



NACIONES
UNIDAS

CENTRO LATINOAMERICANO DE DEMOGRAFIA

SANTIAGO, CHILE



UNIVERSIDAD
DE CHILE

DISTRIBUCION RESTRINGIDA

T.62/2

D 6

ESTIMACION DE LA MORTALIDAD
POR MEDIO DE LAS TASAS DE MORTALIDAD INFANTIL

- Traducción directa del original en inglés -
"Estimates of Mortality from Infant Mortality Rates"
de K.R. Gabriel e Ilana Ronen, artículo publicado en
POPULATION STUDIES - A Journal of Demography
Londres - Vol. XII, No. 2 - Noviembre 1958

(Traducción no oficial realizada
en el Centro Latinoamericano de
Demografía para uso exclusivo de
su personal docente y becarios)

1958

Handwritten notes at the bottom left of the page, possibly a signature or a reference.

I. EL ESQUEMA DE TABLAS MODELO DE VIDA DE LAS NACIONES UNIDAS

La Subdirección de Población del Departamento de Asuntos Sociales de las Naciones Unidas ha propuesto un sistema para el cálculo de tablas modelo de vida ^{1/} a fin de hacer frente a la necesidad de estimaciones de mortalidad en países con estadísticas inadecuadas. Para cada uno de 40 niveles diferentes de mortalidad infantil, el sistema de las Naciones Unidas suministra estimaciones de las tasas de mortalidad para todas las otras edades, así como de la correspondiente esperanza de vida al nacimiento. Para otros niveles de mortalidad infantil puede recurrirse a la interpolación entre dos estimaciones adyacentes dadas ^{2/}. Estas tablas modelo de vida se obtuvieron en términos de tasas de mortalidad para ambos sexos combinados, y se propusieron algunos métodos adicionales para la obtención de tasas para cada sexo por separado ^{3/}. El presente artículo se ocupa únicamente del sistema para el conjunto de ambos sexos combinados.

El sistema de las Naciones Unidas se basó en un análisis de 158 tablas de vida correspondientes a varios países y períodos ^{4/} (algunas de las tablas eran incompletas, de tal manera que nuestros análisis finales incluyen solamente 150 observaciones). Los datos usados fueron: tasas de mortalidad infantil (${}_1q_0$), tasas de mortalidad para el grupo de uno a cuatro años (${}_4q_1$), y las tasas de mortalidad quinquenales (${}_5q_x$) ^{5/} para todas las edades hasta 85 años, así como la esperanza de vida al nacimiento (0e_0).

^{1/} Age and Sex Patterns of Mortality. Model Life Tables for Under-developed Countries, United Nations, Department of Social Affairs, Population Branch, New York, 1955.

^{2/} Ibid., p. 25

^{3/} Ibid., pp. 16-20

^{4/} Ibid., pp. 1 - 4

^{5/} ${}_5q_x$ indica la probabilidad de una persona que ha alcanzado la edad x, de morir antes de alcanzar la edad x + 5. Estas tasas son calculadas a partir de las tasas centrales de mortalidad por edades.

Estos datos se analizaron en las Naciones Unidas, ajustando, por cuadrados mínimos, un polinomio de segundo grado que relaciona las tasas de mortalidad para cada grupo de edades con las tasas del grupo de edades precedente. Se encontraron así las tasas modelo de mortalidad para cada grupo de edades, substituyendo en la ecuación de regresión las ESTIMACIONES para el grupo de edades previo. De esta manera, ${}_4q_1$ fué estimada a partir de ${}_1q_0$, pero ${}_5q_5$ se calculó mediante la estimación de ${}_4q_1^{(*)}$ y ${}_5q_{10}$ mediante la estimación de ${}_5q_5$, etc. La esperanza de vida al nacimiento se obtuvo a partir de ${}_1q_0$ y las tasas de mortalidad estimadas, empleando los métodos usuales apropiados para construir tablas de vida abreviadas ^{1/} (Estos mismos métodos fueron también empleados para los cálculos en el presente artículo). Tales estimaciones fueron preparadas para 40 valores de ${}_1q_0$ y publicadas como "tablas modelo de vida" ^{2/}. Como el método de análisis anterior nos pareció bastante heterodoxo evaluamos la confiabilidad del sistema de las Naciones Unidas por el siguiente método. Por interpolación gráfica entre dos tablas modelo de vida obtuvimos una estimación de 0e_0 que correspondía a ${}_1q_0$ para cada tabla de vida observada. Una vez hecho esto, calculamos la desviación de esta estimación respecto del valor observado de la 0e_0 para cada tabla. La desviación promedio para las 150 tablas resultó ser + 2.133 años (la variancia del estimador se da en el cuadro 4), lo que muestra que las tablas modelo de vida tienden considerablemente a sobre-estimar la 0e_0 , es decir, a sub-estimar la mortalidad.

