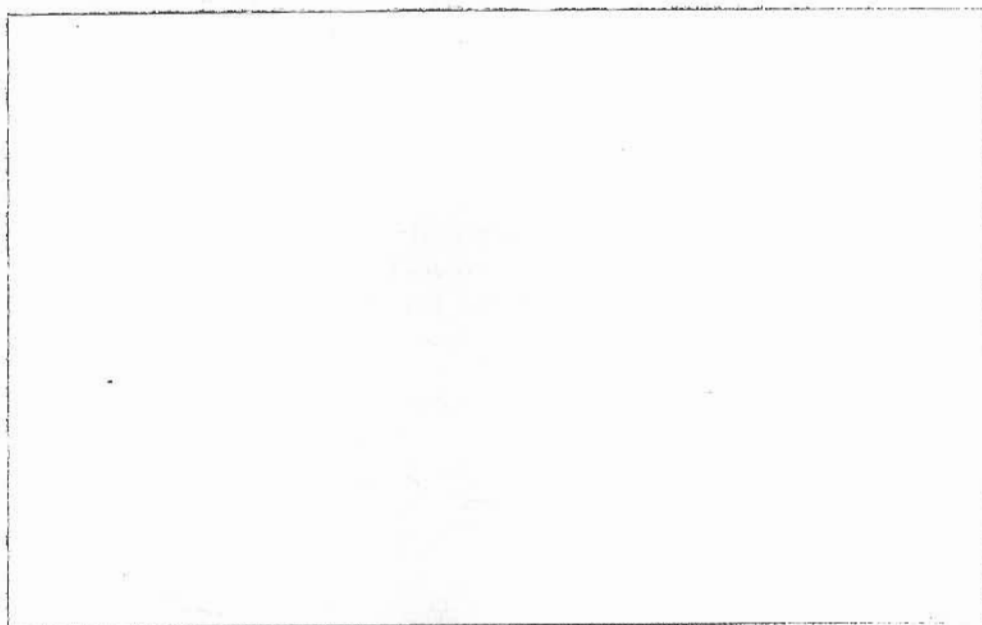




LINCE



**I JORNADA DE ANALISIS ESTADISTICO DE DATOS
LABORATORIO DE INVESTIGACION Y CONSULTORIA ESTADISTICA
ESCUELA DE ESTADISTICA
UNIVERSIDAD DE COSTA RICA**

**COLEGIO DE INGENIEROS Y ARQUITECTOS
14 DE SETIEMBRE DE 1988**

LA PRECISION ESTADISTICA DE LAS TASAS DE
MORTALIDAD INFANTIL DE DISTRITOS Y CAN-
TONES BASADAS EN LAS ESTADISTICAS VITALES

Miguel Gómez Barrantes
Russell Alpízar Jara

TABLA DE CONTENIDO

I.	EL PROBLEMA	1
II.	LA MEDICION DE LA MORTALIDAD INFANTIL.....	2
III.	LA TASA DE MORTALIDAD INFANTIL COMO VARIABLE ALEATORIA.....	4
IV.	EL NUMERO DE NACIMIENTOS Y LA PRECISION DE LA TMI....	6
V.	LA DIFERENCIA ENTRE DOS TASAS OBSERVADAS.....	9
VI.	EL CASO DE COSTA RICA.....	11
VII.	ALGUNAS OPCIONES PARA AUMENTAR LA PRECISION DE LAS TASAS DE MORTALIDAD INFANTIL OBSERVADAS.....	16
VIII.	VISION DE CONJUNTO.....	18
	BIBLIOGRAFIA CONSULTADA.....	20
	ANEXO: INFORMACION ESTADISTICA.....	21

LA PRECISION ESTADISTICA DE LAS TASAS DE MORTALIDAD INFANTIL DE DISTRITOS Y CANTONES BASADAS EN LAS ESTADISTICAS VITALES

Miguel Gómez Barrantes
Russell Alpizar Jara
Escuela de Estadística

I. EL PROBLEMA

La tasa de mortalidad infantil (TMI) es muy usada, no sólo para medir el nivel y los cambios de la mortalidad infantil y la mortalidad general, sino también como indicador para evaluar la situación socioeconómica y sus variaciones a través del tiempo y del espacio, en países y regiones geográficas. Es más, hoy en día es generalmente aceptado, a nivel internacional que la observación de la mortalidad infantil es una de las mejores maneras de determinar el nivel nutricional y desarrollo socioeconómico de una sociedad.

Su popularidad se debe básicamente a las siguientes razones:

- a) su definición e interpretación son bastante simples;
- b) las estadísticas requeridas para su cálculo se recogen y publican anualmente,
- c) la TMI está generalmente disponible a nivel de áreas geográficas pequeñas; y
- d) se sabe que la TMI está muy correlacionada y es muy sensible, a los cambios socioeconómicos y a las políticas de salud pública y de bienestar social de los gobiernos.

Es muy común que funcionarios a cargo de programas sociales y de salud desarrollados por el sector público, al igual que políticos, profesores universitarios, intelectuales y muchas otras personas preocupadas por el progreso social del país, utilicen las TMI de provincias y cantones, y aún de distritos para evaluar el nivel de desarrollo social de esas áreas y para inferir, por las diferencias que se observan, la existencia de desequilibrios geográficos en el grado de desarrollo social. Igualmente se emplean los cambios de año a año en la TMI para evaluar favorablemente o para criticar las políticas sociales o las acciones del Estado en el campo de la salud o en el plano económico. En resumen, es muy común utilizar la TMI como una especie de "cinta métrica" para medir el desarrollo social y sus tendencias a nivel global y por áreas geográficas (Mata, 1984).

Al hacer esas comparaciones y al llegar a esas conclusiones, con frecuencia se pasa por alto el hecho de que la precisión estadística de las tasas depende del número de nacimientos en que se basan, y que por ello, los valores calculados o los cambios que se observan en las tasas, sean temporales o espaciales, pueden ser simplemente debidos al azar, y que si ésto sucede, las inferencias acerca del progreso o deterioro de una zona, y las críticas o alabanzas a la política social del gobierno, pueden no ser válidas.

Este problema es mucho más corriente de lo que se cree, como puede ser comprobado si se revisan los informes anuales de los ministerios e instituciones públicas del sector social y los escritos de algunos estudiosos, y si se pone atención a las declaraciones de los ministros y de la autoridad de salud a los medios de comunicación. Por otra parte el problema se hace mayor, como sucede en Costa Rica, cuando la mortalidad infantil alcanza niveles muy bajos y el número de nacimientos de las área geográficas de interés -cantones y distritos, por ejemplo- no son elevados.

En este documento se hace referencia a este problema de la precisión de las TMI y de la validez de sus cambios. El análisis se centrará en el efecto del número de nacimientos, pero también se hará una referencia a otro tipo de factores que pueden afectar la validez de la tasa y de sus cambios, como los que se derivan del registro de los hechos vitales en el lugar de ocurrencia y no en el de residencia. Además, se abordará el caso concreto de las TMI de Costa Rica por provincias, cantones y distritos alrededor de 1984. Finalmente, se mencionarán algunas opciones que permitirían reducir estos problemas, y mejorar la precisión de las TMI observadas y aumentar la validez de las conclusiones que se derivan de ellas.

