

**ESTIMACION DE LA MORTALIDAD INFANTIL A  
PARTIR DE LA HISTORIA CLINICA PERINATAL**

**Juan Chackiel**

(CELADE)

**Franco Simini**

(CLAP OPS/OMS)

**RESUMEN**

Se presenta un método clásico para estimar la mortalidad en la niñez a partir de datos recogidos en censos de población. En particular se llega a estimaciones indirectas de la mortalidad infantil (hasta un año de vida) y de su tendencia retrospectiva en un período de aproximadamente quince años antes del censo. Además, se muestra una adaptación de ese procedimiento a los datos recogidos en la población de parturientas en lugar de la totalidad de mujeres. Los datos de parturientas son tomados de la Historia Clínica Perinatal (HCP). Se aplica el procedimiento a datos del Valle del Cauca, Colombia y de Uruguay. Se obtiene un razonable acuerdo entre las estimaciones derivadas del censo y las de la HCP, lo que sugiere el empleo de esta técnica para evaluar y hacer un seguimiento de las tendencias de la mortalidad infantil en los países que no cuentan con estadísticas vitales confiables.

(MORTALIDAD INFANTIL)  
(MEDICION DE LA MORTALIDAD)

(METODOLOGIA)  
(DATOS CENSALES)

## **ESTIMATION OF INFANT MORTALITY BASED ON PERINATAL CLINICAL HISTORY**

### **SUMMARY**

A classical method for childhood mortality estimation based on data collected in population censuses is presented. Particularly, the authors arrive at indirect estimates of infant mortality (until age one) and its retrospective trend in a period of approximately fifteen years previous to the census. Besides, an adaptation of this procedure to data gathered among parturient women instead of the total number of women is shown. Information on parturient women is obtained from the Perinatal Clinical History (PCH). The procedure is applied to data from the River Cauca Valley, Colombia and from Uruguay. A reasonable agreement between census estimates and those from PCH is obtained, which suggests the use of this technique for evaluating and making a follow-up of infant mortality trends in countries for which reliable vital statistics are not available.

(INFANT MORTALITY)  
(MORTALITY MEASUREMENT)

(METHODOLOGY)  
(CENSUS DATA)

## I. INTRODUCCION

En 1983 el Centro Latinoamericano de Perinatología (CLAP OPS/OMS) introdujo la Historia Clínica Perinatal (6, 9, 10), como "un instrumento de uso sencillo y de bajo costo que contiene información mínima indispensable para un aceptable nivel de atención perinatal". Si bien la HCP no fue diseñada fundamentalmente para fines estadísticos y de medición de variables demográficas, contiene información que puede utilizarse con tal fin. (11, 12) La actual difusión de la HCP en los países de la Región, (7) impulsó el presente estudio cuya finalidad es ser aprovechado para estimar cifras de mortalidad infantil.

La mortalidad infantil puede ser estimada a partir de la proporción de hijos nacidos vivos y luego muertos de una muestra de mujeres, siguiendo varios métodos. (8) Los datos recabados de un censo de población constituyen una fuente privilegiada dado que se interroga la totalidad de los hogares. En este trabajo se presenta un método que en general ha sido utilizado para obtener estimaciones de cifras de mortalidad a partir de datos censales.

Una muestra muy particular de mujeres es la que se obtiene analizando los datos de madres captadas durante un embarazo. La muestra obtenida es condicionada al embarazo y a que éste sea captado, por lo tanto no es aleatoria. Se presenta el método de ajuste de Brass y Macrae (1) para estimar la mortalidad infantil a partir de datos de parturientas.

El utilizar datos de madres de diferentes grupos de edades lleva a obtener información sobre la mortalidad de niños con diferentes períodos de exposición al riesgo. Los antecedentes de hijos muertos de madres de más de cuarenta años dan indicaciones sobre la probabilidad de morir de los hijos hasta una edad de alrededor de veinte años. En cambio, los antecedentes de las madres más jóvenes se refieren a períodos de vida más cortos de los hijos. Posteriormente se extrapolan estimaciones de la mortalidad infantil, las que se refieren a hasta quince años antes del período de recolección de datos (censos o llenado de la HCP).

## II. ESTIMACION DE LA MORTALIDAD INFANTIL A PARTIR DE CENSOS

Brass y otros (8) han desarrollado procedimientos que permiten obtener estimaciones de mortalidad en la niñez a partir de datos recogidos en un censo de población o en una encuesta por muestreo. Para cada mujer de quince años o más, se obtiene la siguiente información:

- Edad |\_\_|\_\_|
- ¿Cuántos hijos nacidos vivos ha tenido en toda su vida? |\_\_|\_\_|
- ¿Cuántos de estos hijos están: Muertos? |\_\_|\_\_| ¿Vivos? |\_\_|\_\_|

El primer paso consiste en dividir la muestra en siete grupos de edad materna en intervalos de cinco años:

Grupos de edades	Indice i
15-19	1
20-24	2
25-29	3
30-34	4
35-39	5
40-44	6
45-49	7

y calcular para cada uno de ellos los siguientes datos estadísticos:

- M(i) número de mujeres del grupo de edades i.
- PB(i) nacimientos previos al censo de las madres del grupo i.
- d(i) hijos nacidos vivos y fallecidos de madres del grupo i.

Para cada grupo de edades de madres se calcula la proporción de hijos muertos D(i):

$$D(i) = d(i) / PB(i)$$

Si bien D(i), la proporción de hijos muertos en el total de nacidos vivos para cada grupo de edades constituye por sí misma una medida de la mortalidad en la niñez, tiene la limitación de no ser un indicador convencional y además está referida a la edad de las madres y no de los niños. Brass demostró que existe una relación entre estas proporciones de hijos fallecidos y las probabilidades de morir  $q(x)$  desde el nacimiento hasta una edad exacta x. En primera aproximación se puede considerar que existe una equivalencia entre las D(i) y las  $q(x)$ , tal como se presenta en el cuadro 1.

Cuadro 1

**PROPORCIONES DE HIJOS MUERTOS Y PROBABILIDADES  
DE MORIR EN LA NIÑEZ**

Indice de edad <i>i</i>	Proporción de hijos muertos <i>D(i)</i>	<i>q(x)</i>	Edad exacta <i>x</i>
1	<i>D(1)</i>	<i>q(1)</i>	Un año
2	<i>D(2)</i>	<i>q(2)</i>	Dos años
3	<i>D(3)</i>	<i>q(3)</i>	Tres años
4	<i>D(4)</i>	<i>q(5)</i>	Cinco años
5	<i>D(5)</i>	<i>q(10)</i>	Diez años
6	<i>D(6)</i>	<i>q(15)</i>	Quince años
7	<i>D(7)</i>	<i>q(20)</i>	Veinte años

**Nota:** *q(x)* es la probabilidad de morir desde el nacimiento hasta la edad exacta *x*.

Estas equivalencias traducen el hecho que cuanto mayor es la edad de las madres, más tiempo, en promedio, han estado sus hijos expuestos al riesgo de morir.

