

ALGUNOS PROBLEMAS QUE SE PRESENTAN EN LA  
SELECCION DEL MODELO DE MORTALIDAD MAS  
APROPIADO PARA LA ESTIMACION INDIRECTA DE LA  
MORTALIDAD INFANTIL\*

*José Miguel Guzmán*  
(CELADE)

RESUMEN

En este trabajo se analizan algunos de los problemas presentados al derivar estimaciones de mortalidad infantil de las probabilidades de muerte obtenidas mediante la aplicación de la técnica de Coale-Trussell a la proporción de hijos fallecidos según edad de la madre, derivada de datos de censos o encuestas. Estos problemas se explican por la necesidad de aceptar un modelo de mortalidad por edad.

Se señalan algunos criterios para la selección del modelo más apropiado mediante el uso de información de Estadísticas Vitales y encuestas y, finalmente, se plantea que una alternativa para estudiar la tendencia de la mortalidad en la niñez es la selección de un indicador menos afectado por la estructura de la mortalidad por edad, como:  $q(2)$ ,  $q(3)$  ó  $q(5)$ .

<MORTALIDAD INFANTIL> <MEDICION DE LA MORTALIDAD>  
<TENDENCIA DE LA MORTALIDAD> <NACIDO VIVO>  
<HIJO SUPERVIVIENTE> <EDAD DE LA MADRE>

---

\* Documento presentado a la sesión informal I.8 de la Conferencia General de Población de la Unión Internacional para El Estudio Científico de la Población, Florencia, 5 a 12 de junio de 1985.

# INFANT MORTALITY TRENDS FROM RETROSPECTIVE INFORMATION: PROBLEMS IN THE SELECTION OF MORTALITY MODELS

## SUMMARY

This paper analyzes the problems that arise when infant mortality estimates are derived through the probabilities of dying obtained from the application of the Coale-Trussell technique to the proportion of children deceased according to age of mother derived from census or survey data. These problems arise because this operation requires the acceptance of a mortality model by age.

The paper points out to some criteria for the selection of the model through the use of information from Vital Statistics and surveys. Finally, it is stated that an alternative for the study of infant mortality trends is the selection of an indicator less affected by the mortality structure by age, such as  $q(2)$ ,  $q(3)$  or  $q(5)$ .

<INFANT MORTALITY> <MORTALITY MEASUREMENT>  
<MORTALITY TREND> <LIVE-BORN> <SURVIVING CHILD>  
<MATERNAL AGE>

## I. INTRODUCCION

Representar la mortalidad de un país o región a través de un modelo que refleje el comportamiento de la mortalidad por edad, especialmente en las primeras edades, es una labor en la cual siempre hay una gran probabilidad de error. Esto se debe a las peculiaridades que suele asumir este comportamiento en los diversos países, lo que está relacionado con un conjunto de factores, entre los que pueden mencionarse: la estructura por edad de las causas de muerte, el tipo de atención médica (preventiva o curativa) del niño y el énfasis que ésta pueda tener en determinadas edades, las pautas culturales respecto a la prevención y al tratamiento de las enfermedades en las diferentes edades, etc. Pero también este comportamiento cambia en el tiempo, debido a la forma específica en que se dan los cambios de la mortalidad: en qué edades ésta baja más lenta o más rápidamente.

A pesar de lo anterior, en muchos países se tiene que trabajar con modelos, de alguna u otra forma, ya que es la única alternativa para llegar a estimaciones de mortalidad. Justamente, el objetivo de este trabajo es analizar los problemas que se presentan en la elección del modelo de mortalidad más apropiado para la estimación de la tendencia de la mortalidad en los primeros años de vida, específicamente de la mortalidad infantil a partir de las probabilidades de muerte ( ${}_xq_0$ ) derivadas de la aplicación del método de Brass (variante Coale-Trussell) a la información sobre hijos nacidos vivos y sobrevivientes declarados por las mujeres en un censo o encuesta. Como se sabe, este método permite transformar la proporción de niños fallecidos respecto al total de hijos nacidos vivos, según edad de la madre, en probabilidades de muerte entre el nacimiento y ciertas edades ( ${}_xq_0$ ).

En este documento se trata de evaluar la factibilidad de estudiar la tendencia de la mortalidad infantil a partir de los resultados que proporcionan estos métodos. Se señalan algunos criterios básicos que pueden ayudar a la selección del modelo de mortalidad. Finalmente, se brindan algunas alternativas en cuanto a la selección del parámetro de la mortalidad menos afectado por las discrepancias entre los patrones de mortalidad por edad del país y del modelo elegido. Es un trabajo básicamente de tipo empírico y se basa en aplicaciones efectuadas en dos países: uno con alta y otro con baja mortalidad.

## II. BREVE DESCRIPCION DEL METODO

Una de las técnicas que ha sido más usada para la estimación indirecta de la mortalidad es la desarrollada originalmente por Brass (Brass, W., 1974), mediante la cual es posible llegar a estimaciones de la mortalidad infantil y juvenil basándose en preguntas muy simples incluidas en censos y encuestas sobre el número de hijos nacidos vivos y de hijos fallecidos tenidos por las mujeres de 15-49 años, clasificados por grupos quinquenales de edad. A partir de esta técnica se llega a la estimación de las probabilidades de muerte entre el nacimiento y las edades 1, 2, 3, 5, 10, 15 y 20. Estas se obtienen mediante la relación:

$${}_xq_0 = K(i) D(i)$$

siendo  $i$  el grupo de edad de la madre;  $D(i)$  la proporción de fallecidos según grupos de edades y  $K(i)$  un factor que permite transformar la proporción de fallecidos por grupos de edades de las madres en las probabilidades de muerte ( ${}_xq_0$ ) arriba especificadas.

Partiendo de los últimos principios, se han desarrollado algunas variantes al método original de Brass, que se diferencian básicamente del método original por considerar una más amplia gama de situaciones modelo (creadas con un mayor conjunto de modelos de fecundidad y mortalidad) (Trussell, J., 1975; Sullivan, J., 1972), o por agregar nuevos datos, tales como la distribución por edad de los hijos sobrevivientes (Preston, S., Palloni, A. 1980). En cualquier caso, el principio es el mismo: se trata de convertir la proporción de hijos fallecidos según la edad de la madre en probabilidades de muerte entre el nacimiento y la edad  $x$  mediante factores multiplicadores  $K(i)$ . La variante de Coale-Trussell, (United Nations, 1983) —que será la que usaremos en este documento— fue desarrollada partiendo de los modelos de fecundidad de Coale-Trussell (Coale, A y Trussell, J., 1974), y las cuatro familias de tablas modelo de mortalidad de Coale y Demeny (Coale, A. y Demeny, P., 1983). Se ha encontrado que no hay mucha diferencia en las estimaciones de las probabilidades de muerte ( ${}_xq_0$ ) según las diferentes variantes del método.

Feeney (Feeney, F., 1977) fue el primero en plantear la estimación del momento ( $T$ ) al que está referida cada estimación de  ${}_xq_0$ . Posteriormente, basándose en los hallazgos de Feeney, Coale y Trussell desarrollaron un conjunto de ecuaciones de regresión para cada una de las cuatro familias de Coale-Demeny que permiten también la estimación de  $T$ . (Coale, A. y Trussell J., 1977).

Se presenta un problema de tipo práctico cuando se desea trabajar con estas estimaciones. Cada  ${}_xq_0$  estimada se refiere a un momento distinto en el tiempo, y por lo tanto no es posible construir a partir de éstos una tabla de mortalidad en los primeros 20 años de vida para un momento dado; pero tampoco es posible seguir la tendencia de la mortalidad en el tiempo, por cuanto se trata de probabilidades de muerte distintas.

Se trata, entonces, de obtener una medida comparable en el tiempo, partiendo de las  ${}_xq_0$  estimadas. Para hacer comparable en el tiempo la medida de la mortalidad, Feeney optó por convertir cada probabilidad de muerte en la probabilidad de morir antes del primer año de vida (mortalidad infantil), permitiendo así la descripción de la tendencia de este índice en los últimos 10 a 15 años. En este cálculo está implícito el sistema logito de Brass (Brass, W., 1974) y el uso de la mortalidad por edad de la tabla estándar general del mismo autor (con un  $\alpha = 0$  y un  $\beta = 1$ ).

En posteriores aplicaciones de estos métodos, se han convertido las  ${}_xq_0$  obtenidas en  ${}_1q_0$ , usando para ello el patrón de mortalidad por edad de una de las familias de las tablas de Coale-Demeny. Otra opción para estudiar la tendencia de la mortalidad ha sido, por ejemplo, la transformación de estas probabilidades,  ${}_xq_0$ , en valores  $\alpha$  del sistema logito de Brass, seleccionando para ello una tabla de mortalidad estándar.

### III. LA ESTIMACION DE LAS PROBABILIDADES DE MUERTE ${}_xq_0$

En este trabajo usaremos la técnica desarrollada por Coale y Trussell (United Nations, 1983), que provee una estimación de las probabilidades de muerte en la infancia y la niñez ( ${}_xq_0$ ) para cada una de las familias de las tablas modelo de mortalidad de Coale y Demeny. Nuestro primer objetivo es analizar la medida en que difieren las estimaciones de  ${}_xq_0$  en función del modelo de mortalidad elegido.