^{1/} Ibid., pp. 15 - 16

^{2/} Ibid., Table 5

(*) Nota del traductor.

Lo que realmente se hizo fué estimar ${}_5q_0$ en base a ${}_1q_0$; ${}_5q_5$ en base a ${}_5q_0$, etc. ${}_4q_1$ se calculó por medio de la relación:

$${}_4q_1 = \frac{l_1 - l_5}{l_1}$$

II. ESTIMACIONES DE LA ESPERANZA DE VIDA AL NACIMIENTO POR CUADRADOS MINIMOS

Se pueden obtener estimaciones alternativas de la esperanza de vida al nacimiento simplemente utilizando la regresión por mínimos cuadrados de ${}^{\circ}e_0$ sobre ${}_1q_0$. Observando el diagrama de dispersión se decidió que sería suficiente un polinomio de segundo grado. Aunque el diagrama mostró una dispersión de los valores de ${}^{\circ}e_0$ algo más pequeña para las pocas observaciones de valores muy bajos de ${}_1q_0$, esto no se consideró concluyente y se supuso que la variancia residual de ${}^{\circ}e_0$ era igual para todos los valores de ${}_1q_0$. Además la dispersión era tal, que pudo suponerse que los errores seguían una distribución normal.

Cuadro 1

REGRESION DE LA ESPERANZA DE VIDA AL NACIMIENTO SOBRE LA MORTALIDAD INFANTIL

Estimación de la regresión de ${}^{\circ}e_0$ sobre ${}_1q_0$

$$= 75.230 - 238.08 {}_1q_0 + 239.46 {}_1q_0^2$$

Estimación de la variancia residual (147 grados de libertad)

$$= 12.594$$

Estimación de la variancia de los valores individuales observados de ${}^{\circ}e_0$ respecto de la estimación de regresión sobre ${}_1q_0$

$$= \sigma^2 (1 + 0.097457 - 3.13853 {}_1q_0 + 39.2127 {}_1q_0^2 - 204.316 {}_1q_0^3 + 388.36 {}_1q_0^4)$$

donde σ^2 es la variancia residual.

Los resultados del análisis de mínimos cuadrados se dan en el cuadro 1. A continuación se presenta un ejemplo de una estimación de la ${}^{\circ}e_0$. Dado ${}_1q_0 = 0.1$, la estimación de ${}^{\circ}e_0$ según el cuadro 1 es:

$$75.230 - 238.08 (0.1) + 239.46 (0.01) = 53.82$$

La variancia de ${}^{\circ}e_0$ para observaciones individuales alrededor de esta estimación resulta ser

$$12\ 594 \left[1 + 0.097457 - 3.13853 (0.1) + 39.2127(0.01) - 204.316(0.001) + 388.36 (0.0001) \right] = 12.7231$$

En consecuencia, puede decirse que si una población con ${}_1q_0 = 0.1$ es escogida al azar hay una probabilidad de 95 % de que su esperanza de vida al nacimiento esté entre los límites $53.82 \pm 1.96 \sqrt{12.7231} = 53.82 \pm 7.00$, es decir, $46.82 \leq {}^{\circ}e_0 \leq 60.82$. La amplitud de este intervalo muestra que se puede lograr muy poca precisión mediante estos estimadores.

La estimación por mínimos cuadrados es la "mejor" - en el sentido de falta de sesgo y variancia mínima - entre las estimaciones lineales^(*). En el cuadro 4 la hemos usado como un criterio de comparación con otros estimadores. Sin embargo, puesto que los otros estimadores no son lineales, no se conoce la forma de obtener los grados de libertad para las estimaciones de sus variancias residuales. Nosotros hemos dado dos límites para las estimaciones de la variancia residual: el inferior toma en cuenta solamente tres restricciones como en la estimación lineal; el superior toma en cuenta tantas restricciones como parámetros fueron usados en la estimación del esquema, es decir, 51 (= 17 x 3) para el esquema de las Naciones Unidas. De esta manera encontramos que la eficiencia de la estimación de ${}^{\circ}e_0$ en las tablas modelo de vida, es de solamente entre 45.5 % y 67.7 % con respecto de la eficiencia del mejor estimador lineal.

