

NIVELES Y TENDENCIAS DE LA MORTALIDAD
INFANTIL EN BASE A LA ENCUESTA MUNDIAL
DE FECUNDIDAD

Juan Chackiel
(CELADE)

RESUMEN

En muchos países de la América Latina se han llevado a cabo encuestas de fecundidad dentro del programa de la Encuesta Mundial de Fecundidad (EMF). Si bien el objetivo de este programa es mejorar el conocimiento de la fecundidad y los factores asociados, la información disponible proporciona una muy buena oportunidad para analizar algunos aspectos relacionados con la mortalidad al comienzo de la vida.

En este documento se presentan estimaciones de las tasas de mortalidad infantil de Colombia, Costa Rica, Panamá, Perú y la República Dominicana para un período de quince años anteriores a las encuestas (aproximadamente 1960-1975) en base a la historia de nacimientos, las que se comparan con las tasas derivadas de las estadísticas vitales y con estimaciones indirectas a partir de información sobre nacidos vivos y sobrevivientes de la misma encuesta mundial y de otras fuentes.

Si bien los datos de la EMF adolecen de irregularidades debidas a sesgos de respuestas y errores de muestreo, presentan un panorama claro sobre los niveles y tendencias de mortalidad infantil de estos países. El Perú y la República Dominicana tienen la mortalidad más alta, y Panamá la más baja, quedando las de Colombia y Costa Rica, en un nivel intermedio y mostrando este último país el descenso más importante del período.

Uno de los hallazgos importantes de la investigación se relaciona con la robustez de los métodos indirectos para estimar la mortalidad al comienzo de la vida y la infantil

cuando se conoce aproximadamente el patrón de mortalidad en los primeros 10 años de vida.

< *NIVEL DE LA MORTALIDAD* > < *TENDENCIA DE LA MORTALIDAD* > < *MORTALIDAD INFANTIL* >
< *ENCUESTA MUNDIAL DE FECUNDIDAD* >

INFANT MORTALITY LEVELS AND TRENDS ON THE BASIS OF THE WORLD FERTILITY SURVEY

SUMMARY

Many Latin American countries have carried out fertility surveys within the frame of the World Fertility Survey programme. Although the purpose of the programme is to improve the knowledge of fertility and related factors, the available information provides a very good opportunity to analyze some aspects of mortality in early childhood.

This document presents estimates of infant mortality rates for Colombia, Costa Rica, Panama, Peru and Dominican Republic, in a 15 year period prior to the surveys (approximately 1960-1975), based on birth histories and the comparison with indirect estimates on the basis of live births and survivors from the same world survey and other sources.

Although the World Fertility Survey data show some irregularities due to bias in the responses and sampling errors, they present a clear picture of infant mortality levels and trends for these countries. Peru and Dominican Republic have the highest mortality and Panama the lowest, with Colombia and Costa Rica at an intermediate level, and Costa Rica showing the most important decline in the period.

One of the important findings of the study is related to the robustness of indirect methods to estimate infant mortality and mortality in early childhood when the mortality pattern is approximately known for the first 10 years of life.

< *MORTALITY LEVEL* > < *MORTALITY TREND* >
< *INFANT MORTALITY* > < *WORLD FERTILITY SURVEY* >

PRESENTACION

Este documento fue elaborado a partir de los resultados de una investigación realizada 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.

El autor trabajó tres meses en la OPR, a comienzos de 1981, en dicha investigación. En la elaboración de los datos utilizados en este documento, se contó con la inapreciable ayuda de Ozer Babakol, programador de la OPR. Además, contribuyeron con valiosos comentarios en la discusión de algunos tópicos particulares, Ansley Coale y James Trussell. Desde luego, toda la responsabilidad por el contenido de este documento recae en el autor.

En un próximo número de Notas de Población se publicará otro artículo, referido a los factores que afectan la mortalidad al comienzo de la vida y basado también en resultados de la misma investigación.

INTRODUCCION

La mortalidad en el primer año de vida constituye un tema de interés para profesionales de diversas áreas. En los países menos desarrollados, las muertes de menores de un año representan más del 30 por ciento del total de defunciones anuales, lo que evidentemente muestra la necesidad de realizar esfuerzos en procura de disminuir la elevada mortalidad que aún se observa en estos países, sobre todo en ciertos sectores de la población. Para enfrentar los planes de salud es necesario contar con información sobre la situación actual en relación a los niveles y tendencias y, fundamentalmente, conocer cuáles sectores son los más afectados y cuáles son las causas determinantes o asociadas a la elevada mortalidad en el comienzo de la vida.

No sólo los planificadores de salud están interesados en conocer lo mejor posible el comportamiento de esta variable, también sociólo-

gos, economistas —y en general todos los estudiosos de los problemas sociales— consideran que la mortalidad infantil es un indicador importante del grado de desarrollo. Baste observar que mientras hay países que ya han bajado a tasas del 10 por mil, otros mantienen aún tasas 10 o más veces superiores y, si se piensa en algunos sectores específicos de población, es probable que existan tasas del orden de 250 o 300 por mil. Esto sucede aun considerando que existe una corriente de opinión acerca de que actualmente es relativamente fácil obtener disminuciones importantes de la mortalidad infantil a través de medidas de higiene, saneamiento ambiental, vacunación, etc., sin que sea necesario esperar a que las familias mejoren sus condiciones generales de vida por un aumento de sus ingresos y un mayor acceso a la cultura y los servicios médicos.

Los demógrafos, más allá del interés social, también están preocupados por saber qué ha sucedido en el pasado con la mortalidad, cuáles son los niveles actuales y qué se prevé para el futuro, dado que ésta juega un papel fundamental en varios aspectos de los estudios demográficos. Actúa directamente sobre el crecimiento y estructura de la población, e indirectamente a través de sus efectos sobre otras variables demográficas, como por ejemplo la fecundidad.

Lo anteriormente expuesto parece suficiente para justificar todo el esfuerzo que pueda hacerse en busca de mejorar el conocimiento que se tiene actualmente en América Latina acerca de la mortalidad temprana. El medio natural de obtener los datos sería, sin duda, a partir de los registros de estadísticas vitales, pero es bien conocida la deficiencia que tiene esta fuente de datos en la mayoría de los países de la región, fruto también del bajo desarrollo general de las estadísticas, que está asociado al menor desarrollo general de los países. Además, las estadísticas vitales son insuficientes para hacer cierto tipos de análisis que requieran información acerca de la madre, el padre, el hogar, los nacimientos anteriores, etc. que no se registran habitualmente.

Se han realizado muchos esfuerzos que, en general, han ayudado en la mejora del conocimiento de la mortalidad infantil y los factores que la determinan. Algunas de estas acciones fueron elaboradas a partir de encuestas específicamente diseñadas con ese objetivo y que se refieren a ciertas áreas o localidades (no a nivel nacional), como por ejemplo la “Investigación interamericana de mortalidad en la niñez” llevada a cabo por la Organización Panamericana de la Salud (Puffer y Serrano, 1973). También se han desarrollado programas destinados a explotar los datos censales o de encuestas nacionales que incluyen preguntas in-

directas que permiten obtener estimaciones de la mortalidad al comienzo de la vida, como es el caso del programa "Investigación de la mortalidad infantil en América Latina" (IMIAL) realizado en el CELADE bajo la dirección de Hugo Behm.

Con la idea de continuar investigando y explotando toda la información disponible sobre la materia, en este documento se utiliza como información básica los datos provenientes de las Encuestas Nacionales de Fecundidad realizadas en el marco de la Encuesta Mundial de Fecundidad (EMF). Este tipo de encuestas registra, para cada mujer en edad fértil, todos sus embarazos, pérdidas, nacimientos y muertes de sus hijos, así como recaba también información sobre ciertas características de la madre y su actual esposo.

Se trabaja con cinco países de la región: Colombia, Costa Rica, Panamá, Perú y República Dominicana. Estos países constituyen una buena muestra geográfica de la región, y además están representados los distintos niveles de mortalidad que se pueden encontrar en América Latina.

A continuación se presenta alguna información sobre las encuestas:

	Colombia	Costa Rica	Panamá	Perú	R. Dominicana
Fecha de trabajo de campo	10/5 al 10/8/76	7 al 12/76	10/12/75 al 31/3/76	15/7/77 al 8/5/78	22/4 al 25/7/75
Edad de las mujeres seleccionadas	15 - 49	20 - 49	20 - 49	15-49*	15 - 49
Nº de mujeres en la encuesta individual	5 378	3 935	3 701	5 640	3 115
Organismo y año del informe general publicado	DANE y Corporación Centro Regional de Población. Set. 1977.	Dirección General de Estadística y Censos. Set. 1978.	Oficina de Estudios de Población. Nov. 1977.	Oficina Nacional de Estadística. Marzo 1979	Consejo Nacional de Población y Familia. Oct. 1976

* Solamente mujeres alguna vez casadas o unidas.

Este documento consta de tres capítulos dedicados al estudio de niveles y tendencias de la mortalidad infantil. El primero presenta las estimaciones logradas directamente con los datos de historia de nacimientos de la EMF, el segundo la comparación con los resultados obtenidos de las estadísticas vitales y el último un análisis del funcionamiento de los métodos indirectos de estimación y además la comparación con otras fuentes.

A lo largo del estudio podrá notarse la inevitable ambigüedad que a veces rodea algunos resultados, producto de la limitación que tienen los datos, tanto por tratarse de muestras pequeñas, como por problemas relacionados con la mala declaración por parte del informante.

El análisis que a continuación se presenta no agota, por supuesto, las posibilidades que existen de explotación de estos datos. Es necesario continuar profundizando en aspectos que podrán aclarar interrogantes que ahora quedan planteadas, rectificar o ratificar juicios emitidos y estudiar otros tópicos que no se han tocado. Para ello es necesario un proyecto de más largo alcance, e incluso estudios en profundidad a nivel de países.

I. ESTIMACION DIRECTA DE LA MORTALIDAD INFANTIL A PARTIR DE LA ENCUESTA MUNDIAL DE FECUNDIDAD

Las encuestas de fecundidad, enmarcadas en el programa llamado Encuesta Mundial de Fecundidad (EMF), ofrecen una muy buena oportunidad para conocer los niveles y tendencias de la mortalidad infantil en muchos países de la región. Los datos que puedan obtenerse no necesariamente serán confiables, pero constituyen una fuente independiente importante en ese sentido y quizás conduzcan, en la mayoría de los casos, a estimaciones más razonables que las obtenidas a partir de los registros oficiales.

La forma directa de estimar la mortalidad infantil es a través de la historia de nacimientos declarada por cada una de las mujeres entrevistadas. Se conoce para cada niño la fecha de nacimiento y la edad en que falleció, por lo que es posible obtener la probabilidad de morir en el primer año de vida para los nacidos en cada año calendario a partir de la siguiente expresión:

$${}_1q_0^t = \frac{D_0^t}{B^t}$$

donde:

${}_1q_0^t$ — probabilidad de morir en el primer año de vida para los nacidos en el año t .

D_0^t — defunciones de menores de 1 año correspondientes a la cohorte de los nacidos en el año t .

B^t — nacimientos ocurridos en el año t .

En los gráficos 1 a 5 y en el cuadro A-1 del anexo pueden verse las tasas encontradas para los hijos de todas las mujeres encuestadas según año calendario para un período de 15 años previos a la encuesta.

Llama la atención la fuerte irregularidad de los datos, observándose, en algunos casos, cambios de un año al otro del orden del 100 por ciento. Sin duda, esto está relacionado con el número pequeño de casos, ya que se trata de muestras que no alcanzan las 6000 mujeres en el mejor de los casos. Pero, es posible que existan sesgos en la declaración de las fechas de nacimientos y/o muertes de los niños que podrían producir algún tipo de transferencia en el tiempo o en la edad de las defunciones. Los sesgos en la declaración de las fechas de los hechos investigados en este tipo de encuesta merecen un análisis más profundo, que no se realiza en este documento.