Partimos de algunos resultados ya encontrados en relación a este método de estimación. En primer lugar, se ha verificado que este método es bastante robusto ante variaciones importantes en los supuestos implícitos. Así, un cambio moderado en la fecundidad no afecta sensiblemente la estimación de mortalidad derivada de la sobrevivencia de los niños (Hill, K., 1984; Somoza, J., 1980). Al mis-

mo tiempo, no parece haber un efecto importante del modelo de mortalidad implícito en los métodos (Arthur, W.B. y Stoto, M.A., 1983). Tiene un efecto más importante en la calidad de la estimación de  ${}_xq_0$  el no cumplimiento del supuesto de que la mortalidad infantil y juvenil cambia linealmente, lo que parece afectar principalmente las estimaciones provenientes de mujeres de mayor edad (Hill, K., 1984).

En segundo lugar, se ha observado que las estimaciones provenientes de mujeres jóvenes no reflejan bien la mortalidad de los hijos del total de mujeres, por el efecto que tiene la mortalidad diferencial por edad de la madre de los niños. En general, las  ${}_xq_0$  estimadas a partir de la información proporcionada por las mujeres jóvenes, sobrestiman el nivel real de la mortalidad. Por esta razón, y por el hecho que la calidad de la información suele ser pobre, es que suele descartarse la  ${}_1q_0$ , que proviene de mujeres de 15-19 años.

En el cuadro 1 se presentan los resultados de la aplicación de la técnica de Coale-Trussell a los datos de los censos de Honduras -1974 y de Uruguay- 1975. Ambos países, aunque pertenecen a América Latina, tienen niveles de mortalidad distintos y una estructura por edad de la mortalidad que es también bastante diferente. Las probabilidades  ${}_xq_0$  se presentan para cada una de las cuatro familias de Coale-Demeny. Los resultados pueden resumirse en tres puntos:

a) No existen diferencias sustanciales en las probabilidades de muerte estimadas según las diferentes familias de las tablas modelo de Coale-Demeny. Excluyendo la  ${}_1q_0$  que proviene de mujeres de 15-19 años, las diferencias relativas entre los valores extremos no son superiores en ningún caso al 7 por ciento. Debe tenerse presente que este valor representa el "máximo error probable" bajo el supuesto de que las cuatro familias de tablas modelo de Coale-Demeny representan la gama posible de patrones de la mortalidad por edad. Si tomáramos, por ejemplo, el modelo Oeste como el correcto, este "máximo error probable" no superaría en ningún caso el 5 por ciento. Las estimaciones de las  ${}_xq_0$  que más difieren son las que provienen de la familia Norte, que son en general las más bajas.

En el caso de Honduras, el error máximo estaría en decir, por ejemplo, que la  ${}_3q_0$  es de 138 por mil (si se usa la familia Norte) en vez de 147 por mil (según la familia Sur). Para este país, cuyas estadísticas vitales son deficientes, este error máximo sería más que aceptable. En el caso de Uruguay, la diferencia relativa máxima de

Cuadro 1  
 RESULTADOS DE LA APLICACION DE LA TECNICA DE COALE-TRUSSELL A LA INFORMACION  
 DE HIJOS NACIDOS VIVOS E HIJOS SOBREVIVIENTES DE LOS CENSOS DE HONDURAS  
 DE 1974 Y DE URUGUAY DE 1975

Grupo de edades	Proporción de fallecidos	Edad	${}_xq_0$ según Familia Coale-Demeny				Diferencia entre valores extremos		
			Oeste	Sur	Norte	Este	Absoluta	Relativa %	
<i>i</i>	$D_i$	<i>x</i>							
a) Honduras, 1974.									
15-19	1	0,11289	1	0,11618	0,10917-	0,11301	0,11815+	0,00898	8,2
20-24	2	0,14244	2	0,14636	0,14559	0,13929-	0,14720+	0,00791	5,7
25-29	3	0,14655	3	0,14500	0,14720+	0,13780-	0,14615	0,00940	6,8
30-34	4	0,17481	5	0,17527	0,17556+	0,17118-	0,17544	0,00638	3,7
35-39	5	0,19089	10	0,19503	0,19768	0,19911+	0,19581	0,00330	2,1
40-44	6	0,22090	15	0,22306-	0,22419	0,22755+	0,22311	0,00449	2,0
45-49	7	0,24318	20	0,24364	0,24376	0,24590+	0,24341-	0,00249	1,0
$P_1/P_2 = 0,181968$		$P_2/P_3 = 0,496160$							
b) Uruguay, 1975.									
15-19	1	0,06300	1	0,06707	0,06338-	0,06781+	0,06546	0,00443	7,0
20-24	2	0,05751	2	0,05990	0,05970	0,06009+	0,05720-	0,00289	5,1
25-29	3	0,05127	3	0,05102	0,05182+	0,05137	0,04861-	0,00321	6,6
30-34	4	0,05289	5	0,05319	0,05388+	0,05321	0,05201-	0,00187	3,6
35-39	5	0,05525	10	0,05655-	0,05730	0,05675	0,05775+	0,00120	2,1
40-44	6	0,05805	15	0,05871	0,05898	0,05870-	0,05989+	0,00119	2,0
45-49	7	0,06432	20	0,06456	0,06456	0,06447-	0,06514+	0,00067	1,0
$P_1/P_2 = 0,164158$		$P_2/P_3 = 0,479403$							

NOTA: Los signos (+) y (-) indican los valores máximos y mínimos respectivamente de las  ${}_xq_0$  para cada grupo de edad.

6,6 por ciento no tiene mucha importancia, en términos absolutos, dadas las bajas probabilidades de muerte en este país.

b) Se observa que, en general, la variabilidad disminuye a medida que avanza la edad  $x$  para los cuales se obtienen las probabilidades de muerte  ${}_xq_0$ . La excepción está en la  ${}_3q_0$ , cuya estimación muestra una mayor variabilidad que la  ${}_2q_0$ . (No hemos encontrado, en las tablas modelo de Coale-Demeny que sustentan estas estimaciones, ninguna razón para este comportamiento). La tendencia de disminución de la variabilidad está relacionada con el hecho que estas probabilidades son acumulativas y por lo tanto, a medida que aumenta la edad  $x$ , se van eliminando las diferencias en los patrones diferentes de la mortalidad por edad de las diferentes familias de tablas modelo. Es importante notar que las estimaciones de  ${}_{10}q_0$ ,  ${}_{15}q_0$  y  ${}_{20}q_0$  presentan, en ambos casos, un margen de variación máxima cercano o inferior al 2 por ciento.

c) Las diferencias relativas entre los valores extremos de  ${}_xq_0$  son bastante parecidas en ambos países; incluso, para los valores de  $x$  de 5 ó más esta variabilidad máxima es similar.

En suma, puede decirse que no hay mayor problema en caso de una inadecuación del modelo de mortalidad elegido al patrón de mortalidad del país, si se quiere solamente estimar las probabilidades  ${}_xq_0$ . Más aún, no se cometería un error tan grande si tomáramos directamente la proporción de fallecidos ( $D_i$ ). Esto muestra que el principal mérito del método está en haber encontrado los valores de  $x$ , para las probabilidades  ${}_xq_0$ , que corresponden a la proporción de fallecidos de mujeres de determinadas edades  $i$ .  $D_i$  es en sí una buena estimación de  ${}_xq_0$ .

#### IV. LA ESTIMACION DE LA TENDENCIA DE LA MORTALIDAD INFANTIL

Algo bien distinto sucede cuando se trata de llevar cada estimación de  ${}_xq_0$  en una medida única comparable en el tiempo, y particularmente cuando se elige como índice la tasa de mortalidad infantil. El paso de las  ${}_xq_0$  a las  ${}_1q_0$  exige un compromiso total con una determinada estructura modelo de la mortalidad por edad, justo en las edades donde las variaciones por países de la mortalidad son más grandes.

1. *Diferencias en las tasas de mortalidad infantil de acuerdo al modelo elegido.*