Al final del cuadro 3 se comparan las estimaciones de ${}^{\circ}e_0$ en las tablas modelo de vida con las correspondientes estimaciones por cuadrados mínimos para diez valores de ${}_1q_0$. Se ve que las tablas modelo de vida subestiman la mortalidad más severamente cuando la esperanza de vida es de alrededor de 55 años; mientras que cuando la esperanza de vida está por debajo de los 35 años poco más o menos, las tablas modelo de vida sobreestiman la mortalidad.

(*) Nota del traductor

Los autores incluyen dentro del término "función Lineal" expresiones de la forma:

$$f(x) = a + bx + cx^2 + dx^3 + \dots$$

III. ESTIMACIONES DE LAS TASAS DE MORTALIDAD POR CUADRADOS MÍNIMOS.

En seguida estimamos las tasas de mortalidad por edades por cuadrados mínimos, con las regresiones lineales de ${}_4q_1$ y cada ${}_5q_x$ sobre ${}_1q_0$. En el cuadro 2 se dan las estimaciones de esas líneas de regresión; allí también se muestran las correlaciones lineales entre cada tasa de mortalidad y ${}_1q_0$. La regresión no-lineal podría haber mejorado algo las estimaciones, pero no se intentó su cálculo.

Dicho cuadro también da estimaciones de la variancia de las tasas de mortalidad observadas con respecto de las estimaciones por regresión lineal. A juzgar por la distribución de los datos, es razonable usar la distribución normal para hacer afirmaciones de probabilidad con respecto de las tasas de mortalidad. Por ejemplo, dado ${}_1q_0 = 0.1$ la estimación de ${}_5q_{65}$ es

$$0.125489 + 0.6901 (0.1) = 0.19450,$$

y podemos decir con un 95 % de confianza que

$$0.19450 - 0.06358 = 0.13092 \cong {}_5q_{65} \cong 0.25808 = 0.19450 + 0.06358 \text{ donde}$$

$$1.96 \sqrt{0.001045806 \left[1.006494 + \frac{(0.1 - 0.1058)^2}{0.513750} \right]} = 0.06358$$

El amplio intervalo de confianza muestra, de paso, cuán imprecisas son esas estimaciones y que la imprecisión es mucho mayor para las tasas de mortalidad en las edades más bajas. Tales afirmaciones probabilísticas no pueden hacerse de las estimaciones de las tablas modelo, que además son sesgadas y tienen una variancia mayor.

Además, la amplitud de esos intervalos de confianza hace dudoso que las inexactitudes en las tablas de vida observadas puedan ser descubiertas y corregidas por comparación de ellas con las estimaciones basadas en la mortalidad infantil, como se sugiere en el estudio de las Naciones Unidas.^{1/} En el ejemplo citado, una inexactitud sería notada solamente si una tasa de mortalidad que fuera de alrededor de 0.20 hubiera sido registrada por arriba de 0.26 o debajo de 0.13.

^{1/} Ibid., pp. 25.