II. LA MEDICION DE LA MORTALIDAD INFANTIL

Por mortalidad infantil se entiende la mortalidad ocurrida dentro de los recién nacidos durante el primer año de vida. La tasa de mortalidad infantil clásica o convencional (TMI) se define como

Defunciones menores de un año ocurridas en el año calendario Z
Nacimientos vivos ocurridos en el año calendario Z

y se expresa por mil nacimientos. Es una razón que indica el número de defunciones de menores de un año que se producen anualmente, por cada 1000 nacidos vivos, en una cierta área geográfica. Los datos para su cálculo se obtienen de las estadísticas vitales que elaboran y publican regularmente las oficinas de Estadística y Censos de los países.

No obstante su sencillez de interpretación y lo fácil que resulta obtener los datos para sus cálculos, la TMI presenta ciertas limitaciones, siendo la más importante el hecho de que depende de las variaciones anuales en el número de nacimientos; así cuando éstos aumentan significativamente la TMI disminuye aunque el nivel de mortalidad infantil real no haya cambiado; igualmente si el número de nacimientos se reduce marcadamente en un cierto año, la TMI se eleva aunque la mortalidad infantil no haya variado. Esta limitación sin embargo, no resulta seria a menos que las fluctuaciones de nacimientos sean fuertes.

Una forma más precisa de medir la mortalidad infantil es mediante el uso de la q_0 , o probabilidad de muerte a la edad cero, la cual elimina el efecto de las fluctuaciones en el número de nacimientos anuales, a través de un procedimiento mediante el cual las defunciones infantiles ocurridas en un año calendario se separan y asignan a los nacimientos de los cuales provienen, esto requiere calcular un factor de separación de esas muertes.

Aquí se considerará la tasa convencional (TMI), que es la usada normalmente por razones de facilidad de cálculo y disponibilidad de los datos.

Otra de las limitaciones que presenta la tasa, es el hecho de que en la práctica, el valor calculado de la TMI también está sujeto a errores no aleatorios relacionados básicamente con problemas de integridad y de oportunidad en el registro de los nacimientos y las defunciones. Entre esos errores caben citarse:

- a) Subregistro de las defunciones infantiles. Algunos recién nacidos que mueren no son registrados, esto ocurre, principalmente en los lugares rurales alejados. También puede darse el subregistro de nacimientos o su inscripción tardía.
- b) Registro de las defunciones en el lugar de ocurrencia. Las defunciones pueden ser registradas en el lugar de ocurrencia y no en el lugar de residencia habitual, como corresponde. Esto tiende a elevar las cifras en los centros urbanos y en los lugares donde hay hospitales grandes y a reducirlos en lugares alejados y zonas rurales.
- c) Registro de los nacimientos en el lugar de ocurrencia. Cuando la madre viene de zona rural a tener al niño a un centro urbano, puede suceder que el niño sea registrado como nacido en ese lugar y no en el lugar de residencia habitual de la madre al momento del nacimiento como corresponde.
- d) Sesgos introducidos durante el proceso de codificación. En ciertas oportunidades la información que traen las boletas de nacimientos o de defunciones no es suficientemente precisa y los codificadores toman decisiones que pueden originar sesgos. Una de estas prácticas es asignar, a la cabecera de un cantón, una boleta que no trae especificado el distrito. Esta tendencia incrementa las defunciones ocurridas en el centro del cantón en detrimento de los otros distritos, usualmente rurales. También puede existir una tendencia de los registradores a asignar los nacimientos a la cabecera del cantón sin indagar apropiadamente.

Un punto importante de aclarar es que en este documento el énfasis se pondrá en el efecto del número de nacimientos

en la TMI. Se mencionan, sin embargo, algunos errores no aleatorios con el afán de que sean tomados en cuenta el momento de hacer declaraciones o inferencias a partir de las tasas.

III. LA TASA DE MORTALIDAD INFANTIL COMO VARIABLE ALEATORIA

Puede postularse que en un cierto año en una cierta área geográfica, existen un conjunto de condiciones y circunstancias de naturaleza higiénica, de disponibilidad de servicios médicos y sanitarios, de alimentación y nutrición, nivel socioeconómico y educativo, etc., las cuales determinan un cierto riesgo de mortalidad para los recién nacidos dentro de su primer año de vida, y un nivel π de mortalidad infantil que constituye la tasa de mortalidad infantil real o verdadera de esa área. Esta tasa real π no se conoce, y lo que se hace usualmente es estimarla a través de la tasa observada de mortalidad infantil TMI, calculada a partir de los datos registrados, y que en lo sucesivo denominaremos p . O sea, p es una estimación de π .

¿Cuál es la precisión estadística que cabe atribuir a p como estimador de π ? Esta precisión depende del número de nacimientos utilizados para calcularla. Si el número de nacimientos que ocurren en una Área es pequeño, las fluctuaciones en el número de defunciones infantiles ocurridas puede hacer muy inestable la tasa observada, la cual puede resultar, en consecuencia, marcadamente superior o inferior a la tasa real, además, por esa misma razón, es probable que muestre un comportamiento errático a través del tiempo que no refleje apropiadamente la verdadera evolución de la mortalidad infantil en esa área.

Estadísticamente podemos concebir la situación de cada nacido vivo al final del año posterior a su nacimiento, como el resultado de una experiencia binomial, donde la probabilidad de morir es π y la de sobrevivir es $1-\pi$. Desde esta perspectiva, el número de niños que muere dentro de un año calendario, pueden concebirse como una variable aleatoria que sigue la distribución binomial. Entonces, si en una cierta área con tasa de mortalidad infantil real π , ocurren en un cierto año, n nacimientos y n_1 defunciones infantiles, $p=n_1/n$ dará el valor observado con el cual se estima π . Ahora bien ¿qué probabilidad hay de que esa p esté razonablemente cerca de π ? Como se indicó, podemos concebir las n_1 defunciones infantiles ocurridas en el año, como una variable binomial proveniente de n repeticiones con π fija, y dado que $p=n_1/n$, se debería evaluar la probabilidad de ocurrencia de sus distintos valores utilizando la distribución binomial.

Si denominamos con x , el número de defunciones infantiles que ocurren dentro de los n nacimientos, la distribución probabilística de x viene dada por:

$$f(x) = \binom{n}{x} \pi^x (1-\pi)^{n-x}$$

donde $f(x)$ representa la probabilidad de que ocurran exactamente x defunciones.

Consideremos, para fines ilustrativos, una área donde ocurran anualmente $n=50$ nacimientos, y donde la mortalidad infantil real es de 20 por mil o sea $\pi=0.02$. La distribución de probabilidad del número de defunciones, en este caso concreto es:

$$f(x) = \binom{50}{x} (0.02)^x (0.98)^{50-x}$$

¿Cuál es la posibilidad de que las estadísticas registren una tasa de mortalidad de 0 por mil? Equivale a que hayan 0 muertes y la da $f(0)$

$$f(0) = 1 \times (0.02)^0 \times (0.98)^{50} = (0.98)^{50} = 0.3642$$

Puede apreciarse que la probabilidad de que los registros muestren una tasa de cero, cuando la verdadera es de 20 por mil, en una área donde se producen anualmente 50 nacimientos es bastante alta: 0.3642. Esto indica, que si hay 100 zonas donde se producen 50 nacimientos y la tasa real es 20 por mil, en alrededor de 36 de ellas se registrará una tasa de cero.