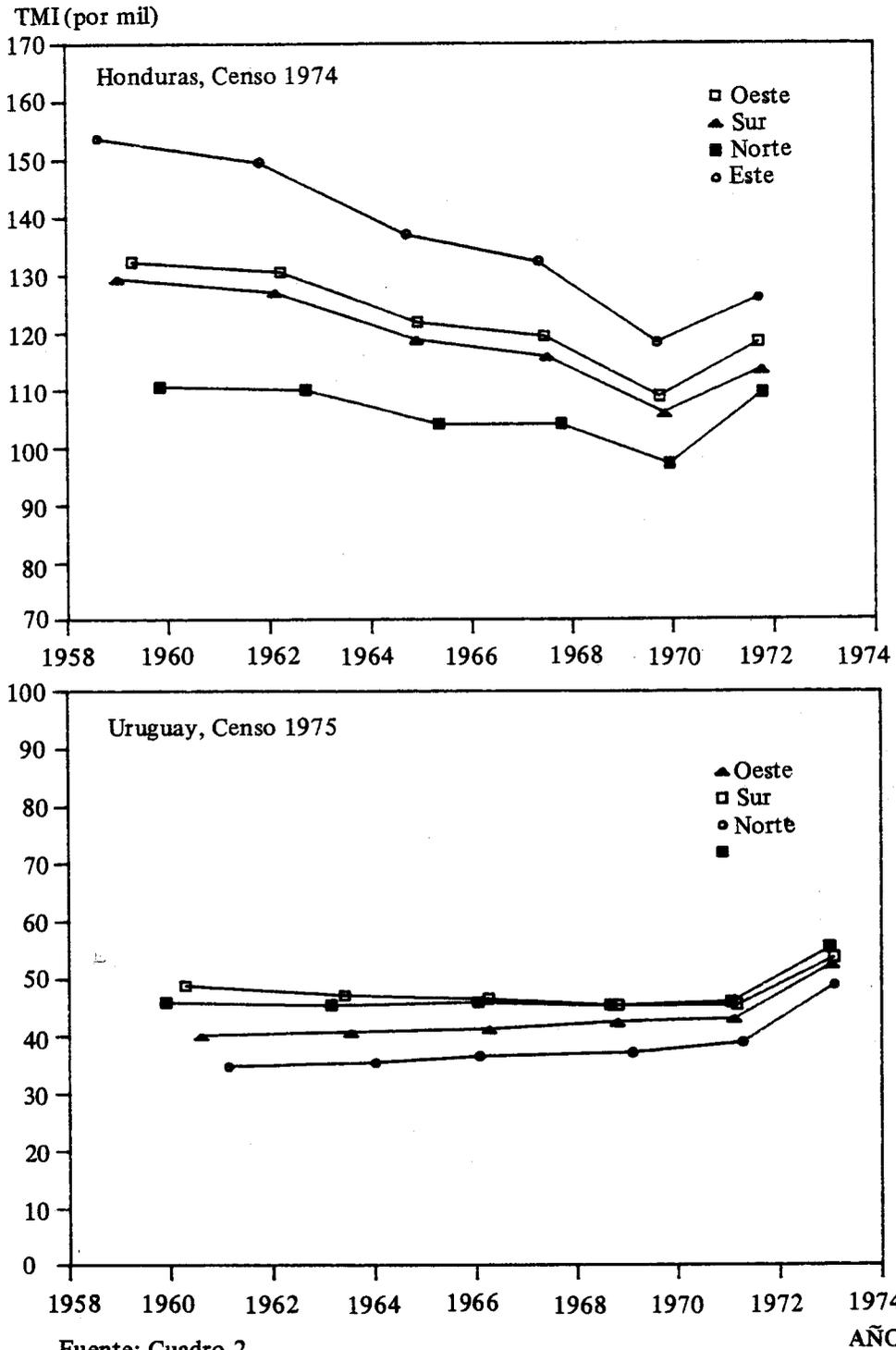
En el gráfico 1 se han representado, para los dos países estudiados, las estimaciones de las  ${}_1q_0$  (véase también el cuadro 2) interpoladas en las cuatro familias de tablas modelo de Coale-Demeny, a partir de las  ${}_xq_0$  estimadas por la variante Coale-Trussell y presentadas en el cuadro 1. Resumimos los resultados más importantes:

a) Lo primero que llama la atención es la gran variabilidad de las estimaciones de  ${}_1q_0$  según el modelo de mortalidad elegido. Se observa que, dependiendo de la familia de tablas de Coale-Demeny tomada como modelo, se llegará a resultados muy distintos, no sólo en lo que respecta a los niveles de mortalidad infantil estimados, sino también en cuanto a la tendencia seguida por este índice en los 10-15 años anteriores a la encuesta o censo. Por ejemplo, en Honduras, la mortalidad infantil sería en 1960 de 150 por mil, 130 por mil ó 110 por mil, dependiendo si se ha seleccionado la familia *Este*, la *Sur* o la *Oeste*, o la *Norte*, respectivamente. En el caso de Uruguay,<sup>4</sup> se tienen para la misma fecha estimaciones de la tasa de mortalidad infantil que difieren en 14 puntos (48,9 por mil según la Familia Sur y 34,6 por mil, según la Familia Norte). En ambos casos se llega a una diferencia relativa máxima del orden de 40 por ciento.

Es significativo el hecho que en ambos países las diferencias relativas sean bastante parecidas, aunque un poco más bajas en Uruguay. (Véase el cuadro 2).

b) Se observa además que, a medida que avanza la edad de las mujeres de las que proviene la información de donde se derivan las probabilidades de muerte, aumenta la variabilidad de las estimaciones de la mortalidad infantil. Así, por ejemplo, la estimación de la  ${}_1q_0$  a partir de la  ${}_2q_0$  (estimada para las mujeres de 20-24 años) implica en ambos países una diferencia relativa máxima del orden de 13-15 por ciento; sin embargo, cuando la mortalidad infantil se deduce de la mortalidad de los menores de 20 ( ${}_{20}q_0$ ) (estimada a partir de la información de mujeres de 45-49 años) este porcentaje de variación se triplica. Vale decir que, aun para la estimación proveniente de las mujeres jóvenes, el cálculo de la mortalidad infantil está sujeto a un error grande, por lo que puede concluirse que en cualquier caso es riesgoso extrapolar cualquier probabilidad de muerte para derivar la mortalidad infantil.

TASAS DE MORTALIDAD INFANTIL INTERPOLANDO EN LAS TABLAS DE COALE-DEMENY LAS PROBABILIDADES DE MUERTE  $({}_xq_0)$  DERIVADAS CON LA TECNICA DE COALE-TRUSSELL.



Cuadro 2  
 PROBABILIDADES DE MUERTE ANTES DEL PRIMER AÑO DE VIDA ESTIMADAS A PARTIR DE LAS  ${}_xq_0$  OBTENIDAS  
 POR LA TÉCNICA DE COALE-TRUSSELL MEDIANTE INTERPOLACION EN LAS FAMILIAS DE TABLAS MODELO  
 DE COALE-DEMENY. HONDURAS Y URUGUAY. 1958-1974

Grupo de edades de las madres	${}_1q_0$ según Familia Coale-Demeny (por mil)								Diferencias valores extremos	
	Oeste		Sur		Norte		Este		Absolutas	Relativas
	Año	${}_1q_0$	Año	${}_1q_0$	Año	${}_1q_0$	Año	${}_1q_0$		
<i>Honduras, Censo 1974.</i>										
20-24	1971,71	118,16	1971,76	113,31	1971,78	109,44-	1971,69	125,74+	16,30	14,9
25-29	1969,76	108,69	1969,82	106,08	1969,93	97,04-	1969,70	118,13+	21,09	21,7
30-34	1967,45	119,49	1967,50	115,62	1967,76	103,88-	1967,34	132,22+	28,34	27,3
35-39	1964,92	121,76	1964,91	119,02	1965,33	104,30-	1964,71	137,04+	32,74	31,4
40-44	1962,22	130,47	1962,11	126,87	1962,71	110,27-	1961,83	149,25+	38,98	35,5
45-49	1959,31	132,09	1958,99	129,69	1959,85	110,65-	1958,63	153,81+	43,16	39,0
<i>Uruguay, Censo 1975.</i>										
20-24	1973,02	52,22	1973,07	53,81	1973,08	48,71-	1973,00	55,05+	6,34	13,0
25-29	1971,09	43,01	1971,15	45,55	1971,26	38,80-	1971,04	45,90+	7,10	18,3
30-34	1968,79	42,07	1968,84	45,51	1969,09	37,23-	1968,68	45,55+	8,32	22,3
35-39	1966,25	41,19	1966,25	46,70+	1966,66	36,61-	1966,04	45,81	10,09	27,6
40-44	1963,53	40,32	1963,42	46,81+	1964,02	35,48-	1963,15	45,24	11,33	31,9
45-49	1960,60	40,25	1960,29	48,90+	1961,14	34,63-	1959,92	46,01	14,27	41,2

NOTA: Los signos (-) y (+) indican cuáles son las  ${}_1q_0$  más baja, y más alta, respectivamente, para cada uno de los grupos de edades  ${}_1q_0$ .

El hecho que aumente la variabilidad de las estimaciones de la mortalidad infantil con el uso de las diferentes familias de tablas modelo, según que aumente el intervalo de edad de la probabilidad de la que se derivará la estimación de la mortalidad infantil, se explica porque a medida que se incluye un intervalo de edad más amplio, la extrapolación hacia la mortalidad infantil implica un mayor desconocimiento de la estructura de la mortalidad por edad, ya que da un peso cada vez mayor a la mortalidad que ocurre después del primer año.

c) En general, se observa que las estimaciones derivadas a través de la familia Este llevan a una mortalidad infantil no sólo más elevada que las demás estimaciones, sino que además éstas muestran un descenso más pronunciado. Al otro extremo se sitúan las estimaciones más bajas, que provienen generalmente de la familia Norte. Estas estimaciones implican además un descenso menos pronunciado. Incluso en el caso de Uruguay, las estimaciones obtenidas a partir de este modelo (como también del modelo Sur) muestran un leve ascenso de la mortalidad. La elección de la Familia Oeste lleva a tasas de mortalidad infantil intermedias entre los diferentes modelos, en tanto que de la Familia Sur se derivan estimaciones que son parecidas a las de la Familia Oeste cuando la mortalidad es moderadamente elevada (Honduras) o que tienden a parecerse más a aquellas que provienen de la Familia Este, cuando la mortalidad es baja (Uruguay).