CUADRO 2

REGRESIONES DE LAS TASAS DE MORTALIDAD POR EDADES SOBRE LA TASA DE MORTALIDAD INFANTIL

EDAD	ECUACIÓN DE REGRESIÓN	GRADOS DE LIBERTAD A/	VARIANCIA CON RESPECTO DE LA REGRESIÓN B/	CORRELACIÓN
1 - 4	$- 0.024\ 233 + 0.8027 \frac{q_0}{l_0}$	152	$0.000\ 770\ 710 \quad 1.006\ 494 + \frac{(q_0 - 0.1058)^2}{0.513\ 750}$	0.859
5 - 9	$- 0.005\ 256 + 0.2255 \frac{q_0}{l_0}$	152	0.000 095 504	0.802
10 - 14	$- 0.001\ 516 + 0.1352 \frac{q_0}{l_0}$	152	0.000 040 966	0.775
15 - 19	$+ 0.001\ 610 + 0.1749 \frac{q_0}{l_0}$	152	0.000 064 056	0.786
20 - 24	$+ 0.003\ 577 + 0.2280 \frac{q_0}{l_0}$	152	0.000 113 202	0.780
25 - 29	$+ 0.002\ 653 + 0.2557 \frac{q_0}{l_0}$	152	0.000 142 759	0.779
30 - 34	$+ 0.001\ 856 + 0.2878 \frac{q_0}{l_0}$	152	0.000 176 148	0.783
35 - 39	$+ 0.002\ 666 + 0.3220 \frac{q_0}{l_0}$	152	0.000 219 949	0.784
40 - 44	$+ 0.005\ 993 + 0.3574 \frac{q_0}{l_0}$	152	0.000 239 520	0.774
45 - 49	$+ 0.013\ 168 + 0.3911 \frac{q_0}{l_0}$	152	0.000 382 866	0.758
50 - 54	$+ 0.025\ 698 + 0.4376 \frac{q_0}{l_0}$	152	0.000 503 249	0.750
55 - 59	$+ 0.044\ 013 + 0.5054 \frac{q_0}{l_0}$	152	0.000 651 818	0.755
60 - 64	$+ 0.075\ 468 + 0.5957 \frac{q_0}{l_0}$	152	0.000 899 629	0.756
65 - 69	$+ 0.125\ 489 + 0.6901 \frac{q_0}{l_0}$	152	0.001 045 806	0.779
70 - 74	$+ 0.203\ 766 + 0.8199 \frac{q_0}{l_0}$	152	$0.001\ 412\ 642 \quad 1.006\ 494 + \frac{(q_0 - 0.1058)^2}{0.513\ 750}$	0.785
75 - 79	$+ 0.325\ 268 + 0.8082 \frac{q_0}{l_0}$	150	$0.002\ 435\ 436 \quad 1.006\ 579 + \frac{(q_0 - 0.1057)^2}{0.511\ 227}$	0.692
80 - 84	$+ 0.485\ 574 + 0.6927 \frac{q_0}{l_0}$	149	$0.004\ 062\ 076 \quad 1.006\ 622 + \frac{(q_0 - 0.1056)^2}{0.511\ 134}$	0.538

A/ GRADOS DE LIBERTAD PARA LA ESTIMACIÓN DE LA VARIANCIA RESIDUAL (N - 2)

B/ LA FÓRMULA PARA LA ESTIMACIÓN DE LA VARIANCIA DE UNA OBSERVACIÓN CON RESPECTO DE LA LÍNEA DE REGRESIÓN ESTIMADA ES

$$S_E^2 = \frac{1}{N} + \frac{(q_0 - \bar{q}_0)^2}{N \text{VAR.}(q_0)}$$

DONDE S_E^2 ES LA ESTIMACIÓN DE LA VARIANCIA RESIDUAL Y N EL NÚMERO DE OBSERVACIONES EN QUE SE BASAN LOS CÁLCULOS.

IV. COHERENCIA DE LAS ESTIMACIONES DE LAS TASAS DE MORTALIDAD Y DE LA ESPERANZA DE VIDA.

Surge una dificultad cuando se requiere simultáneamente estimaciones de tasas de mortalidad por edades y de la esperanza de vida al nacimiento. La 0e_0 es claramente dependiente de los valores de q_x , pero esa dependencia no es lineal, de ahí que las estimaciones de las q_x (cuadro 2) por cuadrados mínimos, no son necesariamente coherentes con las estimaciones de 0e_0 por cuadrados mínimos (cuadro 1).

Para investigar cualquiera de tales incoherencias posibles, calculamos las estimaciones de las tasas de mortalidad para 10 valores hipotéticos diferentes de ${}_1q_0$ que cubren el campo de variación de la mortalidad infantil observada ${}_1q_0$ (cuadro 3). De cada juego de ${}_1q_0$ y otras tasas de mortalidad estimadas, se obtuvo la esperanza de vida.

Fue posible obtener estimaciones similares de 0e_0 , por interpolación gráfica, por el método de "tasas coherentes" (rate-consistent estimates), para todos los valores de ${}_1q_0$. Las desviaciones de estas estimaciones respecto de los valores de 0e_0 de las 150 tablas observadas aparecen resumidas en el cuadro 4. Según el número de restricciones que se considere en la obtención de esas estimaciones por "tasas coherentes" - tres, como en la parábola de cuadrados mínimos o 34 (= 2 x 17), el número de parámetros ajustados para todas las ecuaciones de regresión usadas - su eficiencia relativa resulta ser entre 77.7 % y 98.6 %.

