se averigua donde vivió la mujer hasta los 12 años de edad. Se trata de una forma de analizar los efectos de la “socialización temprana”, fundamentalmente sobre la fecundidad. En ese sentido todos los países incluyeron las mismas categorías subjetivas de acuerdo a la respuesta del informante: campo, pueblo y ciudad.

En primer lugar cabe anotar que existe un diferencial de mortalidad importante, pero en gran parte se debe a su alta correlación con la condición urbano-rural.

En este estudio se hace uso de esa información tratando de suplir la falta de datos sobre migración interna. Cuando se trabaja con la población urbana, las probabilidades de muerte que se obtienen no son puras, pues se refieren a la historia de nacimientos de mujeres que podrían provenir de zonas rurales hace mucho o poco tiempo, e incluso toda su experiencia pudo acontecer en un área distinta a la que viven. Con la información de residencia en la niñez no se resuelve totalmente el problema, pero por lo menos se pueden diferenciar dos tipos de mujeres: las que probablemente siempre vivieron en áreas urbanas y las que en la niñez vivieron en campo o pueblo y ahora residen en ciudades.

En cuanto a los resultados, Costa Rica y Panamá presentan una situación similar para el Área Metropolitana, ya que en ambos casos la mortalidad de “migrantes” y “no migrantes” es muy parecida. Podría pensarse en una selectividad de la migración hacia las áreas metropolitanas de esos países, aunque también se ha visto que los diferenciales más importantes, en estos casos, son entre regiones. En el caso del Resto Urbano, el comportamiento está de acuerdo con lo esperado y puede observarse que la mortalidad de los hijos de las “migrantes” es muy similar a la correspondiente a las residentes en el Resto Rural.

En la República Dominicana, dado que no se observa un diferen-

cial importante urbano-rural, tampoco se diferencian mucho las "migrantes" de las "no migrantes" en el área urbana, aunque el valor ajustado de la mortalidad infantil estaría señalando una mortalidad un poco menor para las nativas urbanas (80 por mil contra 92 por mil en las "migrantes" de acuerdo a tasas ajustadas). En este caso, el ajuste reduce en un 13 por ciento el valor observado de las nativas, pero sorprende el bajo número de casos (784).

En resumen, aunque con excepciones, es claro que el diferencial urbano-rural estaría siendo subestimado, dependiendo ello de la importancia del movimiento migratorio y del tipo de mujeres que migran hacia las ciudades. Por ejemplo, si en el caso de Lima no se considera a las "migrantes" la tasa de mortalidad infantil se reduce de 61 a 47 por mil y si en el área urbana de Colombia hacemos lo mismo se produce una reducción de 73 a 56 por mil.

(2) *Variables socioeconómicas*

Se supone que la mortalidad al comienzo de la vida está fuertemente asociada a las condiciones socioeconómicas de las familias y en ese sentido se trata de analizarla según estratos socioeconómicos. Con estas variables se estaría intentando una aproximación a la forma en que las familias están insertas dentro del contexto antes analizado, es decir el lugar que ocupan dentro de la estructura productiva y social.

La EMF ofrece varias posibilidades para la estratificación. En los cuadros 1 a 5 se presentan los diversos criterios de clasificación utilizados y los resultados correspondientes.

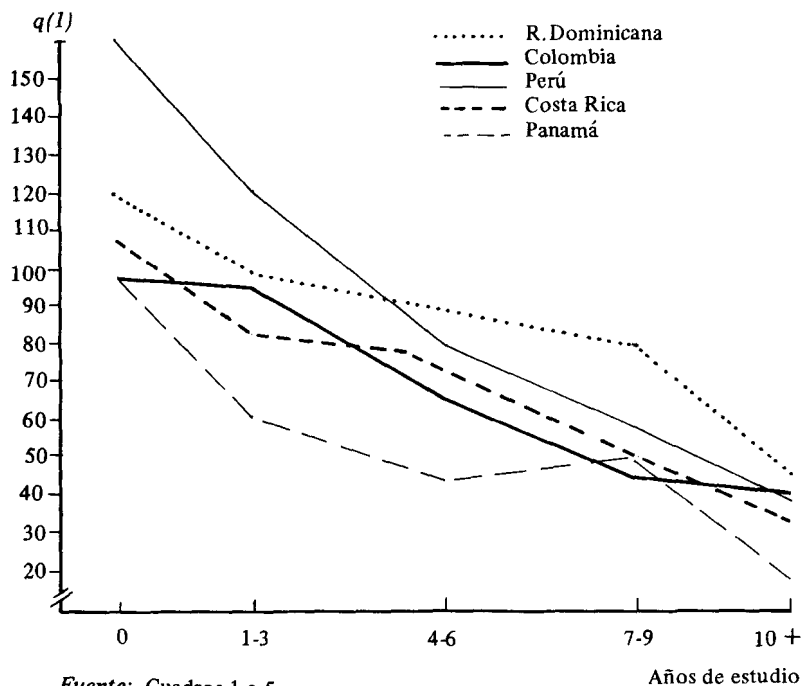
– *Nivel de instrucción de la madre.*

El número de años de estudios ya aprobados es una variable muy usada en demografía, pues más allá de indicar la pertenencia a diferentes grupos socioeconómicos, tiene importancia en sí misma como factor que influye en la mortalidad infantil y en la fecundidad. En general, es una de las variables que muestra un comportamiento más claramente discriminador de los niveles de mortalidad al comienzo de la vida, como puede verse en los estudios de Behm y Primante (1978) en base a los censos de América Latina.

Los grupos formados son los siguientes: 0, 1-3, 4-6, 7-9, 10 y más años de estudio. Para facilitar el análisis se presenta el gráfico 1 con las tasas de mortalidad infantil observadas.

Gráfico 1

TASAS DE MORTALIDAD INFANTIL SEGUN NIVEL DE INSTRUCCION DE LAS MADRES



Tal como era de esperar, a mayor educación de la madre corresponde menor mortalidad de los niños. Además, es posible apreciar que cuando el número de años de estudio es menor, existe una mayor dispersión de las tasas, lo que estaría expresando que, si bien esta variable podría explicar los diferenciales de mortalidad, existen otros factores concomitantes. Para las mujeres más instruidas el diferencial entre países es muy pequeño ya que se trata de una mortalidad baja en cualquiera de ellos. Quizás la diferencia importante entre países esté dada por el porcentaje que en cada uno de ellos representan estas mujeres.

Llama la atención el comportamiento particular que presentan Panamá y la República Dominicana, con relativamente baja mortalidad infantil proveniente de mujeres con menos de 7 años de estudio. Esto podría estar ocurriendo por tres razones: (a) Una tendencia de las mu-

jeros a exagerar su nivel de instrucción, lo que elevaría la mortalidad del grupo de 7-9. (b) Subrepresentatividad de mujeres con menos educación y con hijos con mortalidad mayor. (c) Omisión en la declaración de niños con mayor mortalidad por parte de las mujeres con más baja instrucción.

Las dos últimas posibilidades estarían confirmando las sospechas presentadas en el análisis de los niveles y tendencias de la mortalidad infantil de esos dos países (Chackiel, 1981). En esa oportunidad se anotó la posibilidad de que la EMF, en estos dos casos, estuviera subestimando las tasas verdaderas. Es interesante destacar lo que Behm y De Moya (1977) mencionan acerca de los datos de República Dominicana: "... en nuestra evaluación se ha encontrado que las mujeres de 20-34 años de la encuesta tienen una proporción mayor de residentes urbanas y de alfabetas que en el Censo de 1970. Ambos factores tienden a reducir la mortalidad. . .".

— *Nivel de instrucción del esposo.*

Se trata del número de años de estudio aprobados por el último esposo de la madre, por lo que no necesariamente se refiere al padre de todos los niños. Obviamente, se espera una alta correlación entre esta variable y la anterior, pero es interesante ver cuál de las dos puede explicar mejor las variaciones de la mortalidad en la niñez. Se supone que el nivel de instrucción del esposo representa mejor la situación socioeconómica de la familia, pero la educación de la madre puede incidir más, por estar los niños directamente bajo su cuidado. Las categorías utilizadas son las mismas que para los años de estudio aprobados por la esposa.

Si bien ambas variables muestran una alta correlación, en general la educación materna presenta un mayor diferencial en la mortalidad de los niños. De todas maneras, cabe hacer algunas acotaciones. Perú muestra una mortalidad más alta en todas las categorías de educación de los padres, lo que podría estar reflejando una mejor estructura educacional que la de las esposas, pues si todas las tasas son sistemáticamente mayores, para lograr el promedio nacional se necesita una mayor concentración de esposos en niveles de mayor educación. De los otros países cabe destacar el comportamiento de Panamá y la República Dominicana, que vuelven a mostrar los problemas ya comentados en el caso de educación femenina. La República Dominicana muestra una tendencia excepcional, pues prácticamente no se observa diferencial, y solamente es un poco más alta la mortalidad en el caso de los "sin instrucción".

Clase social del esposo.

Con la combinación de los datos de ocupación, categoría ocupacional y en algunos casos el número de años de estudio del último esposo, se clasificó a los niños según el lugar que su presunto padre ocupa dentro del proceso productivo y social. Se tiene así la siguiente agrupación:

Clase media-alta

Clase baja no agrícola { Asalariada
No asalariada

Clase baja agrícola { Asalariada
No asalariada

En los cuadros 1 a 5 se muestran los resultados detallados y también para las categorías agregadas de clase baja agrícola y no agrícola por un lado y clase baja asalariada y no asalariada por otro. Panamá es un caso excepcional ya que, por los códigos disponibles, no fue posible diferenciar la clase baja en asalariada y no asalariada.