## 2. *La estructura de la mortalidad por edad antes de los 20 años.*

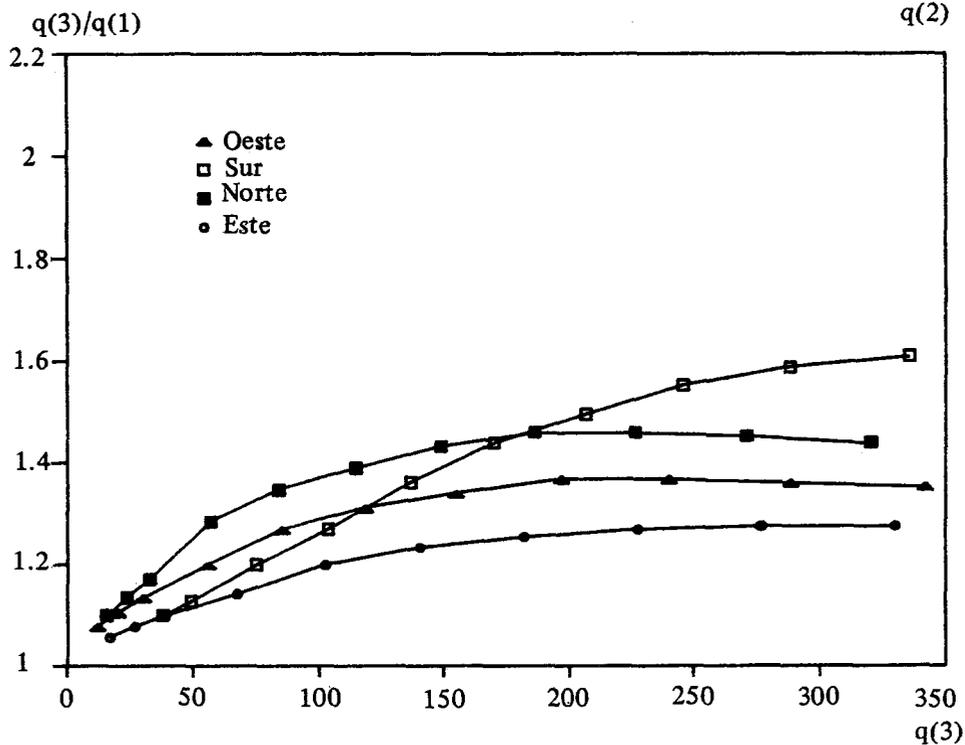
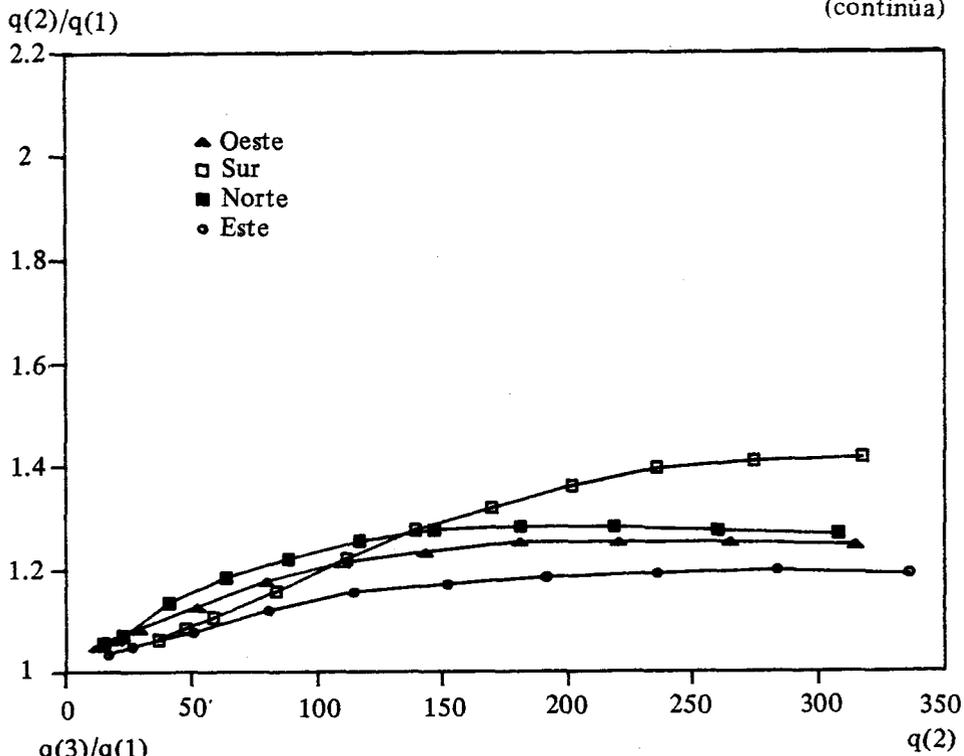
Es claro que el origen de las discrepancias que muestran las diferentes estimaciones de mortalidad infantil según el modelo de mortalidad elegido (dentro del sistema de tablas modelo de Coale-Demeny) proviene de las características particulares que tiene la mortalidad por edad en cada modelo, y en especial por la relación entre la mortalidad infantil y la mortalidad hasta las edades 2, 3, 5, 10, 15 y 20. En el gráfico 2 se han representado, para las cuatro familias de Coale-Demeny (nivel 8 en adelante), las relaciones  $q(2)/q(1)$ ,  $q(3)/q(1)$ ,  $q(5)/q(1)$  y  $q(15)/q(1)$ . En el eje horizontal se presentan las respectivas probabilidades de muerte  $q(x)^1$ . El resultado de la relación  $q(x)/q(1)$  da el factor por el que habría que dividir cada una de las  $q(x)$  estimadas para derivar la mortalidad infantil  $q(1)$ .

En primer lugar se observa una gran variabilidad en las relaciones  $q(x)/q(1)$ , que aumenta a medida que la edad  $x$  es más elevada,

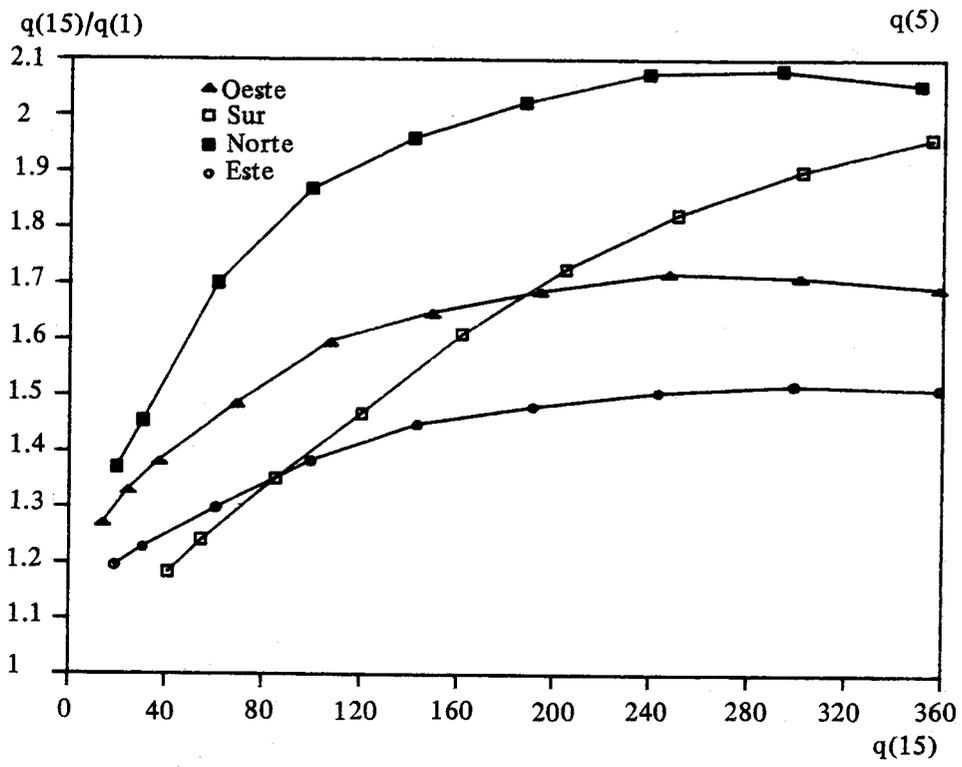
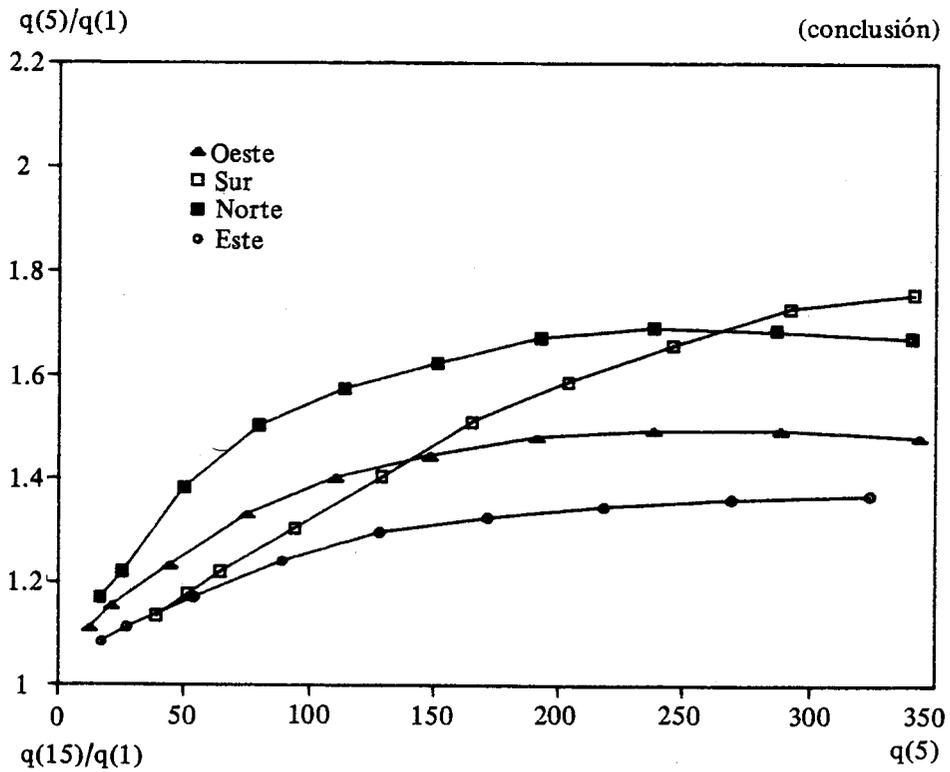
<sup>1</sup> En esta sección se usará  $q(x)$  como sinónimo de  ${}_xq_0$ .