El leve sesgo de las estimaciones por las "tasas coherentes" puede observarse también comparándolas con las estimaciones de 0e_0 por cuadrados mínimos al final del cuadro 3. Este sesgo es mucho más pequeño que el de las estimaciones de las tablas modelo.

1/ La ecuación de regresión para ${}_4q_1$ da estimaciones negativas pequeñas cuando ${}_1q_0 = 0.03$, por lo que se usó cero en su lugar en los cálculos subsiguientes. Esto indica que al menos para los extremos del campo de variación podría haber sido más adecuada una ecuación de segundo grado.

CUADRO 3

TASAS DE MORTALIDAD POR EDADES, ESTIMADAS Y ESPERANZA DE VIDA CALCULADA DE
 ESAS TASAS Y POR OTROS METODOS, PARA 10 NIVELES DE MORTALIDAD INFANTIL

q_{10}	0.03000	0.04000	0.06000	0.08000	0.10000	0.12000	0.15000	0.20000	0.25000	0.30000
q_{41}	(-0.00015)	0.00788	0.02393	0.03998	0.05604	0.07209	0.09617	0.13631	0.17644	0.21658
q_{55}	0.00151	0.00376	0.00627	0.01278	0.01729	0.02180	0.02857	0.03984	0.05112	0.06239
q_{510}	0.00252	0.00389	0.00660	0.00930	0.01200	0.01471	0.01876	0.02552	0.03228	0.03904
q_{515}	0.00686	0.00861	0.01210	0.01560	0.01910	0.02260	0.02784	0.03659	0.04534	0.05408
q_{520}	0.01042	0.01270	0.01726	0.02182	0.02638	0.03094	0.03778	0.04918	0.06058	0.07198
q_{525}	0.01032	0.01288	0.01800	0.02311	0.02822	0.03334	0.04101	0.05379	0.06658	0.07936
q_{530}	0.01049	0.01337	0.01912	0.02488	0.03064	0.03639	0.04503	0.05942	0.07381	0.08820
q_{535}	0.01233	0.01555	0.02199	0.02843	0.03487	0.04131	0.05097	0.06707	0.08317	0.09927
q_{540}	0.01672	0.02029	0.02744	0.03458	0.04173	0.04888	0.05960	0.07747	0.09534	0.11321
q_{545}	0.02490	0.02881	0.03663	0.04446	0.05228	0.06010	0.07183	0.09139	0.11094	0.13050
q_{550}	0.03863	0.04320	0.05195	0.06071	0.06946	0.07821	0.09134	0.11322	0.13510	0.15698
q_{555}	0.05918	0.06423	0.07434	0.08444	0.09455	0.10466	0.11982	0.14509	0.17036	0.19563
q_{560}	0.09334	0.09930	0.11121	0.12312	0.13504	0.14695	0.16482	0.19461	0.22439	0.25418
q_{565}	0.14619	0.15309	0.16690	0.18070	0.19450	0.20830	0.22900	0.26351	0.29801	0.33252
q_{570}	0.22836	0.23656	0.25296	0.26936	0.28576	0.30215	0.32675	0.36775	0.40874	0.44974
q_{575}	0.34951	0.35760	0.37376	0.38992	0.40609	0.42225	0.44650	0.48691	0.52732	0.56773
q_{580}	0.50636	0.51328	0.52714	0.54099	0.55484	0.56870	0.58948	0.62411	0.65875	0.69338
E_0 DE LAS TASAS	69.24	66.64	61.83	57.36	53.28	49.51	44.35	36.98	30.85	25.71
E_0 REGRESIÓN DIRECTA	68.30	66.09	61.81	57.72	53.82	50.11	44.91	37.19	30.68	25.36
E_0 TABLAS MORELO DE VIDA	69.99	68.25	64.52	60.69	56.72	52.73	46.81	37.36	29.19	22.32

Cuadro 4

SESGO VARIANCIAS RESIDUAL Y EFICIENCIA RELATIVA PARA VARIOS ESQUEMAS DE ESTIMACION DE LA ESPERANZA DE VIDA AL NACIMIENTO A PARTIR DE LA MORTALIDAD INFANTIL