Salvo en el caso de la República Dominicana, es claramente más baja la mortalidad de los niños de la clase media-alta y la más elevada es la correspondiente a la clase baja agrícola. En todos los casos, con excepción nuevamente de la República Dominicana, la clase baja agrícola presenta una mortalidad superior a la mortalidad rural en su conjunto.

No hay un diferencial importante de mortalidad entre asalariados y no asalariados, y solamente es posible observar una más alta mortalidad de los asalariados en el caso de la clase baja agrícola. Esto último se debería a las malas condiciones de vida de la familia del peón rural en comparación con los no asalariados que probablemente poseen un pedazo de tierra y por lo tanto están en posibilidad de lograr niveles de vida menos precarios.

Estos resultados son muy coherentes con los de un estudio realizado en Bolivia con datos censales (Hugo Tórrez, 1980) en el que se concluye también que la condición de agrícola y no agrícola discrimina fuertemente la mortalidad de los niños de la clase baja, siendo más débil el diferencial según la condición de asalariado y no asalariado.

El análisis de la mortalidad según estratos permite detectar sectores claramente identificables y sobre los cuales es posible actuar en una política de salud destinada a reducir los niveles de mortalidad infantil. Los niños de la clase baja agrícola, que tienen la más alta mortalidad, son el 43 por ciento en Colombia, Costa Rica y la República Dominicana, 23 por ciento en Panamá y 54 por ciento en Perú. El porcentaje de Panamá es realmente muy bajo, pues el número de casos correspondientes al área rural es de 6 558 (51 por ciento del total) y sin embargo los niños provenientes de la clase baja agrícola sólo alcanzan a 2 981 (23 por ciento del total y 45 por ciento del área rural). Estas cifras podrían estar reflejando cierta omisión o falta de representatividad de las zonas agrícolas. Según el Censo de 1970, el porcentaje de trabajadores (hombres) en la agricultura es de 35 por ciento, mientras que la población rural alcanzaría el 52 por ciento de la población total. Si se piensa que en las zonas rurales la fecundidad es más alta, debería esperarse un porcentaje más alto de niños correspondientes a los trabajadores en la agricultura.

— *Atención médica.*

La encuesta del Perú, que a lo largo del estudio realizado demuestra ser de muy buena calidad, incluye algunas preguntas relacionadas con la atención materno infantil. Es quizás la primera vez que se dispone de estos datos para una encuesta de este tipo, a nivel nacional.

En particular, buscando indicadores de asistencia médica, relacionados con la mortalidad de los niños, se seleccionaron las siguientes variables: (a) Atención de la madre en el último embarazo y (b) Atención en el primer mes de vida del niño correspondiente al último embarazo. Para ambas variables se tienen las categorías "con atención" y "sin atención" y en el caso de los niños también se agrega una categoría de "pérdida", que se refiere a los casos en que el último embarazo no terminó en nacido vivo. En "con atención" se incluye todo tipo de asistencia, ya sea hospital, clínica privada, policlínico, centros de salud, practicantes o partera en el caso de atención al embarazo.

Sin duda, la atención médica juega un papel importantísimo. Los niños que corresponden a "sin atención" tienen una mortalidad 40 por ciento más alta y representan un 60 por ciento de todos los nacimientos cuando se considera la asistencia al embarazo, y un 40 por ciento en el caso de la asistencia al niño en el primer mes de vida. Pero no hay que olvidar que esta variable puede estar correlacionada con la condición socioeconómica.

(3) Variables biológicas y demográficas.

Si bien las variables que a continuación se presentan pueden ser consideradas como biológicas o demográficas, no están exentas totalmente de la influencia de factores socioeconómicos. Por ejemplo, los efectos sobre la mortalidad infantil de factores ligados a la alta fecundidad (orden de nacimiento, intervalo intergenésico) también están expresando aspectos del bajo nivel de vida que generalmente acompaña a una elevada fecundidad. Es probable que estos dos aspectos puedan controlarse cuando se trabaje con todas las variables al mismo tiempo en el próximo capítulo.

— Edad de la madre al nacimiento del hijo.

En estudios anteriores se ha visto que existe un comportamiento diferencial en la mortalidad de los niños según la edad de la madre a su nacimiento. Tanto en estudios con datos de la EMF (Somoza, 1980), (Baldión, 1981), (Guerra, 1980), como en otras investigaciones (Puffer y Serrano, 1973), (Taucher, 1979), se observó que la más baja mortalidad infantil correspondía a mujeres que tenían sus hijos a los 25-29 años y que en los extremos del período reproductivo se presentaban las tasas más elevadas.

En estos países, la EMF confirma tal patrón. En República Dominicana, la tasa menor corresponde al grupo 30-34 años, que es ligeramente inferior al grupo 25-29 años. Lo que diferencia a los países es la relación entre la mortalidad de niños correspondientes a mujeres menores de 20 años con respecto a los provenientes de madres mayores de 34. En Colombia, Perú y la República Dominicana es mayor la tasa correspondiente a menores de 20 años, mientras Costa Rica y Panamá presentan lo contrario. Es probable que esto se deba a la agregación de los datos de 35 y más, y quizás en todos los casos la mayor mortalidad se encuentre en niños provenientes de madres que están llegando al final de su período fértil.

Es interesante observar la relativa constancia, en los cinco países, del porcentaje de niños nacidos de mujeres en los dos grupos extremos (varía en un intervalo de 25 a 31 por ciento y, excluyendo a Panamá y República Dominicana, entre 27 y 29 por ciento). Claro que esto representa la experiencia de los niños nacidos en un período de aproximadamente 35 años, y es probable que los países que han reducido su fecundidad en la actualidad presenten porcentajes menores.

El comportamiento general de la mortalidad infantil según la paridez se analiza clasificando a los niños en tres grupos: orden 1, orden 2 y 3 y orden 4 y más. Puffer y Serrano (1973) encontraron un claro comportamiento creciente de las tasas de mortalidad infantil a medida que consideran órdenes de paridez superiores (estos autores se refieren al orden de embarazos). Erica Taucher (1979) observó un patrón similar para Chile con datos de estadísticas vitales.

En términos generales, las encuestas aquí analizadas están de acuerdo con el patrón antes señalado. Las encuestas probablemente más confiables (Colombia, Costa Rica y Perú) señalan una menor mortalidad para los primogénitos. Panamá y República Dominicana muestran la tasa más baja para los órdenes 2 y 3, (incluso en el caso de la República Dominicana el orden 1 presenta mortalidad superior a la del orden 4 y más). Podría pensarse que esto se debe al hecho que en estos países muchas mujeres tienen su primer hijo concentradas en las edades menores a 20 años.

Es muy difícil emitir un juicio definitivo sobre estos patrones. El sentido común indica que es muy probable que los niños primogénitos tengan una alta mortalidad por corresponder a madres posiblemente muy jóvenes y además, por tratarse del primer hijo, la mujer tiene su primera experiencia en el embarazo, parto y cuidado del niño. Más bien es una sorpresa el patrón general que se ha mencionado en un inicio.

Puffer y Serrano (1975) en un estudio más detallado sobre peso al nacer, edad materna y orden del nacimiento, para la Investigación Interamericana de la Mortalidad en la Niñez, analizan la información del orden del nacimiento según la edad de la madre para los proyectos de El Salvador y Chile. Observaron que "... en todos los grupos de edad materna la mortalidad infantil aumenta a medida que avanza el orden de nacimiento; al mismo tiempo, entre las madres jóvenes ya resulta excesiva en el primero y aumenta todavía más en los subsiguientes.". Taucher (1979), en el análisis de las estadísticas vitales de Chile señala que: "... las relaciones descritas no se repiten exactamente en cada grupo de edades de la madre o del orden del nacimiento, sino que existe una apreciable interacción entre ambas variables. Así por ejemplo, en los hijos de madres menores de 30 años, la mortalidad sube regularmente con el orden de nacimiento, en cambio, en las madres mayores, existe mayor riesgo para los primeros hijos, disminuye para los segundos y luego aumenta en órdenes superiores".

Ya con datos de la EMF, Somoza (1980) realiza para Colombia, un detallado análisis del orden de nacimiento según la edad de la madre, llegando a conclusiones similares a las de Taucher. Pero, examinando los nacimientos y defunciones en valores absolutos, señala que la menor mortalidad del orden 1 se debería a que la mayor parte de esos nacimientos ocurren en edades para las cuales ese orden presenta una mortalidad notablemente inferior.

— *Sexo.*

Es bien conocida la existencia de sobremortalidad masculina en el primer año de vida y en ese sentido los resultados de las encuestas muestran absoluta coherencia. A continuación se presenta la razón de masculinidad de la probabilidad de morir en el primer año de vida para las tasas de mortalidad observadas, estimadas y para los modelos de Coale y Demeny (1966) que ajustaron mejor los datos de acuerdo al análisis realizado en el estudio de niveles y tendencias (Chackiel, 1981).

	$\frac{q(1) \text{ Hombres}}{q(1) \text{ Mujeres}}$		
	observado	estimado	Modelo Coale y Demeny
Colombia	1,19	1,08	1,19 ^a
Costa Rica	1,35	1,23	1,23 ^b
Panamá	1,16	1,13	1,12 ^a
Perú	1,13	1,06	1,11 ^a
R. Dominicana	1,23	1,19	1,21 ^c

a. modelo norte b. este c. sur.

Las relaciones de sobremortalidad estimadas son sistemáticamente menores a las observadas. Esto es probablemente producto del supuesto de proporcionalidad del modelo de riesgo proporcional, ya que está expresando la sobremortalidad por edades hasta los 10 años, y el diferencial de mortalidad por sexos generalmente disminuye con la edad en

este tramo. Esto aparece claramente si se calculan estas relaciones para las $q(5)$ observadas, pues son siempre menores a las encontradas con $q(1)$.