¿Y cuál es la probabilidad de que la tasa sea exactamente de 20 por mil? Esta tasa requiere una muerte en 50 nacimientos. El cálculo muestra que la probabilidad de exactamente una defunción, es:

$$f(1) = 50 \times (0.02)^1 \times (0.98)^{49} = (0.98)^{49} = 0.3716$$

Si se calcula $f(x)$ para los otros valores posibles de x se obtiene la distribución de probabilidades de p y de $p - \pi$ para $\pi = 0.02$ y $n = 50$, la cual se incluye seguidamente.

x	$px1000$	$f(x)$	$(p - \pi)\%$
0	0	0.3642	- 20
1	20	0.3716	0
2	40	0.1858	+ 20
3	60	0.0607	+ 40
4	80	0.0146	+ 60
5	100	0.0027	+ 80
6	120	0.0004	+100

La distribución muestral indica que pueden darse tasas de 40, 60, 80 o mayores, y que por lo tanto, siendo $\pi = 20$ por mil, podrían observarse tasas que la superen en 20, 40, 60 o más puntos. Concretamente, la probabilidad de una diferencia $p - \pi$ de 20 puntos o mayor, es de 0.2642. Puede apreciarse, también, que $1 - 0.3716 = 0.6284$, o sea un 63% de las tasas se alejaran 20 puntos o más de la tasa verdadera (esto es, alcanzan valores de 0, 40, 60 o más puntos).

Si el número de nacimientos es de 100 y π es 0.02 la distribución probabilística de p viene dada por:

$$f(x) = \binom{100}{x} (0.02)^x (0.98)^{100-x}$$

Esta distribución de probabilidades, cuyo detalle aparece abajo, muestra un mayor número de valores posibles para la tasa p , así como la tendencia conocida de los valores de p a concentrarse alrededor de π al aumentar el tamaño de la muestra. Se observa además, que aun con 100 nacimientos, un 27% de las tasas se alejan más de 20 puntos de la verdadera y un 73% diez puntos o más 1/.

x	$px1000$	$f(x)$	$(p - \pi)\%$
0	0	0.1326	- 20
1	10	0.2707	- 10
2	20	0.2734	0
3	30	0.1823	+ 10
4	40	0.0902	+ 20
5	50	0.0354	+ 30
6	60	0.0114	+ 40
7	70	0.0031	+ 50
8	80	0.0007	+ 60
9	90	0.0002	+ 70

IV. EL NUMERO DE NACIMIENTOS Y LA PRECISION DE LA TMI

Conforme aumenta el número de nacimientos n , los valores posibles de p aumentan, pero también se da, como es conocido, una tendencia de los valores de p a concentrarse alrededor del valor verdadero π , con la consiguiente disminución de la variancia de p . Esto puede apreciarse en el Gráfico 1, donde aparecen las probabilidades de los valores de p y de los errores $p - \pi$, para valores seleccionados de n .

Es evidente que si el número de nacimientos es pequeño, como en las distribuciones que se acaban de considerar ($n=50$ y $n=100$), las tasas de mortalidad infantil observadas son muy poco confiables, ya que existe una alta probabilidad de que se alejen 10 o más puntos del valor verdadero. Aunque el número de nacimientos se eleve a 400 todavía diferencias de 5 puntos o mayores tienen una probabilidad de ocurrir cercana al 40%.

1/ Una situación como ésta no es hipotética, en Costa Rica en 1985, casi la cuarta parte de los distritos produjeron anualmente menos de 50 nacimientos y el 48% menos de 100 nacimientos.