La relación entre la proporción de hijos muertos y la probabilidad de morir desde el nacimiento hasta una determinada edad depende en realidad de las características de mortalidad y fecundidad de la población considerada. Han sido elaborados (8) cuatro modelos que corresponden a igual número de patrones de mortalidad por edades: los modelos Norte, Este, Sur y Oeste. Estos modelos resumen las experiencias de países europeos ubicados en las áreas mencionadas del continente. Habitualmente se utiliza el modelo Oeste cuya estructura se aproxima a la del promedio mundial. (4)

En el anexo 1 se presenta el método de Brass para estimar con mayor precisión las probabilidades de morir *q(x)* a partir de las proporciones de hijos muertos *D(i)*, las parideces medias *P(i)* y un patrón demográfico como es el modelo Oeste. El resultado de ese método es una serie de multiplicadores *k(i)* que permiten obtener las *q(x)*:

$$q(x) = k(i) * D(i) \text{ donde } * \text{ indica la multiplicación.}$$

La estructura de mortalidad del modelo seleccionado (Oeste, por ejemplo) permite transformar las probabilidades *q(x)* en probabilidades de morir hasta el primer cumpleaños, *q(1)*, en distintos instantes de tiempo. En el caso de la estimación derivada de las mujeres de 15-19 años se obtiene directamente *q(1)*, pero para los otros grupos es necesaria una extrapolación basada en el modelo adoptado.

Para estimar los valores de  $q(1)$  a partir de  $q(2)$ ,  $q(3)$ ,  $q(5)$ ,  $q(10)$ ,  $q(15)$  y  $q(20)$ , se utiliza la tabla 3 (Anexos) en el caso del modelo Oeste. En ella se encuentran los valores de la probabilidad de sobrevivir desde el nacimiento hasta la edad exacta  $x$ ,  $l(x)$ , que es el complemento de la  $q(x)$ , es decir  $q(x) = 1 - l(x)$ .

Conocida la  $q(2)$ , por ejemplo, se busca en la tabla 3 (Anexos) en la columna  $l(2)$  el valor de su complemento y siguiendo en la misma línea se lee el valor de  $l(1)$ . Si no se encuentra el valor exacto de  $l(2)$  se hace una interpolación. Luego  $q(1) = 1 - l(1)$ . Igualmente se procede para los otros valores de  $q(x)$ .

Otro elemento importante a considerar es que por tratarse de información del pasado, las estimaciones no corresponden a la actualidad. La proporción de hijos muertos  $D(1)$  se refiere a un tiempo reciente ya que, por estar derivadas de mujeres de 15-19 años de edad, la experiencia reproductiva informada data de pocos años, pero a medida que se avanza en la edad de las madres las estimaciones se van ubicando cada vez más atrás en el tiempo. Así, por ejemplo, se ha estimado que para el grupo 15-19 la  $q(1)$  se ubica alrededor de un año antes del censo, mientras que la  $q(20)$  se ubica aproximadamente quince años antes. El modelo utilizado (Oeste, Este, etc.) permite estimar este instante conociendo las parideces medias por grupo de edades de madres. El anexo 2 presenta los detalles del cálculo de los tiempos  $t(i)$  correspondientes a cada  $q(1)$ . Estos tiempos  $t(i)$  permiten fijar, por diferencia con la fecha de recolección de datos, los períodos a los que se refieren las  $q(1)$  estimadas.

Es frecuente observar un aumento en la mortalidad infantil en los dos momentos más recientes ( $i=1$ ,  $i=2$ ), como consecuencia de un sesgo que afecta al procedimiento: las  $D(i)$  de mujeres muy jóvenes están afectadas por una más alta mortalidad infantil, hecho que se ha demostrado en varias investigaciones. Las estimaciones del grupo 15-19, a partir de datos censales, también están afectadas a causa de otras dos razones: por un lado, por la declaración incompleta u omisión de antecedentes obstétricos, ya que se trata de información referida a adolescentes que muchas veces son madres solteras; por otro lado, por el pequeño número de casos, ya que es muy baja la proporción de mujeres que han tenido hijos a esta edad.

En ocasiones también existen problemas con los datos referentes a mujeres mayores de cuarenta años de edad, debido a la mala calidad de los datos recogidos de terreno, quizás por tratarse de hechos ocurridos mucho tiempo antes y, además, porque no siempre es la misma mujer la que brinda la información al encuestador censal.

En resumen, se puede decir que las estimaciones más confiables provienen de mujeres entre 25 y 39 años y que las menos confiables corresponden a las edades extremas del período fértil (15-19 y 45-49).

### III. ESTIMACION DE LA MORTALIDAD INFANTIL A PARTIR DE LA HISTORIA CLINICA PERINATAL

La Historia Clínica Perinatal (HCP) brinda una información similar a la que se obtiene de los censos y encuestas (gráfico 1). Esta información está condicionada por el hecho que se trata de declaraciones de mujeres embarazadas captadas por un sistema de salud. Esto significa que habrá que hacer algunos ajustes para compensar el que tales mujeres no constituyen una muestra aleatoria, sino que son aquellas que están siendo atendidas por un embarazo y que por lo tanto no han tenido hijos en aproximadamente los últimos treinta meses (intervalo intergenésico medio).

Gráfico 1

ANTECEDENTES		PERSONALES		OBSTETRICOS		nacimiento		fin anterior embarazo	
FAMILIARES	(no si)	TBC	no si	gestas	abortos	vaginales	nacidos vivos	viven	mas año
diabetes	<input type="checkbox"/>	diabetes	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>
TBC pulmonar	<input type="checkbox"/>	hipertensión crónica	<input type="checkbox"/>	ninguno o más de 3 partos	<input type="checkbox"/>	partos	muertos <sup>1º sem.</sup>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>
hipertensión	<input type="checkbox"/>	cirugía pélvico-uterina	<input type="checkbox"/>	algún PN mayor de 500g	<input type="checkbox"/>	cesáreas	nacidos muertos	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>
gemelares	<input type="checkbox"/>	infertilidad	<input type="checkbox"/>	gemelares	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	después <sup>1º sem.</sup>	<input type="checkbox"/>	PN con mayor peso
otros	<input type="checkbox"/>	otros	<input type="checkbox"/>					<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>

Este color significa ALERTEA

Con los datos de la HCP, sin ningún ajuste, es posible calcular la proporción de hijos muertos según edad de las madres. Dada su facilidad de cálculo, y a pesar de ser una proporción condicional, la proporción de hijos muertos puede ser usada para evaluar la tendencia en el tiempo de la mortalidad de la niñez o para comparar diferentes estratos de la población. Estas probabilidades condicionales,  $DC(i)$ , no son aproximaciones de las probabilidades de morir,  $q(x)$ , como ocurriría con datos censales.