Las relaciones de masculinidad correspondientes a las tasas observadas y a los modelos de Coale y Demeny muestran una concordancia asombrosa, pues si bien se observan algunas diferencias, se mantiene el mismo orden entre los países. La sobremortalidad de los hombres está relacionada con el nivel de la mortalidad, correspondiendo mayores diferencias a medida que se tiene mortalidad menor.

— *Intervalo intergenésico.*

El espaciamiento entre nacimientos es considerado, en la literatura demográfica, como un factor que afecta directamente el nivel de la mortalidad infantil. Dado que se lo considera como un efecto biológico directo, en lo que sigue se clasifica a los niños según el intervalo previo a su nacimiento, es decir el tiempo transcurrido entre el nacimiento del hermano inmediato anterior y el niño en cuestión. La primera categoría corresponde a los nacimientos de orden 1, para los cuales no existe intervalo previo, y luego los otros se clasificaron en 0-11 meses, 12-23 meses y 24 y más.

El comportamiento de las tasas de mortalidad infantil es claramente descendente a medida que aumenta el intervalo. Es probable que esto no sea así si se desagregan más los correspondientes a 24 y más, dado que se supone que intervalos muy prolongados también podrían estar asociados con mortalidad alta, pero se trataría de pocos casos. La mortalidad infantil para intervalos inferiores a un año es altísima, variando entre 177 por mil en Panamá y 276 por mil en Perú. Está claro que, en el total nacional, esos casos no tienen un peso muy importante, pues representan entre un 5 y 7 por ciento de los nacimientos totales.

Los intervalos muy cortos se deben, en cierta medida, a la interrupción del amamantamiento del niño anterior por su fallecimiento prematuro, lo que a su vez podría significar que la alta mortalidad infantil estuviera relacionada con la experiencia anterior y también con las condiciones socioeconómicas de la familia. Aun en los casos en que no se hubiera producido la muerte del niño anterior, puede pensarse en una estrecha correlación entre intervalo breve y alta fecundidad que corresponde a sectores con inferiores niveles de vida.

En los cuadros 1 a 5 también se tienen los resultados clasificando

los intervalos según la condición de sobrevivencia por un año, del nacimiento anterior. Sin duda, gran parte de la elevada mortalidad del intervalo corto está ligada a la experiencia anterior, pues las probabilidades de morir antes del año de vida, con intervalos de 0-11 meses y previo nacimiento fallecido con menos de 1 año, alcanzan valores que fluctúan alrededor de los 350 a 470 por mil (su importancia relativa en el grupo varía entre 15 y 28 por ciento según el nivel de la mortalidad). Puede verse, examinando los otros intervalos, que también existe fuerte asociación entre la mortalidad de los hermanos, lo que estaría en parte explicado por factores de índole socioeconómica y contextual que los afectan por igual.

Guerra (1980) analiza los intervalos entre nacimientos mediante el cruce con otras variables que expresan factores de orden contextual, socioeconómico y biológico (área de residencia actual, residencia en la niñez, educación de la madre, edad de la madre al nacer el niño, orden del nacimiento, etc.). En cualquiera de los casos, siempre se presenta un fuerte diferencial de mortalidad según el tamaño del intervalo intergenésico. Eso quiere decir que si bien este diferencial puede estar explicado en parte por su relación con otros factores, afecta por sí mismo la mortalidad infantil. Esto podrá verse con más claridad cuando se analice en conjunto con los otros factores antes presentados.

— *Período.*

Las probabilidades de morir en el tiempo han sido examinadas en la primera etapa de esta investigación (Chackiel, 1981). Cabe hacer notar que las pequeñas diferencias en la mortalidad infantil con las que aquí se obtienen, provienen de la distinta metodología usada. Para Perú, además, no coinciden exactamente los quinquenios contruidos.

Un dato que se agrega es el período más allá de 15 años antes de la encuesta. El hecho más llamativo es la relativamente baja mortalidad para la República Dominicana. La tasa anterior al año 1959 es la menor, lo que pondría en evidencia las deficiencias que afectan a esta encuesta.

III. EL ANALISIS MULTIVARIANTE

El análisis realizado hasta este momento ha puesto de manifiesto la existencia de diferenciales importantes de mortalidad al comienzo de la vida. Variables contextuales, socioeconómicas y biológicas muestran generalmente desniveles importantes entre las categorías conside-

radas, pero cabe preguntarse si las diferencias observadas no son, en muchos casos, manifestaciones de un mismo fenómeno. Por ejemplo, podría suceder que realmente no exista una diferencia importante entre la mortalidad infantil urbano-rural por sí misma, y que la brecha observada se deba a una diferente estructura socioeconómica entre las dos áreas y a efectos desiguales de las variables biológicas, quizás porque en las zonas rurales las mujeres alcanzan menos años de estudio, y la fecundidad es más alta, por lo que hay más nacimientos en órdenes superiores y los intervalos intergenésicos son menores, etc.. Sin duda que entre las variables consideradas debe existir una correlación importante y probablemente algunas de ellas pueden explicar en gran parte la varianza de la mortalidad temprana.

El análisis multivariante trata, entre otras cosas, de dar respuesta a este tipo de preguntas. Se trata, en este caso, de aplicar el modelo de “riesgo proporcional” considerando todas las variables usadas simultáneamente. De esta manera se podrá observar qué factores mantienen los desniveles vistos antes, cuáles los reducen y cuáles los aumentan. En otras palabras, se trata de encontrar los diferenciales para cada variable, controlando la interacción con las demás.

En todo caso, habrá que considerar con mucho cuidado los resultados, pues las variables incluidas no se encuentran siempre a un mismo nivel de análisis. Por ejemplo, podría suceder que el “lugar de residencia” pierda importancia debido a la influencia del “nivel de educación de la madre”, pero éste en parte, probablemente dependa de la condición urbano-rural o de otra variable no considerada, como el ingreso familiar.

Para este ejercicio, se trabaja con Costa Rica y Perú que, además de representar dos realidades distintas en cuanto a niveles de mortalidad, tienen las encuestas que conducen a resultados más coherentes. El análisis se hará comprando los riesgos relativos (e^{β}) que resultaron de trabajar con las variables separadamente, con aquellos derivados de la acción conjunta de todos los factores.

Resultados

En los cuadros 6 y 7 se aprecian los resultados para ambos países. A continuación se presentan algunos comentarios en el orden en que se exponen las variables.

Contextuales

Para Costa Rica se consideró como variable contextual únicamente la región, debido a que en la clasificación hecha se expresa también la condición de urbano-rural. En el caso del Perú, el lugar de residencia habitual se analiza ahora en forma más agregada, tomando Lima y Grandes Ciudades por un lado y Pequeñas Ciudades y Rural por otro.

En ambos casos puede verse con claridad que al controlar otros factores, el lugar de residencia pierde importancia. Como se dijo antes, a título de ejemplo, es probable que esto se deba, en gran parte, a que no es la condición de urbano-rural en sí misma lo que estaría pesando en la mortalidad infantil, sino más bien el hecho de que en estas áreas se encuentra una diferente estructura socioeconómica e incluso a un efecto diferenciado de los factores biológicos debido a una más alta fecundidad que conduce a un mayor número de nacimientos de orden superior de mujeres en edades extremas e intervalo intergenésico menor. Esto confirma lo observado por Baldión (1980) para Colombia mediante el Análisis de Clasificación Múltiple y por Trussell y Preston (1981) para Corea y Sri Lanka.

Tanto para Costa Rica, en lo referente al Resto Urbano ($e^{\beta} = 1,67$ siendo 1 al Área Metropolitana), como para las Regiones Naturales del Perú (e^{β} para Sierra es 1,68 siendo 1 para Lima), aún reduciéndose, las diferencias continúan siendo importantes. Esto estaría ligado al hecho de que persisten ciertas características de las regiones que no son captadas por las otras variables analizadas, quizás de orden climático, cultural, religioso o de infraestructura de servicios básicos (caminos, agua potable, alcantarillado, etc.).

Socioeconómicas

Si bien disminuyen un poco las diferencias, el nivel de instrucción de la madre aparece como una de las variables que mejor discrimina los niveles de mortalidad temprana. Nuevamente este resultado concuerda con las investigaciones mencionadas (Baldión, 1980), (Trussell y Preston, 1981). Este factor estaría reflejando un doble efecto: las condiciones socioeconómicas de la familia y el conocimiento y consiguiente aplicación, por parte de la madre, de los cuidados necesarios en la crianza de los hijos (alimentación, higiene, atención médica, etc.).

Es probable que la educación materna, que guarda alta correlación con las otras variables socioeconómicas, anule en gran medida otros diferenciales de esta índole. Con respecto a los años de estudio del último esposo los resultados difieren algo entre los dos países, pues

mientras en Perú el riesgo relativo correspondiente a 4 años y más de estudio cambia notablemente (alrededor de 0,80 para todas las categorías, siendo 1 para sin instrucción), en Costa Rica aún continúa mostrando una diferencia importante (alrededor de 0,50 para más de 6 años de estudio).

Más marcada es la reducción de las desigualdades mostradas por la clase social, pues en este caso las diferencias se reducen notoriamente. ¿Quiere decir esto que la clase social no juega ningún papel en las diferencias de mortalidad infantil? Vale la pena nuevamente insistir en los peligros que puede acarrear una mala interpretación de los resultados. Lo que sí puede decirse es que esta variable está fuertemente correlacionada con otras de las incluidas en el estudio y quizás se exprese a través de ellas. Además, debe tenerse en cuenta que, en un análisis causal, la clase social podría estar actuando como un factor importante en la determinación de las otras variables socioeconómicas consideradas.