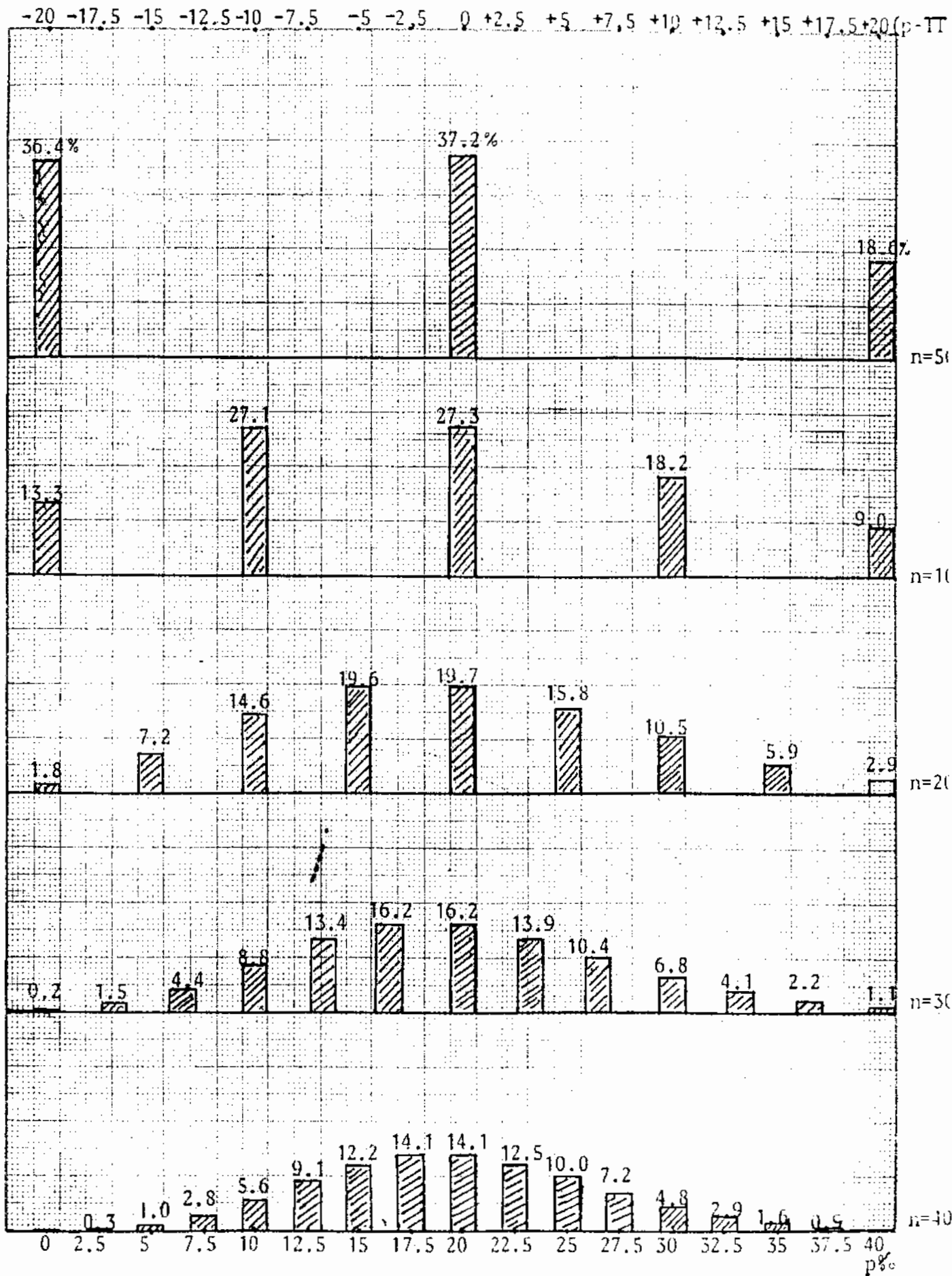


GRAFICO 1: DISTRIBUCION DE LOS VALORES DE "p" PARA $\pi=0.02$ (20%) Y VALORES SELECCIONADOS DE n

Con el propósito de mostrar más claramente como la confiabilidad de la tasa aumenta al incrementarse el número de nacimientos en que se basa la tasa y la necesidad de tener números bastante elevados, se ha procedido a elaborar una tabla en la que aparecen las probabilidades de que se den errores de diferentes magnitudes para números de nacimientos seleccionados, suponiendo $\pi=0.02$.

CUADRO 1: PROBABILIDADES DE QUE LAS TMI OBSERVADAS SE ALEJEN $|p - \pi|$ %, O MENOS DEL VALOR DE LA TMI REAL, SEGUN NÚMERO NACIMIENTOS

		Número de nacimientos anuales					
Intervalo	$(p - \pi)\%$	200	400	500	1 000	2 000	4 000
Var(π)x1000		9.90	7.00	6.26	4.43	3.13	2.21
20	0	19.7	14.1	12.6	9.0	6.4	4.5
19 - 21	± 1	19.7	14.1	12.6	26.5	31.0	38.9
18 - 22	± 2	19.7	14.1	36.7	42.7	52.8	66.3
15 - 25	± 5	55.2	62.9	57.6	78.8	90.7	97.8
10 - 30	± 10	80.2	89.7	92.5	98.3	99.9	100.0
5 - 35	± 15	93.3	98.1	98.4	99.9	100.0	
0 - 40	± 20	98.0	99.7	99.9	100.0		

Se nota que aún para números de nacimiento relativamente altos la probabilidad que una tasa observada se aleje significativamente de la tasa real, es elevada. Así, por ejemplo, con 2 000 nacimientos, la probabilidad de una diferencia superior a dos puntos entre la tasa observada y la real alcanza a 47.2 %, y si se tienen 4 000 nacimientos la probabilidad se reduce pero aún es de 38.7 %, o sea que si se tienen 100 Áreas con 4 000 nacimientos y con una tasa real $\pi=20$ por mil, en una de cada 3 se observará una tasa que se aleja más de 2 puntos de esa tasa real.

La conclusión a que se llega con este análisis, es que para poder estimar con precisión razonable una tasa real de 20 por mil, se requiere que el número de nacimientos en que se basa p sea bastante grande. Así, por ejemplo, si se toma siempre una tasa real de 20 por mil y se establece que el valor observado p no debe alejarse de ella en más de 5 puntos, con una confianza de 90%, se encuentra que el número mínimo de nacimientos anuales del Área debe ser un poco mayor de 2100. Este nivel de error de 5 puntos, sin embargo, para efectos prácticos es un poco alto. Si se pide que ese error sea de 2 puntos, siempre con una confianza de 90% y suponiendo la π real de 20 por mil, se obtiene que el número mínimo de nacimientos debe ser de alrededor de 13 300. Para completar este punto seguidamente se incluye el Gráfico 2 en el cual se indica, para diferentes números de nacimientos y suponiendo una π de 20 por mil, el intervalo probable dentro del cual pueden estar el 90% de las tasas observadas.

Resulta evidente, que aunque el nivel de mortalidad infantil real de un área no varíe, pueden darse fluctuaciones importantes de año a año en la tasa observada si el número de nacimientos anuales del área no es elevado.

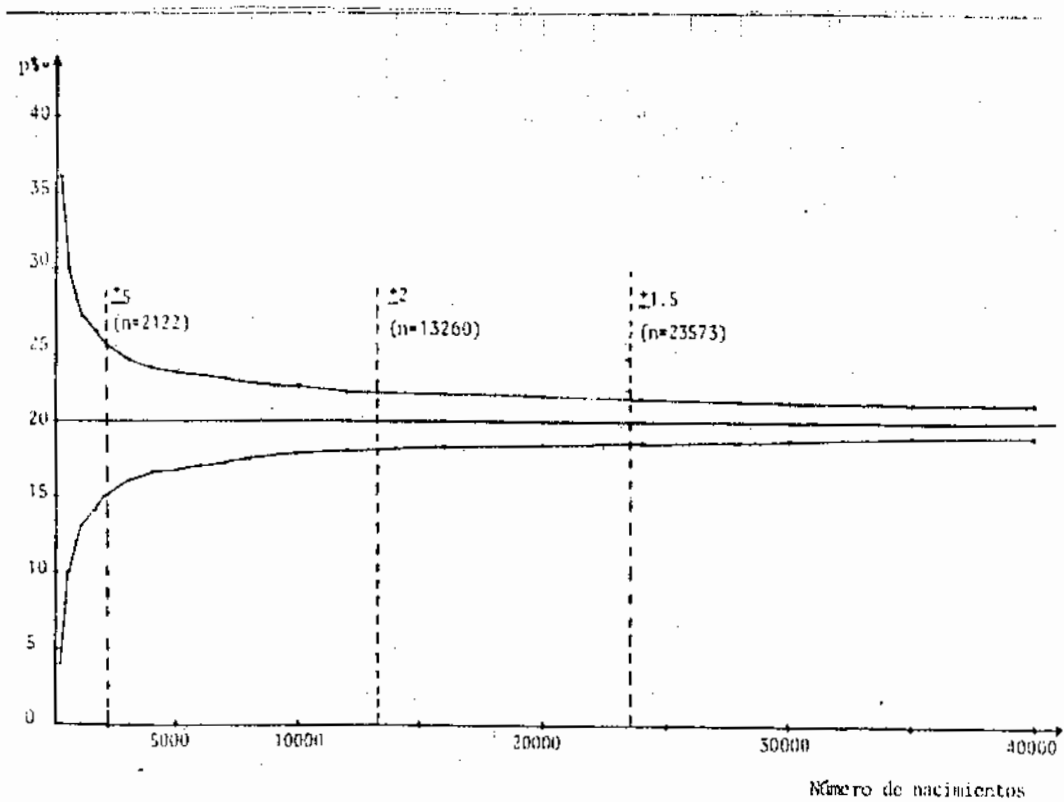


GRAFICO 2: INTERVALO DENTRO DEL CUAL ESTAN EL 90% DE LAS TMI OBSERVADAS PARA $\pi=0.02$ Y DIFERENTE NUMERO DE NACIMIENTOS.