Debido a las irregularidades mencionadas, se consideró conveniente agrupar la información en períodos quinquenales, dejando de lado el año anterior a la encuesta, con experiencia incompleta, y cuidando que los grupos formados no distorsionen la tendencia por la influencia específica de un año con una tasa particularmente desviada. Así, en el cuadro 1, en la primera columna de cada país, se tienen las tasas correspondientes a “todas las mujeres” para 3 quinquenios más o menos coincidentes.

En relación con la tendencia, existe un problema vinculado al hecho de que las encuestas incluyen solamente mujeres hasta los 49 años de edad. Cuando se retrocede en el tiempo, para estimar la mortalidad pasada, se considera la experiencia de niños correspondientes a mujeres más jóvenes. Por ejemplo, 10 años antes sólo se tiene la mortalidad infantil de niños provenientes de mujeres hasta 39 años de edad y, 15 años antes, de mujeres hasta 34 años.

En varios estudios (Somoza, 1980), (Guerra, 1981), (Puffer y

Serrano, 1975) se ha demostrado que existe una clara asociación entre la mortalidad infantil y la edad de la madre al tener sus hijos y probablemente los hijos de mujeres con más de 35 años tengan una más alta probabilidad de morir que el promedio general. Si esto es así, se espera que la estimación a partir de la EMF subestime cada vez más la mortalidad pasada a medida que se retrocede en el tiempo, ocultando en parte la verdadera importancia de los descensos.

Con la intención de conocer el sesgo que introduciría el problema mencionado, se realizó la comparación entre las tasas de mortalidad infantil (TMI) de "todas las mujeres" con aquellas pertenecientes a mujeres de 15-34 años al nacer los hijos (tasas truncadas). Se supone que si se consideran los niños de estas últimas, en los 15 años anteriores a la encuesta, no habría distorsión en la tendencia y que además habría mayores diferencias con el total de mujeres encuestadas, a medida que se consideran años más próximos a la encuesta. El cuadro 1 y los gráficos 1 a 5 permiten apreciar el comportamiento de estos dos conjuntos de tasas para cada país. Tal como era de esperar, la mortalidad es sistemáticamente menor en el caso de las "tasas truncadas" (salvo raras excepciones).

Colombia

En Colombia se presenta el comportamiento esperado pero, en el quinquenio 1965-69 se obtuvo un valor apenas mayor para las tasas truncadas. Podría pensarse que la hipótesis de que la mortalidad de 35 y más sea superior al promedio general no se cumple para ese quinquenio, pero se manejan diferencias tan pequeñas que también podrían sugerir que los datos están afectados por errores de muestreo.

Costa Rica

En Costa Rica el comportamiento esperado se da con mayor intensidad. (La TMI del grupo 35 y más años es de 97 por mil, en tanto que para el grupo 20-35 es de 65 por mil, y alcanza 93,5 por mil en el grupo 15-19 años). Este país investigó a mujeres de 20 a 49 años de edad al momento de la entrevista, por lo que cabría pensar que la mortalidad del último quinquenio estaría subestimada para ambos casos debido a la más alta mortalidad de los hijos de mujeres menores de 20 años. Aun así, se espera que no afecte mucho los resultados, ya que para el último año del quinquenio (1974) se consideran los nacimientos de mujeres a partir de los 17 años.

Panamá

Para Panamá también puede observarse una mayor diferencia en el último quinquenio. En 1959-1963 existe una diferencia mayor a la esperada, producto quizás de que “todas las mujeres” también incluye a menores de 15 años al tener sus hijos, o de una mayor importancia relativa de los nacimientos de mayores de 35 años que corresponden a este período. En este país, al igual que en Costa Rica, es probable que se subestime la mortalidad del último quinquenio por el hecho de investigarse solamente a mujeres de 20-49 años.

Perú

Perú presenta resultados bastante consistentes con la hipótesis formulada. Cabe hacer notar que en este país se trabaja únicamente con mujeres alguna vez casadas o unidas. Los cuadros A-1 y A-3 del anexo, que incluyen tasas de mortalidad infantil de “todas las mujeres” y de “mujeres alguna vez casadas y unidas”, para los otros 4 países, no muestran diferencias sustanciales, por lo que de ahora en adelante se comparará Perú con el resto de países, a pesar de tratarse de un universo restringido.

República Dominicana

El caso menos acorde con lo esperado es el de República Dominicana, que muestra una diferencia tan importante en el último como en el primer quinquenio. Es probable que también estén influyendo los nacimientos de mujeres de menos de 15 años, pero parece difícil poder explicar el comportamiento observado (representan sólo el 2,2 por ciento de todos los nacimientos contra el 1,9 por ciento del último quinquenio). No sería extraño que pueda deberse a los pocos casos con que se está trabajando, pues debe considerarse que la diferencia entre las dos series está dada por muy pocos nacimientos (del orden del 11 por ciento sobre el total de nacimientos en el caso de República Dominicana)^{1]}

Debido a la mayor comparabilidad que implica el uso de las tasas correspondientes a 15-34 años, y a que en general se encontró acuerdo con la hipótesis planteada, en el mismo cuadro 1 y en los gráficos 1 a 5 se realiza una estimación corregida para “todas las mujeres”. Esta corrección supone que el nivel de “todas las mujeres” para el último quin-

1] Además, es de hacer notar que en esta misma investigación se encontraron incoherencias al analizar los diferenciales de fecundidad correspondientes a la EMF de República Dominicana.

quenio es correcto y que puede aceptarse la tendencia de las “tasas truncadas”. Para ello, se aumenta la mortalidad del quinquenio anterior en el mismo porcentaje que se observa en las “tasas truncadas” y luego de obtener la tasa corregida se procede de la misma manera para el primer período. En definitiva, esto no implica aumentos superiores a aproximadamente 10 por ciento en los casos máximos. Con este tipo de información —probablemente afectada por errores aleatorios y sesgos— no se pueden pretender estimaciones exactas, y en ese sentido, modificaciones de un 10 por ciento no cambian sustancialmente los resultados.

Cuadro 1

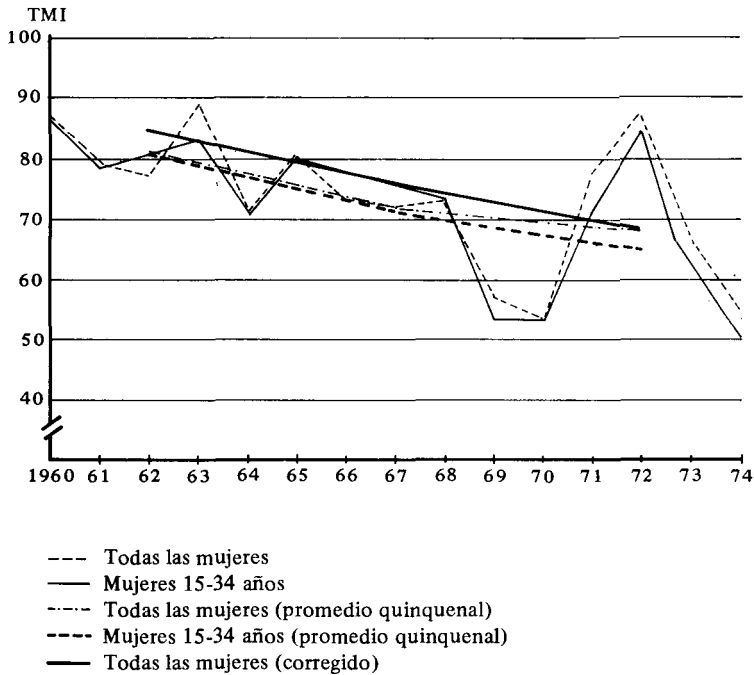
TASAS DE MORTALIDAD INFANTIL (POR MIL) DE LOS ULTIMOS
3 QUINQUENIOS CORRESPONDIENTES A HIJOS DE
“TODAS LAS MUJERES”, MUJERES DE 15-34 Y “TODAS
LAS MUJERES” CORREGIDAS. EMF (COLOMBIA,
COSTA RICA, PANAMA, PERU Y REP. DOMINICANA)

País y período	“Todas las mujeres”	Mujeres 15-34	“Todas las muj. corregidas”
<i>COLOMBIA</i>			
1960-64	80,6	79,9	84,2
1965-69	71,1	72,0	75,9
1970-74	68,1	64,6	68,1
<i>COSTA RICA</i>			
1960-64	83,8	82,3	91,4
1965-69	70,5	63,9	71,0
1970-74	58,0	52,2	58,0
<i>PANAMA</i>			
1959-63	54,0	50,9	59,0
1964-68	48,2	46,1	53,5
1969-73	40,2	34,7	40,2
<i>PERU</i>			
1961-65	118,9	120,1	123,6
1966-70	108,2	104,4	107,4
1971-75	103,3	100,4	103,3
<i>REP. DOMINICANA</i>			
1959-63	102,2	97,8	102,6
1964-68	91,8	92,5	97,1
1969-73	84,8	80,8	84,8

En el gráfico 6 pueden compararse los resultados corregidos entre países. Si bien la pendiente del descenso puede ser cuestionable, aparecen claramente ordenados según su nivel de mortalidad infantil. Panamá se destaca por tener la mortalidad más baja entre los cinco países y Costa Rica muestra los mayores descensos en el período estudiado. Sin duda, son alarmantes los altos niveles de mortalidad infantil que presentan Perú y la República Dominicana, con tasas del orden de 100 por mil o más.

Gráfico 1

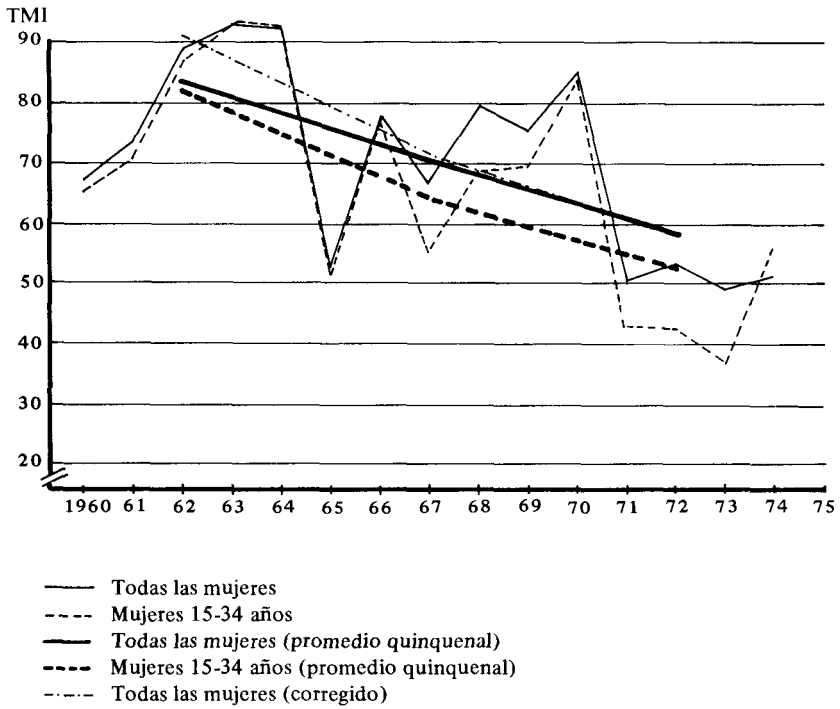
COLOMBIA: TASAS DE MORTALIDAD INFANTIL POR AÑOS SIMPLES Y QUINQUENIOS CORRESPONDIENTES A HIJOS DE "TODAS LAS MUJERES" Y MUJERES DE 15-34 AÑOS Y TASAS QUINQUENALES CORREGIDAS. EMF