Para Perú se incluyó la atención médica al último embarazo, que también muestra una reducción importante en los desniveles de mortalidad. Al controlarse por las otras variables, el riesgo relativo de los “con atención” en relación a los “sin atención” pasa de 0,49 a 0,87. Por un lado, esto puede estar ligado al hecho que la variable en consideración esté correlacionada con la condición socioeconómica, fundamentalmente el nivel de estudio de la madre. Además, es necesario destacar que en realidad no representa directamente “atención médica”, sino solamente asistencia al último embarazo de la mujer. Probablemente, si se dispusiera de esta información para todos los embarazos, esta variable no perdería importancia al realizar el análisis multivariante.

Variables biológicas y demográficas.

Con la edad de la madre al nacimiento, en el caso de Perú, se observa un hecho interesante, pues cambia el sentido de e^{β} para mujeres de 30 años y más de edad, pasando a tener la mortalidad más baja. En parte esto estaría sucediendo por la existencia de correlación entre esta variable y el orden de paridez, pues si se deja fuera del modelo esta última variable, se tienen $e^{\beta} = 0,86$ para 20-24 años, 0,78 para 25-29 y 0,77 para 30 y más, valores que se parecen mucho más a los obtenidos por factores simples. ¿Significa esto que la más alta mortalidad de niños pertenecientes a mujeres de más edad se debería a que la mayoría de los nacimientos corresponden a órdenes de paridez elevados con su correspondiente mortalidad elevada? Si esto fuera así, podría aceptarse que al introducir el orden del nacimiento en el modelo, las tasas disminuyen para niños de mujeres mayores. Obsérvese que si se considera el “orden

de nacimiento” con mayor desagregación (1, 2-3 y 4 y más), lo mencionado se produce con mayor intensidad, pues en ese caso el riesgo relativo correspondiente a mujeres de 30 años y más, es de 0,56. Esto se presenta en la cuarta columna del cuadro 7, en que se dejó fuera el “intervalo intergenésico” debido al hecho de que la metodología no permite que se repita la misma categoría en diferentes variables (“orden 1” en este caso). Con menor claridad, lo analizado más arriba también sería válido para Costa Rica.

El sexo mantiene la misma diferencia siempre debido a que se trataría de un efecto biológico que en estos países no tendría correlación con el nivel socioeconómico y las otras variables biológicas consideradas. Probablemente esto no sucedería con la mortalidad adulta, en que factores exógenos pueden influir también en el diferencial entre hombres y mujeres, o con la misma mortalidad temprana en otras culturas donde el tratamiento al niño varía de acuerdo al sexo.

Tampoco se notan cambios importantes en los riesgos relativos de intervalo intergenésico, que se mantiene como un importante discriminador de la mortalidad infantil, aunque el número de casos, como se dijo en su oportunidad, es muy escaso en los intervalos más breves. Sin duda, este es uno de los factores biológicos que mejor discrimina la mortalidad de los niños y es la causa de la menor importancia que presenta el “orden de nacimiento”. Por ello, cuando se elimina el “intervalo intergenésico” del modelo (columna 4), los diferenciales del “orden” aumentan notoriamente.

Período

Con la variación de la mortalidad a través del tiempo, incluida en el modelo, se trata de captar los efectos de factores no expresados por las variables antes analizadas. En ese sentido es muy interesante observar cómo al pasar de factores simples a factores múltiples permanecen importantes diferencias en los riesgos relativos. Esto indica que si bien variables como la educación de la madre, el intervalo intergenésico y otras discriminan muy bien la mortalidad, existen otras muy importantes que no serían captadas con la información disponible. Es probable que la mortalidad infantil en estos países descienda, en cierta medida, por el efecto de mejoras en la estructura del nivel educativo de las mujeres, pero quizás el peso sustancial esté dado por las mejoras en las condiciones sanitarias y de higiene ambiental. Esto querría decir que los cambios en la estructura social probablemente no han sido lo suficientemente notorios como para provocar cambios profundos en los niveles de mortalidad de los niños.

Cuadro 1

COLOMBIA: PROBABILIDADES DE MORIR HASTA EL PRIMER
Y QUINTO AÑO DE VIDA OBSERVADAS Y ESTIMADAS POR EL
MODELO DE RIESGO PROPORCIONAL.
(PROBABILIDADES POR MIL) (Continúa. . .)

Variables y categorías	q(1)		q(5)		e^{β}	Casos (nacimien- tos)
	obs.	est.	obs.	est.		
CONTEXTUALES						
<i>Lugar de residencia</i>						
Urbano	72,5	71,2	109,0	109,1	—	8 331
Rural	92,2	94,0	143,2	143,0	1,34	6 018
<i>Región natural</i>						
Atlántico	64,0	65,4	101,1	100,3	—	3 003
Oriental	87,0	84,9	127,7	129,6	1,31	3 082
Central	80,9	82,0	124,6	125,2	1,27	4 202
Pacífico	104,5	106,7	163,0	161,8	1,67	2 709
Bogotá	55,6	49,1	78,2	75,7	0,74	1 352
<i>Residencia en la niñez</i>						
Campo	98,0	97,7	147,2	148,6	—	7 200
Pueblo	69,1	72,3	112,4	110,8	0,73	4 217
Ciudad	55,0	51,0	79,6	78,7	0,51	2 931
<i>Residencia actual y en la niñez</i>						
Urbano - campo o pueblo	80,9	81,2	123,7	124,0	—	5 567
Urbano - ciudad	55,5	50,8	79,0	78,3	0,62	2 764
Rural	92,2	94,0	143,2	143,0	1,17	6 018
SOCIOECONOMICAS						
<i>Educación de la madre</i>						
0 años	96,1	100,0	154,2	151,8	—	3 124
1-3 años	91,2	91,2	137,9	138,8	0,91	6 153
4-6 años	65,6	64,1	97,4	98,3	0,63	3 636
7-9 años	42,1	37,2	59,3	57,5	0,36	1 066
10 y más	35,7	29,3	42,5	45,4	0,28	371
<i>Educación del esposo</i>						
0 años	91,0	95,9	145,9	145,7	—	2 813
1-3 años	91,0	92,9	141,8	141,3	0,97	5 664
4-6 años	71,2	69,2	105,1	106,0	0,71	3 761
7-9 años	54,1	48,4	75,2	74,5	0,49	1 020
10 y más	51,2	39,6	60,3	61,2	0,40	753
Soltera	72,6	64,3	96,7	98,7	0,66	339
<i>Clase social del esposo(A)</i>						
Media-alta	51,4	42,2	64,4	65,2	—	1 162
Baja no agrícola asalariada	69,0	69,9	109,0	107,3	1,68	4 382
Baja no agrícola no asalariada	85,6	75,9	115,1	116,2	1,83	2 359
Baja agrícola asalariada	105,1	112,3	169,9	170,1	2,76	2 618
Baja agrícola no asalariada	85,0	88,7	134,9	135,2	2,15	3 401
No trabajó o soltera	69,5	63,2	97,6	97,2	1,52	425

Cuadro 1

COLOMBIA: PROBABILIDADES DE MORIR HASTA EL PRIMER
Y QUINTO AÑO DE VIDA OBSERVADAS Y ESTIMADAS POR EL
MODELO DE RIESGO PROPORCIONAL.
(PROBABILIDADES POR MIL) (Conclusión)

Variables y categorías	q(1)		q(5)		e^{β}	Casos (naci- mien- tos)
	obs.	est.	obs.	est.		
<i>Clase social (B)</i>						
Baja no agrícola	74,8	72,1	111,0	110,4	1,73	6 741
Baja agrícola	93,8	98,9	150,0	150,4	2,42	6 019
<i>Clase social (C)</i>						
Baja asalariada	82,5	85,7	131,5	130,7	2,08	7 000
Baja no asalariada	85,3	83,6	126,7	127,5	2,02	5 761
BIOLOGICAS Y DEMOGRAFICAS						
<i>Edad de la madre al nacimiento</i>						
—20 años	101,0	98,4	149,3	149,5	—	2 916
20-24 años	75,6	76,4	116,4	116,8	0,77	4 634
25-29 años	70,8	72,3	112,7	110,7	0,72	3 512
30-34 años	80,5	75,6	113,6	115,7	0,76	2 043
35 y más	80,5	87,4	133,8	133,2	0,88	1 244
<i>Orden del nacimiento</i>						
1	71,6	66,7	101,8	102,2	—	3 207
2 y 3	86,4	87,0	131,9	132,6	1,32	4 751
4 y más	81,1	83,1	127,4	126,7	1,26	6 390
<i>Sexo</i>						
hombres	87,5	83,9	127,0	128,0	—	7 381
mujeres	73,6	77,4	119,3	118,2	0,92	6 967
<i>Intervalo previo</i>						
Nacimiento de orden 1	71,6	66,7	101,8	102,2	—	3 207
0-11 meses	206,7	177,0	262,8	262,4	2,82	809
12-23 meses	91,7	94,2	144,1	143,2	1,43	5 554
24 y más	52,7	58,5	88,8	89,8	0,87	4 779
<i>Sobrevivencia del nacimiento previo</i>						
vivo	72,5	76,3	116,8	116,8	1,15	10 163
muerto	197,1	175,7	260,2	261,0	2,80	979
<i>Intervalo previo y sobrevivencia del nacimiento previo</i>						
0-11 vivo	162,4	145,0	219,9	217,4	2,27	656
0-11 muerto	401,1	333,3	450,9	469,8	5,88	153
12-23 vivo	80,8	85,8	131,7	131,0	1,30	5 036
12-23 muerto	198,5	177,5	265,0	263,6	2,84	518
24 y más, vivo	49,8	55,3	84,0	85,1	0,82	4 470
24 y más, muerto	95,2	104,0	158,6	158,0	1,59	309
PERIODO						
antes 1960	108,5	107,6	162,0	162,0	—	3 362
1960-64	80,7	79,4	122,3	120,5	0,73	2 912
1965-69	71,6	71,6	107,5	108,9	0,65	3 480
1970 y más	66,7	68,4	105,7	104,2	0,62	4 595

Cuadro 2

COSTA RICA: PROBABILIDADES DE MORIR HASTA EL PRIMER Y QUINTO AÑO DE VIDA OBSERVADAS Y ESTIMADAS POR EL MODELO DE RIESGO PROPORCIONAL (PROBABILIDADES POR MIL). (Continúa. . .)