Brass y Macrae (1) han propuesto un procedimiento para pasar de esta información condicional a lo que sería una estimación en el caso incondicional o aleatorio. El procedimiento clásico se basa en el cálculo de la proporción de hijos fallecidos  $D(i)$  y en el número medio de hijos por mujer  $P(i)$ ; se indican a continuación las formas de ajuste para obtener estos dos indicadores.

#### 1. Ajuste de la paridez media

Debido a que las mujeres declaran el número de hijos tenidos sin incluir al que están dando a luz al momento de brindar el dato, para obtener la paridez media no condicionada Brass y Macrae (1) proponen sumar a los nacidos vivos previos

la mitad de los nacimientos actuales, o sea, la mitad del número de mujeres declarantes. Se calcula entonces la paridez media no condicional de las mujeres que han sido madres alguna vez:

sea  $PB(i)$  el total de nacimientos previos de madres del grupo  $i$ ,  
 sea  $B(i)$  el total de madres, o sea de HCP,

entonces la paridez media no condicional  $PNC(i)$  es estimada por:

$$PNC(i) = (PB(i) + 0.5 * B(i)) / B(i)$$

El procedimiento de estimación de la mortalidad en la niñez utiliza los valores de  $P(i)$  de todas las mujeres de la población y no sólo de aquéllas que han tenido por lo menos un hijo. Esto obliga a un ajuste adicional que consiste en multiplicar la paridez media de las madres por la proporción de madres sobre el total de mujeres en cada grupo de edades. Esta información debe obtenerse de una fuente externa de la HCP.

Sea  $PM(i)$  la proporción de madres en el grupo de edades  $i$ , entonces la paridez media:

$$P(i) = PM(i) * PNC(i)$$

En caso de no contarse con estos datos, en países de alta fecundidad se puede tomar como una aproximación de la  $PM(i)$  el porcentaje de mujeres alguna vez casadas o unidas.

## 2. Ajuste de la proporción de hijos fallecidos

El ajuste de la proporción de hijos fallecidos deriva directamente del ajuste de paridez: habiendo agregado la mitad de los nacimientos actuales a la cifra de nacimientos previos, se debe ahora suponer que la mortalidad de estos nacimientos agregados es la misma que la del conjunto de niños previos.

Si expresamos como:

$PB(i)$  nacimientos previos al actual.

$B(i)$  nacimientos actuales.

$d(i)$  defunciones de los nacimientos previos al actual.

$d'(i)$  defunciones de los nacimientos actuales redistribuidos, es decir de  $0.5 * B(i)$ .

Entonces la proporción de hijos muertos se expresa:

$$D(i) = (d(i) + d'(i)) / (PB(i) + 0.5 * B(i))$$

Luego de transformaciones algebraicas y aproximaciones, Brass y Macrae (1) llegan a la siguiente expresión:



$$D(i) = d(i) / (PB(i) + 0.2*B(i))$$

Al obtener los valores de  $D(i)$ , el procedimiento es idéntico al caso de datos censales.

#### IV. APLICACION AL VALLE DEL CAUCA, COLOMBIA

##### 1. Censo Nacional de Octubre de 1985

Para los efectos de ilustrar el procedimiento de estimación a partir de datos de un censo de población, se han analizado los datos del Departamento del Valle del Cauca (Colombia) correspondientes al Censo Nacional de Población del 15 de octubre de 1985. (5)

Con la información sobre la edad de las mujeres, el número de hijos nacidos vivos y el número de hijos nacidos vivos y luego muertos, se construyó el cuadro 2. En él se evidencian las proporciones de hijos muertos  $D(i)$ .

Cuadro 2

#### POBLACION FEMENINA DE 15 A 49 AÑOS, HIJOS NACIDOS VIVOS E HIJOS FALLECIDOS. CENSO DE OCTUBRE DE 1985, VALLE DEL CAUCA, COLOMBIA

Grupos de edades	Indice i	Total mujeres M(i)	Nacimientos previos PB(i)	Defunciones d(i)	Proporción de hijos muertos D(i)
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)=(5)/(4)
15-19	1	172 100	26 211	909	0.03468
20-24	2	169 852	138 446	6 528	0.04715
25-29	3	137 170	230 842	12 447	0.05392
30-34	4	108 496	267 468	17 828	0.06665
35-39	5	92 155	304 081	27 644	0.09091
40-44	6	67 745	280 758	31 882	0.11356
45-49	7	58 755	285 223	39 714	0.13924

Se aplica el modelo Oeste a los datos del Valle del Cauca por considerarlo el más afín a sus características demográficas. Esto permite deducir los multiplicadores  $k(i)$  y las probabilidades de morir  $q(x)$ , presentados en el cuadro 3.

Mediante el uso de la tabla 3 (Anexos) se estiman las mortalidades infantiles  $q(1)$  del pasado, consignadas en la última columna del cuadro 3. La estimación de tiempos descrita en el anexo 2 lleva a los datos de la columna 8 del cuadro 3: para el censo de 1985, las estimaciones abarcan desde marzo de 1971 a agosto de 1984.

Obsérvese que en el cuadro 3 los multiplicadores  $K(i)$  son prácticamente iguales a la unidad y por lo tanto las  $D(i)$  son una buena aproximación de las  $q(x)$ .

Cuadro 3

**ESTIMACION DE LA MORTALIDAD INFANTIL. CENSO DE  
OCTUBRE DE 1985, VALLE DEL CAUCA, COLOMBIA**

Grupos de edades	i	D(i)	P(i)	K(i)	x	q(x)	t(x)	q(1)
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
15-19	1	0.0347	0.152	1.007	1	0.0349	8/1984	0.0349
20-24	2	0.0472	0.815	1.028	2	0.0485	4/1983	0.0432
25-29	3	0.0539	1.683	0.995	3	0.0536	5/1981	0.0450
30-34	4	0.0667	2.465	1.009	5	0.0672	3/1979	0.0513
35-39	5	0.0909	3.300	1.028	10	0.0935	10/1976	0.0631
40-44	6	0.1136	4.144	1.017	15	0.1155	2/1974	0.0718
45-49	7	0.1392	4.854	1.009	20	0.1405	3/1971	0.0792

Modelo Oeste de Coale y Demeny.

Los valores de  $q(1)$ , estimadores de mortalidad infantil, evidencian un descenso desde 1971 hasta 1984.

### 2. Datos de la Historia Clínica Perinatal

En el cuadro 4 se presentan los datos básicos y los valores de la proporción condicional de niños fallecidos  $DC(i)$ , correspondientes a 13 829 casos pertenecientes al Valle del Cauca, Colombia, del año 1987. Se llegó a esta cifra luego de descartar el 1.4 por ciento de casos que carecían de la información necesaria. Estos datos abarcan gran parte del sector público de atención perinatal.