Fuente: cuadros 1, A1 y A2

Gráfico 2

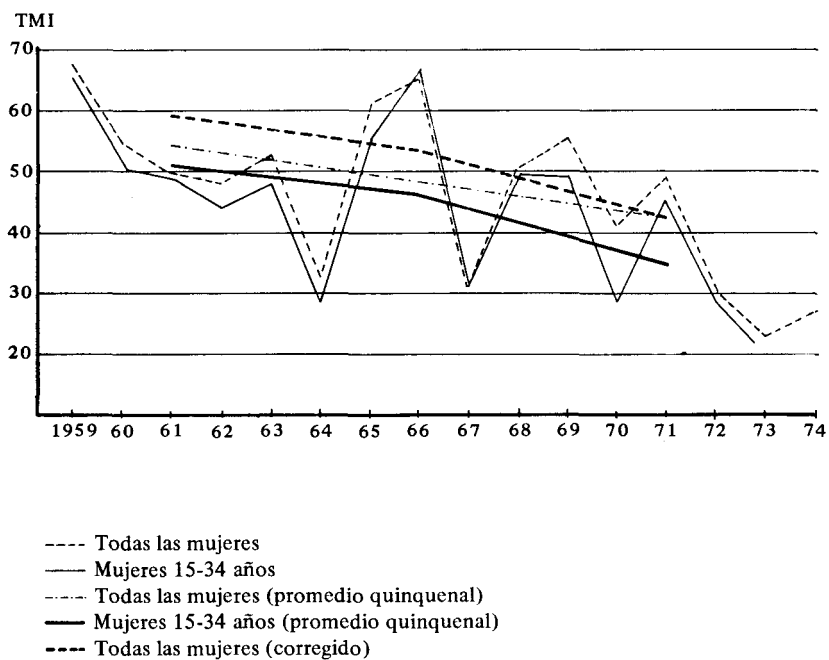
COSTA RICA: TASAS DE MORTALIDAD INFANTIL POR AÑOS SIMPLES Y
QUINQUENIOS CORRESPONDIENTES A HIJOS DE "TODAS LAS
MUJERES" Y MUJERES DE 15-34 AÑOS Y TASAS QUINQUENALES
CORREGIDAS, EMF



Fuente: cuadros 1, A1 y A2

Gráfico 3

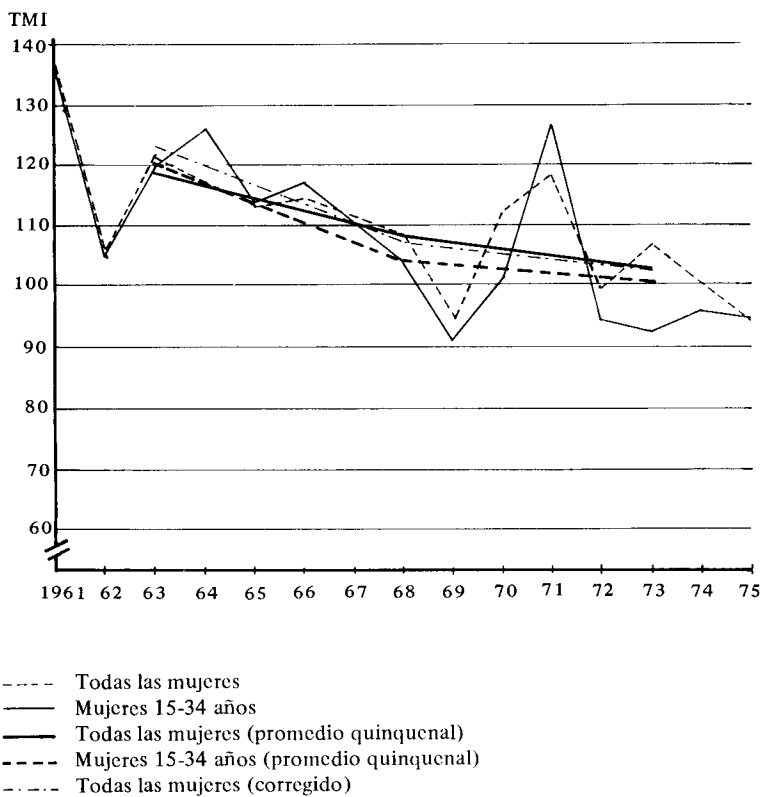
PANAMA: TASAS DE MORTALIDAD INFANTIL POR AÑOS SIMPLES Y QUINQUENIOS CORRESPONDIENTES A HIJOS DE "TODAS LAS MUJERES" Y MUJERES DE 15-34 AÑOS Y TASAS QUINQUENALES CORREGIDAS. EMF



Fuente: cuadros 1, A1 y A2.

Gráfico 4

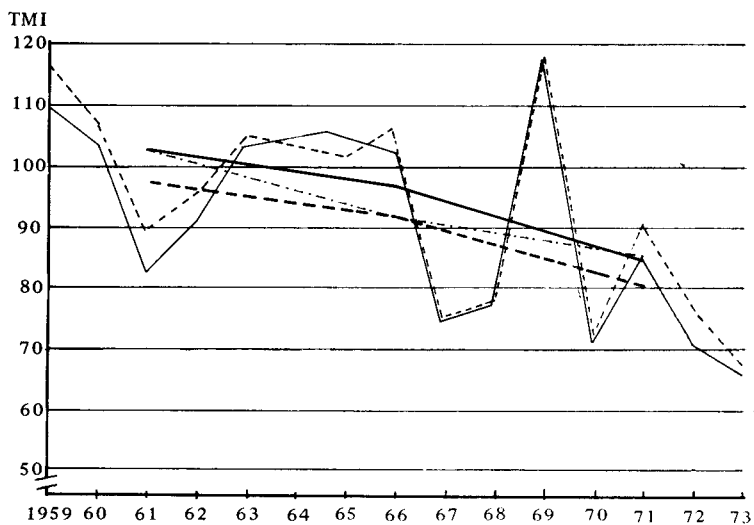
PERU: TASAS DE MORTALIDAD INFANTIL POR AÑOS SIMPLES Y QUINQUENIOS CORRESPONDIENTES A HIJOS DE "TODAS LAS MUJERES" Y MUJERES DE 15-34 AÑOS Y TASAS QUINQUENALES CORREGIDAS



Fuente: cuadros 1, A1 y A2

Gráfico 5

REPUBLICA DOMINICANA: TASAS DE MORTALIDAD INFANTIL POR AÑOS SIMPLES Y QUINQUENIOS CORRESPONDIENTES A HIJOS DE "TODAS LAS MUJERES" DE 15-34 AÑOS Y TASAS QUINQUENALES CORREGIDAS, EMF

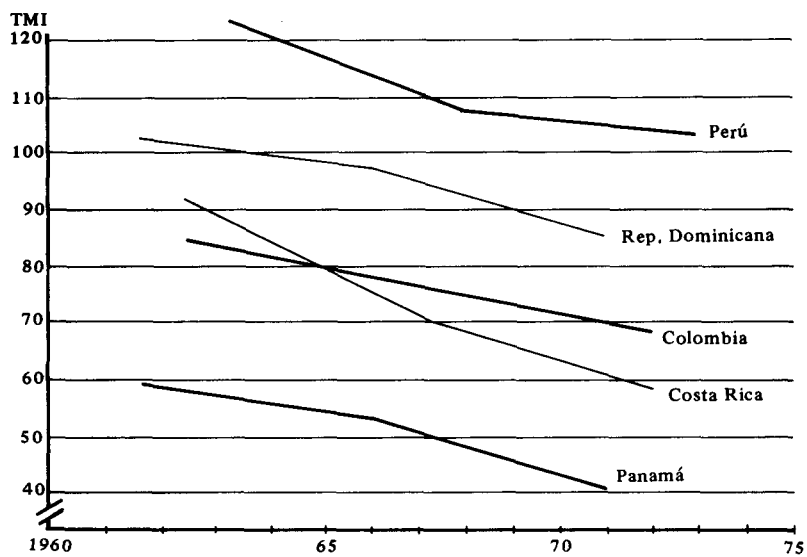


- Todas las mujeres
- Mujeres 15-34 años
- · - · - · Todas las mujeres (promedio quinquenal)
- Mujeres 15-34 años (promedio quinquenal)
- Todas las mujeres (corregido)

Fuente: cuadros 1, A1 y A2

Gráfico 6

TASAS DE MORTALIDAD INFANTIL CORREGIDAS PARA PERIODOS
QUINQUENALES, EMF



Fuente: cuadro 1

II. COMPARACION DE LAS ESTIMACIONES DE MORTALIDAD INFANTIL DE LA EMF CON LAS PROVENIENTES DE ESTADISTICAS VITALES Y OTRAS FUENTES DIRECTAS

1. *Comparación con Estadísticas Vitales*

La EMF, en la mayoría de los países en que se ha realizado, es quizás la única fuente directa de tipo independiente que permite evaluar la calidad de los registros de hechos vitales. Los países seleccionados tienen el atractivo de comprender distintos niveles de mortalidad y algunos de ellos, además, tienen registros de calidad conocida como para poder emitir algún juicio sobre los resultados de la encuesta.

Al comparar las tasas de mortalidad infantil debe tenerse en consideración que, en el caso de los registros, el valor depende tanto del numerador como del denominador, los que están constituidos por hechos que se inscriben en forma independiente. Las tasas se calcularon como el cociente de defunciones de menores de un año sobre los nacimientos del mismo año. Estas podrían resultar con niveles aparentemente correctos si muertes y nacimientos están afectados por la misma proporción de omisión. Habitualmente, las defunciones están afectadas por mayor subregistro que los nacimientos.

En el cuadro 2 y en los gráficos 7 a 11 se presenta la comparación de las tasas de mortalidad infantil corregidas provenientes de la EMF con aquellas de los registros sin ninguna corrección. En los gráficos también pueden apreciarse las tasas por año calendario de los registros y de la EMF para "todas las mujeres", sin corrección.

[El resultado de Colombia sorprende por encontrarse tasas mayores en los registros y por presentar un sospechoso aumento en los últimos años de acuerdo a los datos de 1973 y 1974. Según Zlotnik, (1981), que ha realizado un estudio muy completo de la mortalidad de Colombia al principio de la vida, los registros conducirían a una sobrestimación de las tasas por una probable mayor omisión de los nacimientos en relación a las muertes infantiles. Esta sería la única explicación posible, aunque no está de acuerdo con la experiencia general observada al respecto. La otra explicación podría ser que la EMF subestima fuertemente la mortalidad infantil de este país, pero los análisis hechos por Zlotnik muestran que los registros conducen a tasas superiores a todas las estimaciones hechas para el país, incluyendo otras fuentes que se analizan más adelante.

De los países presentados, Costa Rica y Panamá son quizás los que tienen mejores registros de hechos vitales. Eso es también lo que muestran los resultados de la EMF, aunque sería una exigencia desmedida esperar que dieran una exacta visión de la tendencia de los cambios en el tiempo de la calidad de los registros. De acuerdo a los estudios hechos para estos países, es poco probable que pueda haber subregistro del orden del 20 por ciento como el encontrado para Costa Rica (1960-64) y Panamá (1964-68). Podría pensarse que la corrección realizada en los datos de la EMF fue excesiva, dado que si se compara el dato de "todas las mujeres" sin corrección (cuadro 1) con los registros, para los mismos períodos, el porcentaje de subregistro sería 12,5 por ciento y 10,7 por ciento respectivamente. En el caso particular de Costa Rica, tanto para la EMF como para los registros, se observan irregularidades en la serie de tasas correspondientes a ese período que podrían indicar problemas serios en su calidad.

Los dos países de alta mortalidad parecen presentar un deterioro en la calidad de los registros, siendo éste más intenso en el caso de República Dominicana, que presenta datos coherentes para el primer quinquenio solamente, en el cual probablemente las dos fuentes están afectadas por omisiones. Actualmente, los registros de ambos países subestimarían la mortalidad infantil en más del 40 por ciento. Si se observa, en estos dos países, la serie de defunciones de menores de un año y la de nacimientos se puede conocer mejor la causa del deterioro de las estimaciones de las tasas de mortalidad infantil.