V. LA DIFERENCIA ENTRE DOS TASAS OBSERVADAS

Una situación corriente es aquella en la que se tienen dos tasas observadas p_1 y p_2 y se desea determinar si su diferencia es real o se debe al azar. Esas tasas pueden corresponder a una misma área en dos años, o a dos áreas en un mismo año.

La forma usual de tratar este problema es suponer que $\pi_1 = \pi_2 = \pi$ y someter a prueba esta hipótesis utilizando la expresión siguiente, donde p_1 y p_2 representan las tasas observadas y n_1 , n_2 los números de nacimientos en que se basan esas tasas

$$Z_c = \frac{p_1 - p_2}{\sqrt{\frac{\pi(1-\pi)}{n_1} + \frac{\pi(1-\pi)}{n_2}}}$$

la cual se rechaza si la z_0 es mayor que la z tabular seleccionada de acuerdo al nivel de error con se ha decidido trabajar.

Supongamos en el presente caso que la tasa real es de 20 por mil, o sea $\pi = 0.02$, que se desea trabajar con un nivel de error de 10%, y que $n_1 = n_2 = n$, y que lo que interesa conocer es la diferencia $d = p_1 - p_2$ entre las tasas observadas que se podría detectar como real, dado un cierto número de nacimientos. Para ello, lo que se hará es reescribir la fórmula en la siguientes forma:

$$d = z \sqrt{\frac{\pi(1-\pi)}{n_1} + \frac{\pi(1-\pi)}{n_2}} = z \sqrt{\frac{2\pi(1-\pi)}{n}}$$

$$d = \frac{1.65 \sqrt{2(0.02)(0.98)}}{\sqrt{n}} = \frac{0.3267}{\sqrt{n}}$$

Dándole valores a n se puede obtener una tabla que nos permite saber la magnitud de las diferencias que pueden considerarse reales, suponiendo que la tasa real es de alrededor del 20 por mil, y utilizando niveles de error α de 10% y 5% .

Número de Nacimientos	Magnitud de la diferencia	
	Nivel de error α igual a 0.10	Nivel de error α igual a 0.05
200	0.023	0.027
400	0.016	0.019
600	0.013	0.016
1 000	0.010	0.012
2 000	0.007	0.009
3 000	0.006	0.007
5 000	0.005	0.0055
10 000	0.003	0.004
20 000	0.002	0.003
40 000	0.0015	0.002
80 000	0.001	0.0013

Si se fijan como razonables diferencias de 5 puntos por mil, se requieren, como mínimo, tasas basadas en 4 000 o 6 000 nacimientos según el margen de error que se está dispuesto a aceptar; y si se quiere detectar diferencias de 2 puntos, el número de nacimientos sobre el cual las tasas son calculadas debe ser de al menos 20 000, al 10% y de 40 000 al 5% .

VI. CASO DE COSTA RICA

En la secciones precedentes se hizo referencia a la relación que existe entre la estabilidad o precisión de la tasa y el número de nacimientos en que se basa su cálculo. Ahora se procederá a examinar el número de nacimientos anuales en provincias, cantones y distritos de Costa Rica, y a evaluar la medida en que las tasas observadas pueden ser consideradas razonablemente representativas del nivel verdadero de mortalidad, y el grado en que los cambios que se observan anualmente pueden ser considerados reales y no debidos a factores aleatorios.

En el caso de Costa Rica, la tasa global -para todo el país- ha estado en los últimos cinco años entre 18 y 19 por mil, y en 1986 fue de 17.8, lo que indica que en ese año se produjeron alrededor de 18 defunciones infantiles por cada 1000 nacidos vivos. Las cifras por provincias, Cuadro 2, muestran variaciones a través del tiempo, especialmente en el caso de Limón, Puntarenas y Cartago. También se notan diferencias entre provincias, aunque no muy marcadas, excepto en el caso de Limón que exhibe un nivel promedio más alto que las otras provincias.

Las cifras de nacimientos anuales promedio del periodo -no incluidas en el cuadro- señalan aproximadamente para Costa Rica 74 000, para San José, 27 000, para Alajuela 12000, para Cartago 8000, para Puntarenas 9 000 y para cada una de las provincias de Heredia, Guanacaste y Limón 6 000.

Si se evalúan los cambios entre años utilizando un nivel $\alpha = 0.05$ se encuentra que tres de los cambios de Puntarenas, dos de Cartago, dos de Limón y uno de Guanacaste, son estadísticamente significativos, es decir no pueden atribuirse al azar.

Si se consideran los datos por cantones, las diferencias son muy marcadas en cualquier año que se tome. En 1983, por ejemplo, se tienen situaciones como las de San Pablo de Heredia con 33.2 por mil, Puriscal con 35.1 y Talamanca con 46.1, y cantones con tasas muy bajas como San Isidro de Heredia con 4.5 por mil, Naranjo con 7.6, Turrubares con 7.8, y el caso extremo de San Mateo y Hojancha que ese año de 1983 registraron tasas de 0 por mil, o sea, que de acuerdo con los registros en estos dos últimos cantones no se experimentó ninguna muerte infantil.

Para dar una mejor idea de la variabilidad entre cantones se incluye a continuación la distribución de los 81 cantones del país de acuerdo al nivel de la tasa de mortalidad infantil observada en el año 1983. Como puede notarse, la variabilidad entre cantones es significativa y la pregunta que se plantea es si es real o debida a factores aleatorios, o aun más si cabe atribuirla a fallas en el sistema de registro, concretamente, a subregistro y una tendencia a anotar los hechos en el lugar de ocurrencia y no en

CUADRO 2. COSTA RICA: TASAS ANUALES DE MORTALIDAD INFANTIL POR PROVINCIAS EN EL PERIODO 1980-84

AÑO	COSTA RICA	SAN JOSE	ALA-JUELA	CAR-TAGO	HERE-DIA	GUANA-CASTE	PUNTA-RENAS	LITON
1980	19.1	17.5	16.7	22.7	16.2	21.3	20.7	26.6
1981	18.0	17.7	14.6	16.9*	17.2	19.9	17.1*	28.8
1982	18.8	18.9	16.6	18.5	18.0	19.3	21.4*	20.1*
1983	18.6	18.8	15.0	18.2	17.7	23.5	17.9*	22.4
1984	19.0	17.1	16.2	21.4*	18.0	17.4*	21.0	28.7*
Prom.	18.7	18.0	15.8	19.5	17.4	20.3	19.6	25.6

* Cambios significativos respecto al año anterior

Fuente: Dirección General de Estadística y Censos. Departamento de Estadística vital y Departamento de Información. Tabulados de Nacimientos y Defunciones de los años 1980-84

CUADRO 3. COSTA RICA: DISTRIBUCION DE LOS CANTONES SEGUN TASA DE MORTALIDAD INFANTIL OBSERVADA EN EL AÑO 1983

TMI (por mil)	NUMERO DE CANTONES	ACUMULADA MENOS DE	%	% ACUMULADO MENOS DE
0	2	2	2.5	2.5
1 a menos 5	2	4	2.5	5.0
5 a menos 10	5	9	6.2	11.1
10 a menos 15	19	28	23.5	34.6
15 a menos 20	28	56	34.6	69.2
20 a menos 25	15	71	18.5	87.7
25 a menos 30	4	75	4.9	92.6
30 a menos 35	3	78	3.7	96.3
35 a menos 40	2	80	2.5	98.8
40 a menos 45	0	80	0.0	98.8
45 a menos 50	1	81	1.2	100.0
TOTAL	81		100.0	

Fuente: Dirección General de Estadística y Censos. Departamento de Estadística vital y Departamento de Información. Elaborado a partir de los Tabulados de Nacimientos y Defunciones del año 1983.

el de residencia habitual, como corresponde. Llama la atención, en especial las tasas de cero observadas en los cantones de San Mateo y Hogaña en 1983.

