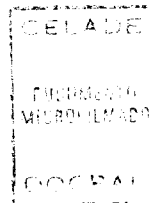


CELADE

SUBSEDE



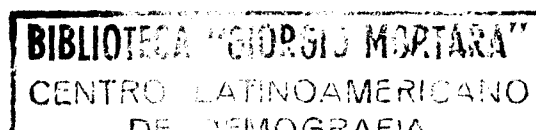
ANTONIO ORTEGA G.

*UN MODELO PARA ESTIMAR LA MORTALIDAD
A TRAVES DE LAS PREGUNTAS CENSALES
SOBRE HIJOS NACIDOS VIVOS E HIJOS SOBREVIVIENTES*

*(Versión corregida del documento presentado a la
Conferencia Regional Latinoamericana de Población
efectuada en México del 17 al 22 de agosto de 1970).*

CENTRO LATINOAMERICANO DE DEMOGRAFIA

SERIE AS N° 15



San José, Costa Rica
Setiembre 1972

— —

— —

1

1

1

ANTONIO ORTEGA G.

**UN MODELO PARA ESTIMAR LA MORTALIDAD
A TRAVES DE LAS PREGUNTAS CENSALES
SOBRE HIJOS NACIDOS VIVOS E HIJOS SOBREVIVIENTES**

*(Versión corregida del documento presentado a la
Conferencia Regional Latinoamericana de Población
efectuada en México del 17 al 22 de agosto de 1970).*

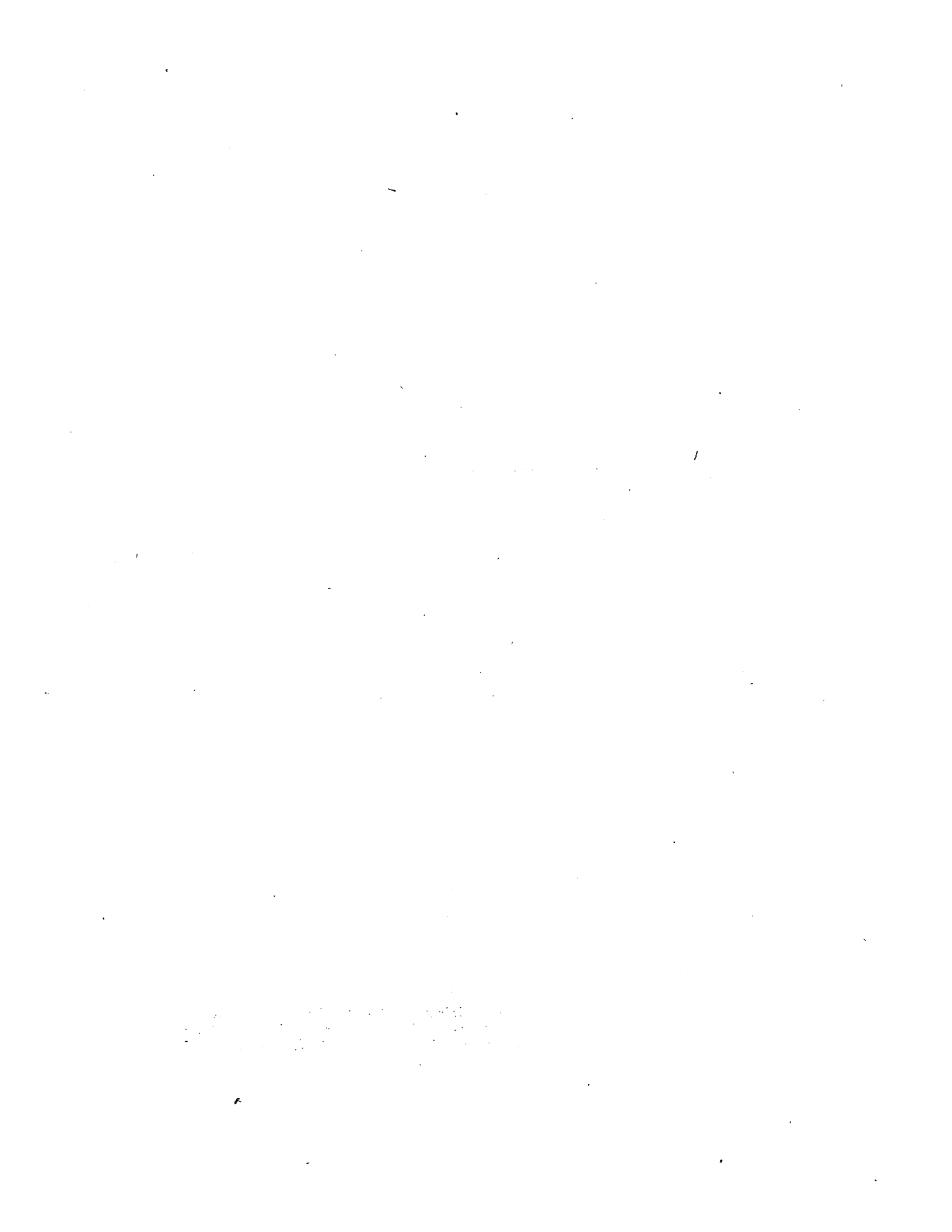
SERIE AS Nº 15

11287 ✓

San José, Costa Rica
Setiembre 1972



Las opiniones y datos que figuran en este trabajo son responsabilidad del autor, sin que el Centro Latinoamericano de Demografía (CELADE) sea necesariamente partícipe de ellos.