Categorías y variables	q(1)		q(5)		e^{β}	Casos naci- mien- tos
	obs.	est.	obs.	est.		
CONTEXTUALES						
<i>Lugar de residencia</i>						
urbano	62,1	60,2	76,0	75,5	—	5 669
rural	82,8	84,2	104,8	105,2	1,42	7 636
<i>Región natural</i>						
Area Metropolitana	51,0	49,5	61,7	62,2	—	3 274
Valle Central Urbano	61,8	53,5	67,7	67,0	1,08	1 327
Valle Central Rural	69,3	72,2	89,8	90,4	1,48	2 794
Resto Urbano	96,8	101,5	130,1	126,5	2,11	1 068
Resto Rural	90,5	91,0	113,5	113,7	1,88	4 842
<i>Residencia en la niñez</i>						
Campo	82,0	82,5	103,3	103,11	—	8 018
Pueblo	66,4	66,7	83,3	83,6	0,80	3 038
Ciudad	55,6	53,1	66,4	66,6	0,63	2 249
<i>Residencia actual y en la niñez</i>						
Area Metr.-campo o pueblo	50,9	49,8	62,8	62,5	—	2 122
Area Metr.-ciudad	51,0	49,1	59,6	61,7	0,99	1 152
Resto urb.-campo o pueblo	87,6	85,0	107,8	106,2	1,74	1 643
Resto urb.-ciudad	55,3	52,8	68,6	66,2	1,06	7 520
Rural	82,8	84,2	104,8	105,2	1,72	7 636
SOCIOECONOMICAS						
<i>Educación de la madre</i>						
0	107,1	119,1	149,6	147,9	—	1 837
1-3 años	81,0	82,4	102,7	102,8	0,68	4 532
4-6 años	69,5	64,8	80,8	81,1	0,53	5 059
7-9 años	46,8	44,7	57,5	56,1	0,36	757
10 y más	28,3	25,0	28,3	31,4	0,20	1 120
<i>Educación del esposo</i>						
0	110,2	116,0	146,1	144,2	—	1 891
1-3 años	82,9	83,8	104,9	104,6	0,71	4 200
4-6 años	69,5	67,8	84,1	84,8	0,57	4 670
7-9 años	36,0	34,1	43,8	42,9	0,28	736
10 y más	29,5	28,4	33,0	35,7	0,23	1 374
soltera	80,2	71,4	88,8	89,3	0,60	434
<i>Clase Social del esposo(A)</i>						
Media alta	28,0	27,1	31,4	34,1	—	1 375
Baja No agrícola asalariada	72,1	68,9	87,2	86,3	2,60	4 369
Baja No agrícola no asalariado	66,5	69,1	86,7	86,5	2,61	1 596
Baja Agrícola asalariada	92,5	98,3	122,5	122,5	3,77	3 245
Baja Agrícola no asalariada	82,6	80,6	100,4	100,7	3,06	2 287
No trabajó o soltera	79,7	71,0	88,3	88,9	2,68	437

Cuadro 2

COSTA RICA: PROBABILIDADES DE MORIR HASTA EL PRIMER Y QUINTO AÑO DE VIDA OBSERVADAS Y ESTIMADAS POR EL MODELO DE RIESGO PROPORCIONAL (PROBABILIDADES POR MIL). (Conclusión)

Categorías y variables	q(1)		q(5)		e^{β}	Casos nacimientos
	obs.	est.	obs.	est.		
<i>Clase social del esposo (B)</i>						
Baja No agrícola	70,6	69,0	86,9	86,3	2,60	5 965
Baja Agrícola	88,4	91,0	113,4	113,5	3,47	5 528
<i>Clase social del esposo (C)</i>						
Baja Asalariada	80,8	81,8	102,4	101,9	3,10	7 610
Baja No asalariada	76,0	75,8	94,6	94,8	2,87	3 883
BIOLOGICAS Y DEMOGRAFICAS						
<i>Edad de la madre al nacimiento</i>						
-20 años	95,4	93,5	113,9	116,7	—	2 222
20-24 años	68,0	67,9	86,2	85,1	0,71	4 594
25-29 años	64,4	66,7	83,8	83,5	0,70	3 410
30-34 años	66,1	65,4	82,5	82,0	0,69	1 944
35 y más	98,0	96,9	120,3	120,9	1,04	1 135
<i>Orden del nacimiento</i>						
1	66,3	63,6	78,7	79,6	—	3 067
2-3	70,6	68,4	85,0	85,6	1,08	4 403
4 y más	80,5	83,6	105,4	104,4	1,33	5 835
<i>Sexo</i>						
hombres	84,8	81,4	102,5	101,8	—	6 873
mujeres	62,4	66,0	82,0	82,7	0,80	6 432
<i>Intervalo previo</i>						
Nacimiento de orden 1	66,3	63,6	78,7	79,6	—	3 067
0-11 meses	209,3	210,0	258,7	257,7	3,59	846
11-23	78,6	78,7	98,3	98,5	1,25	5 151
24 y más	47,0	49,0	62,2	61,5	0,76	4 241
<i>Sobrevivencia del nacimiento previo</i>						
vivo	66,0	68,5	86,1	85,8	1,08	9 403
muerto	192,6	176,5	216,9	217,8	2,96	835
<i>Intervalo previo y sobrevivencia del nacimiento previo</i>						
0-11, vivo	163,2	173,5	215,6	214,2	2,90	652
0-11, muerto	367,3	341,3	404,1	410,4	6,36	194
12-23, vivo	71,2	72,6	90,7	91,0	1,15	4 720
12-23, muerto	159,7	146,3	181,6	181,3	2,41	431
24 y más, vivo	44,2	46,5	59,3	58,5	0,73	4 031
24 y más, muerto	101,3	96,0	118,5	119,9	1,54	210
PERIODO						
antes de 1960	86,8	92,8	113,6	115,3	—	3 326
1960-64	82,1	79,4	100,9	98,7	0,85	2 922
1965-69	72,5	72,6	90,4	90,5	0,77	3 296
1970 y más	57,1	53,5	65,5	66,8	0,56	3 761

Cuadro 3

PANAMA: PROBABILIDADES DE MORIR HASTA EL PRIMER Y
QUINTO AÑO DE VIDA OBSERVADAS Y ESTIMADAS POR EL
MODELO DE RIESGO PROPORCIONAL.
(PROBABILIDADES POR MIL) (Continúa. . .)

Variables y categorías	q(1)		q(5)		e^{β}	Casos nacimientos
	obs.	est.	obs.	est.		
CONTEXTUALES						
<i>Lugar de residencia</i>						
urbano	41,2	39,7	55,1	55,0	—	6 317
rural	57,8	59,2	81,4	81,5	1,50	6 558
<i>Región natural</i>						
Area Metropolitana urb.	38,0	36,2	50,1	50,1	—	4 769
Area Metropolitana rural	40,6	40,4	55,1	55,9	1,12	1 296
Resto Urbano	51,1	50,7	70,3	70,0	1,41	1 547
Resto Rural	62,0	63,8	87,8	87,8	1,79	5 262
<i>Residencia en la niñez</i>						
Campo	54,8	57,7	79,0	79,4	—	6 836
pueblo	46,5	41,7	59,3	57,6	0,72	3 006
ciudad	41,0	39,4	53,8	54,4	0,68	3 032
<i>Residencia actual y en la niñez</i>						
Metrop. urb.-campo o pueblo	36,5	36,2	51,6	50,0	—	2 360
Metrop. urb. - ciudad	39,5	36,2	48,8	50,1	1,00	2 409
Resto urb.-campo o pueblo	54,4	52,8	72,9	72,7	1,47	1 193
Resto urb.-ciudad	39,8	43,8	61,8	60,5	1,22	355
Rural	57,8	59,2	81,4	81,5	1,66	6 558
SOCIOECONOMICAS						
<i>Educación de la madre</i>						
0	97,1	104,1	139,6	141,7	—	1 330
1-3 años	62,1	65,6	90,9	90,2	0,62	2 527
4-6 años	42,8	41,4	57,3	57,1	0,38	5 503
7-9 años	46,2	42,4	59,5	58,6	0,40	1 907
10 y más	18,2	16,4	21,2	22,7	0,15	1 608
<i>Educación del esposo</i>						
0	93,9	93,3	124,7	127,4	—	1 126
1-3 años	59,6	67,2	91,2	92,3	0,71	2 599
4-6 años	46,6	45,1	63,3	62,2	0,47	5 082
7-9 años	41,7	39,6	55,0	54,6	0,41	1 796
10 y más soltera	30,0	26,1	35,7	36,1	0,27	2 196
<i>Clase social del esposo (A)</i>						
Media-alta	41,8	43,3	59,5	59,9	—	3 252
Baja agrícola	66,3	69,0	93,5	94,8	1,61	2 981

