ESTIMACION DE LA MORTALIDAD A TRAVES DE LAS PREGUNTAS SOBRE HIJOS NACIDOS VIVOS E HIJOS SOBREVIVIENTES

Sr Antonio Ortega,
CELADE, Sub-sede.

ESTIMACION DE LA MORTALIDAD A TRAVES DE LA PREGUNTAS SOBRE HIJOS NACIDOS VIVOS E HIJOS SOBREVIVIENTES

por Antonio Ortega

1. Introducción

En la mayoría de los países de América Latina, la información estadística sobre nacimientos y defunciones es deficiente o bien no se lleva con regularidad, lo cual no permite realizar estimaciones confiables de la mortalidad y de la natalidad por los métodos tradicionales.

Para suplir esta carencia de datos, a la par que se hacen intentos para mejorar la calidad de las estadísticas vitales, se están desarrollando métodos que tratan de aprovechar la información ya existente o que resulta fácil de obtener, por ejemplo la información que figura en los censos de población y en encuestas especiales.

En el presente documento se tratará de aprovechar la información que puede obtenerse a través de dos preguntas efectuadas a las mujeres: el número total de hijos tenidos (nacidos vivos), y el número de hijos sobrevivientes al momento para el cual se solicita la información. Los datos provistos por estas dos preguntas permiten obtener proporciones de hijos sobrevivientes según grupos de edades de las madres, proporciones que están ligadas en forma muy definida con el nivel de mortalidad.

La primera de estas preguntas se ha investigado en la mayoría de los censos de población de América Latina levantados alrededor de 1960 por el contrario la segunda, solamente fue incluída en el censo del Brasil, aunque se ha investigado en algunas encuestas - especialmente las de fecundidad-, y en los últimos censos experimentales realizados.

El objetivo final del documento es desarrollar un modelo que permita en forma rápida estimar la esperanza de vida al nacer de un país, región, etc., para fechas vecinas al momento del censo o de la encuesta de donde se obtuvo la información. Se presenta en primer lugar un esquema básico que muestra cómo se puede asociar la proporción de sobrevivientes con un nivel dado de mortalidad y un patrón de fecundidad.

Luego se generaliza el esquema en un cuadro (cuadro 2), para 11 niveles de mortalidad y 3 patrones distintos de fecundidad. Se supone en un primer momento que ambas variables permanecen constantes en el tiempo.

A continuación se hace variar la mortalidad y la fecundidad para adecuar el modelo en la realidad; y en el último punto se trata de medir qué efecto tienen sobre las estimaciones de la mortalidad, las omisiones de las dos preguntas básicas. Este punto es bastante importante porque en última instancia la aplicabilidad o no de este método dependerá de la calidad de la información básica.

Al final se presenta una aplicación práctica del modelo, con datos de Costa Rica obtenidos del censo experimental realizado en marzo de 1968.

2. Relación que puede establecerse entre la proporción de sobrevivientes y la mortalidad y la fecundidad. Presentación del esquema básico.

Se asumirá en un principio que tanto la mortalidad como la fecundidad por edad permanecen constantes a lo largo del tiempo. Posteriormente se hará variar estas variables.

Supóngase que se tiene además:

a) La mortalidad de cada sexo por edades individuales (o más específicamente las relaciones de supervivencia ${}_1P_x$) .

b) Las tasas de fecundidad por edades simples (${}_1f_x$), las cuales supuestamente se inician a los 15 años y se anulan a los 50.

c) Información por edades individuales de ungrupo quinquenal de mujeres con edades comprendidas entre 10 y 14 años cumplidos, es decir que todavía no han iniciado su vida reproductiva.

Esta cohorte de mujeres se la someterá a la fecundidad considerada, es decir, se estimará los hijos ocurridos en cada uno de los años siguientes. De esta manera se obtendrán los hijos tenidos por las madres de cualquier grupo quinquenal. Por ejemplo al cabo de 5 años se tendrán las mujeres de 15 a 19 años las cuales habrán tenido hijos en cada uno de los años del quinquenio. De estos nacimientos, dependiendo de la mortalidad de los menores, una parte llegará con vida al final del período.