En Perú hay un quiebre en el número absoluto de nacimientos de 1966 a 1967 (pasan de 342 860 a 411 391) continuando en constante aumento, mientras que las defunciones oscilan siempre alrededor de las 30 000. Podría pensarse en una notoria mejora del registro de nacimientos, que ocurre independientemente de la calidad del registro de defunciones infantiles.

En 1962 puede observarse en República Dominicana una caída brusca de las defunciones de menores de un año (1960: 11 078; 1961: 10 499; 1962: 8 482), mientras que los nacimientos van en aumento, lo que provoca la caída de la tasa de mortalidad infantil observada en el gráfico 11. A partir de 1967 se observa un fenómeno similar al del Perú, en que los nacimientos aumentan sistemáticamente sin que las defunciones aumenten.

2. *Otras fuentes directas.*

Además de los registros, en algunos de los países se ha realizado otro tipo de investigaciones que permiten obtener estimaciones de la mortalidad infantil en forma directa. Estos casos se incluyen en los gráficos 9 y 10 para Panamá y Perú.

Entre junio de 1975 y febrero de 1977, se llevó a cabo en Panamá una encuesta de visitas repetidas. En la primera entrevista se registraron los datos básicos de la población de cada hogar y en entrevistas posteriores se fueron registrando los cambios ocurridos en cada hogar (nacimientos, defunciones, migraciones, estado conyugal). Una descripción detallada de la metodología puede verse en un documento preparado con ese fin por Jorge Somoza (1975).

En el caso particular de Panamá, se realizaron en total 3 vueltas de entrevistas. A partir del Informe General, preparado por Julia Nicolsia (1978), se realizó la estimación de la probabilidad de morir en el primer año de vida, encontrándose un valor de 38,2 por mil. Esta tasa confirma el bajo nivel de mortalidad infantil alcanzado por Panamá en relación a los otros países investigados. Si bien la tasa que resulta de la Encuesta Demográfica de Panamá (EDEP) es más alta que la observada en los registros y en los últimos años de la EMF, es aventurado tomarlo como punto de referencia para pensar en estimar la omisión de ambas fuentes, dado que este tipo de encuestas (EDEP) está sujeta a fuertes errores de muestreo debido a que se manejan muy pocos casos (las muertes de menores de 1 año registradas en la encuesta son 68 en total).

Una encuesta similar a la de Panamá, fue realizada en Perú entre los años 1974 y 1976. (Instituto Nacional de Estadística, 1978). En un estudio sobre la mortalidad a partir de dicha encuesta, se obtiene un valor de 120 por mil para la probabilidad de morir entre 0 y 1 año de vida. Si bien estaría confirmando la alta mortalidad observada en este país, esa estimación se coloca muy por encima de la obtenida por la EMF para los dos últimos quinquenios (107,4 y 103,3 por mil respectivamente). Un elemento que podría diferenciar las dos encuestas es que la EMF no investiga las mujeres solteras, que probablemente conducen a una mayor mortalidad infantil, pero ya se comentó antes que esa causa no puede producir diferencias de tal magnitud. Es probable que también en Perú esta encuesta esté afectada por errores de muestreo que conduzcan a una exageración de la mortalidad infantil. No obstante, la magnitud de la diferencia arroja ciertas dudas sobre el verdadero nivel de la mortalidad infantil del país. Análisis presentados en las secciones siguientes permitirán aclarar en parte estas dudas.

Cuadro 2

TASAS DE MORTALIDAD INFANTIL (POR MIL) DE LOS 3
ULTIMOS QUINQUENIOS CORRESPONDIENTES A LA EMF
CORREGIDAS Y LAS DE REGISTROS SIN CORRECCION.
(COLOMBIA, COSTA RICA, PANAMA, PERU, REP. DOMINICANA)

País y período	EMF (corregidas)	Registros	Diferencia ^(a) porcentual
<i>COLOMBIA</i>			
1960-64	84,2	90,1	- 7,0
1965-69	75,9	78,9 ^(b)	- 4,0
1970-74	68,1	88,9 ^(c)	-30,5
<i>COSTA RICA</i>			
1960-64	91,4	73,4	19,7
1965-69	71,0	64,3	9,4
1970-74	58,0	50,9	12,2
<i>PANAMA</i>			
1959-63	59,0	52,3	11,4
1964-68	53,5	43,0	19,6
1969-73	40,2	36,8	8,5
<i>PERU</i>			
1961-65	123,6	88,2	28,6
1966-70	107,4	74,3 ^(d)	30,8
1971-75	103,3	58,2 ^(e)	43,7
<i>REP. DOMINICANA</i>			
1959-63	102,6	95,4	7,0
1964-68	97,1	77,2	20,5
1969-73	84,8	49,7	41,4

$$(a) \text{ Dif} = \frac{\text{EMF (corr.) - Reg.}}{\text{EMF (corr.)}}$$

(b) promedio 1965-1968

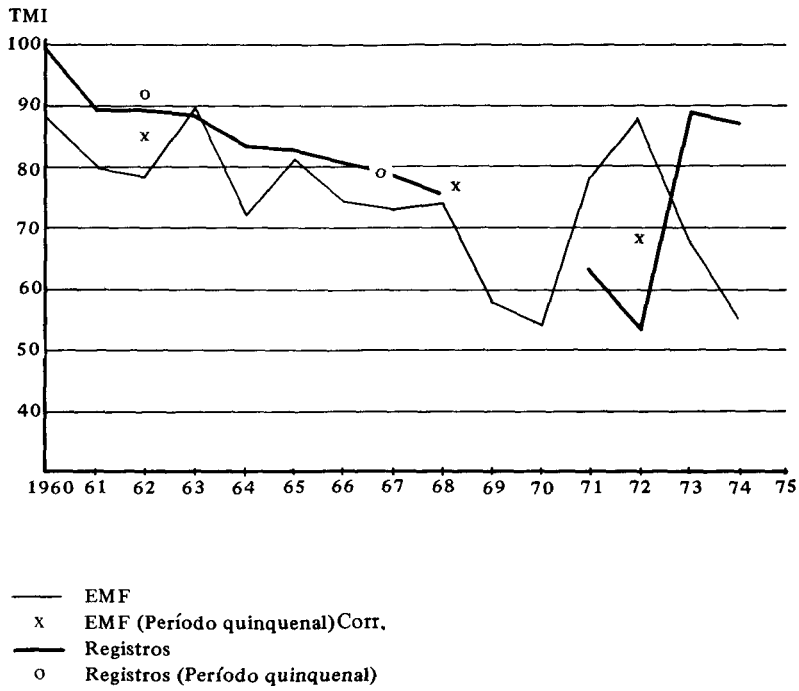
(c) año 1973

(d) falta 1969

(e) año 1972

Gráfico 7

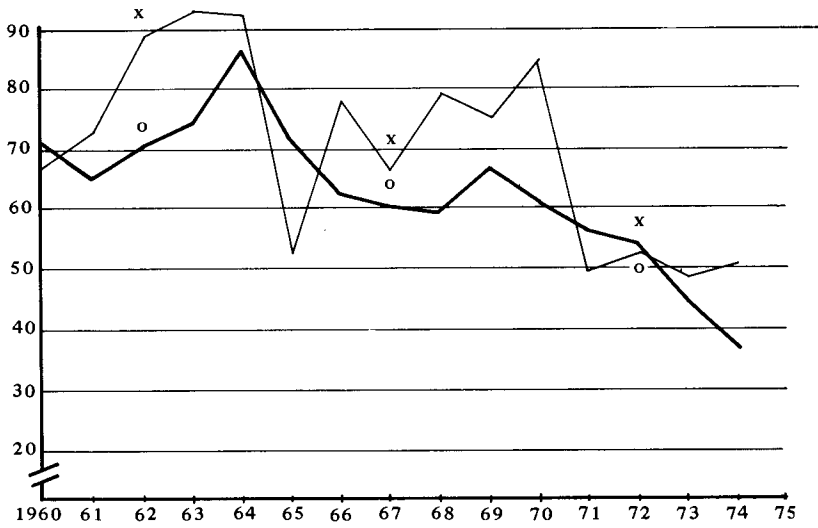
COLOMBIA: COMPARACION DE LAS TASAS DE MORTALIDAD INFANTIL
DERIVADAS DE LA EMF Y DE REGISTROS



Fuente: cuadros 2, A1 y A4

Gráfico 8

COSTA RICA: COMPARACION DE LAS TASAS DE MORTALIDAD INFANTIL DERIVADAS DE LA EMF Y DE REGISTROS

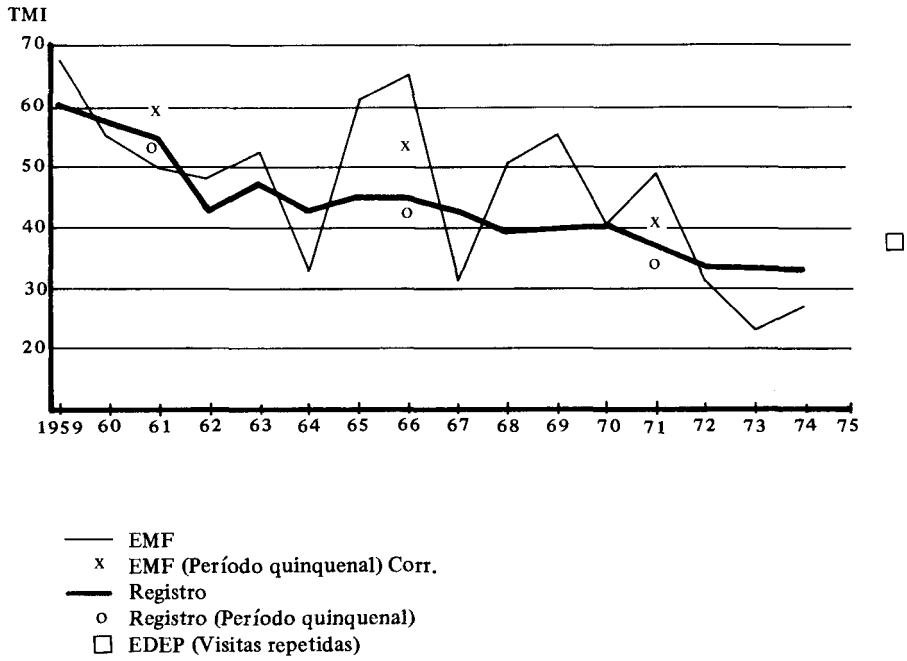


- EMF
- x EMF (Período quinquenal) Corr.
- Registro
- o Registro (Período quinquenal)

Fuente: cuadros 2, A1 y A4

Gráfico 9

PANAMA: COMPARACION DE LAS TASAS DE MORTALIDAD INFANTIL DERIVADAS DE LA EMF, DE REGISTROS Y DE LA EDEP



Fuente: cuadros 2, A1 y A4

Gráfico 10

PERU: COMPARACION DE LAS TASAS DE MORTALIDAD INFANTIL
DERIVADAS DE LA EMF, DE REGISTROS Y DE LA EDEN-PERU

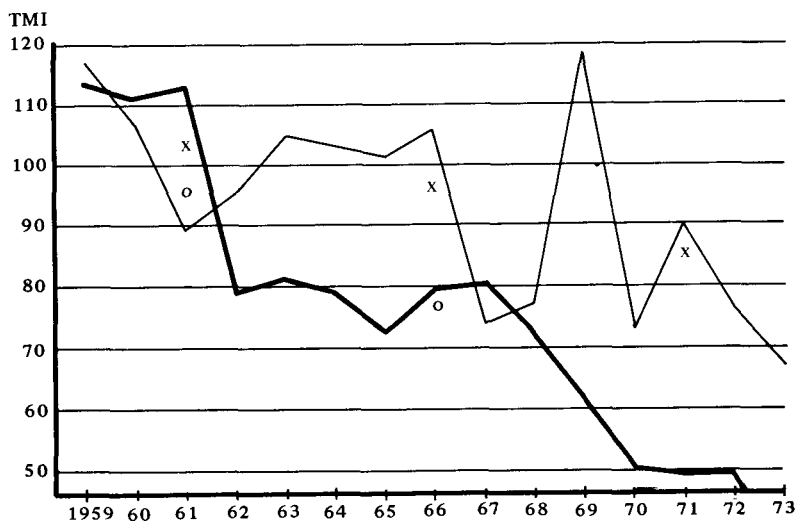


- EMF
- x EMF Corr. (Quinquenales)
- Registros
- o Registros (Quinquenales)
- Visitas repetidas (EDEN)