Cuadro 3

PANAMA: PROBABILIDADES DE MORIR HASTA EL PRIMER Y
QUINTO AÑO DE VIDA OBSERVADAS Y ESTIMADAS POR EL
MODELO DE RIESGO PROPORCIONAL.
(PROBABILIDADES POR MIL) (Conclusión)

Variables y categorías	q(1)		q(5)		e^{β}	Casos nacimientos
	obs.	est.	obs.	est.		
Baja no agrícola	46,0	44,0	61,5	60,7	1,02	6 529
Zona del Canal						24
Soltera o no trabajó						88
BIOLOGICAS Y DEMOGRAFICAS						
<i>Edad de la madre al nacimiento</i>						
-20 años	64,7	62,8	86,0	86,3	—	2 691
20-24 años	44,6	45,3	62,7	62,5	0,71	4 563
25-29 años	39,0	39,4	54,9	54,4	0,62	3 194
30-34 años	43,2	46,9	64,9	64,7	0,74	1 604
35 y más	82,0	76,4	102,0	104,8	1,23	823
<i>Orden del nacimiento</i>						
1	49,9	47,8	67,3	66,0	—	3 056
2 y 3	43,3	45,4	61,9	62,7	0,95	4 678
4 y más	55,3	54,6	75,2	75,3	1,15	5 140
<i>Sexo</i>						
hombres	53,3	52,6	72,6	72,6	—	6 561
mujeres	45,9	46,5	64,2	64,2	0,88	6 314
<i>Intervalo previo nacimiento orden 1</i>						
0-11	49,9	47,8	67,3	66,0	—	3 056
12-23	177,0	155,5	210,9	209,9	3,45	593
24 y más	49,1	48,8	66,4	67,4	1,02	4 283
	35,0	39,2	54,2	59,0	0,82	4 940
<i>Sobrevivencia del nacimiento previo</i>						
vivo	44,5	46,6	63,9	64,3	0,97	9 288
muerto	139,5	115,6	157,8	157,3	2,50	528
<i>Intervalo previo y sobrevivencia del nacimiento</i>						
0-11, vivo	146,7	135,2	184,7	183,2	2,96	503
0-11, muerto						90
12-23, vivo	44,8	46,1	62,5	63,6	0,96	4 016
12-23, muerto	114,2	92,0	126,0	125,8	1,97	267
24 y más, vivo	33,6	37,9	52,4	52,5	0,79	4 769
24 y más, muerto	71,4	75,5	103,8	103,6	1,60	171
PERIODO						
antes de 1959	65,3	68,2	91,3	92,9	—	2 848
1959-63	53,9	54,5	76,8	74,5		2 444
1964-68	49,5	47,8	65,4	65,4		3 149
1969 y más	37,1	36,1	49,4	49,5		4 434

Cuadro 4

PERU: PROBABILIDADES DE MORIR HASTA EL PRIMER Y
QUINTO AÑO DE VIDA OBSERVADAS Y ESTIMADAS POR EL
MODELO DE RIESGO PROPORCIONAL.
(PROBABILIDADES POR MIL) (Continúa. . .)

Variables y categorías	q(1)		q(5)		e^{β}	Casos (nacimientos)
	obs.	est.	obs.	est.		
CONTEXTUALES						
<i>Lugar de Residencia</i>						
Lima	60,7	55,0	88,9	90,7	—	5 224
Grandes ciudades	79,8	80,4	133,9	131,5	1,48	2 982
Pequeñas ciudades	130,2	123,3	198,1	198,5	2,33	6 540
Rural	146,8	153,7	245,4	244,7	2,95	10 426
<i>Región Natural</i>						
Lima	60,7	55,2	89,2	91,2	—	5 272
Costa	96,2	91,6	150,2	149,2	1,69	4 751
Sierra	150,0	153,5	245,8	244,5	2,93	11 933
Selva	114,7	117,3	187,5	189,4	2,20	3 216
<i>Residencia en la niñez</i>						
Campo	136,2	143,5	229,1	228,9	—	12 511
Pueblo	117,0	110,5	178,6	178,4	0,76	8 222
Ciudad	60,7	51,9	85,7	85,6	0,34	4 441
<i>Res. actual y en niñez</i>						
Lima-campo o pueblo	71,5	69,0	109,6	92,9	—	2 943
Lima-ciudad	46,7	36,8	61,9	61,1	0,52	2 281
Gran ciudad-campo o pueb.	89,7	93,1	155,1	151,6	1,37	1 851
Gran ciudad-ciudad	63,6	59,8	99,4	98,6	0,86	1 132
Pequeñas ciudades	130,2	123,3	198,1	198,5	1,84	6 540
Rural	146,8	153,7	245,4	244,7	2,33	10 426
SOCIOECONOMICAS						
<i>Educación de la madre</i>						
0	157,1	165,7	263,0	262,1	—	10 483
1-3 años	117,1	115,3	184,6	153,7	0,68	6 544
4-6 años	78,4	66,6	109,2	109,2	0,38	4 941
7-9 años	55,0	42,6	68,5	70,4	0,24	1 295
10 y más	32,1	27,1	45,7	45,1	0,15	1 910
<i>Educación del esposo</i>						
0 años	166,5	177,5	280,1	279,4	—	4 078
1-3 años	142,2	146,0	232,8	232,5	0,81	8 114
4-6 años	104,0	100,2	162,7	162,2	0,54	7 811
7-9 años	75,7	66,2	105,2	108,4	0,35	1 728
10 y más	52,0	43,6	71,0	72,0	0,23	3 636
<i>Clase social del esposo (A)</i>						
Media alta	58,0	50,6	81,8	83,4	—	4 078
Baja no agrícola asalariada	105,8	99,2	161,9	160,7	2,01	5 980
Baja no agrícola no asalariada	104,5	108,3	173,6	174,9	2,21	3 724
Baja Agrícola asalariada	164,2	151,6	239,4	241,0	3,17	2 288
Baja Agrícola no asalariada	143,0	152,0	242,5	241,5	3,18	9 101
<i>Clase social (B)</i>						
Baja No agrícola	105,3	102,8	166,5	166,3	2,09	9 705
Baja Agrícola	147,2	151,9	241,9	241,4	3,17	11 389

Cuadro 4

PERU: PROBABILIDADES DE MORIR HASTA EL PRIMER Y
QUINTO AÑO DE VIDA OBSERVADAS Y ESTIMADAS POR EL
MODELO DE RIESGO PROPORCIONAL.
(PROBABILIDADES POR MIL) (Conclusión)

Variables y categorías	q(1)		q(5)		$e\beta$	Casos (naci- mien- tos)
	obs.	est.	obs.	est.		
<i>Clase social (C)</i>						
Baja asalariada	121,9	113,6	183,4	183,0	2,32	8 268
Baja no asalariada	131,8	139,2	222,4	222,1	2,89	12 825
<i>Atención al embarazo</i>						
Sin atención	140,8	146,8	234,9	234,0	—	14 647
Con atención	82,5	74,2	120,4	121,5	0,49	10 526
<i>Atención al niño</i>						
Sin atención	144,7	148,8	237,0	236,6	—	10 578
Con atención	93,3	90,9	147,9	147,6	0,50	12 896
Pérdida	119,7	112,6	177,7	181,4	0,74	1 698
BIOLOGICAS Y DEMOGRAFICAS						
<i>Edad de la madre al nacimiento</i>						
-20 años	138,5	140,3	222,3	223,6	—	4 349
20-24 años	117,2	118,0	189,2	189,5	0,83	7 801
25-29 años	105,0	106,1	172,6	171,3	0,74	6 336
30-34 años	110,7	108,8	174,7	175,4	0,76	4 091
35 y más	115,6	110,7	178,7	177,4	0,77	2 598
<i>Orden del nacimiento</i>						
1	101,2	100,3	159,7	162,4	—	5 288
2 y 3	111,4	109,1	180,4	179,6	1,12	8 436
4 y más	129,3	128,1	205,9	205,2	1,30	11 449
<i>Sexo</i>						
Hombre	123,8	119,8	190,9	192,4	—	12 857
Mujer	109,1	113,3	183,8	182,4	0,94	12 316
<i>Intervalo previo</i>						
Nacimiento de orden 1	101,2	100,3	159,7	162,4	—	5 288
0-11 meses	276,2	243,3	370,2	373,8	2,64	1 474
11-23	139,2	141,5	229,2	226,0	1,44	7 886
24 y más	85,1	88,9	144,0	144,7	0,88	10 526
<i>Sobrevivencia del nacimiento previo</i>						
vivo	104,1	108,7	177,7	175,6	1,09	17 358
muerto	235,4	208,0	313,9	323,9	2,21	2 528
<i>Intervalo previo y sobrevivencia del nacimiento previo</i>						
0-11, vivo	232,4	221,1	345,5	343,0	2,37	1 061
0-11, muerto	389,2	304,8	435,0	457,2	3,45	413
12-23, vivo	121,5	128,1	210,4	205,8	1,30	6 659
12-23, muerto	236,0	217,5	331,9	337,8	2,32	1 226
24 y más, vivo	77,9	83,0	135,8	135,6	0,82	9 637
24 y más, muerto	163,6	153,2	233,5	243,8	1,58	888
PERIODO						
antes de 1962	145,3	153,2	241,2	241,4	—	6 594
1962-66	115,8	117,0	188,3	186,7	0,75	4 759
1967-71	108,3	100,8	161,9	161,8	0,64	6 006
1972 y más	98,5	96,5	154,4	155,1	0,61	7 815

Cuadro 5

REPUBLICA DOMINICANA: PROBABILIDADES DE MORIR
HASTA EL PRIMER Y QUINTO AÑO DE VIDA OBSERVADAS Y
ESTIMADAS POR EL MODELO DE RIESGO PROPORCIONAL.
(PROBABILIDADES POR MIL) (Continúa. . .)