La variabilidad resulta aun mayor cuando se consideran las tasas por distrito para 1983 (Cuadro A1 del anexo) . Se observan tasas que van de 0 a 250, y se tienen 112 distritos (29.7% del total) que registraron tasas de cero en ese año. En 1983 el recorrido de las tasas es de 15.0 a 23.5 en el caso de las provincias (8.5 puntos), de 0 a 46.1 en el caso de los cantones y de 0 a 250 en el de los distritos.

Este comportamiento no debe sorprender, pues al observar la distribución del número de cantones según número de nacimientos, (Cuadro A2), nos damos cuenta de que la mitad de los cantones tenían en 1983 menos de 600 nacimientos, un 74% menos de 1000 y que sólo un 8% de los 81 cantones registraron más de 2000 nacimientos.

En cuanto a los distritos, como es natural, el problema es mucho mayor, (Cuadro A3), un 54% tenían menos de 100 nacimientos y un 93% menos de 500. Sólo un 2% superaba los 1000 nacimientos y ninguno superaba los 2000.

Con esos números de nacimientos tan reducidos, resulta muy difícil que las tasas de mortalidad infantil sean confiables no sólo a nivel de distritos sino también a nivel cantonal.

Otro punto de interés es la medida en que las tasas fluctúan de un año a otro. Claro que los cambios pueden ser reales, pero usualmente cuando este es el caso, son modestos. Los cambios fuertes es probable que se deban a factores aleatorios o fallas en los datos. Para apreciar este punto se ha construido el Cuadro 4 que muestra la distribución de los cambios de las tasas de los cantones de un año al otro, según el número de nacimientos. Para la construcción de este cuadro se tomó, para cada cantón, las diferencias entre las tasas de los años (1983 vs 1982, 1984 vs 1982 y 1984 vs 1983) y se clasificaron según el número de nacimientos promedio de los años en que se basan esas diferencias.

Puede observarse que las diferencias fluctúan aproximadamente entre -29 y +29, o sea en términos absolutos entre 0 y 29 puntos. Por otra parte es notoria la asociación entre la magnitud de las diferencias y el número de nacimientos en los cuales se basan. El promedio de las diferencias absolutas que es de 9.5 puntos por mil en el caso de los cantones con menos de 400 nacimientos se reduce, a sólo 2.9 dentro de los que tienen 2 000 o más nacimientos.

La proporción de diferencias de 5 puntos o más alcanza a 71% dentro de los cantones con menos de 400 nacimientos, 40% dentro de los que tienen entre 800 y 1 200 y es de sólo 8% de los que tienen 2000 o más.

CUADRO 4. COSTA RICA: DISTRIBUCION DE LOS CAMBIOS ANUALES DE LA TMI POR CANTONES EN EL PERIODO 1982-1984 *

NUMERO DE NACIMIENTOS ANUALES

Diferencia	Punto medio	Menos de 400	de 400 a 799	de 800 a 1199	de 1200 a 1999	2000 y más
-25 - -29	-27.5	3				
20 - 24	-22.5	2				
15 - 19	-17.5	6	3			
10 - 14	-12.5	6	9	5		
5 - 9	-7.5	12	6	6	1	
0.1 - 4	-2.5	12	15	11	9	9
+0.1 - 4	2.5	10	15	18	6	13
5 - 9	7.5	13	11	4	3	2
10 - 14	12.5	10	8	3	1	
15 - 19	17.5	2	3	1	1	
20 - 24	22.5	1				
25 - 29	27.5		1			
TOTAL		77	71	48	23	24
Promedio de las diferencias absolutas		9.5	6.4	5.5	4.5	2.9

* Calculadas restando a la tasa del año más reciente la tasa del año anterior.

También se calcularon las correlaciones lineales entre las tasas a nivel cantonal de los diferentes años, obteniéndose los siguientes resultados:

años	r	r ²
1982-83	0.128	0.016
1982-84	0.219	0.048
1983-84	0.429**	0.184 (significativa al 0.001)

Estos valores tan bajos, revelan una vez más el efecto del número de nacimientos en las fluctuaciones de las tasas, ya que en periodos tan cortos, salvo fenómenos extraordinarios, las tasas varían poco y por lo tanto cabe esperarse una correlación muy alta entre ellas.

Debe concluirse, que en su gran mayoría, los cambios en las tasas que se observan a nivel de distrito y cantón no son reales sino fruto del azar, además puede conjeturarse que algunas tasas persistentemente bajas se deben a fallas en el sistema de registro, en especial a la tendencia a registrar los hechos en el lugar de ocurrencia y no en el de residencia habitual de la madre.

A este respecto conviene señalar que si se calculan tasas de mortalidad infantil para la población urbana y rural de Costa Rica con base en los nacimientos y las defunciones registradas se encuentra que la TMI rural es menor que la urbana, lo cual resulta inaceptable a la luz de las experiencias nacionales e internacionales y de otros elementos de juicio. Así por ejemplo, en 1981 el Dr. Behm y sus colaboradores (Behm, 1987) utilizando las cifras registradas de nacimientos y defunciones de menores de un año encontraron tasas de mortalidad infantil de 19.4 para población urbana y de 17.9 para la población rural. Sin embargo, cuando realizaron el cálculo con la información censal sobre hijos tenidos e hijos fallecidos utilizando el método de Coale-Trussell encontraron una mortalidad infantil rural de 21.7 por mil contra una urbana de 16.8 por mil, este resultado, constituye una evidencia más de que existen problemas de registro que tienden a elevar la mortalidad infantil urbana y a reducir la rural.

Otro de los elementos de juicio que plantean dudas acerca de la validez de las tasas de mortalidad infantil de ciertos cantones y en general, respecto a la calidad e integridad del sistema de registro de las cifras de nacimientos y defunciones usados para el cálculo de la tasa, aparecen en un documento presentado por Carlos Raabe al Noveno Seminario Nacional de Demografía. En su opinión "todos los resultados parecieran indicar la existencia de un subregistro de la mortalidad infantil en ciertas áreas del país. Específicamente, dicho subregistro abarcaría algunas áreas de Guanacaste, la parte Sur de la provincia de Puntarenas, así como algunas áreas del extremo Norte de la provincia de Alajuela". (Raabe 1987, pág. 9).