RELACION  $q(x)/q(1)$  PARA VALORES SELECCIONADOS DE  $x$ , CON LAS CUATRO FAMILIAS DE TABLAS DE COALE-DEMENY (AMBOS SEXOS)

(continúa)



RELACION  $q(x)/q(1)$  PARA VALORES SELECCIONADOS DE  $x$ , CON LAS CUATRO FAMILIAS DE TABLAS DE COALE-DEMENY (AMBOS SEXOS)



Fuente: Manual X (Naciones Unidas, 1983).

tal como se observa en los resultados de las aplicaciones hechas para Honduras y Uruguay. Es también claro que hay una menor variación en la relación  $q(x)/q(1)$  cuando la mortalidad es baja; ello explica por qué, en el caso de Uruguay, se han encontrado resultados de la  $q(1)$  menos disímiles entre los diferentes modelos que en el caso de Honduras.

Pero lo más importante del gráfico 2 es que se destacan con claridad las características más sobresalientes de la mortalidad por edad en las diferentes familias de Coale-Demeny, las que pueden resumirse en varios puntos:

a) En todas las familias de tablas se observa que a medida que disminuye la mortalidad, particularmente cuando la mortalidad infantil es superior a 150 por mil, aproximadamente, la relación  $q(x)/q(1)$  disminuye. Ello implica que, ante un descenso de la mortalidad, disminuirá más rápidamente la mortalidad después del primer año que la infantil.

b) Exceptuando la familia Sur, en las restantes tablas modelo se observa un cierto paralelismo entre los valores de la relación  $q(x)/q(1)$ , el cual tiende a desaparecer cuando la mortalidad es baja ante la confluencia de los valores de las familias Oeste y Norte, por una parte, y Este y Sur por otra. Se observan los valores de  $q(x)/q(1)$  sistemáticamente más bajos para la Familia Este, lo que implica que la interpolación de la mortalidad infantil con esta familia llevará siempre a las estimaciones más altas y que, salvo si la mortalidad es muy baja (caso de Uruguay), la elección de este modelo lleva también a un descenso más pronunciado de la mortalidad con el primer año de vida. Por definición, este modelo es característico de países cuya mortalidad infantil es muy elevada en comparación con la juvenil (Coale, A. y Demeny, P., 1983).

c) Cuando la mortalidad infantil no es muy alta, los valores extremos están dados por las estimaciones obtenidas por el modelo Este y el Norte. Este último se caracteriza porque de él se derivan las estimaciones más bajas de mortalidad infantil. Por su parte, el modelo Oeste muestra un comportamiento intermedio, pero cuando la mortalidad infantil es muy baja éste tiende a parecerse al modelo Norte.

d) Merecen destacarse especialmente las características del modelo Sur. Este muestra los valores más elevados de la relación

$q(x)/q(1)$  cuando la mortalidad infantil es muy alta, lo que significa que las estimaciones de mortalidad infantil derivadas usando este modelo son las más bajas, al menos cuando la  $q(1)$  se deriva de la  $q(2)$ ,  $q(3)$  ó  $q(5)$  y son casi las más bajas (sólo superadas por las obtenidas por interpolación en la familia Norte) cuando la  $q(1)$  se deriva de las probabilidades de muerte  $q(10)$ ,  $q(15)$  y  $q(20)$ .

Sin embargo, a medida que baja la mortalidad, la relación  $q(x)/q(1)$  desciende rápidamente, "cruzando" las del modelo Oeste y terminando en los valores más bajos, o casi más bajos, cuando la mortalidad infantil es baja. Ello explica por qué en Honduras, con mortalidad infantil alta, las estimaciones provenientes de los modelos Oeste y Sur son bastante similares, y cómo en Uruguay las obtenidas a partir de este último modelo tienden a asemejarse a las derivadas a partir del modelo Este.

Esto indica que en este modelo (Sur, cuando disminuye la mortalidad, el descenso en la mortalidad infantil es sustancialmente menor que el que se da entre los 1-20 años. Lo último puede servir como alerta para el uso de este modelo para representar la mortalidad de un país en los primeros 20 años de vida, en diferentes momentos en el tiempo, especialmente si se toman en cuenta los grandes esfuerzos desplegados en muchos países subdesarrollados para disminuir la mortalidad, especialmente durante el primer año de vida.

De todo lo anterior se desprende una conclusión importante: si no se tiene ninguna idea acerca de las características de la mortalidad por edad de un país, la conversión de las  ${}_xq_0$  en  ${}_1q_0$  puede llevar a errores de estimación elevados. Ello implica la necesidad de estudiar, en cada caso, todos aquellos elementos que permitan deducir el modelo que se supone más cercano al patrón de mortalidad del país. En muchos casos, la no disponibilidad de información lleva a la selección del Modelo Oeste, por cuanto éste representa, en general, una situación promedio. Aun cuando esto significa una reducción de lo que se ha llamado "el error máximo probable", las diferencias extremas entre las  ${}_1q_0$  estimadas siguen siendo elevadas.

### 3. *Algunos criterios para la selección del modelo de mortalidad.*

No parece haber ninguna solución interna que permita deducir de los mismos datos (por ejemplo, de las  ${}_xq_0$ ) el patrón de mortalidad característico del país. Esto es así, ya que cada  ${}_xq_0$  se refiere a un momento distinto. Una posibilidad de utilizar información interna puede realizarse en caso de que se disponga de dos fuentes, sepa-

radas por 5 ó 10 años. Consiste en calcular para una fecha intermedia las probabilidades de muerte  ${}_xq_0$  mediante interpolación a través de las  ${}_xq_0$  conocidas, suponiendo un descenso lineal de la mortalidad. Otra posibilidad es construir una cohorte hipotética para el período intercensal o entre dos encuestas (United Nations, 1973). Comparando esta serie de probabilidades (interpoladas y obtenidas de la cohorte hipotética), con las de los diferentes modelos y estudiando el patrón de variación que resulta, puede deducirse la tabla modelo que se seleccionará. Lamentablemente, para que este ejercicio dé resultados plausibles es necesario que las fuentes usadas sean estrictamente comparables y que los resultados sean, en ambos casos, de buena calidad. Por otra parte, sólo es posible distinguir el patrón de la mortalidad a partir de los 3 años de edad, ya que la  ${}_1q_0$  es descartada y la  ${}_2q_0$  lleva a estimaciones que suelen estar algo sobrestimadas. En cualquier caso, de cumplirse los supuestos anteriores, este puede ser un procedimiento complementario para la selección del modelo. Es por ello que las sugerencias aquí presentadas apuntan más hacia la solución de este problema mediante la búsqueda de información adicional. Las fuentes posibles de información adicional, que serán discutidas a continuación, son: estadísticas vitales (o tablas de mortalidad construidas sobre la base de estas estadísticas), encuestas prospectivas e historias de embarazos.

*a) El uso de estadísticas vitales*

Podría pensarse que si se dispone de estadísticas vitales confiables no es necesario realizar estimaciones indirectas. Sin embargo, ello no es del todo cierto, por cuanto, incluso en aquellos países de América Latina con buenos registros de defunciones y nacimientos, los anuarios demográficos no publican información para subgrupos de población. Por otra parte, aun si la información de estadísticas vitales es deficiente, siempre existe algo que puede ser aprovechado y que puede permitir, si no seleccionar el modelo más apropiado, al menos descartar aquél (o aquéllos) que estén muy lejos de representar la realidad bajo estudio.

En el caso de Uruguay se dispone de información que permite estudiar cuál es el modelo más apropiado para realizar estimaciones de mortalidad infantil. Se han construido dos tablas de mortalidad para los períodos 1963-1964 y 1974-1976 (Uruguay, 1979).

Este país constituye un caso interesante, ya que durante el período transcurrido entre las dos tablas construidas no se produjeron cambios en la mortalidad de 0 a 20 años, ni en su nivel ni en su es-

Cuadro 3  
TASAS DE MORTALIDAD INFANTIL ( ${}_xq_0$ ) INTERPOLADAS EN LAS CUATRO  
FAMILIAS DE TABLAS MODELO DE COALE-DEMENY A PARTIR DE LAS  
 ${}_xq_0$  DE LA TABLA DE VIDA DE URUGUAY, 1974-1976.

x	$I_x$	${}_xq_0$	${}_1q_0$ (por mil)			
			Oeste	Sur	Norte	Este
1	0,95309	0,04691	46,9	46,9	46,9	46,9
2	0,95018	0,04982	44,2	45,7	43,0	46,1
3	0,94885	0,05115	43,1	45,0	40,5	45,7
5	0,94752	0,05248	41,6	44,5	37,5	44,9
10	0,94535	0,05465	40,0	45,0	35,2	44,3
15	0,94344	0,05656	39,0	45,2	34,0	43,8
20	0,93951	0,06049	38,1	46,5	32,8	43,3
Desviación media absoluta a)			5,9	1,6	9,7	2,2
Desviación media relativa b)			12,6	3,4	20,8	4,7

a) Promedio de las desviaciones absolutas con respecto al valor de  ${}_1q_0$ .

b) Obtenido dividiendo el valor de a) por la  ${}_1q_0$  verdadera (46,9 por mil).

estructura por edad. Este período coincide, además, con el de la estimación de las  ${}_xq_0$  obtenidas indirectamente.