Variables y categorías	q(1)		q(5)		e^{β}	Casos (nacimientos)
	obs.	est.	obs.	est.		
CONTEXTUALES						
<i>Lugar de residencia</i>						
Urbano	92,3	89,7	131,8	132,6	—	4 031
Rural	94,6	96,7	143,2	142,6	1,08	5 398
<i>Región Natural</i>						
Sur Central	89,7	87,6	130,7	129,6	—	3 372
Noroeste	88,4	85,4	125,1	126,5	0,97	2 098
Norcentral	90,3	94,1	136,6	139,1	1,08	1 711
Suroeste	115,6	124,0	185,7	181,6	1,44	1 413
Este	92,8	85,6	123,8	126,7	0,98	736
<i>Residencia en la niñez</i>						
Campo	92,8	95,6	141,3	141,0	—	6 949
Pueblo	103,9	97,1	140,7	143,3	1,02	1 495
Ciudad	83,1	72,6	109,6	107,8	0,75	886
<i>Residencia actual y en niñez</i>						
Urbana-campo o pueblo	92,6	92,1	134,7	136,0	—	3 247
urbana-ciudad	91,3	79,5	119,3	117,9	0,86	784
rural	94,6	96,7	143,2	142,6	1,05	5 298
SOCIOECONOMICAS						
<i>Educación de la madre</i>						
0	119,4	127,9	189,4	187,1	—	1 967
1-3 años	94,8	97,3	141,9	143,5	0,75	4 047
4-6 años	83,2	77,3	115,5	114,7	0,59	2 252
7-9 años	75,0	58,7	86,8	87,4	0,44	719
10 y más	39,3	30,2	46,0	45,3	0,22	345
<i>Educación del esposo</i>						
0	100,7	108,3	158,5	159,2	—	2 237
1-3 años	89,8	92,5	136,6	136,6	0,85	2 974
4-6 años	95,2	87,7	127,7	129,6	0,80	2 083
7-9 años	93,9	85,8	128,6	127,0	0,78	977
10 y más	87,1	85,2	129,0	126,0	0,77	1 050
<i>soltera</i>						
<i>Clase social del esposo (A)</i>						
Media alta	84,7	83,9	127,3	124,2	—	1 461
Baja no agrícola asalariada	90,0	88,4	130,7	130,7	1,06	2 499
Baja no agrícola no asalariada	117,7	105,9	154,1	155,9	1,28	1 270
Baja agrícola asalariada	105,4	105,1	153,8	154,7	1,27	1 014
Baja Agrícola no asalariada	87,2	93,7	138,0	138,4	1,12	3 046
No trabajó o soltera	77,8	87,9	132,3	130,0	1,05	40

Cuadro 5

REPUBLICA DOMINICANA: PROBABILIDADES DE MORIR
HASTA EL PRIMER Y QUINTO AÑO DE VIDA OBSERVADAS Y
ESTIMADAS POR EL MODELO DE RIESGO PROPORCIONAL.
(PROBABILIDADES POR MIL) (Conclusión)

Variables y categorías	q(1)		q(5)		e^{β}	Casos (naci- mientos)
	obs.	est.	obs.	est.		
<i>Clase social (B)</i>						
Baja no agrícola	99,4	94,4	138,6	139,3	1,13	3 768
Baja agrícola	91,7	96,5	141,9	142,4	1,16	4 060
<i>Clase social (C)</i>						
Baja asalariada	94,5	93,3	137,4	137,7	1,11	3 513
Baja no asalariada	96,1	97,3	142,7	143,5	1,17	4 316
BIOLOGICAS Y DEMOGRAFICAS						
<i>Edad de la madre al nacimiento</i>						
-20	112,1	111,2	163,3	163,5	—	2 173
20-24	87,4	91,8	137,1	135,6	0,82	2 998
25-29	85,0	83,5	123,0	123,7	0,74	2 134
30-34	84,0	80,8	120,8	119,8	0,71	1 311
35 y más	107,8	101,9	144,0	150,2	0,91	715
<i>Orden del nacimiento</i>						
1	102,3	91,0	133,6	134,4	—	2 018
2 y 3	85,5	92,6	138,4	136,7	1,02	3 039
4 y más	95,3	95,7	140,3	141,2	1,05	4 272
<i>Sexo</i>						
Mujeres	83,7	85,4	127,4	126,4	—	4 535
Hombres	103,1	101,5	148,6	149,5	1,20	4 794
<i>Intervalo previo</i>						
Orden 1	102,3	91,0	133,6	134,4	—	2 018
0-11 meses	228,1	209,5	296,6	299,7	2,47	664
11-23	91,5	98,8	147,5	145,9	1,09	3 327
24 y más	63,9	67,5	100,0	100,5	0,73	3 321
<i>Sobrevivencia del nacimiento previo</i>						
vivo	78,5	86,2	127,7	127,6	0,94	6 605
muerto	218,8	175,0	252,4	252,7	2,02	707
<i>Intervalo previo y sobrevivencia nacimiento</i>						
0-11, vivo	149,6	161,4	231,0	234,5	1,85	496
0-11, muerto	468,1	375,6	498,2	510,7	4,95	168
12-23, vivo	84,1	94,4	140,9	139,7	1,04	2 982
12-23, muerto	156,4	137,2	205,4	200,7	1,55	346
24 y más, vivo	61,8	66,0	98,3	98,4	0,72	3 128
24 y más, muerto	97,5	90,3	128,1	133,7	0,99	194
PERIODO						
-1959	85,1	96,0	140,5	141,4	—	2 050
1959-63	104,1	103,0	154,8	151,4	1,08	1 803
1964-68	96,0	88,7	129,5	130,9	0,92	2 249
1969 y más	91,5	90,2	133,2	133,1	0,94	3 228

Cuadro 6

COSTA RICA: RIESGO RELATIVO (e^{β}) CORRESPONDIENTE A LA APLICACION DEL MODELO DE RIESGO PROPORCIONAL.

Variables y categorías	Factores simples	Todas las variables utilizadas	Sin orden del nacimiento	Sin intervalo intergenésico
<i>Región</i>				
Area metropolitana	1,00	1,00	1,00	1,00
Valle central urbano	1,08	1,05*	1,01*	1,06*
Valle central rural	1,48	1,11*	1,08*	1,15*
Resto urbano	2,11	1,67	1,61	1,67
Resto rural	1,88	1,23	1,23	1,26
<i>Educación materna</i>				
0	1,00	1,00	1,00	1,00
1-3 años	0,68	0,76	0,77	0,77
4-6 años	0,53	0,70	0,71	0,72
7-9 años	0,36	0,63	0,63	0,65
10 y más	0,20	0,45	0,45	0,47
<i>Educación paterna</i>				
0	1,00	1,00	1,00	1,00
1-3 años	0,71	0,79	0,80	0,78
4-6 años	0,57	0,73	0,71	0,71
7-9 años	0,28	0,48	0,48	0,46
10 y más	0,23	0,54	0,55	0,55
<i>Clase social</i>				
Media-alta	1,00	1,00	1,00	1,00
Baja no agrícola	2,60	1,15*	1,16*	1,21*
Baja agrícola	3,47	1,16*	1,17*	1,22*
<i>Edad de madre al nacimiento</i>				
-20 años	1,00	1,00	1,00	1,00
20-34 años	0,71	0,70	0,76	0,66
35 y más	1,03	1,11*	1,21*	0,93*
<i>Orden del nacimiento</i>				
1-3	(1) 1,00	1,00	(1) 1,00	1,00
	(2-3) 1,08		(2-3) 1,16*	1,16*
4 y más	1,33	1,27	1,15*	1,34
<i>Sexo</i>				
Hombres	1,00	1,00	1,00	1,00
Mujeres	0,80	0,81	0,81	0,81
<i>Intervalo intergenésico</i>				
Orden 1	1,00	1,00	1,00	
0-11	3,59	1,37	3,02	
11-23	1,25	1,37	1,16*	
24 y más	0,76	0,72	0,75	
<i>Período</i>				
Antes 1960	1,00	1,00	1,00	1,00
1960-64	0,85	0,86*	0,89*	0,84*
1965-69	0,77	0,77	0,81	0,75
1970 y más	0,56	0,64	0,68	0,60

* No significativo al nivel de 0,05 con respecto a la categoría base.

Cuadro 7

PERU: RIESGO RELATIVO (e^{β}) CORRESPONDIENTE A LA APLICACION DEL MODELO DE RIESGO PROPORCIONAL.