MÉTODO	SESGO	SUMA DE CUADRADOS	GRADO DE LIBERTAD A/	ESTIMACION DE LA VARIANCIAS	AJUSTE POR REDONDEO B/	EFICIENCIA RELATIVA
CUADRADOS MINIMOS	...	0	1851	147	12.59	100
TABLAS MODELO DE VIDA	+ 2.133	2746	147	18.68	18.60	67.7
"TASAS COHERENTES"	... - 0.253	1890	147	27.74	27.65	45.5
			116	12.86	12.77	98.6
				16.29	16.21	77.7

A/ $150-c$, DONDE 150 ES EL NÚMERO DE OBSERVACIONES Y c EL NÚMERO DE RESTRICCIONES.

B/ PARA LAS ESTIMACIONES DE LAS TABLAS MODELO Y LAS DE "TASAS COHERENTES", SE REDONDEARON AL AÑO DE EDAD MÁS PRÓXIMO LOS VALORES ESTIMADOS DE LA ESPERANZA DE VIDA, DE AQUÍ QUE LA VARIANCIAS DEBÁ HABER SIDO AUMENTADA EN UNA CANTIDAD ESPERADA DE $1/12$ (LA VARIANCIAS DE LA DISTRIBUCIÓN RECTANGULAR POR UNIDAD DE INTERVALO). EL AJUSTE CITADO TUVO POR OBJETO: CORREGIR ESTO.

RESUMEN

El propósito del estudio de las Naciones Unidas ha sido "proveer una herramienta con la ayuda de la cual el NIVEL DE LA MORTALIDAD Y SUS PROBABLES VARIACIONES CON LA EDAD puedan estimarse aproximadamente"^{1/} usando como dato básico la tasa de mortalidad infantil. Lo indefinido de esta formulación ha hecho difícil decidir cual pudiera ser el método estadístico más adecuado para obtener esta "herramienta". Hemos mostrado, sin embargo, que el esquema propuesto en el estudio de las Naciones Unidas tiene un sesgo tan apreciable en la estimación de la esperanza de vida que su uso conduce a resultados engañosos.

Para propósitos definidos más específicamente, este informe da las mejores estimaciones lineales - mejores en el sentido de la falta de sesgo y variancia mínima - por el procedimiento corriente de cuadrados mínimos. Se muestran también la variancia y los sesgos de estas estimaciones.

^{1/} Ibid., pp.25

Si se desea estimar solamente la esperanza de vida al nacimiento, el mejor polinomio de segundo grado se da en el cuadro 1, junto con la estimación de la variancia.

Si se desea estimar solamente las tasas de mortalidad por edades, las ecuaciones lineales óptimas se dan en el cuadro 2, también con las estimaciones de la variancia.

Cuando se requieren las tasas de mortalidad y la esperanza de vida, no existe necesariamente una estimación lineal óptima. Sin embargo, se ha mostrado en este estudio que hay solamente una ligera incoherencia entre las estimaciones lineales óptimas de las dos. Por lo tanto, el uso de las estimaciones de las tasas de mortalidad por cuadrados mínimos también da estimaciones muy satisfactorias de la esperanza de vida.

De esta manera, podría decirse que las tablas de vida basadas en estimaciones de las tasas de mortalidad por cuadrados mínimos dan, casi, las mejores estimaciones de los "niveles de mortalidad". Dichas estimaciones son preferibles a las tablas modelos calculadas en el estudio de las Naciones Unidas. En el cuadro 3 se dan las tasas de mortalidad y la esperanza de vida para diez de tales tablas, y pueden calcularse otras a partir de las ecuaciones de regresión del cuadro 2. Si se requiere tablas separadas por sexos, es necesario algún ajuste. Posiblemente sería mejor hacer análisis separados por cuadrados mínimos para cada sexo, como se ha hecho para ambos sexos en el presente informe.

Debe agregarse, sin embargo, que aún para las estimaciones lineales óptimas, las variancias de las observaciones individuales con respecto de las estimaciones, han sido amplias. Verdaderamente, nos parece que son demasiado amplias para que esas estimaciones, o algunas otras basadas solamente en las tasas de mortalidad infantil tengan mucha utilidad práctica.