En el cuadro 3 se presentan las tasas de mortalidad infantil que se derivan de la interpolación en las tablas modelo de Coale-Demeny de las probabilidades  ${}_xq_0$  de la tabla de vida de Uruguay de 1974-1976. Los resultados se han representado en el gráfico 3; de ellos se desprende que:

i) Ningún modelo de Coale-Demeny reproduce *exactamente* la mortalidad por edad (antes de 20 años) de Uruguay. Todos subestiman, en mayor o menor medida, la tasa de mortalidad infantil. Este país se caracteriza, entonces, por tener una muy alta mortalidad infantil al compararla con los bajos niveles alcanzados después del primer año.

ii) No obstante lo anterior, tanto el modelo Sur como el Este proporcionan una estimación de la mortalidad infantil bastante razonable. En promedio, la subestimación de la tasa es inferior al 3 por ciento, siendo siempre inferior en el modelo Sur. Este último es el modelo que da, en general, la mejor aproximación a la mortalidad infantil y juvenil de Uruguay. Sin embargo, el disponer de una estruc-

tura de la mortalidad por edad confiable hace posible otra solución, que ha sido la que se ha utilizado en un estudio reciente de la mortalidad del Uruguay (CELADE, 1985).

Esta solución consiste en convertir las probabilidades de morir  ${}_xq_0$  en  ${}_1q_0$  mediante el sistema logito de Brass (con  $\beta=1$ ), usando como estándar la estructura de mortalidad por edad del mismo país<sup>2</sup>.

Debe señalarse que el uso del sistema logito tiene sus limitaciones cuando se usa  $\beta=1$ , ya que esto implica, en teoría, que la estructura de la mortalidad no cambia cualquiera sea el nivel de la mortalidad.<sup>3</sup> La aplicación de este procedimiento en el caso de Uruguay, cuyos resultados se presentan en el cuadro 4, se justifica porque las diferencias de mortalidad entre las distintas subpoblaciones son pequeñas y, además, por la casi constancia de la mortalidad de los últimos 10-15 años.

Los valores de  ${}_1q_0$  son ligeramente mayores que los obtenidos mediante interpolación en los diferentes cambios de tablas de mortalidad modelo de Coale-Demeny. Por el análisis realizado en base al gráfico 3, puede deducirse que efectivamente estos valores tienden a representar mejor los niveles y tendencias de la mortalidad infantil de Uruguay.

#### b) *Las encuestas prospectivas y retrospectivas.*

En el caso de Honduras, la selección del modelo más apropiado para la estimación de las tasas de mortalidad infantil, se ha hecho tomando en consideración la tabla de mortalidad construida para el período 1971-1972 a partir de la información de tipo prospectivo de la Encuesta Demográfica Nacional (EDENH-I).

En el cuadro 5 se presentan las tasas de mortalidad infantil que resultan, en cada una de las familias de Coale-Demeny, de cada

---

<sup>2</sup> Dada la similitud entre las diferentes  ${}_xq_0$  estimadas, puede tomarse cualquiera de las cuatro estimaciones (Oeste, Sur, Este o Norte) para derivar la tasa de mortalidad infantil. En este caso se partió de las  ${}_xq_0$  obtenidas mediante el modelo Oeste.

<sup>3</sup> Aunque en teoría no habría cambio en el patrón de la mortalidad por edad cuando se usa un  $\beta=1$ , en realidad el parámetro  $\alpha$  modifica la estructura por edad y, lo que es peor, el sentido en que ésta se modifica es inverso a lo esperado.

Cuadro 4  
 URUGUAY. ESTIMACION DE LA TASA DE MORTALIDAD  
 INFANTIL ( ${}_1q_0$ ) A PARTIR DE LAS  ${}_xq_0$  OBTENIDAS POR LA  
 TECNICA DE COALE-TRUSSELL  
 (DATOS DEL CENSO DE 1975) USANDO COMO MODELO LA TABLA  
 DE MORTALIDAD DE URUGUAY PERIODO 1974-1976

	Edad		Probabilidad de morir		Año
	$i$	$x$	${}_xq_0$	${}_1q_0$	
	2	2	0,05990	0,05643	1973,0
	3	3	0,05102	0,04679	1971,1
	4	5	0,05309	0,04755	1968,8
	5	10	0,05655	0,04856	1966,2
	6	15	0,05871	0,04871	1963,5
	7	20	0,06456	0,05011	1960,6

${}_xq_0$  de la tabla de vida de 1971-1972. (Véase también el gráfico 4). Si se toma la tabla de ambos sexos, el modelo más apropiado sería el modelo Sur, o en su defecto el modelo Oeste, aunque los dos sobrestiman la mortalidad infantil, en no más del 5 por ciento. De ambos, el modelo Sur es el que representaría mejor la mortalidad del país.

Sin embargo, hay evidencias de que la mortalidad en el primer año de vida en esta encuesta estuvo ligeramente subestimada, debido a la probable omisión de muertes de niñas. (Hill, K. 1976). Por ello, se han hecho los mismos cálculos sólo con la tabla de vida masculina (véase cuadro 4 y gráfico 4). En este caso, es el modelo Este el que aparece como más apropiado, aunque no parece muy diferente el resultado del modelo Sur. En el primer caso se estaría sobreestimando la mortalidad infantil en un 2,8 por ciento, en el segundo se subestimaría la tasa en 3,4 por ciento. En un estudio reciente de la mortalidad de este país (CELADE, 1984), se ha decidido usar el modelo Oeste, bajo el criterio de que las políticas de salud que se aplican en este país tienen un alto énfasis en la mortalidad infantil, de modo que es menos probable que en el tiempo la estructura de la mortalidad por edad se comporte como en el Modelo Sur, donde los descensos relativos de la mortalidad infantil son mucho menores que los que se producen entre los 1-20 años<sup>4</sup>.

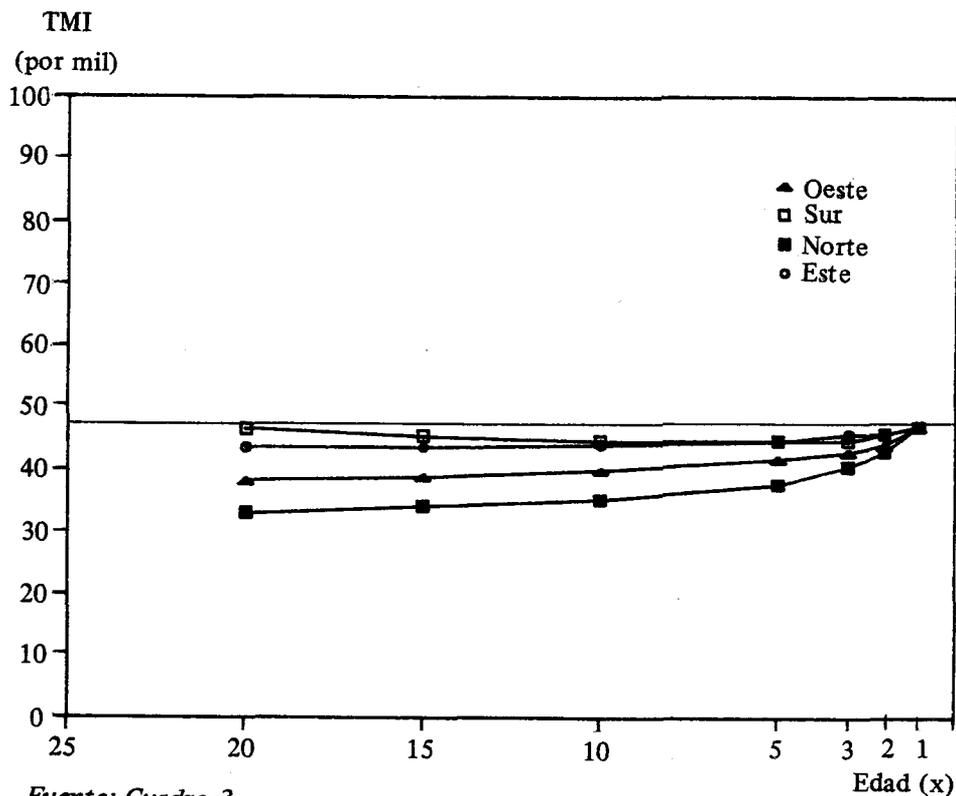
<sup>4</sup> Una alternativa sería, al igual que en el caso de Uruguay, usar el sistema logito de Brass para transformar las  ${}_xq_0$  en  ${}_1q_0$  usando como estándar la tabla de vida del país para 1971-1972. Sin embargo, debido a las grandes diferencias de la mortalidad infantil en los subgrupos de población y los cambios importantes ocurridos en los últimos años, la aplicación de este procedimiento no parece apropiada.