Variables y categorías	Factores simples	Todas las variables utilizadas	Sin orden del nacimiento	Sin intervalo
<i>Residencia</i>				
Lima y gran ciudad	1,00	1,00	1,00	1,00
Pequeña ciudad y rural	2,13	1,13	1,12	1,16
<i>Región</i>				
Lima	1,00	1,00	1,00	1,00
Costa	1,69	1,20	1,21	1,19
Sierra	2,93	1,68	1,68	1,63
Selva	2,20	1,31	1,32	1,26
<i>Educación materna</i>				
0	1,00	1,00	1,00	1,00
1-3 años	0,68	0,82	0,82	0,82
4-6 años	0,38	0,60	0,59	0,61
7-9 años	0,24	0,44	0,43	0,45
<i>Educación paterna</i>				
0	1,00	1,00	1,00	1,00
1-3 años	0,81	0,94*	0,94 *	0,93 *
4-6 años	0,54	0,83	0,83	0,83
7-9 años	0,35	0,82	0,82	0,81
10 y más	0,23	0,79*	0,78	0,80 *
<i>Clase social</i>				
Media-alta	1,00	1,00	1,00	1,00
Baja no agrícola	2,09	1,10*	1,07 *	1,11 *
Baja agrícola	3,17	1,05*	1,05 *	1,05 *
<i>Atención médica al embarazo</i>				
Sin atención	1,00	1,00	1,00	1,00
Con atención	0,49	0,87	0,87	0,87
<i>Edad de madre al nacimiento</i>				
-20 años	1,00	1,00	1,00	1,00
20-24 años	0,84	0,83	0,86	0,79
25-29 años	0,76	0,71	0,78	0,62
30 y más	0,77	0,68	0,77	0,56
<i>Orden del nacimiento</i>				
1-3	(1) 1,00	1,00	(1)	1,00
	(2-3) 1,12		(2-3)	1,20
4 y más	1,30	1,19		1,57
<i>Sexo</i>				
Hombres	1,00	1,00	1,00	1,00
Mujeres	0,94	0,94	0,94	0,94
<i>Intervalo intergenésico</i>				
Orden 1	1,00	1,00	1,00	
0-11	2,64	2,15	2,29	
11-23	1,44	1,41	1,48	
24 y más	0,88	0,84	0,88	
<i>Período</i>				
Antes 1962	1,00	1,00	1,00	1,00
1962-66	0,75	0,84	0,84	0,83
1967-71	0,64	0,74	0,74	0,72
1972 y más	0,61	0,77	0,77	0,73

CONCLUSIONES

Sin duda, una de las conclusiones importantes de este ejercicio se relaciona con las posibilidades de análisis que brinda la Encuesta Mundial de Fecundidad en lo relacionado con el conocimiento de la mortalidad en la niñez y los factores que la afectan. Es necesario, sin embargo, recalcar que los resultados pueden estar afectados por errores de diversa índole, por lo que es conveniente ser prudente en la confección de categorías, evitando trabajar con un número muy pequeño de casos.

En la búsqueda de explotar mejor y más racionalmente la información disponible, se utilizó una técnica de análisis multivariante (modelo de “riesgo proporcional”) que tiene la virtud de considerar los efectos de las variables llamadas independientes sobre la tabla de mortalidad (en este caso hasta los 10 años de edad), en forma simultánea. Si bien en el documento no se presenta una evaluación sistemática de la metodología, los resultados obtenidos, así como los hallazgos de Trussell y Preston (1981), permiten concluir que es un instrumento útil, aunque sus estimaciones deben ser cuidadosamente analizadas por el hecho de mezclar factores de mortalidad pertenecientes a los primeros 10 años de vida e imponer un paralelismo en los patrones de mortalidad hasta esa edad, que no se cumple en la realidad. Aun así, en términos generales se observa que ello no afecta el sentido de los diferenciales, aunque sí, en cierta medida, su magnitud.

Como factores que afectan a la mortalidad de la niñez, que fueron posibles de encontrar en las encuestas analizadas, se consideraron variables contextuales (lugar de residencia actual de la madre, región natural y residencia en la niñez), socioeconómicas (nivel de instrucción de la madre, nivel de instrucción del último esposo, clase social y atención médica al último embarazo y al niño), biológicas (edad de la madre al nacimiento, orden del nacimiento, sexo, intervalo intergenésico previo y sobrevivencia del nacimiento previo) y los cambios en el tiempo como variable residual.

No hay una variable única que resuma los diferenciales de la mortalidad temprana. Cuando se aplica el análisis multivariante, permanecen desigualdades importantes en muchas de las variables utilizadas. Se destacan la “región natural” entre las contextuales, la “educación materna” entre las socioeconómicas, el “intervalo intergenésico” y la “edad de las madres al tener sus hijos” (aunque esta última está muy relacionada con el orden del nacimiento) entre las biológicas.

El hecho de que el “área de residencia actual” y la “clase social” sean las que ven más reducidas sus diferencias al actuar las variables simultáneamente, no debe interpretarse como que no juegan ningún papel en cuanto factores que afectan a la mortalidad en la niñez. Esto podría deberse a que el nivel de instrucción de la madre y algunas variables biológicas ligadas a la fecundidad, estarían captando los elementos que producen las desigualdades. Como se dijo en el desarrollo del trabajo, una de las limitaciones en la interpretación de los resultados está dada por el diferente nivel de análisis de las variables utilizadas. Clase social y área de residencia aparecen como de menor importancia en su efecto sobre la mortalidad en la niñez, pero en un análisis causal es probable que sean factores determinantes de las desigualdades educacionales y de los niveles de fecundidad que corresponden.

Para Perú se contó además con un indicador relacionado con los servicios de salud. Se trata de la atención médica al último embarazo y al niño correspondiente al último embarazo. La correlación de estas variables con las socioeconómicas es obvia y es probablemente por ello que en el análisis multivariante la mortalidad de las características “con atención” y “sin atención” se acercan notoriamente.

De todas maneras, la información disponible no alcanza a cubrir todos los factores que afectan a la mortalidad temprana. Quedan fuera, probablemente, variables tales como las mejoras en las condiciones sanitarias, higiene ambiental, etc. que parecen haber jugado un papel sustantivo en los cambios de mortalidad y que en parte serían captadas por la variable “período”.

Un hecho importante, que no debe dejarse de lado, es que cualquiera sea el tipo de variables usadas y las categorías formadas, los países tanto de alta como de baja mortalidad presentan grandes desvíos en la mortalidad de los niños. En Panamá y Costa Rica hay sectores de población con tasas de mortalidad infantil de alrededor de 100 por mil nacidos vivos, mientras que en Perú muchos sectores tienen tasas superiores a 150 por mil (sin considerar los pocos casos de cortos intervalos intergenésicos con tasas de más de 200 por mil).

REFERENCIAS BIBLIOGRAFICAS

- Baldión, E.: *Colombia: Aspectos socio-demográficos relevantes en el estudio de la mortalidad infantil y su asociación con la fecundidad*. CELADE, Serie D No. 102, febrero 1981.
- Behm, H.: *La mortalidad en los primeros años de vida en países de la América Latina. Costa Rica 1968-1969*. CELADE, San José, Costa Rica, 1976.
- Behm H. y De Moya, F.: *La mortalidad en los primeros años de vida en países de la América Latina. República Dominicana 1970-1971*. CELADE, San José, Costa Rica, mayo 1977.
- Behm, H. y Primante, D.: "Mortalidad en los primeros años de vida en la América Latina", en *Notas de Población*, No. 16, CELADE, San José, Costa Rica, abril 1978.
- Behm, H. y Rueda, O.: *La mortalidad en los primeros años de vida en países de la América Latina. Colombia 1968-1969*. CELADE, San José, Costa Rica, septiembre 1977.
- Chackiel, J.: "Niveles y tendencias de la mortalidad infantil en base a la Encuesta Mundial de Fecundidad", en *Notas de Población*, No. 27, CELADE, San José, Costa Rica, diciembre 1981.
- Coale, A. y Demeny, P.: *Regional model life tables and stable populations*. Princeton, New Jersey, 1966.
- Encuesta Nacional de Fecundidad. Colombia 1976. Resultados Generales*. Corporación Centro Regional de Población, Departamento Administrativo Nacional de Estadística, Bogotá, septiembre 1977.
- Encuesta Nacional de Fecundidad 1976, Costa Rica*. Dirección General de Estadística y Censos. San José, Costa Rica, septiembre 1978.
- Encuesta de Fecundidad. Panamá 1977*. Oficina de Estudios de Población. Panamá, noviembre 1977.

- Encuesta Nacional de Fecundidad del Perú 1977-1978. Informe General.* Instituto Nacional de Planificación, Oficina Nacional de Estadística. Lima, mayo 1979.
- Encuesta Nacional de Fecundidad. Informe General.* Consejo Nacional de Población y Familia. Santo Domingo, República Dominicana, octubre 1976.
- Guerra, F.: *Determinantes de la mortalidad infantil en Panamá. (1940-1974).* CELADE, Serie D No. 99, Santiago, 1981.
- Guzmán, J.M.: *República Dominicana. Estimación de la mortalidad basada en la Encuesta Nacional de Fecundidad 1975.* CELADE, Serie C No. 1007, San José, Costa Rica, enero 1978.
- Instituto Nacional de Estadística: *Encuesta Demográfica Nacional del Perú. Fascículo No. 2,* Lima, octubre 1978.
- Menken, J. y otros: *Proportional hazards life table models: An illustrative analysis of socio-demographic influences on marriage dissolution in the U.S.* Office of Population Research, Princeton, Agosto 1980.
- Puffer, R. y Serrano C.: *Características de la mortalidad en la niñez.* OPS, Washington, 1973.
- Puffer, R. y Serrano C.: *El peso al nacer, la edad materna y el orden del nacimiento: tres importantes determinantes de la mortalidad infantil.* OPS, Washington, 1975.
- Somoza, J.: *Illustrative analysis of infant and child mortality in Colombia.* World Fertility Survey, Scientific Reports. Londres, 1980.
- Taucher, E.: *Mortalidad infantil en Chile. Tendencias, diferenciales y causas.* CELADE, Santiago, julio 1979 (inédito).
- Tórrez, H.: *Bolivia: Diagnóstico y factores explicativos de la mortalidad en la niñez. Censo de 1976.* Ministerio de Planeamiento y Coordinación. La Paz, 1980.
- Trussell, J. y Preston, S.: *Estimating the covariates of childhood mortality from retrospective reports of mothers.* Presentado a la reunión de la "Population Association of America". Marzo 1981.