El comportamiento de las  $DC(i)$  es coherente, excepto el valor de  $DC(4)$  (30 a 34 años) que es inferior a  $DC(3)$ , mientras lo esperado es que este indicador sea siempre creciente.

Cuadro 4

**ANTECEDENTES OBSTETRICOS DE LAS HCP. VALLE DEL CAUCA,  
COLOMBIA, AÑO 1987**

Grupos de edades	Indice	Madres	Nacimientos previos	Defunciones	Proporción condicional de defunciones $DC(i)$
(1)	i	B(i)	PB	d	(6)
15-19	1	3 415	754	56	0.07427
20-24	2	4 968	4 031	200	0.04962
25-29	3	2 890	4 863	269	0.05532
30-34	4	1 499	3 723	193	0.05184
35-39	5	773	2 819	198	0.07024
40-44	6	187	942	83	0.08811
45-49	7	15	97	11	0.11340

En el cuadro 5 se muestran los resultados de los cálculos para la obtención de los valores de  $P(i)$  no condicionales y de las  $D(i)$  correspondientes. Para el ajuste de paridez, se utilizaron las proporciones de madres dadas en el Censo Nacional de Población de Colombia de 1985. (5)

Los datos del cuadro 5 permiten aplicar el procedimiento de estimación de las probabilidades de morir desde el nacimiento hasta la edad exacta  $x$  y su equivalencia en términos de la probabilidad de morir en el primer año de vida. El resultado se presenta en el cuadro 6.

Cuadro 5

**AJUSTE DE PARIDEZ Y DE PROPORCION DE HIJOS MUERTOS.  
VALLE DEL CAUCA, COLOMBIA, AÑO 1987**

Grupos de edades (años)	Indice $i$	Paridez no condicionada $PNC(i) = (PB + 0.5 * B) / B$	Proporción de madres $PM^a$	Paridez ajustada $P(i)$	Proporción ajustada de defunciones $D(i) = d / (PB + 0.2 * B)$
(1)	(2)	(3)	(4)	(5) = (3) * (4)	(6)
15-19	1	0.7207	0.113	0.081	0.03897
20-24	2	1.3114	0.466	0.611	0.03980
25-29	3	2.1827	0.717	1.565	0.04944
30-34	4	2.9837	0.828	2.471	0.04798
35-39	5	4.1468	0.863	3.579	0.06659
40-44	6	5.5374	0.873	4.834	0.08475
45-49	7	6.9667	0.876	6.103	0.11000

<sup>a</sup> Dato proveniente del Censo Nacional de Población de 1985.

Cuadro 6

**ESTIMACION DE LA MORTALIDAD INFANTIL A PARTIR DE LA HCP.  
VALLE DEL CAUCA, COLOMBIA, AÑO 1987**

Grupos de edades	$i$	$D(i)$	$P(i)$	$K(i)$	$x$	$q(x)$	$t(x)$	$q(1)$
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
15-19	1	0.03897	0.081	1.080	1	0.0421	5/1986	0.0421
20-24	2	0.03980	0.611	1.082	2	0.0431	4/1985	0.0387
25-29	3	0.04944	1.565	1.030	3	0.0509	8/1983	0.0430
30-34	4	0.04798	2.471	1.036	5	0.0497	9/1981	0.0397
35-39	5	0.06659	3.579	1.054	10	0.0702	6/1979	0.0495
40-44	6	0.08475	4.834	1.042	15	0.0883	1/1977	0.0569
45-49	7	0.11000	6.103	1.033	20	0.1137	1/1974	0.0655

Modelo Oeste de Coale y Demeny.

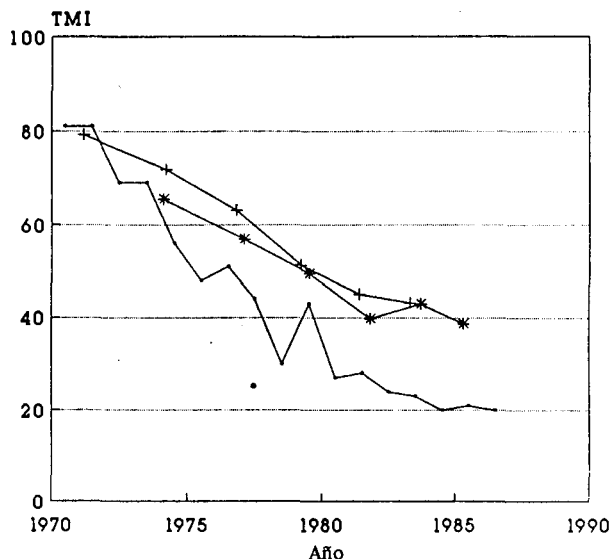
### 3. Discusión de resultados

El gráfico 2 presenta la tendencia de la mortalidad infantil del Valle del Cauca estimada mediante los dos métodos. En ella se grafican la columna 9 del cuadro 3 y la columna 9 del cuadro 6, excluyendo las estimaciones deducidas del grupo de edades 15 a 19 años, por las razones expuestas.

En el gráfico 2 se muestran también las cifras de mortalidad infantil de Colombia, tomadas de las estadísticas vitales.

Gráfico 2

COLOMBIA: MORTALIDAD INFANTIL, 1970-1990



HCP 1987  
E.V. Colombia

Censo 85 V. del Cauca

HCP Valle del Cauca N = 13829

Los datos del censo incluyen, para el total del departamento, a las 806 273 mujeres de edad comprendida entre 15 y 49 años. En cambio los datos de la HCP corresponden a 13 829 mujeres que tuvieron una terminación de embarazo en el año 1987 documentada con el Sistema Informático Perinatal. (14) El acuerdo entre ambas tendencias es bueno, máxime si se considera que la muestra tomada con la HCP es cerca de 60 veces inferior a la población femenina del departamento y solamente incluye partos institucionales de aquellos centros que utilizan la HCP.

## V. CASO DE URUGUAY

### 1. Censo Nacional de Octubre de 1985

Los datos del Censo Nacional de 1985 permiten obtener el total de nacidos vivos y de muertos para cada grupo de edades de madres. Se toma de la misma fuente la información sobre el porcentaje de madres y la paridez media. El cuadro 7 indica los datos deducidos del censo, de una manera similar al cuadro 2 en el caso del Valle del Cauca.