Un hecho interesante, sobre este mismo punto, es que una de las tasas de mortalidad infantil más altas observadas en el año 1984 (36.7) correspondió al distrito Hospital del cantón Central de San José, que es precisamente el distrito donde está ubicado el Hospital San Juan de Dios. También presentó una tasa bastante alta (28 por mil) el distrito Mata Redonda, que es también cercano al Hospital. Estos distritos por otra parte son típicamente urbanos y exhiben indicadores socioeconómicos favorables especialmente Mata Redonda. Concretamente, en un ordenamiento por grado de desarrollo social elaborado por el Ministerio de Planificación (MIDEPLAN, 1987) este distrito se colocó en una de las primeras posiciones. Todo parece indicar que en estos casos las tasas no reflejan la realidad al estar distorsionadas por errores en la declaración del lugar de ocurrencia.

VII. ALGUNAS OPCIONES PARA AUMENTAR LA PRECISION DE LAS TASAS DE MORTALIDAD INFANTIL OBSERVADAS

Al comienzo de este documento se indicó que la tasa de mortalidad infantil (TMI) es muy usada, no sólo para medir el nivel y los cambios de la mortalidad infantil y la mortalidad general, sino también como indicador para evaluar la situación socioeconómica y sus variaciones a través del tiempo y del espacio, en países y regiones geográficas. Es más, hoy en día es generalmente aceptado, a nivel internacional que la observación de la mortalidad infantil es una de las mejores maneras de determinar el nivel nutricional y desarrollo socioeconómico de una sociedad.

Se señaló también que su popularidad se debe básicamente a las siguientes razones: lo simple de su definición e interpretación, el hecho de que las estadísticas requeridas para su cálculo se recogen y publican anualmente y por ello la TMI está generalmente disponible a nivel nacional y por áreas geográficas pequeñas; y la circunstancia de que la TMI está muy correlacionada y es muy sensible, a los cambios socioeconómicos y a las políticas de salud pública y de bienestar social de los gobiernos.

Sin embargo, al depender su precisión del número de nacimientos en que se basa, se da la situación de que para la gran mayoría de los cantones de Costa Rica y aun para algunas provincias, su tasa puede fluctuar fuertemente de un año a otro, por razones puramente aleatorias, y no debido a cambios reales en el nivel de mortalidad infantil. Este tipo de fluctuaciones puede conducir a una lectura equivocada de la realidad sanitaria y social del cantón o zona en cuestión y, eventualmente, a la toma de decisiones y a la asignación de recursos que no son las adecuadas.

Resulta necesario entonces contemplar ciertas opciones que permitan aumentar la precisión de las tasas observadas y permitir, así, un uso más confiable y correcto de ellas por parte de los funcionarios de salud y de otras áreas de sector social en sus decisiones técnicas y en la asignación de recursos.

Dado que el problema básico es el número de nacimientos en que descansa la tasa, las opciones deben contemplar el aumento de ese número :

- a) Uso de trienios en lugar de datos anuales. Este procedimiento, que permite triplicar el tamaño de la base de la TMI puede ser suficiente en el caso de las provincias y en el de algunos cantones grandes. Podría pensarse también en usar promedios quinquenales pero, eso plantea un conflicto con el deseo de tener información actual. Debe señalarse, además, que este procedimiento de usar trienios para reducir el

error aleatorio es también muy importante cuando se usan datos por áreas geográficas en análisis de los determinantes o correlatos de la mortalidad infantil (véase, por ejemplo, el trabajo para Cuba de Silva, C. y otros 1985).

- b) Calcular la tasa no para cantones, sino para grupos de cantones que sean contiguos o que puedan concebirse, por razones geográficas o de otro tipo, como unidades ecológicas o "microregiones". Por ejemplo, en lugar de calcular independientemente las tasas de Los Chiles, Guatuso y Upala, podrían concebirse los tres como una unidad y calcular una sola tasa. Igualmente podría obtenerse una sola tasa para "Los Santos" en lugar de calcular tasas independientes para los cantones de Tarrazú, Dota y León Cortés.

Esto permitiría incrementar el número de nacimientos y la precisión de la TMI dependiendo de cuantos cantones se agrupen.

Por otra parte, las acciones de salud y de otro tipo, por razones operativas y de eficacia, no deben ser desarrolladas para cantones independientemente sino para grupos de ellos.

Si se combinan las opciones a) y b), obviamente se podría llegar a tasas de mortalidad mas precisas.

- c) Regresión lineal con cifras anuales. Otra opción es utilizar las cifras de 5 años consecutivos para un cantón o grupo de cantones y calcular la regresión lineal de la TMI contra el tiempo, usando el siguiente modelo:

$$TMI = a + bt \quad t = -2, -1, 0, +1, +2$$

La "a" estimada nos daría el nivel medio de la mortalidad infantil en el período y la "b" nos daría la tendencia en el período. Las comparaciones se harían entre cantones o microregiones usando la "a". Además, sometiendo a prueba la hipótesis $\beta = 0$ se conocería si hay o no tendencia.

VIII. VISION DE CONJUNTO

La tasa de mortalidad infantil (TMI) es muy usada, no sólo para medir el nivel y los cambios de la mortalidad infantil y la mortalidad general, sino también como indicador para evaluar la situación socioeconómica y sus variaciones a través del tiempo y del espacio, en países y regiones geográficas. Enmas, hoy en día es generalmente aceptado, a nivel internacional que la observación de la mortalidad infantil es una de las mejores maneras de determinar el nivel nutricional y desarrollo socioeconómico de una sociedad.

Es muy común que funcionarios a cargo de programas sociales y de salud desarrollados por el sector público, al igual que políticos, profesores universitarios, intelectuales y muchas otras personas preocupadas por el progreso social del país, utilicen las TMI de provincias y cantones, y aún de distritos para evaluar el nivel de desarrollo social de esas áreas y para inferir, por las diferencias que se observan, la existencia de desequilibrios geográficos en el grado de desarrollo social. Igualmente se emplean los cambios de año a año en la TMI para evaluar favorablemente o para criticar las políticas sociales o las acciones del Estado en el campo de la salud o en el plano económico. En resumen, es muy común utilizar la TMI como una especie de "cinta métrica" para medir el desarrollo social y sus tendencias a nivel global y por áreas geográficas.

Al hacer esas comparaciones y al llegar a esas conclusiones, con frecuencia se pasa por alto el hecho de que la precisión estadística de las tasas depende del número de nacimientos en que se basan, y que por ello, los valores calculados o los cambios que se observan en las tasas, como temporales o espaciales, pueden ser simplemente debidos al azar, y que si esto sucede, las inferencias acerca del progreso o deterioro de una zona, y las críticas o alabanzas a la política social del gobierno, pueden no ser válidas.

Por otra parte, el problema se hace mayor, como sucede en Costa Rica, cuando la mortalidad infantil alcanza niveles muy bajos y el número de nacimientos de las áreas geográficas de interés -cantones y distritos, por ejemplo- no son elevados.

Los análisis realizados en este documento muestran, que para que una tasa de mortalidad infantil como las que se observan actualmente en Costa Rica -alrededor de 20 por mil-, sea estimada con una precisión razonable y las diferencias o cambios observados pueden considerarse reales, deben basarse en un número elevado de nacimientos.