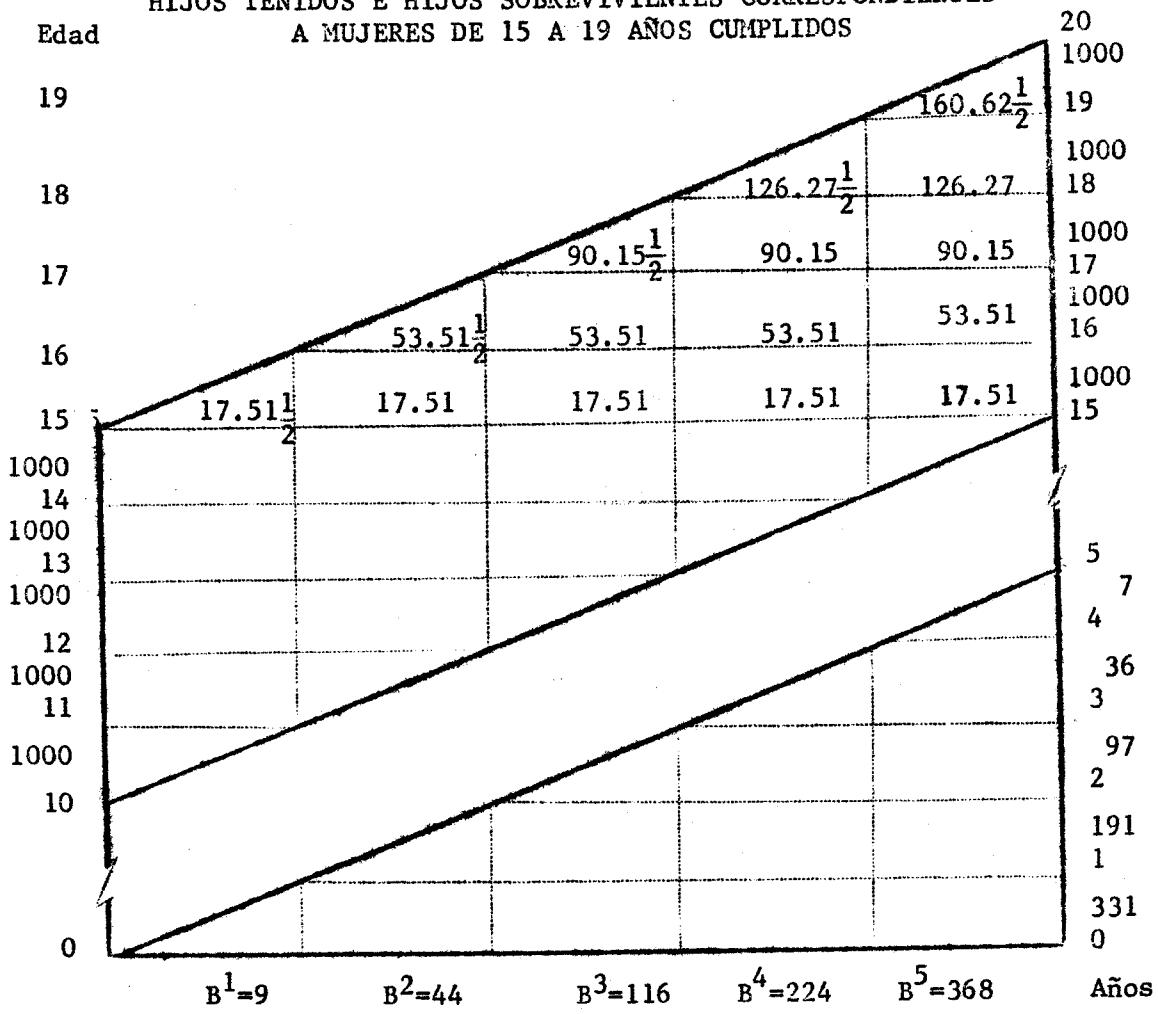
Relacionando entonces los niños sobrevivientes con los nacimientos del quinquenio podrá establecerse la proporción de hijos sobrevivientes correspondientes a madres de 15 a 19 años.

Es necesario en este esquema considerar que ninguna de las mujeres de la cohorte inicial fallece lo contrario sería incorrecto ya que se trata de estimar la mortalidad a partir de la proporción de hijos sobrevivientes de madres que están con vida al momento de una encuesta.