Fuente: cuadros 2, A1 y A4

Gráfico 11

REPUBLICA DOMINICANA: COMPARACION DE LAS TASAS DE MORTALIDAD INFANTIL DERIVADAS DE LA EMF Y DE REGISTROS



- EMF 75
- x EMF 75 (Período quinquenal)
- Registro
- o Registro (Período quinquenal)

Fuente: cuadros 2, A1 y A4

III. COMPARACION DE LAS ESTIMACIONES DIRECTAS DE MORTALIDAD INFANTIL DE LA EMF CON LAS OBTENIDAS POR METODOS INDIRECTOS

1. *Los Métodos indirectos.*

La información más comúnmente usada en América Latina para obtener estimaciones indirectas de la mortalidad a edades tempranas es el número de hijos nacidos vivos y sobrevivientes declarados por las mujeres en censos y encuestas. A partir de esos datos Brass (1968) elaboró una técnica especialmente destinada a estimar la probabilidad de morir desde el nacimiento hasta una edad exacta x ($x = 1, 2, 3, 5, 10, \dots, 35$). Luego Sullivan (1972), Trussell (1975) y Feeney (1979) introdujeron modificaciones con la intención de facilitar la aplicación y mejorar los resultados. Debido a que estas técnicas han sido suficientemente descritas por los autores, especialmente en un manual recientemente elaborado por Hill, Zlotnik y Trussell (1981), no se entrará en muchos detalles al respecto.

La técnica usada en este documento es la propuesta por Trussell que permite estimar las probabilidades de morir, mediante el siguiente tipo de regresiones:

$$q(x) = D_i (a_i + b_i \frac{P_1}{P_2} + c_i \frac{P_2}{P_3})$$

donde:

$q(x)$ — probabilidad de morir desde el nacimiento hasta la edad x . (para $x = 1, 2, 3, 5, 10, 15, 20$).

D_i — Proporción de hijos muertos sobre el total de hijos nacidos vivos tenidos por las mujeres en el grupo de edad i ($i = 1$ para 15-19, $i = 2$ para 20-24, \dots , $i = 7$ para 45-49).

P_1, P_2, P_3 — promedios de hijos nacidos vivos de mujeres correspondientes a los grupos $i = 1, 2, 3$ respectivamente.

a_i, b_i, c_i — coeficientes de regresión que dependen del grupo de edad.

Para ubicar en el tiempo la serie de $q(x)$ estimadas, Trussell confeccionó una regresión que permite conocer el número de años previos

al censo o encuesta a que pertenece el valor hallado. La regresión es de la siguiente forma:

$$t^*_i = a'_i + b'_i \frac{P_1}{P_2} + c'_i \frac{P_2}{P_3}$$

Una variante a esta técnica la constituye el uso, en lugar de la edad, de la duración del matrimonio (por supuesto para mujeres alguna vez casadas y unidas). En este caso $i = 1$ se usa para 0-4 años de matrimonio, $i = 2$ para 5-9, $i = 3$ para 10-14, . . . , $i = 7$ para 30-34. Cuando se haga referencia a aplicaciones de las regresiones clasificadas por edad se la denominará “modelo edad” y para la duración del matrimonio “modelo duración”. Para ambos casos, Trussell ha confeccionado 4 juegos de regresiones, uno para cada familia de las tablas modelo de mortalidad de Coale y Demeny (1966).

A los efectos de comparar los resultados con la serie de TMI antes estimadas, en forma directa, mediante la EMF, se transforman todas las $q(x)$ en la probabilidad de morir en el primer año de vida [$q(1)$] en base al nivel equivalente en las tablas modelo de vida de Coale y Demeny que corresponda. No se consideran las estimaciones provenientes de mujeres de 15-19 años de edad debido a que la experiencia indica que están muy afectadas por sesgos y errores de muestreo.

Conviene adelantar que para este ejercicio existen, entre otros, tres problemas que pueden dificultar la comparabilidad:

- (a) La estimación de la mortalidad al comienzo de la vida que se realiza en forma indirecta proviene, para cada $q(x)$, de mujeres de diferentes grupos de edades y como se ha visto existe un importante diferencial de la mortalidad según la edad de las madres al tener sus hijos. En este sentido las mujeres muy jóvenes, que solamente tendrían la experiencia de hijos a edades en que la mortalidad es relativamente más alta, poseerían tasas superiores al promedio general y algo similar podría ocurrir con las mujeres de más edad.
- (b) Al estimar la $q(1)$ a partir de $q(2)$, $q(3)$, $q(5)$. . . , se está suponiendo que el patrón de mortalidad del modelo usado se corresponde con el de la EMF registrado directamente.
- (c) Los métodos indirectos están basados en supuestos de fecundidad y mortalidad al comienzo de la vida constantes en un pasado reciente.

Las aplicaciones indirectas se hacen solamente para la información ya disponible, no generándose tabulaciones especiales para este estudio.

2. *Análisis de resultados.*

Un primer tipo de comparación posible es con las estimaciones indirectas provenientes de la misma fuente con la cual se produjeron las tasas de mortalidad infantil, es decir la historia de nacimientos (se llamará EMF-individual). Somoza (1980), produjo para Colombia las estimaciones directas de cada $q(x)$ pertenecientes a los hijos de mujeres del grupo de edad equivalente en el método indirecto. Por ejemplo, con los hijos de las mujeres de 30-34 años obtuvo directamente la probabilidad de morir hasta los 5 años de edad, para compararla con la misma probabilidad que se obtiene por el método indirecto a partir de las mismas mujeres. Con esto evitó el problema del diferencial de la mortalidad infantil y juvenil según la edad de la madre, y en parte el del modelo, y encontró que de esa forma los métodos indirectos conducen a resultados coherentes cuando se toma en consideración los cambios en la fecundidad. En lo que sigue se intenta comparar las tasas generadas por el método directo, tomando todas las mujeres, con las correspondientes a los métodos indirectos. Evidentemente, el supuesto de que las estimaciones de un grupo de edad determinado pueden generalizarse no se cumple, pero debido a que ése es el supuesto general que se hace, se trata de observar la importancia de este tipo de sesgos.

Otro tipo de probabilidades de morir indirectas que se usan son las provenientes de otras fuentes (*censos o encuestas*), esta vez como estimaciones independientes que pueden ayudar en el análisis de los niveles y tendencias de cada país. Se incluyen, entre éstas, las que se obtienen de las encuestas de hogares de la propia EMF, debido a que esta información fue recogida previamente a la de historia de nacimientos, el informante no fue necesariamente la propia madre, y en algunos casos se refiere a un número mayor de mujeres.

Colombia

Colombia es el país para el que se cuenta con más posibilidades de análisis. Se tienen estimaciones provenientes de la EMF-individual para los modelos "edad" y "duración", EMF-hogares, censo de 1973 y Encuesta Nacional de Hogares (ENH) de 1978.

El estudio realizado por Zlotnik (1981) concluye que para los años más recientes el modelo norte de Coale y Demeny se adapta mejor

y el modelo oeste para antes de 1967. Las aplicaciones, basadas en el modelo norte, pueden apreciarse en el cuadro 3 y en el gráfico 12.

La comparación entre el método directo y el indirecto provenientes de la EMF-individual es bastante alentadora. El modelo "edad" presenta una sobrestimación de la mortalidad para la edad 20-24 años, lo cual estaría relacionado con una más alta mortalidad de hijos de mujeres en ese grupo de edad al momento de la entrevista (la tasa de mortalidad infantil observada, según la edad de las madres al tener sus hijos es de 100,0 por mil para menores de 20 años y 71,0 por mil para 25-29). Podría formularse la pregunta de por qué no se observa lo mismo para las edades superiores a los 35 o 40 años, que quizás tienen mortalidad aún más alta. Si para los grupos quinquenales 40-44 y 45-49 se considera la estimación indirecta basada en el modelo oeste, las TMI serían 89,9 por mil para 1965 y 96,2 por mil para 1962 en lugar de 76,8 y 81,1 con el modelo norte. La verdad está probablemente entre los dos modelos (oeste y norte) pero, tal como se esperaba, las tasas basadas en mujeres mayores serían superiores al nivel promedio de todas las mujeres. Para el modelo "duración" las conclusiones son similares, salvo que para la duración 0-4 años no se observa la sobrestimación vista en el grupo de edad 20-24. Esto podría estar relacionado con el hecho de que la duración 0-4 incluye también mujeres de otros grupos de edades con mortalidad infantil relativamente más baja.

La EMF-hogares conduce a resultados muy similares a la EMF-individual, aunque con una TMI sistemáticamente más alta en casi todo el período estudiado. La muestra del censo de población de 1973 subestima la mortalidad, lo que ya ha sido mencionado por Behm y Rueda (1977) en un estudio detallado de esta información. Cabe hacer notar que, aun subestimando la mortalidad infantil, el comportamiento de las tasas en el tiempo es similar al de las otras aplicaciones. La ENH (1978), si bien se mueve entre los niveles antes encontrados, muestra un descenso más brusco desde 1967 en adelante, y partiendo de tasas cercanas a 80 por mil llega a 57 por mil en 1974.

Como se dijo en un comienzo, los métodos indirectos, que provienen de preguntas muy simples, conducen a resultados alentadores en el caso de Colombia. Dejando de lado el censo de población, para 1960-1964 la TMI se movería en el intervalo 80-86, para 1965-1969 en el intervalo 74-80 y para el último quinquenio 62-68. Si se piensa que el objetivo de estos métodos es tener una idea del orden de magni-

tud de la mortalidad al principio de la vida, parece que en este caso se ha logrado.

Costa Rica

Para Costa Rica se tienen dos fuentes para estimaciones indirectas, la proveniente de la EMF-individual (modelo edad) y la correspondiente al censo de población de 1973 (modelo edad).

Para la EMF-individual —en un inicio— se usó el modelo oeste de Coale y Demeny para obtener las $q(x)$ y las $q(1)$ correspondientes pero, al observar que conducía a tasas muy bajas (gráfico 13 y cuadro 4), se decidió profundizar en cuanto a cuál modelo representa mejor el patrón de mortalidad declarado por las mujeres en el cuestionario individual. Se compararon las probabilidades de sobrevivir hasta 1, 2, 5 y 10 años de vida correspondientes a 1960-1964, 1965-1969 y 1970 en adelante, calculadas en forma directa con los datos de la EMF con los modelos, obteniéndose un mejor ajuste con la familia “este” (cuadro A-5 del anexo). Debido a ello, y tratando de mantener coherencia entre los dos tipos de datos de la EMF, se realizaron las estimaciones para esta “familia”, lográndose una muy buena aproximación (gráfico 13 y cuadro 4).