I N D I C E

	Página
1. INTRODUCCION.....	1
2. RELACION ENTRE LA PROPORCION DE HIJOS SOBREVIVIENTES, LA MORTALIDAD Y LA FECUNDIDAD. ESQUEMA BASICO.....	2
3. PROPORCION DE SOBREVIVIENTES PARA DIFERENTES NIVELES DE MORTALIDAD Y DE FECUNDIDAD.....	4
4. ERRORES EN LA INFORMACION BASICA.....	7
5. APLICACION PRACTICA.....	10
6. CONCLUSIONES.....	12

Anexos

1. Distribución de la fecundidad por edades simples según tres modelos teóricos.....	17
2. Momento del pasado al cual pueden asignarse las estimaciones de la mortalidad.....	21

1. INTRODUCCION

En la mayoría de los países de América Latina, la información estadística sobre nacimientos y defunciones presenta omisiones de importancia, lo cual no permite realizar estimaciones confiables de la natalidad y mortalidad.

Para suplir esta carencia de datos, a la par que se hacen esfuerzos por mejorar la calidad de las estadísticas vitales, se han desarrollado métodos alternativos para obtener esta información. Entre estos métodos puede mencionarse las encuestas periódicas o de otro tipo, el uso de modelos teóricos, y la inclusión de preguntas retrospectivas en los censos de población o encuestas especiales.

El presente trabajo se refiere a la medición de la mortalidad a través de las preguntas censales siguientes:

- a) Cuántos hijos nacidos vivos ha tenido?
- b) Cuántos de ellos están vivos actualmente?

las cuales han sido incluidas en la mayoría de los censos de población de esta década.

William Brass fue quien primero desarrolló una metodología para estimar la mortalidad a través de estas preguntas, en un trabajo publicado en 1961 (1). Su técnica permite transformar la proporción de hijos sobrevivientes, declarados por las mujeres de 15-19, 20-24, 25-29, ..., 60-64 años, en probabilidades de sobrevivir desde el nacimiento hasta los 1, 2, 3, 5, 10, ..., 35 años. Sobre este método existen explicaciones detalladas tanto en su libro "The Demography of Tropical Africa" (2)(3), como en el Manual IV de las Naciones Unidas (4) y en el Documento del "Seminario sobre métodos para medir variables demográficas" (5), que dirige - ra el propio Brass en San José de Costa Rica. Se han hecho además varias aplicaciones prácticas del mismo (5)(6).

El objetivo de este trabajo es presentar un modelo alternativo, más simple, para estimar la mortalidad a través de la información declarada de hijos nacidos vivos y sobrevivientes utilizando las Tablas Modelo de Naciones Unidas (7).

Se presenta en primer lugar un esquema básico que muestra cómo se puede asociar la proporción de hijos 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. Al final se incluyen algunas aplicaciones prácticas con datos obtenidos en los Censos Experimentales efectuados en Costa Rica (1968) y Guatemala (1970).

2.

2. RELACION ENTRE LA PROPORCION DE HIJOS SOBREVIVIENTES, LA MORTALIDAD Y LA FECUNDIDAD. ESQUEMA BASICO

Para la construcción del esquema básico que vincula las variables citadas en el título, se requiere:

- a) Una ley de mortalidad por edad. Se utilizarán las relaciones de supervivencia ${}_1P_x$, para $x = 0, 1, 2, 3, \dots, w$
- b) Una ley de fecundidad por edad. Se emplearán tasas por edades simples, las cuales supuestamente se inician a los 15 años y se anulan a los 50, o sea ${}_1f_x$, para $x = 15, 16, 17, \dots, 49$.
- c) Información por edades simples de un grupo quinquenal de mujeres con edades comprendidas entre 10 y 14 años cumplidos, es decir, que todavía no han iniciado su vida reproductiva.