Cuadro 5  
TASAS DE MORTALIDAD INFANTIL ( ${}_1q_0$ ) INTERPOLADAS EN LAS CUATRO FAMILIAS DE TABLAS  
MODELO DE COALE-DEMENY A PARTIR DE LAS  ${}_xq_0$  DE LA TABLA DE VIDA DE HONDURAS  
1971-1972

x	$l_x$	${}_xq_0$	${}_1q_0$ Por mil)			
			Oeste	Sur	Norte	Este
<b>a) Ambos sexos.</b>						
1	0,88300	0,11700	117,0	117,0	117,0	117,0
2	0,85159	0,14841	119,8	115,1	116,0	126,7
3	0,83320	0,16680	123,6	116,8	115,0	133,8
5	0,81851	0,18149	123,3	117,5	109,3	136,5
10	0,79916	0,20054	125,0	120,4	105,1	140,4
15	0,79042	0,20958	123,3	120,7	100,4	140,7
20	0,77943	0,22057	120,2	120,5	100,2	139,9
Desviación media a) absoluta			5,5	1,8	9,3	19,3
b) relativa			4,7	1,6	8,0	16,5
<b>b) Hombres</b>						
1	0,86092	0,13908	139,1	139,1	139,1	139,1
2	0,82732	0,17268	140,8	132,9	136,1	148,6
3	0,80767	0,19233	144,7	133,6	134,4	156,0
5	0,79212	0,20788	144,1	133,6	127,1	158,8
10	0,77309	0,22691	145,3	135,5	121,1	161,9
15	0,76444	0,23556	143,4	135,6	118,1	162,3
20	0,75362	0,24638	139,9	134,8	114,9	160,8
Desviación media a) absoluta			3,9	4,8	13,8	21,8
b) relativa			2,8	3,4	9,9	15,7

Gráfico 3

TASAS DE MORTALIDAD INFANTIL INTERPOLADAS EN LAS TABLAS DE COALE-DEMENY, A PARTIR DE LOS  $x_{q0}$  OBTENIDAS DE LA TABLA DE MORTALIDAD DE URUGUAY 1974-1976

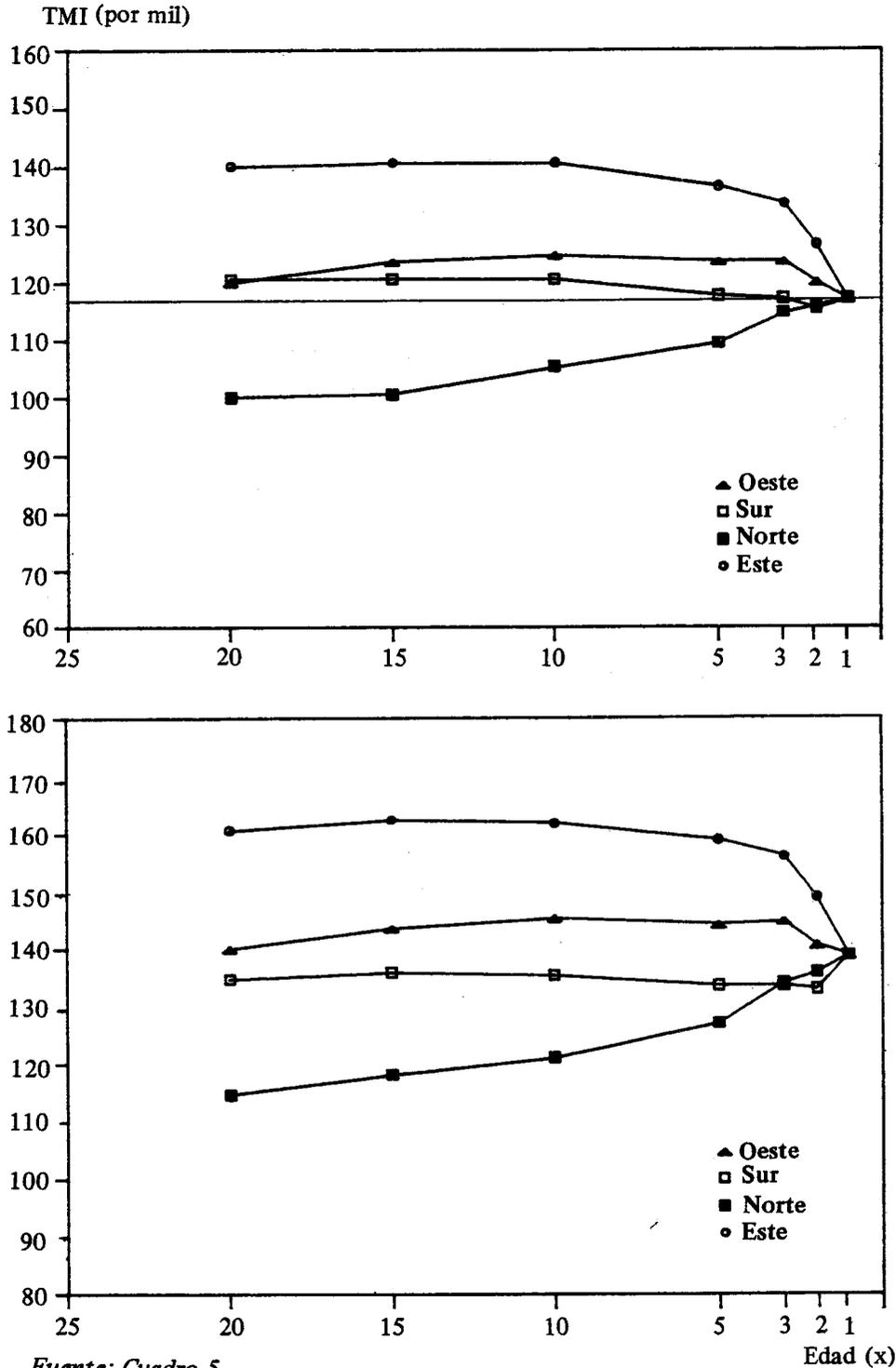


En ambos países estudiados se disponía de tablas de mortalidad relativamente confiables. En la mayoría de los países, esto no es lo que generalmente ocurre. De ahí que sea necesario, en la mayoría de los casos, el uso de otras fuentes.

Las estimaciones de mortalidad infantil y juvenil derivada de las historias de embarazos constituyen, en muchos países, una fuente importante —y en muchos casos la única— para ayudar a seleccionar el modelo de mortalidad más apropiado. En el caso de Colombia, por ejemplo, se tomaron como punto de partida las tasas de mortalidad infantil obtenidas directamente de la historia de embarazos y se vio cuál de los modelos proporcionaba estimaciones más cercanas a éstos (véase Zlotnik, H., 1982). Se apreció que el

Gráfico 4

TASA DE MORTALIDAD INFANTIL OBTENIDAS POR INTERPOLACION DE LAS  $xq_0$  DE LAS TABLAS DE VIDA DE HONDURAS, 1971-1972, EN LAS TABLAS DE COALE Y DEMENY



Fuente: Cuadro 5.

modelo Oeste, y especialmente el Norte, eran los que se aproximaban más a las estimaciones directas de la mortalidad infantil. Se encontró, sin embargo, que el primero sobrestimaba y el segundo subestimaba la mortalidad infantil, de modo que se optó por un promedio de los  ${}_1q_0$  derivados de ambos modelos.

Aunque éste parece ser un criterio válido para la selección del modelo, por cuanto se trabaja, en general, con la misma fuente de datos para ambas estimaciones (directas e indirectas), puede suceder que se produzca una omisión de niños menores de un año relativamente mayor que en otras edades, o que sencillamente se desplace la fecha de muerte. Esto implicaría, en ambos casos, una subestimación de la mortalidad infantil obtenida directamente, lo que lleva a una selección errónea del patrón de mortalidad por edad más apropiado.

Hasta aquí se han mencionado casos en que existe alguna información externa que ayuda a seleccionar el modelo de mortalidad. En muchos países esta información no existe o es de baja calidad. En este caso, si sólo existe una única fuente de datos no parece conveniente realizar estimaciones de la tendencia de la mortalidad infantil, sino más bien tomar los valores que presentan una menor variabilidad (como es el caso de las  ${}_1q_0$  derivadas de las  ${}_3q_0$  ó de las  ${}_5q_0$ ). Si existe más de una fuente, un criterio de validación del modelo está en la coherencia que presentan las estimaciones de las diferentes fuentes para los distintos modelos. Sin embargo, debe tenerse la precaución de no hacer de esto el único criterio para la elección del modelo. En cualquier caso, una evaluación de los datos básicos es una premisa necesaria para la toma de decisiones.

## V. SELECCION DE OTROS INDICES PARA MEDIR LA MORTALIDAD EN LA NIÑEZ

Cuando no se dispone de información externa que permita justificar la elección de un determinado modelo de mortalidad, no parece conveniente estimar la mortalidad infantil, sino utilizar otro indicador que esté menos afectado que éste por el patrón de la mortalidad por edad. Una posibilidad consiste en calcular valores de  $\alpha$  en el sistema logito de Brass, tomando como estándar un patrón de mortalidad que se suponga no está demasiado alejado del país. Esto significa, sin embargo, comprometerse de todos modos con la estructura de la mortalidad de todas las edades.

Cuadro 6  
 PROBABILIDADES DE MORIR  ${}_2q_0, {}_3q_0, {}_5q_0$  INTERPOLADAS EN LAS TABLAS MODELO DE  
 COALE-DEMENY, A PARTIR DE LAS  ${}_xq_0$  OBTENIDAS MEDIANTE LA TECNICA COALE-TRUSSELL  
 HONDURAS, CENSO DE 1974

Edad (x)	${}_xq_0$ (por mil)				Diferencia relativa entre valores extremos (%)
	Oeste	Sur	Norte	Este	
(a) Probabilidades de morir entre 0 y 2 años ( ${}_2q_0$ ).					
2	146,4	145,6	139,3-	147,3+	5,7
3	133,8	134,3	122,2-	137,9+	12,8
5	148,2	149,3	131,6-	155,1+	17,9
10	151,2	154,5	132,2-	161,0+	21,8
15	162,7	167,0	140,4-	176,2+	25,5
20	164,9	171,4	141,0-	181,7+	28,9
(b) Probabilidad de morir entre 0 y 3 años ( ${}_3q_0$ ).					
2	158,9	160,5+	157,6	156,3-	2,7
3	145,0	147,3+	137,8-	146,2	6,9
5	160,9	164,8+	148,6-	164,8+	10,9
10	164,2	170,9	149,3-	171,1+	14,6
15	177,0	185,5	158,9-	187,4+	17,9
20	179,4	190,7	159,6-	193,4+	21,1
(c) Probabilidad de morir entre 0 y 5 años ( ${}_5q_0$ ).					
2	173,1	172,9	181,8+	166,3-	9,3
3	157,7	158,1	158,4+	155,3-	2,0
5	175,4	177,6+	171,1-	175,4	3,8
10	179,0	184,5+	172,0-	182,3	7,3
15	193,3	207,3+	183,2-	199,9	13,4
20	195,0	213,2+	184,1-	206,4	15,8

NOTA: Los signos (+) y (-) indican los valores más alto y más bajo, respectivamente.