Así por ejemplo si se fija como razonable una diferencia de 4 puntos por mil ($d=0.004$) para estimar una p de alrededor de 20 por mil ($p \pm 0.004$), el número de nacimientos debe ser

Por otra parte, si se quiere detectar una diferencia de 4 puntos por mil, o sea $d = p_1 - p_2 = 0.004$, se requieren alrededor de 7000 nacimientos por cantón si se usa un $\alpha = 0.10$ y alrededor 9000 si $\alpha = 0.05$. Distinciones más precisas requieren números mucho más elevados de nacimientos.

Dado que todos los distritos de Costa Rica y todos los cantones, menos unos pocos, tienen menos de 3000 nacimientos, debe concluirse que los cambios anuales en las tasas y las diferencias entre cantones, con gran frecuencia, no son reales sino simples fluctuaciones aleatorias. Por ello las conclusiones o afirmaciones que se hacen a partir de esas tasas, son usualmente infundadas. Algo similar ocurre para varias de las provincias con poblaciones más pequeñas (Heredia, Guanacaste y Limón).

Tomando en cuenta la utilidad y la popularidad de que goza la TMI, se hace necesario considerar opciones que permitan aumentar el número de nacimientos en que se basa la tasa y elevar su precisión. Esto puede lograrse usando trienios, combinando cantones en microrregiones y utilizando regresión en el tiempo con datos de varios años, cinco por ejemplo.

Ahora bien, este punto del efecto del número de nacimientos en la tasa, es solo parte del problema. diferentes elementos de juicio, sugieren que las tasas de numerosos cantones -y de distritos- están afectadas por subregistro, en alguna medida, y así como por una tendencia a registrar los nacimientos y defunciones en el lugar de ocurrencia y no en el de residencia habitual de la madre.

Ante este panorama caben tres recomendaciones. A quienes utilizan la TMI por cantones o provincias para sus decisiones o estudios estar atentos al número de nacimientos en que están basadas y a las opciones para aumentar ese número y elevar la precisión de la tasa. A los estadísticos a trabajar en el desarrollo de opciones metodológicas que permitan mejores estimaciones de las tasas de áreas geográficas pequeñas. Y a la Dirección General de Estadísticas y Censos, abocarse de inmediato a la evaluación del sistema de registro de hechos vitales y al desarrollo de acciones para mejorar su integridad y calidad.

BIBLIOGRAFIA CONSULTADA

- Behm, H. COSTA RICA: Los grupos sociales de riesgo para la
1987 sobrevida infantil 1960-1984. Centro Latinoamericano
no de Demografía. Marzo, 1987.
- Mata, L. "Se estanca o deteriora índice de mortalidad infan-
1983 til". Semanario Universidad. 5-11 de Agosto 1983.
pp 19-20.
- MIDEPLAN, Diferencias geográficas en el nivel de desarrollo
1987 social en Costa Rica alrededor de 1984.
- Raabe C., Carlos. La mortalidad durante el inicio de la vida
1987 de acuerdo al registro de nacimientos. IX Seminario
de Demografía. Setiembre 1987.
- Silva, C. y otros. "Evaluación de la mortalidad según condi-
1985 ciones higiénicosociales en el municipio: Un en-
foque multivariado". Revista Cubana de Administra-
ción de Salud Vol 11 No. 3 pp 243-54.

ANEXO: INFORMACION ESTADISTICA

CUADRO A1: COSTA RICA. DISTRIBUCION DE LOS DISTRITOS SEGUN TASA DE MORTALIDAD INFANTIL OBSERVADA EN EL AÑO 1993

TMI (por mil)	NUMERO DE DISTRITOS	ACUMULADA MENOS DE	%	% ACUMULADO MENOS DE
0	119	119	28.7	28.7
1 a menos 5	4	123	1.0	29.7
5 a menos 10	29	152	7.0	36.6
10 a menos 15	55	207	13.3	49.9
15 a menos 20	48	255	11.6	61.5
20 a menos 25	48	303	11.6	73.1
25 a menos 30	28	331	6.7	79.8
30 a menos 35	23	354	5.5	85.3
35 a menos 40	18	372	4.3	89.6
40 a menos 45	10	382	2.4	92.0
45 a menos 50	6	388	1.5	93.5
50 a menos 55	3	391	0.7	94.2
55 a menos 60	7	398	1.7	95.9
60 a menos 80	3	401	0.7	96.6
80 a menos 100	9	410	2.2	98.8
100 a menos 140	3	413	0.7	99.5
220 a menos 250	2	415	0.5	100.0
TOTAL	415		100.0	

Fuente: Elaborado a partir de los tabulados de nacimientos y defunciones del Departamento de Estadística Vital, Dirección General de Estadísticas y Censos.

CUADRO A2: COSTA RICA. DISTRIBUCION DE CANTONES SEGUN NUMERO DE NACIMIENTOS 1993

NUMERO DE NACIMIENTOS	NUMERO DE CANTONES	ACUMULADA MENOS DE	%	% ACUMULADO MENOS DE
Menos de 200	7	7	8.6	8.6
200 a menos 400	19	26	23.5	32.1
400 a menos 600	16	42	13.7	51.8
600 a menos 800	8	50	9.9	61.7
800 a menos 1000	10	60	12.4	74.1
1000 a menos 1200	6	66	7.4	81.5
1200 a menos 1400	3	69	3.7	85.2
1400 a menos 2000	4	73	4.9	90.1
2000 a menos 3000	5	78	6.2	96.3
3000 a menos 4000	2	80	2.5	98.8
4000 a menos 8000	1	81	1.2	100.0
TOTAL	81		100.0	

Fuente: Elaborado a partir de los tabulados de nacimientos y defunciones del Departamento de Estadística Vital, Dirección General de Estadísticas y Censos.

CUADRO A3: COSTA RICA. DISTRIBUCION DE DISTRITOS SEGUN
NUMERO DE NACIMIENTOS 1983

NUMERO DE NACIMIENTOS		NUMERO DE DISTRITOS	ACUMULADA MENOS DE	%	% ACUMULADA MENOS DE
Menos de 20		29	29	7.0	7.0
20 a menos	40	69	98	16.6	23.6
40 a menos	60	47	145	11.3	34.9
60 a menos	80	45	190	10.8	45.6
80 a menos	100	34	224	8.2	54.0
100 a menos	120	18	242	4.3	58.3
120 a menos	140	17	259	4.1	62.4
140 a menos	160	19	278	4.6	67.0
160 a menos	180	15	293	3.6	70.6
180 a menos	200	15	308	3.6	74.2
200 a menos	250	20	328	4.8	79.0
250 a menos	300	23	351	5.5	84.6
300 a menos	350	13	364	3.1	87.7
350 a menos	400	9	373	2.2	89.9
400 a menos	500	12	385	2.9	92.8
500 a menos	750	14	399	3.4	96.1
750 a menos	1000	9	408	2.2	98.3
1000 a menos	1500	5	413	1.2	99.5
1500 a menos	2000	2	415	0.5	100.0
TOTAL		415		100.0	

Fuente: Elaborado a partir de los tabulados de nacimientos y defunciones del Departamento de Estadística Vital Dirección General de Estadísticas y Censos.