Cuadro 7

#### POBLACION FEMENINA DE 15 A 49 AÑOS, HIJOS NACIDOS VIVOS E HIJOS FALLECIDOS. CENSO DE OCTUBRE DE 1985, URUGUAY

Grupos de edades	Indice	Total mujeres i	Nacimientos previos M(i)	Defunciones PB(i)	Proporción de hijos muertos d(i) D(i)
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)=(5)/(4)
15-19	1	113 694	11 884	587	0.04939
20-24	2	114 211	74 812	3 283	0.04388
25-29	3	109 583	155 703	6 527	0.04192
30-34	4	99 047	205 800	8 953	0.04350
35-39	5	92 219	231 786	11 060	0.04772
40-44	6	85 656	228 839	11 984	0.05237
45-49	7	82 684	225 062	12 759	0.05669

Se deducen los valores de  $P(1)/P(2)$  y  $P(2)/P(3)$  del número de mujeres por grupo de edades indicado en el cuadro 7. Mediante el procedimiento descrito en el anexo 3 se estiman las mortalidades infantiles  $q(1)$  en el pasado, consignadas en la última columna del cuadro 8. En el caso particular de Uruguay, por los antecedentes conocidos, se consideró más apropiado usar el modelo Este de Coale y Demeny. La estimación de tiempos descrita en el anexo 2 lleva a los datos de la columna 8 del cuadro 8.

Cuadro 8

#### ESTIMACION DE LA MORTALIDAD INFANTIL. CENSO DE OCTUBRE DE 1985, URUGUAY

Grupos de edades	i	D(i)	P(i)	x	q(x)	t(x)	q(1)
(1)	(2)	(3)	(4)	(6)	(7)	(8)	(9)
15-19	1	0.0494	0.1045	1	0.0531	10/1984	0.0531
20-24	2	0.0439	0.6550	2	0.0461	6/1983	0.0428
25-29	3	0.0419	1.4209	3	0.0423	7/1981	0.0382
30-34	4	0.0435	2.0778	5	0.0440	5/1979	0.0382
35-39	5	0.0477	2.5134	10	0.0493	10/1976	0.0402
40-44	6	0.0528	2.6716	15	0.0532	12/1973	0.0414
45-49	7	0.0567	2.7219	20	0.0571	9/1970	0.0411

Modelo Este de Coale y Demeny.

## 2. Datos de la Historia Clínica

Para los datos de la HCP en Uruguay se aplicó el cálculo a tres años consecutivos para un total de 30 638 casos. El período abarcado va desde fines de 1985 hasta el 1988 entero; el centro del período es junio de 1987. Las HCP provienen de las maternidades del sector público de Montevideo y de Paysandú, segunda ciudad del país en número de habitantes. En el cuadro 9 se muestran los antecedentes obstétricos de las madres.

En el cuadro 10 se muestran los resultados de los cálculos para la obtención de los valores de P(i) no condicionales y de las D(i) correspondientes.

Cuadro 9

### ANTECEDENTES OBSTETRICOS EN HCP. URUGUAY, 1985 A 1988

Grupos de edades	Indice	Madres	Nacimientos previos	Defunciones	Proporción condicional de defunciones
	i	B(i)	PB	d	DC(i)
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
15-19	1	5 592	1 673	70	0.04184
20-24	2	8 522	9 690	556	0.05738
25-29	3	6 719	14 027	553	0.03942
30-34	4	4 656	13 922	582	0.04180
35-39	5	2 659	10 402	441	0.04240
40-44	6	933	4 385	222	0.05063
45-49	7	58	270	16	0.05926

Cuadro 10

### AJUSTE DE PARIDEZ Y DE PROPORCION DE HIJOS MUERTOS, A PARTIR DE DATOS DE LAS HCP. URUGUAY, 1985 - 1988

Grupos de edades	Indice	Paridez no condicionada	Proporción de madres <sup>a</sup>	Paridez ajustada	Proporción ajustada de defunciones
(años)	i	PNC(i)= (PB+0.5*B)/B	PM(i)	P(i)	D(i)= d/(PB+0.2*B)
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)=(3)*(4)	(6)
15-19	1	0.799	0.096	0.077	0.02508
20-24	2	1.637	0.415	0.679	0.04880
25-29	3	2.588	0.676	1.749	0.03598
30-34	4	3.490	0.798	2.785	0.03919
35-39	5	4.412	0.835	3.684	0.04033
40-44	6	5.200	0.842	4.378	0.04856
45-49	7	5.155	0.845	4.356	0.05674

<sup>a</sup> Dato proveniente del Censo Nacional de Población de 1975.

Para el período 1985 a 1988 se tiene  $P(1)/P(2)=0.1134$  y  $P(2)/P(3)=0.3882$ . Los datos del cuadro 10, al igual que los del cuadro 5, permiten aplicar el procedimiento de estimación de las probabilidades de morir desde el nacimiento hasta la edad exacta  $x$  y su equivalencia en términos de la probabilidad de morir en el primer año de vida. El resultado se presenta en el cuadro 11.

Cuadro 11

**ESTIMACION DE LA MORTALIDAD INFANTIL A PARTIR DE LA HCP. URUGUAY, 1985 - 1988**

Grupos de edades	i	D(i)	P(i)	x	q(x)	t(x)	q(1)
(1)	(2)	(3)	(4)	(6)	(7)	(8)	(9)
15-19	1	0.02508	0.077	1	0.02843	6/1986	0.03011
20-24	2	0.04880	0.679	2	0.05305	5/1985	0.05305
25-29	3	0.03598	1.749	3	0.03709	8/1983	0.03598
30-34	4	0.03919	2.785	5	0.04027	7/1981	0.03756
35-39	5	0.04033	3.684	10	0.04220	4/1979	0.03728
40-44	6	0.04856	4.378	15	0.04999	6/1976	0.04192
45-49	7	0.05674	4.356	20	0.05788	4/1973	0.04477

Modelo Este de Coale y Demeny.

**3. Estadísticas vitales**

La División Estadísticas del Ministerio de Salud Pública de la República Oriental del Uruguay lleva un registro cuidadoso de todas las defunciones perinatales del país, lo que conduce a que las estadísticas vitales tengan una buena confiabilidad. Por ello fueron utilizadas para compararlas con las cifras indirectas descritas en los párrafos anteriores. Si bien las cifras presentadas en el cuadro 12 se refieren a la totalidad de Uruguay, y las cifras aquí deducidas de la HCP abarcan solamente una parte de los nacimientos del país, las tendencias generales deberían ser las mismas en ambas series temporales.