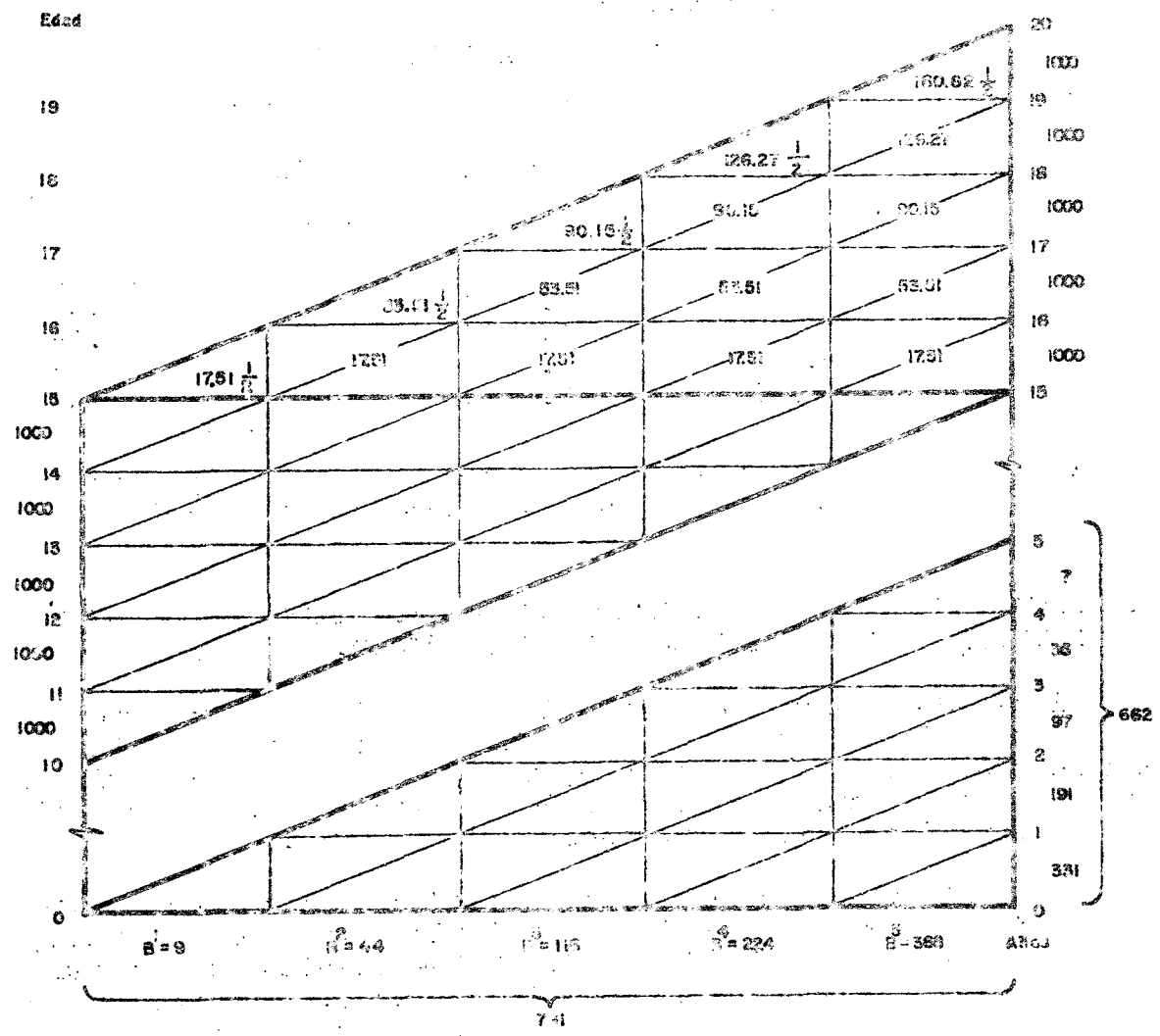
Esta cohorte de mujeres será sometida, en ausencia de mortalidad, a la ley de fecundidad considerada, estimándose de este modo los nacimientos ocurridos en cada uno de los años siguientes. No se considera la mortalidad de las mujeres de la cohorte originaria, ya que en el censo se investiga los hijos tenidos por las mujeres que sobreviven.

Al cabo de 5 años, se tendrá por una parte las mujeres de 15 a 19 años, y por otra los nacimientos ocurridos 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 los niños sobrevivientes con los nacimientos del quinquenio, puede establecerse la proporción de hijos sobrevivientes de mujeres de 15 a 19 años correspondiente a un determinado nivel de mortalidad y a un patrón de fecundidad por edad. Avanzando con la cohorte otros 5 años se tienen las mujeres de 20 a 24 años, etc.

En el gráfico 1 se presenta un ejemplo numérico. Partiendo de una cohorte arbitraria de mil mujeres en cada edad de 10 a 14 años, y aplicando las tasas de fecundidad del cuadro 1, se obtienen 9 nacimientos el primer año ($1/2 \times 17.51$), 44 nacimientos el segundo año, etc.; en total se acumulan 761 nacimientos en el quinquenio. 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 de mujeres), se obtienen 662 niños sobrevivientes.

Gráfico N° 1
**Hijos Tenidos e Hijos Sobrevivientes Correspondientes
 a Mujeres de 15 a 19 Años Cumplidos**



Relacionando finalmente los niños tenidos con los sobrevivientes se llega a $662/761 = 0.870$, que representa la proporción de hijos sobrevivientes de mujeres de 15 a 19 años, correspondiente a las leyes de mortalidad y de fecundidad dadas.

Esta proporción depende fundamentalmente de la mortalidad de 0 a 5 años de edad. De la misma forma la proporción de sobrevivientes de mujeres de 20 a 24 años depende de la mortalidad entre 0 y 10 años de edad, etc. Es decir, que la información declarada sobre hijos nacidos vivos y sobrevivientes está asociada en gran medida con la mortalidad infantil y juvenil.

Cuadro 1

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

Edad	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	17	90.15
2	0.98761	0.98779	18	126.27
3	0.99119	0.99131	19	160.62

FUENTE: Valores interpolados por edades simples a partir de la información citada en las llamadas (7) y (10).

3. ESTIMACION DE LA PROPORCION DE SOBREVIVIENTES PARA DIFERENTES NIVELES DE MORTALIDAD Y DE FECUNDIDAD.

Siguiendo el esquema desarrollado en el punto anterior se obtuvo, contando con la ayuda de un computador, una red más o menos completa de variación de la proporción de hijos sobrevivientes según diferentes grupos de edades de las madres, combinando 11 niveles de mortalidad con 3 patrones de fecundidad.

Los distintos niveles de mortalidad fueron tomados de las Tablas Modelo de Naciones Unidas ya citadas, niveles 40,50,...,110, y tres adicionales, 65, 75, y 85. Estos niveles cubren una variación en la esperanza de vida de 40 a 73 años. Las relaciones de supervivencia por edades simples se calcularon interpolando los sobrevivientes l_x mediante los multiplicadores de Beers (8) (9).

En relación con la fecundidad es conveniente distinguir, para propósitos de este trabajo, entre estructura y nivel de la misma. La estructura (o los patrones) de la fecundidad tiene incidencia sobre la proporción de hijos sobrevivientes ya que, según que aquélla tome importancia a una edad más temprana o más tardía, los niños nacidos estarán expuestos, respectivamente, a riesgos más o menos prolongados de mortalidad. Por el contrario, un nivel más alto o más bajo de fecundidad, no influye en la proporción de sobrevivientes ya que si por ejemplo las tasas de fecundidad se duplican, ocurrirá otro tanto con los nacimientos y los sobrevivientes, y en definitiva la proporción permanecerá constante.