El censo de 1973, usando el modelo oeste, muestra un resultado bastante coherente con las estimaciones de la EMF. Se decidió mantener esta estimación porque el patrón de mortalidad observado en las tablas de mortalidad construidas a partir de registros y censos corregidos (Rodríguez, Ortega y Fernández, 1980) para 1963 y 1973 se acerca más al modelo oeste. Cabe hacer notar, sin embargo, la existencia de una discrepancia entre el patrón de mortalidad a que conducen registros y censos en relación al obtenido a partir de la EMF. Es probable que la existencia de sesgos en la declaración de las fechas de nacimientos y/o muertes de los niños, afecte el patrón real de la mortalidad por edades. Si se considera al censo y la EMF como fuentes para la aplicación de métodos indirectos, debería usarse un patrón común, a efectos comparativos. Si se observan en el gráfico 13 las dos estimaciones para el patrón “oeste”, se puede apreciar que la EMF estaría subestimando la mortalidad infantil debido a subestimaciones de las probabilidades de morir posteriores al primer año de vida. Esto se confirma si se compa-

ran las $q(x)$ del período 1960-64 (EMF) con la tabla de mortalidad de 1963, donde se observan las siguientes diferencias:

x	$q(x)$		TM-EMF TM 100
	EMF (60-64)	Tabla de mortalidad 1963	
1	0,0821	0,0802	-2,4
2	0,0935	0,0960	2,6
5	0,1009	0,1089	7,3
10	0,1036	0,1157	10,5

Costa Rica es un buen ejemplo que pone en evidencia la debilidad de los métodos indirectos para estimar la mortalidad infantil a causa de la total dependencia del modelo seleccionado, debido a que para esta selección no siempre se cuenta con información suficiente.

Panamá

Para la EMF-individual se dispone de la información para la estimación indirecta (modelo edad). En la última vuelta de la Encuesta demográfica de Panamá se incluyó un cuestionario con preguntas retrospectivas (RETROEDEP) que permite aplicar el método de Trussell en sus dos variantes. En el gráfico 14 y cuadro 5 se presentan los resultados para los modelos oeste y norte. El modelo norte fue aplicado debido a que al considerar el oeste se encontraron tasas muy altas en relación a las estimaciones directas de la EMF y los registros. Además, el modelo norte se ajusta bastante bien al patrón de mortalidad de la EMF-directa (cuadro A-6). Este modelo (norte) condujo a resultados muy coherentes para los datos de la EMF y a tasas más próximas en el caso de RETROEDEP, pero siempre superiores. Es probable que tanto la EMF, como los registros, subestimen las TMI, ya que sus tasas son muy bajas en relación al resto de los países de la región (incluso los de baja mortalidad).

El modelo "duración" conduce sistemáticamente a tasas menores a las del modelo "edad". Trussell y Hill (1980), en un artículo en que

analizan los datos de esta encuesta, (RETROEDED) sugieren que esto puede deberse a una falla en la estimación de la "duración" por haberse quizás declarado sistemáticamente a partir del primer matrimonio legal, en circunstancias de que en Panamá, probablemente, en muchos casos podría haber comenzado antes como unión consensual. Es posible que a lo mencionado por estos autores, se agregue la sobremortalidad producto del sesgo proveniente de la mayor mortalidad de hijos de mujeres jóvenes.

Perú

Al igual que Colombia, en Perú se presenta una rica información para el análisis que se está realizando. Para la EMF-individual se tienen las aplicaciones de los modelos "edad" y "duración", y además existen datos para una encuesta retrospectiva (RETROEDEN-Perú) llevada a cabo en la última vuelta de la encuesta de visitas repetidas y para el censo de población de 1972.

En general se encontró que el modelo "norte" se adapta mejor al patrón mostrado por la EMF, aunque en el período 1967-71 se lograría una mejor aproximación con los modelos "oeste" y "sur" (cuadro A-7). El hecho de que para varios países se haya encontrado que el modelo "norte" es el patrón que mejor representa la mortalidad al comienzo de la vida, a partir de la EMF, hace sospechar de que quizás esto se deba a un sesgo de esta clase de datos, pues ésta no es la experiencia generalmente observada en países de América Latina. El hecho de que este modelo presente una baja mortalidad infantil, en relación a las edades siguientes, hace pensar en la posibilidad de una mala declaración de las fechas en que ocurrieron los nacimientos y/o muertes, que conduciría a una subestimación de la mortalidad infantil.

El gráfico 15 y el cuadro 6 presentan, en cierta medida, todas las posibles estimaciones de la mortalidad infantil con los datos disponibles actualmente (salvo los registros, que presentan una muy alta omisión). Fuera de algunos puntos correspondientes a edades extremas, puede decirse que existe una buena convergencia entre los métodos aplicados. Los datos correspondientes a madres de 20-24 años, y en algunos casos de 25-29, parecen mostrar una mortalidad alta en relación a las otras edades. Al igual que en Panamá, y quizás por las mismas razo-

nes, el modelo "duración" conduce a estimaciones sistemáticamente más bajas. La RETROEDEN presenta una tasa muy baja para las mujeres de 45-49 años pero, tratándose de este grupo de edades, si bien se espera una mortalidad más alta, es probable que la declaración de la información esté muy afectada por omisiones. Las tasas un poco más altas observadas en la EMF-directa en los dos quinquenios extremos se relaciona con el hecho de que es muy posible que un patrón intermedio entre el norte y sur u oeste sea más adecuado, en cuyo caso se obtendrían tasas un poco más altas para los métodos indirectos.

La conclusión fundamental que puede sacarse de este examen es que la mortalidad infantil en Perú parece haber descendido desde una tasa ubicada entre 120 y 130 mil a comienzos de la década del 60, hasta aproximadamente 100 por mil en el período 1970-75.

República Dominicana

Para una encuesta como la examinada, que muestra muchas incoherencias en los datos sobre mortalidad infantil, es realmente sorprendente la congruencia mostrada por los métodos indirectos aplicados (gráfico 16 y cuadro 7). En este caso se dispone, para mujeres alguna vez casadas y unidas, de los modelos "edad" y "duración" para la EMF-individual y del modelo "edad" para la EMF-hogares, en base al modelo sur que se adapta mejor al patrón de la EMF-directa (cuadro A-8). Este mismo modelo fue usado por Behm y De Moya (1977) en el estudio de la mortalidad hasta los dos años de vida. De acuerdo a la misma investigación, los datos del Censo de Población de 1970 presentan notorias incongruencias, por lo que se trabajó con la EMF-hogares.

Los métodos indirectos muestran un descenso más lento de la mortalidad infantil que la EMF-directa, aunque esto podría deberse a la tendencia a exagerar las tasas basadas en mujeres jóvenes. Si el modelo sur representa bien la realidad del país, se podría concluir que la mortalidad infantil no ha sufrido variaciones importantes de 1960 a 1975, manteniendo una tasa cercana a 100 por mil. Es probable que para alrededor de 1960 tanto la fuente directa, como la indirecta, subestimen las tasas ya que, como se mencionó anteriormente, para el período previo a 1959 se observan tasas inferiores, lo que podría implicar omisiones por parte de las mujeres de más edad.

Cuadro 3
**COLOMBIA: ESTIMACIONES INDIRECTAS DE LA MORTALIDAD
 INFANTIL Y JUVENIL (MODELO NORTE). PROBABILIDADES
 POR MIL**

x	EMF – individual						EMF – hogares		
	Modelo edad			Modelo duración			Modelo edad		
	t(x)	q(x)	q(1)	t(x)	q(x)	q(1)	t(x)	q(x)	q(1)
2	1 974,3	88,3	72,3	1 975,1	74,8	62,2	1 974,3	89,3	73,1
3	72,5	90,0	66,5	73,0	86,4	64,1	72,5	91,8	67,6
5	70,4	100,2	64,7	70,9	118,0	74,8	70,4	103,6	66,7
10	68,1	137,7	75,0	68,8	129,9	71,7	68,0	137,7	75,5
15	65,5	150,5	76,8	66,3	153,8	77,9	65,4	157,3	79,4
20	62,6	175,9	81,1	63,1	169,3	78,7	62,5	173,5	80,1
	Censo 1973 (edad)						ENH 1978 (edad)		
x	t(x)	q(x)	q(1)				t(x)	q(x)	q(1)
2	1 971,7	85,0	69,8				1 976,4	80,0	66,1
3	70,0	91,6	67,5				74,6	75,2	56,7
5	67,9	109,2	69,8				72,5	96,5	62,6
10	65,6	131,3	72,4				70,0	131,3	72,1
15	63,1	150,5	76,6				67,3	159,6	80,8
20	60,2	168,7	78,6				64,4	171,1	79,0

Cuadro 4
**COSTA RICA: ESTIMACIONES INDIRECTAS DE LA
 MORTALIDAD INFANTIL Y JUVENIL (PROBABILIDADES POR
 MIL)**

x	EMF – individual (edad)						Censo 1973 (edad)		
	Oeste			Este			Oeste		
	t(x)	q(x)	q(1)	t(x)	q(x)	q(1)	t(x)	q(x)	q(1)
2	1 974,2	63,5	55,0	1 974,2	63,9	58,4	1 971,1	80,6	68,3
3	72,3	79,4	63,3	72,3	80,0	68,6	69,3	87,0	68,6
5	70,1	77,6	58,0	70,0	77,6	64,0	67,3	104,6	75,1
10	67,7	95,6	64,2	67,5	95,8	72,4	64,9	122,0	79,7
15	65,1	105,7	66,5	64,7	105,5	75,7	62,3	139,4	85,0
20	60,1	140,1	79,1	61,6	139,7	90,9	59,4	166,6	92,7

Cuadro 5

PANAMA: ESTIMACIONES INDIRECTAS DE LA MORTALIDAD INFANTIL Y JUVENIL (PROBABILIDADES POR MIL)

EMF – individual (edad)				RETROEDED – edad		
modelo norte				modelo oeste		
x	t(x)	q(x)	q(1)	t(x)	q(x)	q(1)
2	1 973,3	29,3	26,8	1 974,6	51,4	45,3
3	71,8	53,7	42,2	72,7	65,2	53,5
5	69,9	65,3	40,3	70,3	71,8	54,5
10	67,9	94,1	49,3	67,8	96,7	65,2
15	65,5	96,0	51,8	65,1	108,8	68,5
20	62,7	128,0	61,2	62,1	130,9	74,2

RETROEDED – edad				RETROEDED – duración					
modelo norte				oeste			norte		
x	t(x)	q(x)	q(1)	t(x)	q(x)	q(1)	t(x)	q(x)	q(1)
2	1 974,7	49,1	42,4	1 975,6	39,0	35,4	1 975,6	39,1	34,6
3	72,9	62,1	46,7	73,4	52,0	43,7	73,5	50,0	39,7
5	70,7	70,2	47,6	71,0	68,0	51,8	71,3	67,0	45,8
10	68,2	98,7	56,6						
15	65,6	111,0	58,6						
20	62,7	132,1	62,9						

Cuadro 6

PERU: ESTIMACIONES INDIRECTAS DE LA MORTALIDAD
 INFANTIL Y JUVENIL (MODELO NORTE) PROBABILIDADES
 POR MIL

EMF – individual						
x	modelo edad			modelo duración		
	t(x)	q(x)	q(1)	t(x)	q(x)	q(1)
2	1 975,8	128,6	101,7	1 976,3	93,9	76,4
3	74,2	139,2	97,9	74,5	122,4	87,4
5	72,3	157,8	96,7	72,2	156,8	96,2
10	70,1	208,1	108,4	69,9	183,9	97,3
15	67,6	226,5	109,8	67,3	219,8	106,9
20	64,7	260,4	116,7	64,0	263,3	118,0
25				60,8	282,9	116,5

CENSO 1972 (edad)			RETROEDEN (edad)			
x	t(x)	q(x)	q(1)	t(x)	q(x)	q(1)
2	1 970,1	167,0	129,9	1 974,4	137,6	108,2
3	68,1	173,1	119,2	72,9	142,2	99,8
5	65,9	197,7	117,9	71,1	162,8	94,4
10	63,4	238,9	122,7	69,0	208,8	108,7
15	60,8	261,9	125,5	66,6	236,8	114,2
20	57,9	291,3	130,4	63,7	234,0	105,8