Cuadro 12

**MORTALIDAD INFANTIL SEGUN ESTADISTICAS VITALES. URUGUAY, AÑOS 1970 - 1989**

1970	50.2	1977	48.5	1984	30.1
1971	47.6	1978	43.8	1985	29.5
1972	49.6	1979	39.5	1986	27.9
1973	50.2	1980	37.6	1987	23.8
1974	48.1	1981	33.4	1988	20.4
1975	48.6	1982	29.9	1989	22.1
1976	45.9	1983	28.6		

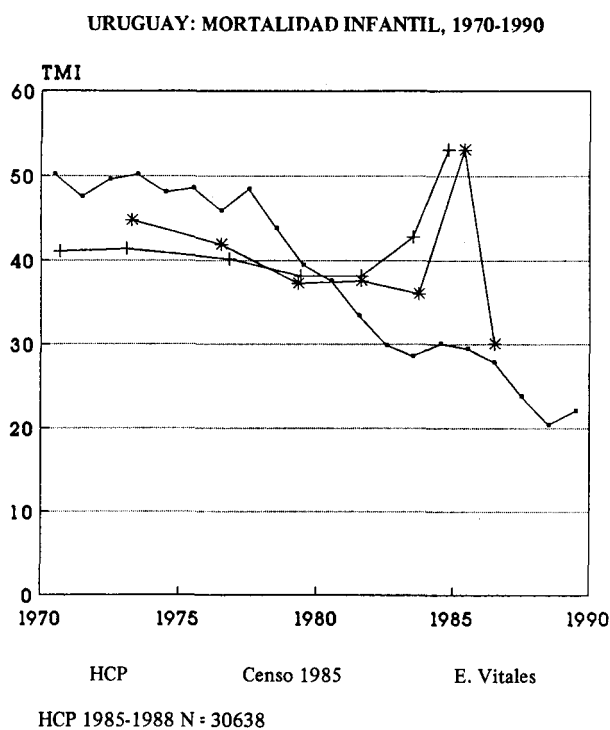
Fuente: División Estadísticas del MSP, Uruguay.

#### 4. Discusión de resultados

En el gráfico 3 se muestran las series temporales de la mortalidad infantil deducidas de fuentes diferentes. Las estadísticas vitales para todo Uruguay muestran un descenso desde niveles del orden de 50 por mil hasta el 30 por mil en la primera mitad de la década de los 80 y llegan al 20 por mil a fines de los 80.

En el mismo gráfico se representan las series temporales de la mortalidad infantil estimada en forma indirecta a partir de datos del censo de 1985 y a partir de las HCP de las maternidades públicas de Montevideo del período 1985 a 1988. Dejando fuera las estimaciones derivadas de las edades 15-19 y 20-24 años por la alta mortalidad infantil de niños de mujeres jóvenes, los datos censales muestran órdenes de magnitud semejantes a las estadísticas vitales. La serie obtenida de las HCP acompaña muy bien los valores de mortalidad infantil nacional, excepto el valor espúreo obtenido del grupo de mujeres de 20-24 años.

Gráfico 3





## VI. APLICACION DEL METODO

Los resultados obtenidos de los datos de la HCP son bastante coherentes, tanto en sus niveles como en la tendencia, con los que se observaron para el Valle del Cauca a partir de los datos del censo de 1985. Los datos de hospitales conducen a estimaciones un poco más bajas, acercándose a las tasas de mortalidad infantil obtenidas por el censo para el Area Metropolitana de Cali. (5) Esto podría deberse a que más de la mitad de las mujeres del archivo utilizado ha asistido al Hospital Universitario de Cali.

Tomando en cuenta que en algunos países los nacimientos que ocurren en maternidades son una fracción muy baja del total de nacimientos del país, el uso de las HCP no arrojaría estimaciones de la mortalidad infantil nacional, sino una indicación aproximada. El procedimiento es más útil para el seguimiento de la tendencia de la mortalidad infantil en aquellas poblaciones cubiertas por maternidades que usen el Sistema Informático Perinatal, haciendo la salvedad que pueda cambiar a través del tiempo la composición de las mujeres atendidas. Por lo tanto, al aplicar el procedimiento en dos momentos distintos, ciertas variaciones en la mortalidad infantil podrían explicarse por cambios en la composición por estrato socioeconómico, por número de hijos tenidos, por nivel de riesgo, etc. Este problema podría superarse realizando las estimaciones para diferentes estratos de la población, de acuerdo a variables de control de la HCP.

El caso de Uruguay que dispone de estadísticas vitales confiables ha permitido validar el procedimiento al encontrar cifras que tienen el mismo orden de magnitud de las cifras tomadas de los certificados de defunción.

Finalmente, una advertencia respecto a la calidad de la información: tal como se ha mencionado, los datos están sujetos a importantes errores; por lo tanto la aplicación de métodos de este tipo requiere de un análisis crítico de la información básica y de los resultados. El objetivo principal es lograr un indicador del orden de magnitud de la probabilidad de morir en circunstancias en que no se tiene acceso a las estadísticas basadas en los certificados de nacimiento y de defunción.

## BIBLIOGRAFIA

- (1) Brass, W. y S. Macrae. "Childhood Mortality Estimated from Reports on Previous Birth Given by Mothers at the Time of a Maternity: Adapted Multiplying Factor Technique", *Asian and Pacific Census Forum*. Vol. 11, pp. 5-9, mayo de 1985.
- (2) CLAP. "Instructivo para el llenado de la Historia Clínica Perinatal". *Salud Perinatal* (Boletín CLAP), Vol. 2, supl. 2, 1987.
- (3) CLAP. "Guía para el adiestramiento en el llenado de la Historia Clínica Perinatal y del Carnet Perinatal", *Salud Perinatal* (Boletín CLAP), Vol. 2, supl. 3, 1987.
- (4) Coale, A. y P. Demeny. *Regional Model Life Tables and Stable Populations*. Academic Press, 1983.
- (5) DANE. *Censo 85*. República de Colombia. Demografía. Departamento Nacional Administrativo de Estadística (DANE), 1986.
- (6) Díaz, A. G., R. Schwarcz, J. L. Díaz Rossello, F. Simini, y otros. *Sistema Informático Perinatal*, Publicación Científica del CLAP 1203, Montevideo, 1990.
- (7) Díaz, A. G., R. Schwarcz, F. Simini, y R. López. *The Perinatal Information System IV: Experience in its use in 12 Countries*. *J. Perinat. Med.*, 15 (supl. 1) p. 231, 1987.
- (8) Naciones Unidas. "Indirect Techniques for Demographic Estimation". *Manual X*, Nueva York, 1983.
- (9) Schwarcz, R., A. G., Díaz, R. H. Fescina, J. L. Díaz Rossello, M. Martell, F. Simini, R. López y S. M. Tenzer. *The Perinatal Information System I: The Simplified Perinatal Clinical Record*, *J. Perinat. Med.*, 15 (Supl. 1) p. 9, 1987.
- (10) Schwarcz, R., A. G., Díaz, R. H. Fescina, J. L. Díaz Rossello, M. Martell y S. M. Tenzer. *Historia Clínica Perinatal Simplificada*, Boletín OPS, 95, pp. 163-172, 1983.
- (11) Simini, F., A. G., Díaz, R. López y R. Schwarcz. *The Perinatal Information System III: An Instrument for Epidemiologic Control*. *J. Perinat. Med.*, 15 (Supl. 1) p. 139, 1987.
- (12) Simini, F., A. G., Díaz, R. López y R. Schwarcz. "Sistema Informático Perinatal. Desarrollo de un instrumento de apoyo a la asistencia perinatal" *Rev. Bras. Engenharia*, cuadernos de Engenharia Biomédica, Vol. 6, pp. 1-18, 1990.
- (13) Simini, F., A. G. Díaz, R. López y R. Schwarcz. *The Perinatal Information System II: Development of a Software for Perinatal Care*, *J. Perinat. Med.*, Vol. 15(Supl. 1), p. 222, 1987.
- (14) Simini, F., A. G., Díaz, R. López y R. Schwarcz. *Sistema informático perinatal. Procesamiento de datos*, Publicación Científica del CLAP, Nº 1207, Montevideo, 1991.
- (15) CELADE, *Manual para usuarios del paquete para análisis demográfico por microcomputador*, PANDEM, Santiago, 1985.
- (16) OPS, *Las condiciones de salud en las Américas, 1981-1984*, Vol. 1, Publ. Cient. OPS, Nº 500, Washington, USA, 1986.
- (17) Damonte A. M. y J. Chackiel. *Uruguay, la mortalidad infantil según variables socioeconómicas y geográficas*, Dirección General de Estadísticas y Censos, Montevideo, 1987.
- (18) Uruguay, Ministerio de Salud Pública, Div. Estadística, 1989.