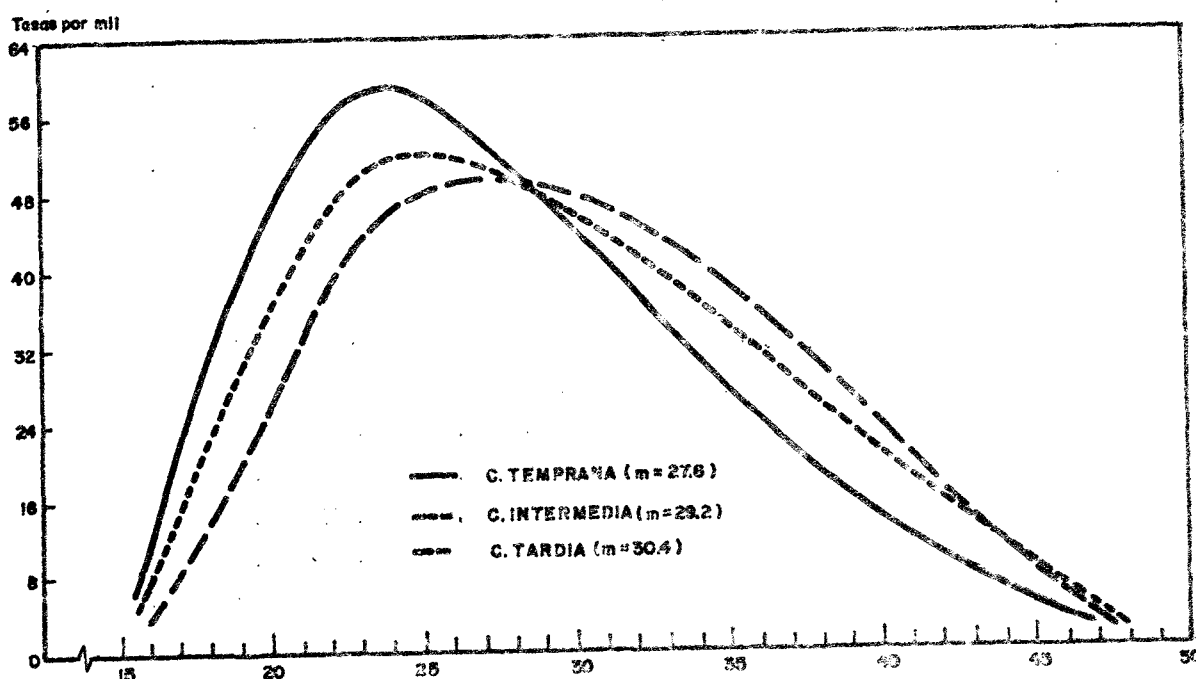
Por lo tanto, los tres modelos de fecundidad considerados, difieren solamente en su estructura. Estos modelos fueron tomados del Boletín de Población de las Naciones Unidas N°7 (10). El primero de cúspide temprana con una edad media de procreación $m=27.6$ años, otro de cúspide tardía ($m=30.4$ años) y un tercero intermedio ($m=29.2$ años). También aquí fue preciso derivar tasas por edades simples, para lo cual se siguió el procedimiento indicado en el Anexo 1. Las tasas obtenidas se reproducen en la Tabla 2 de este Anexo, y en el gráfico 2.

No se dispone de información confiable que permita concluir cuál es la estructura de la fecundidad en los diversos países de América Latina, pero de acuerdo con la información disponible (11), la distribución de la fecundidad de la mayoría de los países de la región se encontraría dentro de los modelos extremos considerados, ubicándose preferentemente alrededor de la estructura intermedia.

Los resultados de la combinación de los 11 modelos de mortalidad con los 3 de fecundidad, se resumen en el cuadro 2.

Gráfico N°2

MODELOS DE FECUNDIDAD DE CUSPIDE TEMPRANA, INTERMEDIA Y TARDIA



FUENTE: BOLETIN DE POBLACION DE NACIONES UNIDAS N°7
Y ANEXO 1, TABLA 2.

Cuadro 2

PROPORCIÓN 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 $e_0^0=73.0$
	1000q ₀ =185.6	159.1	133.8	121.2	108.8	94.2	77.5	60.9	45.9	26.5	17.9

a) Fecundidad temprana

15-19	.8158	.8431	.8688	.8815	.8940	.9083	.9244	.9405	.9550	.9745	.9832
20-24	.7755	.8098	.8419	.8577	.8731	.8904	.9094	.9285	.9459	.9698	.9807
25-29	.7468	.7863	.8230	.8410	.8586	.8778	.8990	.9200	.9393	.9665	.9790
30-34	.7254	.7687	.8088	.8285	.8476	.8684	.8910	.9135	.9341	.9637	.9776
35-39	.7063	.7529	.7960	.8171	.8376	.8597	.8835	.9073	.9291	.9606	.9761
40-44	.6856	.7354	.7815	.8042	.8261	.8496	.8749	.9000	.9231	.9568	.9742
45-49	.6607	.7140	.7636	.7882	.8118	.8370	.8638	.8906	.9154	.9521	.9716

b) Fecundidad intermedia

15-19	.8170	.8441	.8697	.8823	.8946	.9089	.9249	.9409	.9553	.9746	.9833
20-24	.7783	.8121	.8438	.8594	.8746	.8916	.9105	.9293	.9465	.9701	.9809
25-29	.7504	.7893	.8254	.8431	.8604	.8794	.9003	.9211	.9401	.9669	.9792
30-34	.7300	.7725	.8119	.8312	.8500	.8704	.8927	.9149	.9352	.9643	.9779
35-39	.7121	.7577	.7999	.8206	.8406	.8623	.8858	.9091	.9306	.9615	.9765
40-44	.6927	.7413	.7864	.8086	.8300	.8530	.8778	.9024	.9251	.9580	.9748
45-49	.6690	.7211	.7696	.7935	.8165	.8412	.8675	.8937	.9180	.9537	.9725