Cuadro 7

PROBABILIDADES DE MORIR  ${}_2q_0, {}_3q_0, {}_5q_0$  INTERPOLADAS EN LAS TABLAS MODELO DE COALE-DEMENY, A PARTIR DE LAS  ${}_xq_0$  OBTENIDAS MEDIANTE LA TECNICA COALE-TRUSSELL. URUGUAY, CENSO DE 1975

Edad (x)	${}_xq_0$ (por mil)				Diferencia relativa entre valores extremos (%)
	Oeste	Sur	Norte	Este	
(a) Probabilidad demorar entre 0 y 2 años ( ${}_2q_0$ ).					
2	59,9	59,7	57,2-	60,1+	5,1
3	48,3	49,7+	44,4-	49,6	11,9
5	47,2	49,6+	42,4-	49,2	17,0
10	46,1	51,0+	41,6-	49,5	22,6
15	45,0	51,2+	40,2-	48,9	27,4
20	44,9	53,7+	39,1-	49,7	37,3
(b) Probabilidad de morir entre 0 y 3 años ( ${}_3q_0$ ).					
2	63,8+	62,8	63,3	62,5-	2,1
3	51,0	51,8+	48,6-	51,4	6,6
5	49,8	51,8+	46,3-	51,0	11,9
10	48,6	53,3+	45,4-	51,3	17,4
15	47,5	53,5+	43,7-	50,7	22,4
20	47,4	56,2+	42,5-	51,5	32,3
(c) Probabilidad de morir entre 0 y 5 años ( ${}_5q_0$ ).					
2	68,6	65,7	72,1+	65,4-	10,2
3	54,5	53,9	54,7+	53,6-	2,1
5	53,2	53,9+	52,0-	53,2	3,7
10	51,9	55,6+	50,9-	53,5	9,2
15	50,7	55,7+	48,9-	52,9	13,9
20	50,6	58,7+	47,4-	53,8	23,8

NOTA: Los signos (+) y (-) indican los valores más alto y más bajo respectivamente.

Una vía que parece más razonable consiste en estimar la tendencia de las probabilidades de muerte  ${}_2q_0$ ,  ${}_3q_0$ , o  ${}_5q_0$ . (Cabe recordar que en el proyecto IMIAL desarrollado en CELADE se tomaba como indicador de la mortalidad en la infancia la  ${}_2q_0$ ). En los cuadros 6 y 7 se presentan los resultados de estos cálculos para Honduras, 1974 y Uruguay, 1975. De estos cuadros se desprende con claridad que, a medida que se engloba un tramo mayor de edad, las probabilidades de muerte estimadas de los diferentes modelos presentan una variabilidad mucho menor.

Así, por ejemplo, si se interpola la  ${}_2q_0$ , el "error máximo probable" sería apenas dos tercios del que se produce cuando se interpola la  ${}_1q_0$ ; si se estima la  ${}_3q_0$ , el margen de variación se reduce a la mitad, y si se usa la  ${}_5q_0$ , el margen de variación de las estimaciones basadas en diferentes modelos se reduce significativamente, alcanzando un valor máximo de 14 por ciento cuando esta probabilidad se estima a partir de la  ${}_2q_0$ , siendo superior al 10 por ciento en los primeros cuatro valores. Estas variaciones son aún elevadas; sin embargo, pueden ser reducidas mediante el uso de una estructura por edad de la mortalidad promedio, como la de la Familia Oeste.

Pareciera que lo más recomendable sería estimar la  ${}_5q_0$  (exceptuando quizás aquella que proviene de la  ${}_2q_0$ , que muestra una mayor variabilidad). La elección de uno u otro indicador depende, sin embargo, del criterio del investigador. Si bien es cierto que la estimación de las  ${}_5q_0$  proporciona una estimación menos variable en función del modelo elegido, y por tanto más confiable, también es cierto que en la medida en que se toma un tramo mayor de edad de la infancia se va perdiendo la importancia que tiene la mortalidad que se produce cerca del primer año de vida. La decisión de usar uno u otro índice es el resultado, entonces, del mayor o menor conocimiento que se tenga sobre la mortalidad del país (y por tanto de los márgenes de variación máximos aceptables), del conocimiento que se tenga sobre el patrón de la mortalidad por edad y, finalmente, del interés de la investigación.

## VI. ALGUNAS CONCLUSIONES FINALES

El objetivo principal de este trabajo ha sido el análisis de los problemas que se presentan cuando se trata de obtener estimaciones de mortalidad infantil a partir de los resultados ( ${}_xq_0$ ) derivados de la aplicación de la técnica de Coale-Trussell a la información sobre hijos nacidos vivos y sobrevivientes obtenidos en un censo o encuesta.

La conclusión principal es que es necesario disponer de alguna información adicional, que permita deducir el patrón de la mortalidad en las primeras edades, como la única posibilidad de que la selección de una tabla de vida modelo haga posible obtener estimaciones razonables de la tendencia de la mortalidad infantil en un país. Se ha sugerido que en el caso de que exista un total desconocimiento del patrón de la mortalidad por edad, es factible el uso de la probabilidad de muerte entre 0 y 2, 3, ó 5, años que muestran una menor variabilidad en los valores que se obtienen de los diferentes modelos. En estos casos, si la mortalidad infantil no es muy baja, la selección de una tabla de vida modelo como la Oeste puede reducir aún más esta variabilidad.

Por otra parte, en este estudio se ha centrado la atención en los problemas relacionados con la adecuación de las tablas de vida modelo a la realidad de los países, y no en la confiabilidad misma de las tendencias de la mortalidad infantil derivadas de esta técnica indirecta de estimación.

Debe tenerse presente, sin embargo, que los niveles y las tendencias de la mortalidad infantil aquí estimadas pueden estar afectadas por otros factores no menos importantes, como es el caso de la calidad de los datos básicos. Por ejemplo, es bastante conocido el problema de la omisión de hijos fallecidos, que puede llevar a una subestimación de la mortalidad infantil, ya que afecta principalmente a la información de mujeres de mayor edad.

Debe considerarse, además, que las  ${}_xq_0$  de las que se derivan las tasas de mortalidad infantil se obtienen de una medida acumulada de la mortalidad ( $D_i$ ), y por tanto las estimaciones de la mortalidad infantil no pueden reflejar sus variaciones anuales, si no que más bien, éstas representan una tendencia promedio.

A pesar de lo anterior, cuando se dispone de más de una fuente de información sobre hijos nacidos vivos y sobrevivientes, de relativamente buena calidad, y puede inferirse de algún modo el patrón de mortalidad por edad del país, la técnica aquí analizada ha mostrado ser una muy interesante vía para el conocimiento de los cambios de la mortalidad en la infancia y en la niñez de muchos países latinoamericanos.

## BIBLIOGRAFIA

- Arthur, W.B., Stoto, M.A., 1983: An analysis of indirect mortality estimation, *Population Studies*, V-1.37, No. 2.
- Brass, W., 1974: *Métodos para estimar la fecundidad y la mortalidad en poblaciones con datos limitados*. CELADE, Serie E, No. 14, Santiago, Chile.
- CELADE, 1984: *La mortalidad infantil en Honduras*, Santiago, Chile. (En prensa).
- CELADE, 1985: Investigación sobre la mortalidad infantil en Uruguay, Santiago, Chile. (Estudio en realización).
- Coale, A., Demeny, P., 1983: *Regional model life tables and stable population*. Second edition. Academic Press, New York.
- Coale, A., Trussell, J., 1974: Model fertility schedules variations in the age of child-bearing in human populations. *Population Index*, Vol. 40, No.2.
- Coale, A., Trussell, J., 1977: Estimating the time to which Brass estimates apply, *Population Bulletin of the United Nations*, No. 10.
- Feeney, G., 1977: *Estimación de las tendencias de la mortalidad a partir de información de hijos sobrevivientes*. CELADE, Serie D No. 88, Santiago, Chile.
- Hill, K., 1976: Análisis de preguntas retrospectivas, *Encuesta Demográfica Nacional de Honduras*. Fascículo VII. CELADE y Dirección General de Estadística y Censos de Honduras; Serie A, No. 129, San José, Costa Rica.
- Hill, K., 1984: An evaluation of indirect methods for estimating mortality, *Methodologies for the collection and analysis of mortality data*. Vallin, J. et al. Editors, Ordina Editions, Liege.
- Ortega, A., Rincón, M., 1975: Mortalidad. *Encuesta Demográfica Nacional de Honduras*. Fascículo IV. CELADE y Dirección General de Estadística y Censos de Honduras. Serie A., No. 129 San José, Costa Rica.
- Preston, S.H., Palloni, A., 1977: Fine-tuning Brass-type mortality estimates with data on ages of surviving children, *Population Bulletin of the United Nations*, No. 10.