En el gráfico 1 se presenta un ejemplo numérico. Partiendo de una cohorte arbitraria de mujeres de 10 a 14 años (1000 mujeres en cada edad), y aplicando las tasas de fecundidad del cuadro 1 se obtienen 9 nacimientos el primer año ($\frac{1}{2}$ x17.51), 44 el segundo,etc. en total 761 nacimientos en el quinquenio (observese cómo los nacimientos se concentran en los últimos años).

Gráfico 1

HIJOS TENIDOS E HIJOS SOBREVIVIENTES CORRESPONDIENTES A MUJERES DE 15 A 19 AÑOS CUMPLIDOS



A su vez multiplicando los nacimientos de cada año por las relaciones de supervivencia de cada sexo (en proporción de 105 nacimientos de varones por cada 100 mujeres) se obtienen 662 niños sobrevivientes.

Relacionando finalmente los hijos tenidos con los sobrevivientes se llega a 662/761= 0.870 que representa la proporción de hijos sobrevivientes correspondientes a madres con edades comprendidas entre 15 y 19 años.

Esta proporción depende fundamentalmente de la mortalidad entre 0 y 4 años. De la misma forma la proporción de sobrevivientes de madres de 20 a 24 años dependerá principalmente de la mortalidad entre 0 y 9 años, etc.. Es decir que la relación entre la proporción de sobrevivientes y el nivel de la mortalidad se está estableciendo a partir de la mortalidad infantil y juvenil, que es la que con mayor sensibilidad refleja las variaciones de la mortalidad general.

Cuadro 1

RELACIONES DE SUPERVIVENCIA (P_x) Y TASAS DE FECUNDIDAD (f_x) PARA EDADES SELECCIONADAS

Edad	P_x Masculinas	P_x Femeninas	Edad	1000 f_x
b	0.89216	0.90719	15	17.51
0	0.94404	0.95036	16	53,51
1	0.97619	0.97655		
2	0.98761	0.98779	17	90.15
3	0.99119	0.99131	18	126.27
4	0.99350	0.99370	19	160.62

FUENTE: Valores interpolados por edades individuales a partir de la información citada en las llamadas 1/ y 3/.

3. Estimación de la proporción de sobrevivientes para diferentes niveles de mortalidad y de fecundidad

Siguiendo el esquema desarrollado en el punto 2 se obtuvo, con ayuda de un computador, una red más o menos completa de variación de la proporción de hijos sobrevivientes, combinando 11 diferentes niveles de mortalidad con 3 de fecundidad.

Los distintos niveles de mortalidad fueron tomados de las Tablas Modelo de Naciones Unidas 1/, niveles 40, 50..., 110 y tres adicionales 65, 75, 85. Estos niveles cubren una variación en la esperanza de vida de 40 a 73 años.

Las relaciones de supervivencia de estas Tablas son quinquenales, por lo cual fue preciso interpolarlas por edades individuales para lo cual se siguió la metodología desarrollada en otra publicación 2/.

En relación con la fecundidad por edad es preciso distinguir en este momento dos componentes: la estructura de la fecundidad y el nivel.

La estructura (o los patrones) de fecundidad afecta la estimación de la proporción de sobrevivientes, ya que según que aquella tome importancia a una edad más temprana o más tardía, los niños nacidos de madres de un determinado grupo de edad estarán expuestos a riesgos más o menos prolongados de mortalidad. En cambio un nivel más alto o más bajo de fecundidad (bajo el supuesto ya asumido de constancia en el tiempo), no tiene influencia en la proporción de sobrevivientes porque, por ejemplo si las tasas de fecundidad se duplican, ocurrirá otro tanto con los nacimientos y con los niños sobrevivientes y la proporción permanecerá constante.

1/ Naciones Unidas, Manual 111, Métodos para preparar proyecciones de población por sexo y edad. Nueva York, 1956, ST/SOA/Serie A, No. 25 Apéndice

2/ Ortega, Antonio: Tablas completas de mortalidad para la República Argentina, 1959-1961. CELADE, Santiago, Chile, 1967.