Cuadro 7

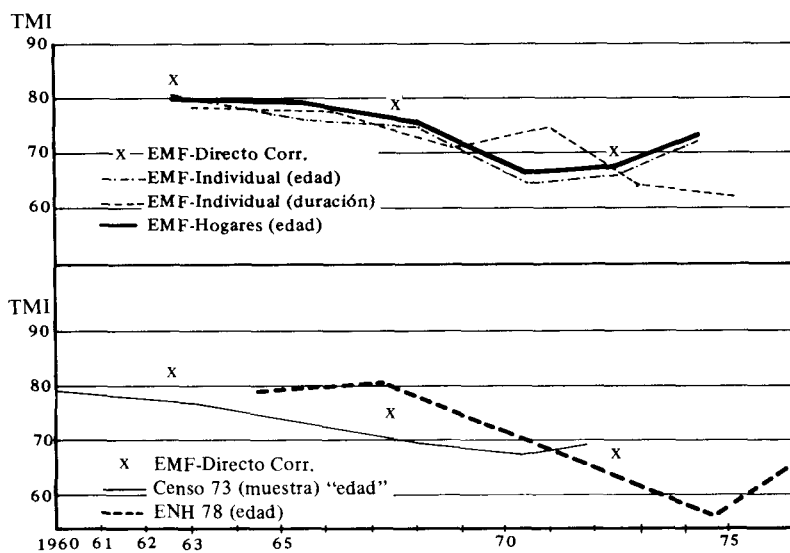
REPUBLICA DOMINICANA: ESTIMACIONES INDIRECTAS DE
LA MORTALIDAD INFANTIL Y JUVENIL (MODELO SUR).
PROBABILIDADES POR MIL

EMF -- individual						
x	Modelo edad			Modelo duración		
	t(x)	q(x)	q(1)	t(x)	q(x)	q(1)
2	1 973,3	116,9	95,1	1 974,3	132,5	105,0
3	71,6	122,3	92,5	72,4	120,5	91,5
5	69,7	131,0	92,8	70,1	124,0	89,2
10	67,5	163,9	104,1	67,7	146,3	96,3
15	65,0	160,3	100,0	65,1	153,3	97,0
20	62,0	166,2	99,0	62,0	159,7	96,4
25				58,8	202,2	107,9

EMF -- hogares (edad)			
x	t(x)	q(x)	q(1)
2	1 973,3	131,8	104,5
3	71,5	126,7	94,9
5	69,3	144,6	99,5
10	66,8	161,9	103,2
15	64,1	164,5	101,8
20	60,9	157,8	95,6

Gráfico 12

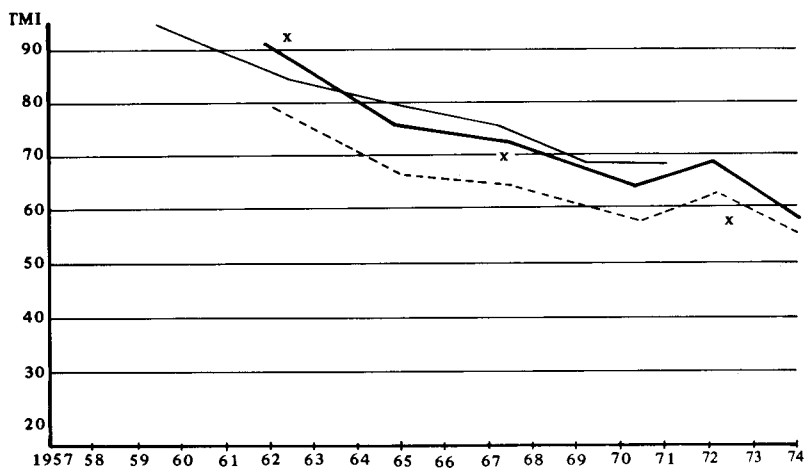
COLOMBIA: COMPARACION DE TASAS DE MORTALIDAD INFANTIL
 DERIVADAS DE LA EMF-DIRECTO Y DE METODOS INDIRECTOS (EMF,
 CENSO, ENH). MODELO NORTE



Fuente: cuadros 1 y 3

Gráfico 13

COSTA RICA: COMPARACION DE LAS TASAS DE MORTALIDAD
INFANTIL DERIVADAS DE LA EMF-DIRECTO Y DE METODOS
INDIRECTOS (EMF Y CENSO)

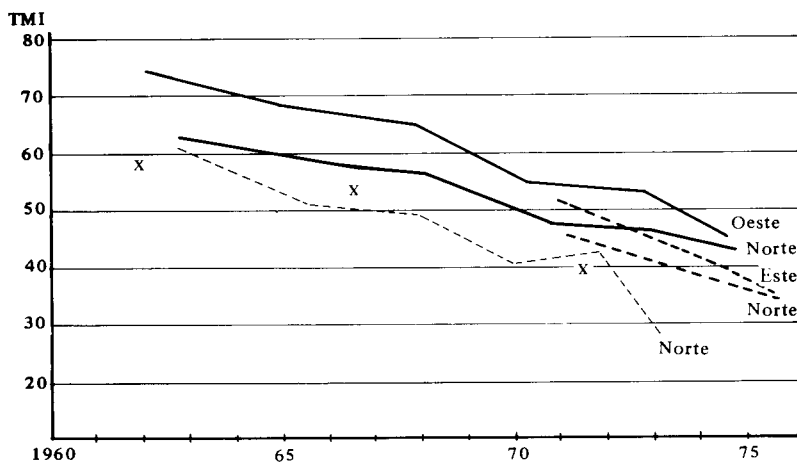


- x EMF (Promedio quinquenal corr.)
- Censo 1973 "edad" modelo oeste
- EMF (individual) "edad" modelo oeste
- EMF (individual) "edad" modelo este

Fuente: cuadros 1 y 4

Gráfico 14

PANAMA: COMPARACION DE LAS TASAS DE MORTALIDAD INFANTIL DERIVADAS DE LA EMF-DIRECTO Y DE METODOS INDIRECTOS (EMF Y RETROEDEP)

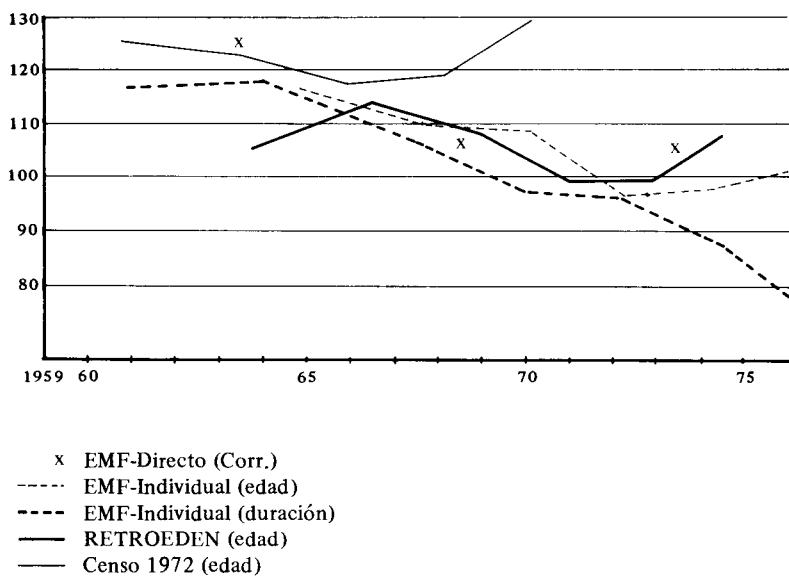


x EMF-Directo corr.
 ---- EMF-Individual
 ——— RETROEDEP "edad"
 ---- RETROEDEP "duración"

Fuente: cuadros 1 y 5

Gráfico 15

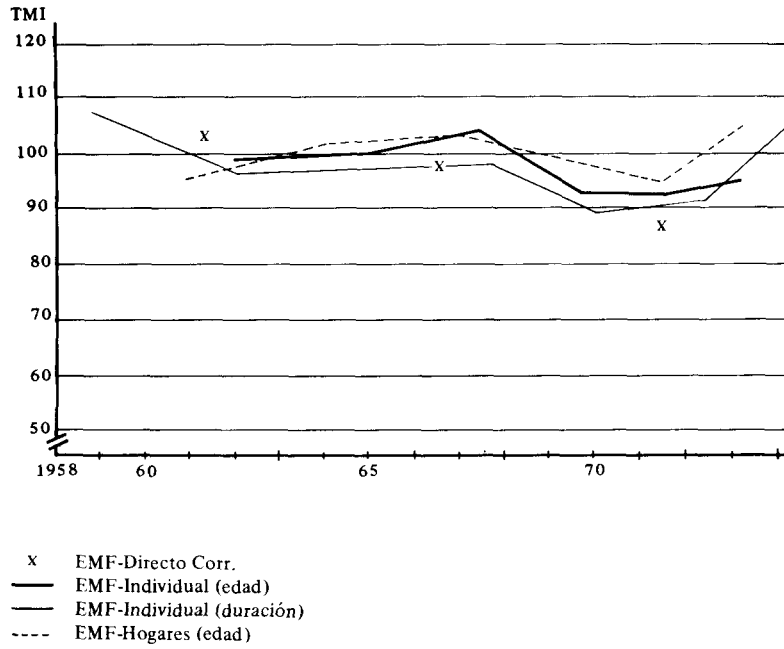
PERU: TASAS DE MORTALIDAD INFANTIL DERIVADAS DE LA EMF (DIRECTO) Y DE METODOS INDIRECTOS (EMF, CENSO, RETROEDEN), MODELO NORTE



Fuente: cuadros 1 y 6

Gráfico 16

REPUBLICA DOMINICANA: COMPARACION DE TASAS DE MORTALIDAD INFANTIL DERIVADAS DE LA EMF-DIRECTO Y DE METODOS INDIRECTOS, MODELO SUR



Fuente: cuadros 1 y 7

CONCLUSIONES

Es necesario comenzar destacando las enormes posibilidades que ofrecen los datos de la EMF para estudiar diversos aspectos relacionados con la mortalidad al comienzo de la vida. A pesar de que los datos están probablemente afectados por errores y que a veces el número de casos es insuficiente, se puede decir que la información permitió arribar a resultados muy útiles y, en términos generales, consistentes. Esta apreciación no debe conducir a un entusiasmo desmedido, pues cada una de las conclusiones debe tomarse con las reservas que merecen los datos que provienen de muestras pequeñas y que además pueden estar afectados por sesgos en la declaración de la información.

Resumiendo, las conclusiones más importantes serían:

1. De acuerdo a la EMF, aproximadamente para el período 1960-1975, de los países analizados tendrían más alta mortalidad infantil Perú y la República Dominicana, en ese mismo orden. El primero presenta tasas superiores a 100 por mil en todo el período (entre 120 y 100 por mil), mientras que el segundo pasa aproximadamente de 100 a 85 por mil. En un plano intermedio se ubican Colombia y Costa Rica. Este último es el que muestra el descenso más importante en el período, pasando de una tasa del orden de 90 por mil a aproximadamente 60 por mil. Las tasas más bajas corresponden a Panamá, que de acuerdo a la EMF llegaría a 40 por mil en las proximidades de 1971. Conviene destacar que tanto en el caso de este país, como de la República Dominicana, los resultados merecen menor confianza porque a lo largo de toda la investigación han mostrado resultados poco coherentes en ciertas ocasiones, contrarios al comportamiento general en otras, y particularmente la EMF de Panamá no se vió favorecida en la comparación con otras fuentes.

2. El análisis comparativo con las tasas de mortalidad infantil derivadas de los registros de estadísticas vitales muestra que éstos, salvo el caso de Colombia, subestiman sistemáticamente los niveles de mortalidad infantil. Colombia presenta inesperadamente tasas provenientes de registros que son superiores no sólo a la EMF, sino que a todas las otras fuentes disponibles, probablemente por tener mayor omisión de nacimientos que de defunciones menores de un año. Mientras Costa Rica y Panamá gozarían de los mejores registros entre los países estudiados, Perú y República Dominicana muestran no sólo una muy fuerte omisión, sino que además parecen sufrir un deterioro en los últimos años.