## ANEXOS

### 1. Método para estimar las probabilidades de morir en la niñez a partir de las proporciones de hijos muertos de grupos de edades de madres

Para calcular los valores de  $k(i)$  se han desarrollado modelos teóricos en que intervienen series de fecundidad y de mortalidad. Con estos modelos puede demostrarse que los multiplicadores dependen principalmente de la distribución por edades de la fecundidad, en el sentido que cuanto más temprano tenga una mujer sus hijos, mayor será el tiempo de exposición al riesgo de morir de esos niños. Por ello, los parámetros de entrada para obtener los valores de  $k(i)$  deben ser indicadores de la forma en que las mujeres comienzan a tener sus hijos.

Sea  $P(i)$  la paridez media del grupo de mujeres  $i$ :

$$P(i) = \frac{\text{Número de hijos tenidos por las mujeres de grupo } i}{\text{Número de mujeres del grupo de edades } i}$$

$P(1)$  es la paridez media de las mujeres de edad comprendida entre 15 y 19 años;  $P(2)$  la de mujeres de entre 20 y 24 años y así sucesivamente. Para definir el patrón de fecundidad de una población se usan dos indicadores:

$$P(1)/P(2) \text{ y } P(2)/P(3)$$

Dado un patrón de fecundidad (los indicadores  $P(1)/P(2)$  y  $P(2)/P(3)$ ) y un grupo de edades  $i$ , se calculan los coeficientes  $k(i)$  de acuerdo a la ecuación:

$$k(i) = a(i) + b(i) * (p(1)/p(2)) + c(i) * (p(2)/p(3))$$

donde  $a(i)$ ,  $b(i)$  y  $c(i)$  dependen del modelo elegido (por ejemplo el modelo Oeste) y están dados en la Tabla 1.

Tabla 1

**COEFICIENTES PARA ESTIMAR LOS MULTIPLICADORES  
DE LA MORTALIDAD DE LA NIÑEZ,  
VARIANTE TRUSSELL**

Modelo de mor- talidad	Grupo de edades i	Indice k(i)= q(x)/D(i)	Coeficientes			
			a(i)	b(i)	c(i)	
<b>Norte</b>						
	15-19	1	q(1)/D(1)	1.1119	- 2.9287	0.8507
	20-24	2	q(2)/D(2)	1.2390	- 0.6865	- 0.2745
	25-29	3	q(3)/D(3)	1.1884	0.0421	- 0.5156
	30-34	4	q(5)/D(4)	1.2046	0.3030	- 0.5656
	35-39	5	q(10)/D(5)	1.2586	0.4236	- 0.5898
	40-44	6	q(15)/D(6)	1.2240	0.4222	- 0.5456
	45-49	7	q(20)/D(7)	1.1772	0.3486	- 0.4624
<b>Sur</b>						
	15-19	1	q(1)/D(1)	1.0819	- 3.0005	0.8689
	20-24	2	q(2)/D(2)	1.2846	- 0.6181	- 0.3024
	25-29	3	q(3)/D(3)	1.2223	0.0851	- 0.4704
	30-34	4	q(5)/D(4)	1.1905	0.2631	- 0.4487
	35-39	5	q(10)/D(5)	1.1911	0.3152	- 0.4291
	40-44	6	q(10)/D(6)	1.1564	0.3017	- 0.3958
	45-49	7	q(20)/D(7)	1.1307	0.2596	- 0.3538
<b>Este</b>						
	15-19	1	q(1)/D(1)	1.1461	- 2.2536	0.6259
	20-24	2	q(2)/D(2)	1.2231	- 0.4301	- 0.2245
	25-29	3	q(3)/D(3)	1.1593	0.0581	- 0.3479
	30-34	4	q(5)/D(4)	1.1404	0.1991	- 0.3487
	35-39	5	q(10)/D(5)	1.1540	0.2511	- 0.3606
	40-44	6	q(15)/D(6)	1.1336	0.2556	- 0.3428
	45-49	7	q(20)/D(7)	1.1201	0.2362	- 0.3268
<b>Oeste</b>						
	15-19	1	q(1)/D(1)	1.1415	- 2.7070	0.7663
	20-24	2	q(2)/D(2)	1.2563	- 0.5381	- 0.2637
	25-29	3	q(3)/D(3)	1.1851	0.0633	- 0.4177
	30-34	4	q(5)/D(4)	1.1720	0.2341	- 0.4272
	35-39	5	q(10)/D(5)	1.1865	0.3080	- 0.4452
	40-44	6	q(15)/D(6)	1.1746	0.3314	- 0.4537
	45-49	7	q(20)/D(7)	1.1639	0.3190	- 0.4435

$$k(i) = a(i) + b(i) * (p(1)/p(2)) + c(i) * (p(2)/p(3-))$$

$$q(x) = k(i) * D(i)$$

**Nota:** Tomado de Naciones Unidas, *Manual X*, "Indirect Techniques for Demographic Estimation", Nueva York, 1983.

**2. Coeficientes para estimar el período de referencia t(i)  
para aquellos valores de q(x) estimados**

Se calcula, con la fórmula siguiente, a cuántos años antes del censo corresponden las probabilidades de morir:

$$t(i) = a'(i) + b'(i) \cdot (P(1)/P(2)) + c'(i) \cdot (P(2)/P(3))$$

Tabla 2

**COEFICIENTES PARA ESTIMAR EL PERIODO DE REFERENCIA t(i)  
PARA AQUELLOS VALORES DE q(x) ESTIMADOS**

Modelo de mortalidad	Grupo de edades	Indice	Edad x	Parámetros estimados	Coeficientes		
					a'	b'	c'
Norte	15-19	1	1	q(1)	1.0921	5.4732	-1.9672
	20-24	2	2	q(2)	1.3207	5.3751	0.2133
	25-29	3	3	q(3)	1.5996	2.6268	4.3701
	30-34	4	5	q(5)	2.0779	-1.7908	9.4126
	35-39	5	10	q(10)	2.7705	-7.3403	14.9352
	40-44	6	15	q(15)	4.1520	-12.2448	19.2349
	45-49	7	20	q(20)	6.9650	-13.9160	19.9542
Sur	15-19	1	1	q(1)	1.0900	5.4443	-1.9721
	20-24	2	2	q(2)	1.3079	5.5568	0.2021
	25-29	3	3	q(3)	1.5173	2.6755	4.7471
	30-34	4	5	q(5)	1.9399	-2.2739	10.3876
	35-39	5	10	q(10)	2.6157	-8.4819	16.5153
	40-44	6	15	q(15)	4.0794	-13.8308	21.1866
	45-49	7	20	q(20)	7.1796	-15.3880	22.7892
Este	15-19	1	1	q(1)	1.0959	5.5864	-1.9949
	20-24	2	2	q(2)	1.2921	5.5897	0.3631
	25-29	3	3	q(3)	1.5021	2.4692	5.0927
	30-34	4	5	q(5)	1.9347	-2.6419	10.8533
	35-39	5	10	q(10)	2.6197	-8.9693	17.0981
	40-44	6	15	q(15)	4.1317	-14.3550	21.8247
	45-49	7	20	q(20)	7.3657	-15.8083	22.3005
Oeste	15-19	1	1	q(1)	1.0970	5.5628	-1.9956
	20-24	2	2	q(2)	1.3062	5.5677	0.2962
	25-29	3	3	q(3)	1.5305	2.5528	4.8962
	30-34	4	5	q(5)	1.9991	-2.4261	10.4282
	35-39	5	10	q(10)	2.7632	-8.4065	16.1787
	40-44	6	15	q(15)	4.3468	-13.2436	20.1990
	45-49	7	20	q(20)	7.5242	-14.2013	20.0162

$$t(i) = a(i) + b(i) \cdot (p(1)/p(2)) + c(i) \cdot (p(2)/p(3))$$

**Nota:** Tomado de Naciones Unidas, *Manual X*, "Indirect Techniques for Demographic Estimation", Nueva York, 1983.

**3. Probabilidades de sobrevivencia desde el nacimiento,  
l(x), para ambos sexos combinados, modelo Oeste**

Tabla 3

**PROBABILIDADES DE SOBREVIVENCIA DESDE EL  
NACIMIENTO, l(x), PARA AMBOS SEXOS  
COMBINADOS, MODELO OESTE**

Nivel	l(1)	l(2)	l(3)	l(5)	l(10)	l(15)	l(20)
1	0.60722	0.52596	0.48996	0.44896	0.41738	0.39531	0.36781
2	0.64086	0.56300	0.52850	0.48922	0.45788	0.43584	0.40817
3	0.67118	0.59709	0.56425	0.52688	0.49611	0.47434	0.44682
4	0.69872	0.62864	0.59758	0.56223	0.53229	0.51099	0.48386
5	0.72392	0.65798	0.62876	0.59551	0.56661	0.54594	0.51942
6	0.74711	0.68540	0.65806	0.62694	0.59923	0.57932	0.55359
7	0.76856	0.71111	0.68566	0.65669	0.63030	0.61125	0.58646
8	0.78849	0.73530	0.71175	0.68492	0.65994	0.64184	0.61811
9	0.80708	0.75813	0.73645	0.71176	0.68828	0.67119	0.64860
10	0.82447	0.77972	0.75989	0.73733	0.71540	0.69937	0.67802
11	0.84080	0.80019	0.78220	0.76173	0.74139	0.72647	0.70642
12	0.85617	0.81963	0.80345	0.78503	0.76632	0.75255	0.73385
13	0.87087	0.83900	0.82489	0.80881	0.79185	0.77939	0.76204
14	0.88476	0.85753	0.84547	0.83174	0.81658	0.80540	0.78938
15	0.89740	0.87421	0.86388	0.85205	0.83858	0.82857	0.81406
16	0.90962	0.89028	0.88157	0.87145	0.85966	0.85085	0.83785
17	0.92137	0.90584	0.89862	0.88998	0.87985	0.87222	0.86076
18	0.93265	0.92058	0.91479	0.90766	0.89916	0.89270	0.88278
19	0.94343	0.93453	0.93010	0.92454	0.91763	0.91234	0.90395
20	0.95372	0.94770	0.94462	0.94065	0.93531	0.93117	0.92429
21	0.96395	0.96020	0.95821	0.95560	0.95169	0.94856	0.94324
22	0.97321	0.97092	0.96967	0.96798	0.96524	0.96301	0.95907
23	0.98162	0.98039	0.97970	0.97875	0.97702	0.97558	0.97288
24	0.98881	0.98827	0.98795	0.98751	0.98658	0.98575	0.98412

**Nota:** Tomado de Naciones Unidas, *Manual X*, "Indirect Techniques for Demographic Estimation", Nueva York, 1983.

#### **4. Programas para computadores**

El Paquete de Análisis Demográficos por Microcomputador (PANDEM) fue desarrollado por el CELADE y está disponible en inglés y español. Mediante el PANDEM se pueden estimar, entre otras cosas, tasas de mortalidad a partir de datos de censos de población, tal como se detalla en este artículo.

Los programas del Sistema Informático Perinatal (SIP) desarrollados por el CLAP, están fundamentalmente dirigidos al ingreso y al análisis estadístico de los datos de la Historia Clínica Perinatal con fines de evaluación de la asistencia y de estudio de la situación perinatal de la institución usuaria. Sin embargo, a partir de la versión 6.64 ha sido incorporado al SIP también un programa para la estimación de la mortalidad infantil remota tomando en cuenta los datos de antecedentes obstétricos de las HCP ingresadas al computador, tal como se detalla en este artículo. Se pone de esta manera al alcance de las instituciones perinatales y de los ministerios de salud que ya usan el Sistema Informático Perinatal, una estimación adicional para corroborar las tasas de mortalidad infantil obtenidas de las declaraciones de nacimiento y defunción obligatorias. Para mayores detalles sobre el SIP consultar la publicación del CLAP 1203 (6) o dirigirse a la representación de OPS/OMS del país de residencia.