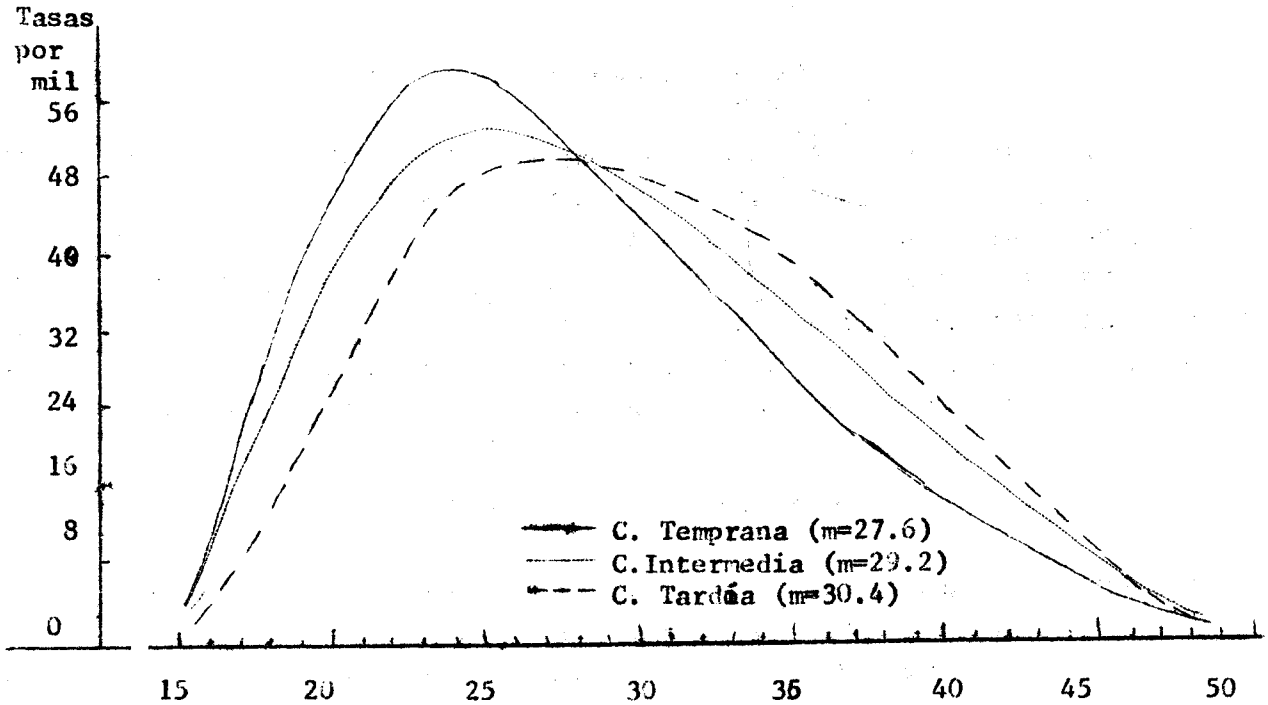
Por lo tanto los 3 modelos considerados de fecundidad difieren solamente en la estructura. Estos modelos fueron tomados del Boletín de Población de las Naciones Unidas No. 7 3/. El primero de cúspide temprana con una edad media de procreación m = 27.6 años, otro de cúspide tardía (m=30.4 años), y un tercero intermedio con una edad media m= 29.2.También fue necesario derivar tasas por edades individual habiéndose seguido la metodología empleada para interpolar las tasas de fecundidad de los países de América Central 4/. Los valores se presentan en el gráfico 2.

Es interesante destacar que de acuerdo con la información disponible 5/, las estructuras de fecundidad de todos los países de América Latina se encuentran dentro de los valores extremos de los modelos utilizados. Además, según la información de referencia, salvo Uruguay y Panamá que tendrían patrones típicamente tempranos con una edad media de procreación de 27 a 28 años, los demás países parecen oscilar alrededor de estructuras intermedias con una media de alrededor de m=29 años.

Los resultados de la combinación de los 11 modelos de mortalidad con los 3 de fecundidad se resumen eneel cuadro 2. Hay además allí una última columna que ser comentada posteriormente.

GRAFICO 2

Modelos de Fecundidad de Cúspide Temprana, Intermedia y Tardía



Fuente: Boletín de Población de Naciones Unidas No. 7

3/ Naciones Unidas, Boletín de Población No. 7 , 1963. Nueva York, 1965

4/ Macció, Guillermo, Ajuste e interpolación de tasas de fecundidad por edad (Aplicación a los países de América Central) CELADE, San José, Costa Rica, 1969.

5/ Macció, Guillermo, Ajuste e interpolación de tasas de fecundidad por edad (Aplicación a los países de América Latina) CELADE, San José, Costa Rica 1969.