3. Se ha encontrado un notable acuerdo entre las estimaciones provenientes de la historia de nacimientos de la EMF y aquellas logradas por medio de métodos indirectos a partir de los mismos datos. Son muy alentadoras las posibilidades de análisis que ofrecen las técnicas indirectas, que además tienen la ventaja de basarse en preguntas muy simples y de muy bajo costo relativo. El problema más serio con que se tropieza para analizar tendencias de mortalidad al principio de la vida es la selección del modelo de mortalidad adecuado para transformar las $q(x)$ resultantes de estas técnicas en una medida común en el tiempo para efectos de comparación. Salvo excepciones, los métodos indirectos provenientes de otras fuentes han sido razonablemente coherentes con las estimaciones de la EMF.

BIBLIOGRAFIA

- 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, 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, setiembre 1977.
- Brass, W.; *The Demography of Tropical Africa*. Princeton University Press, Princeton, 1968.
- 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, Instituto Internacional de Estadística. Bogotá, setiembre, 1977.

- Encuesta Nacional de Fecundidad 1976. Costa Rica.* Dirección General de Estadística y Censos. San José, Costa Rica, setiembre, 1978.
- Encuesta de Fecundidad. Panamá 1977.* Oficina de Estudios de Población. Panamá, noviembre, 1977.
- Encuesta Nacional de Fecundidad del Perú 1977 - 78. 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.
- Feeney, G. *Estimating Infant Mortality Trends from Child Survivorship Data.* The East-West Center, Honolulu, 1979.
- Guerra, F. *Determinantes de la mortalidad infantil en Panamá (1940-1974).* CELADE, Santiago, 1981.
- Hill, K.; Zlotnik, H. y Trussell, J.; *Demographic Estimation: A Manual on Indirect Techniques.* National Academy of Sciences. Washington, 1981 (Borrador).
- Instituto Nacional de Estadística; *Encuesta Demográfica Nacional del Perú. Fascículo No. 2.* Lima, octubre, 1978.
- Nicosia, J. *Encuesta Demográfica de Panamá (1975-1977). Informe General, Capítulo I.* Dirección de Estadística y Censo. Panamá, agosto, 1978.
- 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.
- Rodríguez, V.; Ortega, A. y Fernández, R.; *Costa Rica: La mortalidad y la fecundidad en el período 1950-1979.* CELADE y National Academy of Sciences. San José, 1980. (Borrador).

- Somoza, J. *El Método de Encuesta Demográfica de CELADE*. Poplab, University of North Carolina, Chapel Hill, 1975.
- Somoza, J. *Illustrative Analysis of Infant and Child Mortality in Colombia*. World Fertility Survey, Scientific Reports, Londres, 1980.
- Sullivan, J. "Models for the Estimation of The Probability of Dying between Birth and Exact Ages of Early Childhood" en *Population Studies*. Volumen 26, No. 1. Londres, marzo, 1972.
- Trussell, J. "A Re-Estimation of the Multiplying Factors for the Brass Technique for Determining Childhood Survivorship Rates." en *Population Studies*. Vol. 29, No. 1, Londrs, marzo 1975.
- Trussell, J. y Hill, K.; "Fertility and Mortality Estimated from the Panama Retrospective Survey, 1976." en *Population Studies*, Vol. 34, No. 3, Londres, noviembre 1980.
- Zlotnik, H. *Informe preliminar del Panel de Colombia*. National Academy of Sciences, Washington, 1981.

ANEXO

Cuadro A1

TASAS DE MORTALIDAD INFANTIL DE "TODAS LAS MUJERES"
EMF, PERIODO 1959-75 (POR MIL)

Año	COLOMBIA	COSTA RICA	PANAMA	PERU*	REP. DOMINICANA
1959			67,5		116,6
1960	87,5	67,2	54,7		106,5
1961	79,5	73,4	49,9	136,1	89,7
1962	77,6	88,8	48,2	106,0	95,0
1963	88,4	93,0	52,6	121,7	104,7
1964	71,1	92,1	32,9	119,6	103,3
1965	80,2	53,7	61,6	113,6	101,4
1966	73,5	78,1	64,9	114,5	105,9
1967	71,9	66,6	31,8	111,9	74,0
1968	73,1	78,8	50,6	108,4	77,1
1969	57,3	75,7	55,4	95,2	118,4
1970	53,7	84,4	41,0	112,3	73,4
1971	77,6	50,7	48,8	118,1	90,0
1972	87,6	53,3	30,8	99,9	76,5
1973	67,3	49,1	23,3	107,2	67,5
1974	54,1	51,1	26,9	100,7	
1975				92,4	

*] Mujeres alguna vez casadas o unidas.

Cuadro A2

TASAS DE MORTALIDAD INFANTIL DE MUJERES DE 15-34
AÑOS DE EDAD. EMF, PERIODO 1959-75 (POR MIL)

Año	COLOMBIA	COSTA RICA	PANAMA	PERU	REP. DOMINICANA
1959			65,7		110,1
1960	87,0	65,8	51,5		103,3
1961	78,8	70,2	48,7	136,2	82,4
1962	81,1	86,4	44,0	105,5	90,9
1963	82,9	93,4	47,9	120,8	103,1
1964	70,6	92,3	28,6	125,8	104,7
1965	80,1	50,9	55,0	114,1	105,4
1966	77,4	76,0	66,3	117,1	101,9
1967	75,8	55,1	31,8	110,5	75,8
1968	73,1	68,7	49,5	103,9	76,4
1969	53,8	69,4	48,9	91,4	111,1
1970	51,6	85,0	29,1	101,6	71,4
1971	70,7	42,9	45,5	126,4	85,6
1972	84,3	42,4	28,5	94,8	70,8
1973	66,3	34,7	20,0	92,9	65,8
1974	50,1	56,4	20,2	96,3	
1975				94,8	

Cuadro A3

TASAS DE MORTALIDAD INFANTIL DE MUJERES ALGUNA VEZ
CASADAS Y UNIDAS. EMF, PERIODO 1959-1975. (POR MIL)

Año	COLOMBIA	COSTA RICA	PANAMA	PERU	REP. DOMINICANA
1959			67,5		116,9
1960	84,7	66,8	55,1		106,5
1961	78,5	72,5	50,2	136,1	89,9
1962	76,4	88,3	48,5	106,0	95,2
1963	89,3	94,2	52,8	121,7	104,9
1964	72,4	88,7	33,2	119,6	104,1
1965	80,8	53,4	60,5	113,6	102,3
1966	74,3	78,8	65,1	114,5	106,1
1967	72,9	66,7	31,9	111,9	74,2
1968	75,1	79,8	50,7	108,4	75,4
1969	57,1	74,7	55,8	95,2	118,4
1970	55,0	80,9	41,5	112,3	73,5
1971	79,5	50,6	48,9	118,1	91,3
1972	87,4	50,8	31,1	99,9	76,6
1973	68,0	47,5	23,4	107,2	66,0
1974	53,1	55,4	27,4	100,7	
1975				92,4	

Cuadro A4

TASAS DE MORTALIDAD INFANTIL CORRESPONDIENTES
A ESTADISTICAS VITALES

Año	COLOMBIA	COSTA RICA	PANAMA	PERU	REP. DOMINICANA
1959	96,9	70,4	60,0	97,4	113,2
1960	99,8	70,8	56,9	92,1	100,6
1961	85,6	65,3	54,4	93,2	102,3
1962	89,6	70,7	42,6	84,9	79,5
1963	88,2	74,1	47,5	88,5	81,3
1964	83,3	86,1	42,7	83,5	79,0
1965	82,4	71,8	45,1	90,7	72,7
1966	80,0	62,8	45,0	89,0	81,1
1967	78,3	60,3	42,7	72,2	80,4
1968	74,9	59,7	39,6	71,0	72,6
1969		67,1	39,9	—	61,9
1970		61,5	40,5	65,1	50,1
1971	62,8	56,5	37,6	—	48,8
1972	53,5	54,4	33,7	58,2	49,2
1973	88,9	44,8	33,4		38,6
1974	87,0*	37,6	32,9		43,4
1975		38,2	30,3		

Fuente: Naciones Unidas, *Demographic Yearbook*.

*] Zlotnik, H., Informe del panel de Colombia. - Op. cit.

Cuadro A5

COSTA RICA: FUNCION DE SOBREVIVENCIA OBSERVADA Y
NIVELES EQUIVALENTES EN LOS MODELOS DE COALE Y
DEMENY, EMF

Período y x	l_x	NIVELES			
		oeste	norte	sur	este
1960-64					
1	0,9179	16,7	16	19,9	18,2
2	0,9065	17,0	16,6	19,2	18,2
5	0,8991	17,5	17,7	19,6	18,4
10	0,8964	17,9	18,4	19,7	18,6
Promedio 2,5,10		17,5	17,6	19,5	18,4
1965-69					
1	0,9275	17,5	17,0	20,0	18,9
2	0,9166	17,7	17,4	20,0	18,8
5	0,9096	18,1	18,4	20,2	18,9
10	0,9051	18,3	18,9	20,2	19,0
Promedio 2,5,10		18,1	18,2	20,1	18,9
1970+					
1	0,9229	19,0	18,6	21,6	20,2
2	0,9387	19,3	19,2	21,8	20,2
5	0,9345	19,6	19,9	21,9	20,3
Promedio 2,5		19,5	19,6	21,9	20,3

Nota: Se considera como modelo más adecuado para estimar $q(1)$, aquel que presenta menor diferencia entre el nivel equivalente de l_1 y el correspondiente al promedio de las edades 2, 5 y 10 ó 2 y 5 cuando corresponda.

Cuadro A6

PANAMA: FUNCION DE SOBREVIVENCIA OBSERVADA Y
NIVELES EQUIVALENTES EN LOS MODELOS DE COALE Y
DEMENY. EMF.

Período y x	l_x	NIVELES			
		oeste	norte	sur	este
1960-64					
1	0,9529	19,9	19,7	22,6	20,9
2	0,9393	19,4	19,2	21,8	20,3
5	0,9303	19,4	19,6	21,6	20,0
10	0,9266	19,5	20,0	21,6	20,1
Promedio 2,5 y 10		19,4	19,6	21,7	20,1
1965-69					
1	0,9465	19,3	19,0	22,0	20,4
2	0,9397	19,4	19,3	21,9	20,3
5	0,9332	19,5	19,9	21,8	20,2
10	0,9272	19,5	20,1	21,6	20,1
Promedio 2,5 y 10		19,5	19,7	21,8	20,2
1970-74					
1	0,9653	21,1	21,2	24,0	22,0
2	0,9601	21,0	21,1	23,7	21,8
5	0,9512	20,7	21,1	23,2	21,4
Promedio 2 y 5		20,8	21,1	23,5	21,6

Cuadro A7

PERU: FUNCION DE SOBREVIVENCIA OBSERVADA Y NIVELES EQUIVALENTES EN LOS MODELOS DE COALE Y DEMENY. EMF

Período y x	lx	NIVELES			
		oeste	norte	sur	este
1962-66					
1	0,8842	14,0	12,9	15,3	15,9
2	0,8417	13,1	12,3	14,7	14,6
5	0,8117	13,1	13,2	14,8	14,2
10	0,7994	13,3	13,9	14,8	14,3
Promedio 2,5 y 10		13,2	13,1	14,8	14,4
1967-71					
1	0,8917	14,5	13,6	16,1	16,4
2	0,8617	14,3	13,6	16,1	15,7
5	0,8381	14,3	14,5	16,2	15,4
10	0,8272	14,5	15,1	16,1	15,5
Promedio 2,5 y 10		14,4	14,4	16,1	15,5
1972+					
1	0,9015	15,3	14,5	17,2	17,0
2	0,8730	14,9	14,3	16,9	16,3
5	0,8456	14,7	14,8	16,6	15,8
Promedio 2 y 5		14,8	14,6	16,8	16,1