c) Fecundidad tardía

15-19	.8206	.8471	.8721	.8844	.8965	.9105	.9262	.9419	.9561	.9751	.9835
20-24	.7836	.8166	.8473	.8625	.8773	.8940	.9125	.9309	.9477	.9708	.9812
25-29	.7556	.7935	.8288	.8461	.8630	.8817	.9022	.9226	.9413	.9675	.9795
30-34	.7355	.7770	.8155	.8344	.8528	.8728	.8947	.9166	.9366	.9650	.9782
35-39	.7182	.7628	.8040	.8242	.8438	.8651	.8881	.9111	.9322	.9624	.9770
40-44	.6993	.7469	.7910	.8127	.8336	.8562	.8805	.9047	.9270	.9592	.9754
45-49	.6750	.7263	.7740	.7974	.8200	.8443	.8702	.8961	.9199	.9549	.9732

Si se dispone por lo tanto, de información declarada en un censo sobre el número de hijos nacidos vivos y sobrevivientes por grupos de edad de las mujeres, interpolando esas proporciones en el cuadro 2 se puede obtener estimaciones de la tasa de mortalidad infantil y la esperanza de vida al nacer, indicadores que aparecen en la cabeza del cuadro. Como se ha visto en el punto anterior, existe una gran asociación entre la proporción de niños sobrevivientes y la mortalidad infantil y juvenil; la estimación de la esperanza de vida total se hace bajo el supuesto de que la mortalidad por edad del país o región considerada, no es muy diferente a los patrones de mortalidad del Modelo de Naciones Unidas.

Cada grupo de edad da una estimación independiente de la mortalidad. De este modo desde el grupo 15-19 al 45-49 se obtendrían 7 estimaciones distintas. Sin embargo, los valores más confiables son aquellos que se derivan de la información declarada por las mujeres de 20 a 24, 25 a 29 y 30 a 34 años. El grupo 15-19 suele presentar algunos problemas, entre los cuales puede mencionarse, que la mortalidad de los niños correspondiente a mujeres muy jóvenes podría no ser representativa de la mortalidad general. Por otra parte la información declarada por las mujeres de más de 35 o 40 años suele tener omisiones de importancia, además de que la mortalidad está referida a un pasado mayor.

En relación con este último punto, cabe mencionar que si la mortalidad permanece constante a través del tiempo, las estimaciones podrían asignarse al momento del censo; pero debido a los descensos que experimenta la misma, los resultados deben referirse a algún momento del pasado. Algunos cálculos efectuados indican que las estimaciones derivadas del grupo 20-24 años representa la mortalidad media experimentada aproximadamente 2 a 3 años antes del censo, para el grupo 25-29, 4 a 5 años, y para el grupo 30-34, 6 a 7 años (En el Anexo 2 se incluyen detalles de estos cálculos). De acuerdo con lo anterior, las tasas de mortalidad infantil y la esperanza de vida deducidas de los tres grupos anteriores podría representar la mortalidad media prevalente unos 5 años antes de la fecha del censo.

4. ERRORES EN LA INFORMACION BASICA

Una de las propiedades básicas que debe cumplir toda técnica de análisis, para que sea efectiva, es que las estimaciones sean poco sensibles a los errores que pueda contener la información básica que utiliza. En el caso de las preguntas sobre hijos nacidos vivos y sobrevivientes, el error que probablemente tiene más peso y que habría que analizar es la omisión del número de hijos declarados por las mujeres. Estas omisiones originan comunmente una sobreestimación de la proporción de hijos sobrevivientes, porque las mujeres tienden a omitir con mayor facilidad los hijos ya fallecidos que los que se encuentran con vida.

Designando por PHS la proporción de hijos sobrevivientes de un grupo cualquiera, HS los hijos que sobreviven al momento del censo, y HF los hijos nacidos vivos pero fallecidos, se tiene

$$(1) \quad PHS = \frac{HS}{HS + HF} = \frac{1}{1 + \frac{HF}{HS}}$$

Si se simboliza ahora con x el porcentaje de omisión en la declaración de hijos fallecidos y con y el porcentaje de omisión en la declaración de hijos que se encuentran vivos al momento del censo, la relación (1) puede escribirse

$$(2) \quad PHS = \frac{1}{1 + \frac{(1-x) HF}{(1-y) HS}}$$

Dando a los porcentajes de omisión x e y diferentes valores puede verse cual es el efecto que dicha omisión tiene en la proporción de hijos sobrevivientes y luego, interpolando en el cuadro 2, en la estimación de la tasa de mortalidad infantil y la esperanza de vida al nacimiento.

Para medir este efecto, se ha tomado como correcta una situación cualquiera del cuadro 2, por ejemplo la proporción de sobrevivientes 0.8794 que corresponde al modelo de fecundidad intermedia, grupo de edades 25-29, $q_0 = 94.2$ por mil, $e_0 = 57.6$ años. En esta situación, por cada 10 mil hijos nacidos vivos los sobrevivientes y los fallecidos son: $HS = 8794$ y $HF = 1206$.