Cuadro 2

PROPORCION DE HIJOS SOBREVIVIENTES SEGUN GRUPOS DE EDAD DE LAS MADRES, CORRESPONDIENTE A DIFERENTES NIVELES DE MORTALIDAD Y PATRONES DE FECUNDIDAD

Edad de las madres	Nivel 40 $e_0^0=40$	Nivel 50 $e_0^0=45$	Nivel 60 $e_0^0=50$	Nivel 65 $e_0^0=52.5$	Nivel 70 $e_0^0=55$	Nivel 75 $e_0^0=57.6$	Nivel 80 $e_0^0=60.4$	Nivel 85 $e_0^0=63.2$	Nivel 90 $e_0^0=65.8$	Nivel 100 $e_0^0=70.2$	Nivel 110 $e_0^0=73.0$	Momento del pasado al cual se refiere la estimación (en años)
a) Fecundidad temprana												
15 - 19	.8158	.8431	.8688	.8815	.8940	.9083	.9244	.9405	.9550	.9745	.9832	1.2
20 - 24	.7755	.8098	.8419	.8577	.8731	.8904	.9094	.9285	.9459	.9698	.9807	2.6
25 - 29	.7468	.7863	.8230	.8410	.8586	.8778	.8990	.9200	.9393	.9665	.9790	4.5
30 - 34	.7254	.7687	.8088	.8285	.8476	.8684	.8910	.9135	.9341	.9637	.9776	7.0
35 - 39	.7063	.7529	.7960	.8171	.8376	.8597	.8835	.9073	.9291	.9606	.9761	10.0
40 - 44	.6856	.7354	.7815	.8042	.8261	.8496	.8749	.9000	.9231	.9568	.9742	13.4
45 - 49	.6607	.7140	.7636	.7882	.8118	.8370	.8638	.8906	.9154	.9521	.9716	16.8
b) Fecundidad intermedia												
15 - 19	.8170	.8441	.8697	.8823	.8946	.9089	.9249	.9409	.9553	.9746	.9833	1.2
20 - 24	.7783	.8121	.8438	.8594	.8746	.8916	.9105	.9293	.9465	.9701	.9809	2.5
25 - 29	.7504	.7893	.8254	.8431	.8604	.8794	.9003	.9211	.9401	.9669	.9792	4.4
30 - 34	.7300	.7725	.8119	.8312	.8500	.8704	.8927	.9149	.9352	.9643	.9779	6.6
35 - 39	.7121	.7577	.7999	.8206	.8406	.8623	.8858	.9091	.9306	.9615	.9765	9.3
40 - 44	.6927	.7413	.7864	.8086	.8300	.8530	.8778	.9024	.9251	.9580	.9748	12.5
45 - 49	.6690	.7211	.7696	.7935	.8165	.8412	.8675	.8937	.9180	.9537	.9725	16.0
c) Fecundidad tardía												
15 - 19	.8206	.8471	.8721	.8844	.8965	.9105	.9262	.9419	.9561	.9751	.9835	1.2
20 - 24	.7836	.8166	.8473	.8625	.8773	.8940	.9125	.9309	.9477	.9708	.9812	2.3
25 - 29	.7556	.7935	.8288	.8461	.8630	.8817	.9022	.9226	.9413	.9675	.9795	3.9
30 - 34	.7355	.7770	.8155	.8344	.8528	.8728	.8947	.9166	.9366	.9650	.9782	6.0
35 - 39	.7182	.7628	.8040	.8242	.8438	.8651	.8881	.9111	.9322	.9624	.9770	8.5
40 - 44	.6993	.7469	.7910	.8127	.8336	.8562	.8805	.9047	.9270	.9592	.9754	11.5
45 - 49	.6750	.7263	.7740	.7974	.8200	.8443	.8702	.8961	.9199	.9549	.9732	15.0

En este cuadro puede verse que la proporción de sobrevivientes varía claramente con el nivel de la mortalidad. Por ejemplo en el modelo de fecundidad intermedia, cuando la esperanza de vida al nacer pasa de 50 a 60 años, la proporción de sobrevivientes de madres de 20 a 24 años cambia de 0.8438 a 0.9105.

Por el contrario la proporción de sobrevivientes no es sensible a diferentes patrones de fecundidad. Así el valor 0.8438 mencionado anteriormente (e_0° = 50, grupo 20, 24, fecundidad intermedia),cambia a 0.8419 y 0.8473 según que respectivamente se empleen patrones de fecundidad tempranos o tardíos, cambios similares a los que se lograrían con una modificación de sólo medio año en la esperanza de vida.

Esta propiedad es la que permite estimar el nivel de la mortalidad a partir de la proporción de hijos sobrevivientes, sin que esta estimación está afectada de importancia por los patrones de fecundidad.

4. Cambios en la mortalidad y en la fecundidad a través del tiempo

Hasta el momento se ha considerado que tanto la mortalidad como la fecundidad permanecen constantes a lo largo del tiempo; en lo que sigue se le hará variar.

a) Cambios en la mortalidad

Se ejemplificará la metodología seguida para pasar de la mortalidad constante a la mortalidad variable, con las mujeres del grupo de 20 a 24 años.

Si se supone- como ya se ha hecho-que la fecundidad se inicia a los 15 años, las mujeres de 20 a 24 habrían tenido todos sus hijos en los últimos diez. Se hará variar por lo tanto la mortalidad de los últimos 10 años, para lo cual se supondrá una ganancia lineal de 0.5 años en la esperanza de vida por cada año, a partir de un valor inicial de esperanza de vida que para este ejemplo se considera igual a 50 años.

En el cuadro 2, modelo de fecundidad intermedia se lee que:- si la mortalidad se mantiene constante durante los últimos 10 años al nivel 60 (e_0°=50), la proporción de sobrevivientes de madres de 20 a 24 años será 0.8438.
- si por el contrario se mantiene constante al nivel 70 (e_0° =55) la proporción será 0.8746.

Es evidente que si la esperanza de vida sa hace variar en forma lineal entre 50 y 55 años de esperanza de vida, la proporción de sobrevivientes estará comprendida entre las dos estimaciones anteriores. Es interesante destacar que como los nacimientos no se producirán de manera uniforme a lo largo de los 10 años sino que tenderán a concentrarse en los últimos, la proporción de sobrevivientes en este caso de mortalidad variable estará más proxima de o.8746.

Efectuando la estimación conforme al esquema indicado en el punto 2, con la sola diferencia que los sobrevivientes de los nacimientos se calculan con valores de P_x que varían en el tiempo en la forma arriba indicada, se obtiene 0.8670.

Interpolando en el cuadro 2, se tiene que este valor corresponde a una esperanza de vida de 53.75 años. A su vez 53.75 es la esperanza de vida de un moment

ubicado 2.5 años antes de terminar el período decenal (de acuerdo con lo que se indica en el segundo párrafo de este punto 4a.)

Por lo tanto la proporción de sobrevivientes de madres de 20 a 24 años está midiendo la esperanza de vida que tenía el área en cuestión 2.5 años antes del momento del censo o de la encuesta de la cual se obtendría el supuesto valor 0.8670.

El resultado 2.5 no depende sensiblemente del nivel de la mortalidad elegido como punto de partida ni tampoco de descensos lineales más rápidos o lentos que los considerados en el ejemplo; en cambio si guarda una asociación definida con el patrón de fecundidad utilizado, debido a lo cual se han elaborado estimaciones separadas para cada modelo de fecundidad.

Siguiendo el procedimiento descrito, se ha estimado el tiempo previo al cual se refiere la estimación de la mortalidad, según la proporción de sobrevivientes de madres de diferentes grupos quinquenales de edad. Los resultados se presentan en la última columna del cuadro 2.

b) Cambios en la fecundidad.

Ya se ha indicado que cuando la fecundidad permanece constante, el nivel de esta variable no afecta la proporción de hijos sobrevivientes que tendrán las mujeres de un determinado grupo de edades. No ocurre otro tanto cuando la fecundidad varía en el tiempo.

Para una cohorte de mujeres, un descenso de la fecundidad a partir de un momento determinado significa que las tasas siguientes pierdan importancia relativa con respecto a las anteriores, y por lo tanto equivale a que esa cohorte tenga patrones más tempranos de fecundidad por edad.

Es decir que para la estimación de la mortalidad por este método, un descenso más o menos sostenido de la fecundidad tienen el mismo efecto que si el país tuviese patrones más tempranos de fecundidad, y a la inversa los aumentos equivalen a patrones más tardíos.