Si se supone por ejemplo una omisión del 10% de los hijos fallecidos y un 5% de los hijos sobrevivientes, la proporción de hijos sobrevivientes de mujeres de 25 a 29 años será:

$$PHS = \frac{1}{1 + \frac{(0.90) 1206}{(0.95) 8794}} = 0.8850$$

proporción que interpolada en el cuadro 2, da una tasa de mortalidad infantil $q_0 = 89.7$ por mil, y una esperanza de vida al nacer $e_0 = 58.3$ años. En otras palabras, la tasa de mortalidad infantil resulta 4.5 por mil inferior a la verdadera y la esperanza de vida queda sobreestimada en 0.8 años.

En el cuadro 3 se incluyen varios casos que resultan de considerar omisiones tanto en la declaración de hijos fallecidos

Cuadro 3

TASA DE MORTALIDAD INFANTIL Y ESPERANZA DE VIDA AL NACER, ESTIMADAS A PARTIR DE LA PROPORCIÓN DE HIJOS SOBREVIVIENTES DE MUJERES DE 25-29 AÑOS, COMBINANDO OMISIONES DE 0, 5, 10 Y 15 POR CIENTO EN LOS HIJOS FALLECIDOS Y EN LOS HIJOS SOBREVIVIENTES

Caso	Omisión hijos fallecidos	Omisión hijos sobrevi vientes	Proporción hijos sobre vientes	Tasa de mortalidad infantil	Esperanza de vida al nacer	Errores en	
	x	y	PHS	1000 q ₀	e ₀ ^o	1000 q ₀	e ₀ ^o
<u>1</u>	<u>0.00</u>	<u>0.00</u>	<u>0.8794</u>	<u>94.2</u>	<u>57.6</u>	<u>0.0</u>	<u>0.0</u>
2	0.05	0.00	0.8847	90.0	58.3	- 4.2	0.7
3	0.05	0.05	0.8794	94.2	57.6	0.0	0.0
4	0.10	0.00	0.8901	85.6	59.0	- 8.6	1.4
5	0.10	0.05	0.8850	89.7	58.4	- 4.5	0.8
6	0.10	0.10	0.8794	94.2	57.6	0.0	0.0
7	0.15	0.00	0.8956	81.3	59.8	-12.9	2.2
8	0.15	0.05	0.8907	85.2	59.1	- 9.0	1.5
9	0.15	0.10	0.8853	89.5	58.4	- 4.7	0.8
10	0.15	0.15	0.8794	94.2	57.6	0.0	0.0

FUENTE: Valores calculados a partir de la relación (2), suponiendo HS=8794, HF=1206.

10.

como de los que están con vida al momento del censo, desde 0 hasta 15 por ciento. La primera línea es la teóricamente correcta. En las combinaciones siguientes puede verse que los errores dependen de la diferencia de omisiones, más que de sus valores absolutos; así por ejemplo los casos 2, 5, y 9 conducen a errores del mismo orden de magnitud.

Esta es una propiedad interesante, porque en un censo las omisiones de los hijos fallecidos generalmente irá acompañada de omisiones en los hijos sobrevivientes, produciendo una compensación en el error final.

5. APLICACION PRACTICA

A continuación se incluyen dos aplicaciones prácticas, a partir de datos obtenidos en censos experimentales.

a) Censo Experimental de Costa Rica

Este censo se efectuó en el Cantón de Grecia (Provincia de Alajuela) en marzo de 1968. En total fueron enumeradas algo más de 11 mil personas correspondientes a dos áreas claramente diferenciadas, una urbana (Ciudad de Grecia) y otra rural (Distritos de San José y San Isidro).

En el cuadro 4 se incluye el número de hijos nacidos vivos y sobrevivientes declarados por las mujeres en el censo (columnas 2 y 3). A partir de esta información básica se ha calculado la proporción de sobrevivientes (columna 4), y luego por interpolación en el cuadro 2 (fecundidad intermedia), las tasas de mortalidad infantil y la esperanza de vida al nacimiento.

Debido al tamaño de la población censada, la proporción de hijos sobrevivientes de mujeres de 15 a 19 años es un valor que no tiene mucha significación. Por otra parte, a medida que se avanza en la edad las estimaciones se refieren a un pasado mayor, y pueden estar más afectadas por la mala declaración y las omisiones. Por lo tanto, las estimaciones más confiables son las que corresponden a los grupos 20-24, 25-29 y 30-34. Estos valores, y su promedio, se presentan en el cuadro 5.

Para el área seleccionada, resulta una mortalidad infantil de 66 por mil y una esperanza de vida al nacer algo superior a los 62 años. De acuerdo con los cálculos del Anexo 1, estos niveles de mortalidad pueden asignarse a unos 5 años anteriores a la fecha del censo, o sea el año 1963. Los resultados parecen ser satisfactorios, teniendo en cuenta que según datos de las estadísticas vitales correspondientes a todo el Cantón de Grecia, la tasa de mortalidad infantil promedio, años 1963-64, resulta 61.4 por mil.

Cuadro 4

CENSO EXPERIMENTAL DE COSTA RICA. ESTIMACION DE LA TASA DE MORTALIDAD INFANTIL Y DE LA ESPERANZA DE VIDA AL NACER, A PARTIR DE LOS HIJOS NACIDOS VIVOS E HIJOS SOBREVIVIENTES SEGUN GRUPOS DE EDAD DE LAS MUJERES

Grupos de edad	Hijos nacidos vivos a/	Hijos sobrevivientes a/	Proporción de hijos sobrevivientes	Tasa de mortalidad infantil (por mil)	Esperanza de vida al nacer (en años)
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
15-19	54	52	0.9630	38.2	67.6
20-24	509	472	0.9273	62.7	62.9
25-29	918	841	0.9161	64.9	62.5
30-34	1305	1177	0.9019	70.6	61.6
35-39	1636	1470	0.8985	68.5	61.9
40-44	1566	1360	0.8685	83.8	59.4
45-49	1272	1051	0.8263	103.0	56.0

a/ FUENTE: Censo Experimental de Costa Rica. CELADE, Serie A, Nº 108, Santiago, Chile.