Debido a que una proporción dada de sobreviviente corresponde a una esperanza de vida más alta cuando la fecundidad es más temprana, si se tratara de estimar la mortalidad en un país o región que se encuentre en estas condiciones, es decir, con tasas de fecundidad que han venido bajando (subiendo) desde años anteriores a la fecha del censo o de la encuesta, no tomar en cuenta este aspecto equivaldría a que la esperanza de vida resultara ligeramente subestimada (sobreestimada).

Sin embargo, en vista del poco peso que los patrones de fecundidad tienen en las estimaciones de la mortalidad, las diferencias no tendrían importancia práctica.

Cuando el país no tenga patrones de fecundidad tempranos, situación en que se encontrarían casi todos los países de América Latina, este pequeño sesgo podría eliminarse efectuando las estimaciones en el modelo de fecundidad temprana, cuando haya inicios de que la fecundidad ha venido descendiendo en los años anteriores a la fecha de la encuesta.

Antes de pasar a una aplicación práctica de eset modelo que numéricamente es

tá resumido en el cuadro 2, se verá en el punto siguiente qué efectos tienen sobre las estimaciones de la mortalidad los errores en las dos preguntas básicas.

5. Errores en la información básica

El modelo que se ha desarrollado considera que las mujeres declaran en forma correcta el número de hijos nacidos y el número de hijos sobrevivientes. En la práctica cabe esperar que se produzcan errores varios, de los cuales los más importantes son las omisiones en el número de hijos tenidos. Estas omisiones originan comunmente una sobreestimación de la proporción de hijos ya fallecidos que los que se encuentran con vida.

Como último punto, la pregunta que se tratará de responder aquí es la siguiente: ¿En qué medida estas omisiones invalidan o restan confiabilidad a los resultados obtenidos?

Cada proporción de sobrevivientes (PS) puede expresarse como un cociente entre los hijos al momento del censo (HV) y la suma de los hijos vivos más los hijos fallecidos (HF).

$$PS = \frac{HV}{HV+HF} = \frac{1}{1+\frac{HF}{HV}}$$

Tomando un valor cualquiera del cuadro 2, por ejemplo 0.8697 (e_0^0=50, grupo 15-19, fecundidad intermedia), se tiene que por cada diez mil hijos nacidos vivos los sobrevivientes y los fallecidos son, HV=8697, HF=1303. Se considerararán 3 posibilidades.

a) Que con respecto a los valores supuestamente verdaderos citados arriba, se produzca una omisión del 10% en la declaración de hijos fallecidos, sin omisión en la declaración de hijos vivos, la proporción de sobrevivientes de madres de 15 a 19 años será

$$PS\ (15\text{-}19) = \frac{1}{1+\frac{(0.90)\ 1303}{8697}} = 0.8812$$

que corresponde a una esperanza de vida al nacer de 52.3 años.

b) Que se produzca una omisión del 10% en la declaración de hijos fallecidos, y una de 5% en la declaración de hijos vivos, la proporción de sobrevivientes en este caso será

$$PS\ (15\text{-}19) = \frac{1}{1+\frac{(0.90)\ 1303}{(0.95)\ 8697}} = 0.8757$$

que corresponde a una esperanza de vida de 51.2 años.

c) Finalmente si tanto la omisión de hijos fallecidos como los hijos vivos

es el 10% la proporción se sobrevivientes será

$$PS\ (15\text{-}19) = \frac{1}{1 + \frac{(0.90)\ 1303}{(0.90)\ 8697}} = 0.8697$$

es decir la proporción de sobrevivientes no cambia, y la esperanza de vida resulta en consecuencia igual a 50 años.

Este efecto de las omisiones sobre la esperanza de vida aproximadamente similar para otros grupos de edad de las mujeres y otros niveles de mortalidad.

Estos resultados y otros efecutados, permiten obtener la siguiente conclusión importante: Que aproximadamente por cada 5% de omisión de la declaración de hijos fallecidos (o un porcentaje mayor si hay también omisiones en los hijos vivos), la estimación de la esperanza de vida al nacer se sobreestima en poco más de un año.

Esta conclusión - que es alentadora -, estaría indicando que aunque la información básica no sea de buena calidad, de todas formas podrían obtenerse estimaciones del nivel de la mortalidad con una arpoximación aceptable. 6/

6. Aplicación práctica

En el cuadro 3 se incluye una aplicación práctica con datos obtenidos del censo experimental realizado en Costa Rica (Cantón de Grecia)en marzo de 1968. Allí se tiene:

Columnas (2) y (3): Información del censo
Columna (4) : Relación entre (3) y (2)
Columna (5) : Estimaciones de esperanza de vida, conseguidas por interpolación en el cuadro 2 (fecundidad intermedia).
Columna (6): Año al cual se refiere la estimación, se obtuvo por diferancia entre la fecha del censo y la última columna del cuadro 2.