Cuadro 5

CENSO EXPERIMENTAL DE COSTA RICA. ESTIMACION DE LA TASA DE MORTALIDAD INFANTIL Y DE LA ESPERANZA DE VIDA AL NACER, A PARTIR DE LOS HIJOS NACIDOS VIVOS E HIJOS SOBREVIVIENTES DECLARADOS POR LAS MUJERES DE 20-24, 25-29 Y 30-34 AÑOS

Grupos de edad	Proporción de hijos sobrevivientes	Tasa de mortalidad infantil (por mil)	Esperanza de vida al nacer (en años)	Año de la estimación*
20-24	0.9273	62.7	62.9	
25-29	0.9161	64.9	62.5	
30-34	0.9019	70.6	61.6	
PROMEDIO		66.1	62.4	1963

* Cinco años antes de la fecha del censo.

b) Censo Experimental de Guatemala

Este censo se efectuó en diciembre de 1970, con miras al censo nacional de 1972. Comprendió a toda la población de los Municipios de Sumpango y Petapa, el primero de ellos de población indígena, y un área seleccionada de la Ciudad de Guatemala. En total se enumeraron alrededor de 19 mil personas.

En el cuadro 6 se presenta la población femenina de 15 años y más, los hijos nacidos vivos y sobrevivientes y la proporción de hijos sobrevivientes, por grupos de edad.

En el cuadro 7 se han calculado las 3 estimaciones más confiables de la mortalidad utilizando la información declarada por las mujeres de 20 a 35 años. Su promedio, que puede asignarse al año 1965, da una mortalidad infantil sumamente elevada de 123 por mil y una esperanza de vida al nacer de 52 años.

Las tablas de mortalidad construidas para Guatemala, en base a estadísticas censales y de registros referidas al año 1964 (12), dan una mortalidad infantil de 111 por mil y una esperanza de vida al nacimiento igual a 49 años.

De cualquier manera la comparación debe hacerse con muchas reservas, por las limitaciones que contienen las cifras derivadas de los censos experimentales.

6. CONCLUSIONES

En casi todos los últimos censos de población levantados en América Latina, se ha incluido dos preguntas referidas al número total de hijos tenidos por las mujeres, y sobrevivientes a la fecha del censo. Tabulando esta información por grupos de edades, se puede obtener proporciones de hijos sobrevivientes de mujeres de 15-19, 20-24, 25-29, etc años. Estas proporciones están ligadas en forma muy estrecha con la mortalidad infantil y juvenil, y, suponiendo una determinada estructura de la mortalidad, con la esperanza de vida al nacimiento. Los resultados que se obtienen son poco sensibles a los errores que pueda contener la información básica declarada por las mujeres.

Por lo tanto en los países que no cuentan con registros completos, puede conocerse en forma bastante aproximada su mortalidad del primer tramo de la vida, mediante estas dos sencillas preguntas. El método permite también hacer análisis dife

Cuadro 6

CENSO EXPERIMENTAL DE GUATEMALA. POBLACION FEMENINA DE 15 AÑOS Y MAS, NUMERO DE HIJOS NACIDOS VIVOS, NUMERO DE HIJOS SOBREVIVIENTES Y PROPORCION DE SOBREVIVIENTES. POR GRUPOS DE EDAD

Grupos de edad	Población femenina	Hijos nacidos vivos	Hijos sobrevivientes	Proporción de hijos sobrevivientes
15-19	1046	239	221	0.9247
20-24	845	1199	1037	0.8649
25-29	623	1817	1511	0.8316
30-34	505	2241	1854	0.8273
35-39	537	2972	2369	0.7971
40-44	441	2768	2090	0.7551
45-49	360	2251	1615	0.7175
50-54	246	1550	1006	0.6490
55-59	181	1078	729	0.6763
60-64	175	1059	660	0.6232
65 y +	301	1754	1023	0.5832

FUENTE: Guatemala: Resultados del Censo Experimental. CELADE, Serie AS, N°12, San José, Costa Rica.

Cuadro 7

CENSO EXPERIMENTAL DE GUATEMALA. ESTIMACION DE LA TASA DE MORTALIDAD INFANTIL Y DE LA ESPERANZA DE VIDA AL NACER, A PARTIR DE LOS HIJOS NACIDOS VIVOS E HIJOS SOBREVIVIENTES DECLARADOS POR LAS MUJERES DE 20-24, 25-29 Y 30-34 AÑOS

Grupos de edad	Proporción de hijos sobrevivientes	Tasa de mortalidad infantil (por mil)	Esperanza de vida al nacer (en años)	Año de la estimación*
20-24	0.8649	116.7	53.4	
25-29	0.8316	129.4	50.9	
30-34	0.8273	123.7	52.0	
PROMEDIO		123.3	52.1	1965

* Cinco años antes de la fecha del censo.

renciales por ciudades, áreas rurales, condiciones socio-económicas, grupos étnicos, etc.

Por otra parte, combinando esta información con otras, se pueden lograr mejores estimaciones demográficas. Así por ejemplo, uno de los métodos más utilizados para estimar la mortalidad por edad en países donde los registros vitales no pueden utilizarse para tal fin, consiste en relacionar la población por edad de dos censos sucesivos, o sea el denominado Método de Mortara; este método no nos da sin embargo, información sobre la mortalidad al principio de la vida. Pero si se dispone para el segundo censo de la información sobre los hijos tenidos y sobrevivientes, se puede estimar el valor adicional de la relación de supervivencia al nacimiento (F_b), completándose así la información para todas las edades.

A N E X O 1

**DISTRIBUCION DE LA FECUNDIDAD POR EDADES
SIMPLES, SEGUN TRES MODELOS TEORICOS**

Los modelos de fecundidad utilizados en este trabajo, fueron tomados del Boletín de Población de las Naciones Unidas N°7, Capítulo VII, Cuadro 7.6. Allí aparecen nueve modelos, de los cuales fueron seleccionados:

- a) Para fecundidad temprana: El modelo correspondiente a estructuras de alta fecundidad, cúspide temprana, tipo B (el tipo B tiene una edad media más joven que el tipo A).
- b) Para fecundidad intermedia: El modelo correspondiente a estructura de alta fecundidad, cúspide dilatada.
- c) Para fecundidad tardía: El modelo correspondiente a estructura de alta fecundidad, cúspide tardía, tipo B (el tipo B tiene edad media mayor que el tipo A).

La distribución de las tasas se presenta en la tabla 1. Estos valores fue preciso interpolarlos por edades simples, para lo cual se siguió un procedimiento que consiste en ajustar una forma matemática a los valores quinquenales. Este método puede verse en Brass (13), Bocaz (14) y Macció (11). Las tasas resultantes se presentan en la Tabla 2.

Tabla 1

**DISTRIBUCION DE LA FECUNDIDAD POR GRUPOS QUINQUENALES
DE EDAD, SEGUN TRES MODELOS TEORICOS**

Grupos de edad	Cúspide temprana	Cúspide intermedia	Cúspide tardía
15-19	12.5	8.9	5.6
20-24	28.5	23.7	19.4
25-29	25.1	24.4	24.6
30-34	17.8	19.9	23.3
35-39	11.2	14.7	17.2
40-44	4.0	6.5	8.4
45-49	0.9	1.9	1.4
TOTAL	<u>100.0</u>	<u>100.0</u>	<u>100.0</u>
Edad Media (m)	27.6	29.2	30.4

FUENTE: Boletín de Población de las Naciones Unidas N°7, Pág.126, Cuadro 7.6.

Tabla 1

MOMENTO DEL PASADO AL CUAL PUEDE ASIGNARSE LAS ESTIMACIONES DE LA MORTALIDAD, SEGUN LOS PATRONES DE FECUNDIDAD TEMPRANOS INTERMEDIOS O TARDIOS, Y SUPONIENDO UNA DISMINUCION LINEAL DE LA MORTALIDAD

Grupos de edad	<u>Momento del pasado de la estimación, en años</u>		
	Fecundidad temprana	Fecundidad intermedia	Fecundidad tardía
15-19	1.2	1.2	1.2
20-24	2.6	2.5	2.3
25-29	4.5	4.4	3.9
30-34	7.0	6.6	6.0
35-39	10.0	9.3	8.5
40-44	13.4	12.5	11.5
45-49	16.8	16.0	15.0

período decenal. Esto significa que la proporción de hijos sobrevivientes de mujeres de 20-24 años está midiendo la esperanza de vida que tenía el área en cuestión 2.5 años antes del momento del censo o encuesta.

R E F E R E N C I A S

- (1) Brass, W. "The Construction of Life Tables from Child Survivorship Ratios", International Population Conference, New York, 1961.
- (2) Brass, W., Coale, A.J., Demeny, P., Heisel, D.F., Lorimer, F., Romaniuk, A., Walle van de, E., "The Demography of Tropical Africa", Princeton University Press, 1968. Capítulo III.
- (3) Una traducción al español del Capítulo III de este libro se encuentra en:
Brass, W. y otros, "Método de análisis y estimación", CELADE, Serie D, N°63, Santiago, Chile, 1970.
- (4) Naciones Unidas, "Métodos para establecer mediciones demográficas fundamentales a partir de datos incompletos", Manual IV, ST/SOA/Serie A/42, New York, 1968.
- (5) Brass, W. "Seminario sobre métodos para medir variables demográficas (fecundidad y mortalidad)", CELADE-Subsede, Serie DS N°9, San José, Costa Rica, 1971.
- (6) Farnós, A. "Guatemala, Censo Experimental de 1970: Aplicación de las técnicas de Brass para estimar fecundidad y mortalidad", CELADE, Serie C, N°143, Santiago, Chile, 1972.
- (7) Naciones Unidas, "Métodos para preparar proyecciones de población por sexo y edad", Manual III, ST/SOA/Serie A, N°25, N. York, 1956, Apéndice.
- (8) Dublin, L.I., Lotka, A.J. y Spiegelman, M., "Length of Life", The Ronald Press Company, N. York, 1949. Capítulo 15.
- (9) Ortega, A., "Tablas completas de Mortalidad para la Rep. Argentina, 1959-1961", CELADE, Santiago, Chile, 1967.
- (10) Naciones Unidas, "Boletín de Población N°7, 1963", Nueva York, 1965.
- (11) Macció, G. "Ajuste e interpolación de tasas de fecundidad por edad (aplicación a los países de A. Latina)", CELADE, Serie AS, N°6 y 7, San José, Costa Rica, 1969.
- (12) Camisa, Z.C., "Las estadísticas demográficas y la mortalidad en Guatemala hacia 1950 y 1964", CELADE, Serie AS, N°2, San José, Costa Rica, 1969.

- (13) Brass, W., "Métodos de ajuste para evaluar el valor de los resultados de encuestas demográficas en países subdesarrollados", Traducción de CELADE, Serie D, N° 27, Santiago, Chile.
- (14) Bocaz, A., "Ajuste de funciones de fecundidad", Serie B, N° 24, Santiago, Chile.