Del exámen del cuadro 3 se desprende lo siguiente:

Debido al tamaño de la muestra, la estimación de la esperanza de vida para 1967 (e_0°= 67.6) no tiene ninguna significación práctica, ya que se está midiendo la mortalidad en base a la declaración de sólo dos niños fallecidos.

b) Los valores obtenidos parecen reflejar bien las condiciones de mortalidad de la región considerada, pues según tablas elaboradas para el total del país 7/

6/ Siguiendo un razonamiento del mismo tipo podría demostrarse que otro error frecuente: la mala declaración por edad de las mujeres, tiene una influencia sobre las estimaciones de la mortalidad, que es bastante inferior a las ocasionadas por las omisiones en los hijos declarados.

7/ Tablas de Vida en Costa Rica, 1949 -51. Dirección General de Estadística y Censos San José, Costa Rica, 1957, y
Tablas de Vida de Costa Rica, 1962-64, Instituto Centroamericano de Estadística, San José, Costa Rica, 1967.

Cuadro 3

COSTA RICA: ESTIMACION DEL NIVEL DE ESPERANZA DE VIDA PARA DIFERENTES AÑOS, A PARTIR DE LA PROPORCION DE HIJOS SOBREVIVIENTES

Grupos de edad	Hijos nacidos vivos1/	Hijos sobrevivientes1/	Proporción de hijos sobrevivientes	Valor estimado de esperanza de vida (e_0^0)	Año al cual se refiere la estimación
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
15-19	54	52	0.9630	67.6	1967
20-24	509	472	0.9273	62.9	1965
25-29	918	841	0.9161	62.5	1963
30-34	1305	1177	0.9019	61.6	1961
35-39	1636	1470	0.8985	61.9	1958
40-44	1566	1360	0.8685	59.4	1955
45-49	1272	1051	0.8263	56.0	1952

FUENTE: 1/ Censo experimental de Costa Rica. Informe Preliminar, CELADE, Santiago, Chile, 1968.

la esperanza de vida al nacer en 1950 y 1963 era respectivamente de 55.7 y 63.3 años.

c) La conclusión anterior no significa que la información básica esté libre omisiones. Así por ejemplo el valor e_0^0=61.9 que se aparta de la tendencia que muestran otros próximos a él, puede estar encerrando omisiones de las mujeres de ese grupo del orden del 10%, en la declaración de hijos fallecidos.

d) La serie de valores estimados, puede interpretarse como límites máximos de esperanza de vida para los diversos años, debido a la característica ya señalada de que las mujeres tienden con mayor facilidad a omitir los hijos ya fallecidos.

e) Con información proveniente de madres de 15 a 49 años se ha logrado estimaciones de la mortalidad para 16 años anteriores a la fecha del censo. Podrían obtenerse estimaciones para fechas más alejadas, prolongando el modelo a las mujeres de 50 años y más. Sin embargo, debido a que las omisiones van creciendo con la edad, en la mayoría de los casos los resultados estarían reflejando menos el nivel de la mortalidad que el grado de integridad de las estadísticas básicas.

f) La característica indicada de que las omisiones tienden a aumentar con la edad de las madres, estaría significando que la tendencia de la mortalidad sería por lo menos la que se deduce de la serie de valores de la columna (5), y que en caso de haber omisiones, la tendencia verdadera sería mayor que la estimada.

c) Las peuqeñas irregularidades que se observan en los valores estimados pueden deberse a la influencia combinada de diferentes causas, las más importantes de las cuales son: omisiones diferenciales de los hijos declarados en los diferentes grupos de edad, mala declaración de edad de las madres, que el número de muertes observadas se aparte alcatoriamente del valor esperado, etc. Si estas irregularidades tuviesen mayor importancia, podrían suavizarse los valores ajustando una curva a las esperanzas de vida el nacer inicialmente calculadas. Sin embargo para las nuevas estimaciones así obtenidas, valen todas las observaciones señaladas en los puntos anteriores.

Costa Rica, noviembre de 1969.