

## DOCUMENTOS DE TRABAJO

### SOBREVIVENCIA DE ABUELOS

*Jorge L. Somoza*  
CELADE

#### *1. Resultados empíricos*

1. El conocimiento que se tiene sobre la mortalidad de las personas de edad avanzada, en los países en desarrollo, es muy deficiente. Es aún peor que el correspondiente a la mortalidad infantil y a la mortalidad juvenil y adulta.

2. En el supuesto de que la sobrevivencia de los abuelos podría asociarse con la mortalidad de las personas de edad avanzada, como se explica en el párrafo siguiente, estimulados por los resultados promisorios obtenidos de las preguntas sobre orfandad materna y paterna, que han permitido estimar la mortalidad adulta (Brass y Hill, 1973), y urgidos por el desconocimiento de la mortalidad de las personas de edades avanzadas, se incluyeron algunas preguntas en una encuesta demográfica piloto que realizó la Oficina Nacional de Estadística y Censos del Perú (ONEC), en Lima, en 1974. (RETROEDEN-LIMA). La población a ser investigada fue originalmente de alrededor de 4 mil personas; luego se extendió a una población de más de 20 mil. (El nombre de la encuesta, RETROEDEN-LIMA, deriva del hecho de haber incluido preguntas "retrospectivas" que serían incorporadas más adelante en la "Encuesta Demográfica Nacional").

3. Una condición necesaria para que una persona se convierta en abuelo, ya sea en vida o una vez muerta, es el haber tenido un hijo. En consecuencia, un abuelo "potencial" puede morir a una edad muy joven, digamos a los 15 ó 20 años. Puede demostrarse, en efecto, a base de supuestos teóricos y también de resultados empíricos, que una proporción importante de sus abuelos está muerta cuando nace un niño. En Lima, por ejemplo, más del 30 por ciento de los niños con edades entre 0 y 4 años, habían perdido a su abuela paterna. La proporción de abuelos sobrevivientes, correspondiente a niños en edades tempranas, es

entonces un indicador de la mortalidad de personas adultas jóvenes y no de la mortalidad de personas de edades avanzadas.

Sin embargo, puede comprobarse que cuando un niño nace, la mayoría de sus abuelos, vivos o muertos, tendrían más de 50 años. El *descenso* en el porcentaje de abuelos sobrevivientes, al pasar de un grupo de edades al siguiente, debería asociarse con la mortalidad de los de más de 50 años.

4. Cuando se incluyeron las preguntas sobre sobrevivencia de los abuelos en la RETROEDEN-LIMA, no teníamos una idea clara acerca de cómo utilizar los resultados a ser obtenidos.

Para comenzar, lo primero que queríamos verificar era que la información podía obtenerse con facilidad y con una incidencia de no-respuestas de poca importancia.

5. Las preguntas incluidas en el cuestionario fueron muy simples, como se muestra a continuación:

#### ENCUESTA RETROEDEN-LIMA. Junio 1974

##### *Sobrevivencia de abuelos*

Está su abuelo paterno vivo	Sí ...	No ...	Ignorado ...
Está su abuela paterna viva	Sí ...	No ...	Ignorado ...
Está su abuelo materno vivo	Sí ...	No ...	Ignorado ...
Está su abuela materna viva	Sí ...	No ...	Ignorado ...

6. Los resultados se presentan en el cuadro 1. Puede observarse que se registró un reducido número de casos correspondientes a "ignorado": varía entre 108, para la sobrevivencia de la abuela materna, y 145 en el caso de la del abuelo paterno. Una primera conclusión que surge claramente de la encuesta piloto, es que no hay problema en la obtención de la información.

7. Un examen cuidadoso del porcentaje de sobrevivencia de abuelos, que aparece en el cuadro 2, conduce a los siguientes resultados de interés:

a) El patrón de comportamiento, según la edad, de los porcentajes de sobrevivencia de abuelos es plausible en cada uno de los cuatro grupos de abuelos. Véase el gráfico 1.

b) Si se acepta que el patrón de nupcialidad ha permanecido constante en el pasado, una hipótesis más o menos aceptable, debería ser igual la edad de la abuela paterna y la del abuelo materno. En consecuencia, la mayor proporción observada de sobrevivencia de abuela paterna en relación a la de abuelo materno, debe considerarse como un claro indicio de que la mortalidad masculina fue mayor que la femenina en el pasado.

c) La comparación de las proporciones de sobrevivencia de abuelos por una parte, y la de abuelas, por otra, muestra que las que corresponden a personas con edades mayores (abuelo y abuela paterna) señalan menores porcentajes de sobrevivencia. En otras palabras, los

Cuadro 1

## RETROEDEN-LIMA. JUNIO 1974

Grupos de edades	Abuelo paterno				Abuela paterna			
	Vivo	Muerto	Ignorado	Total	Viva	Muerta	Ignorado	Total
00-04	1 499	1 184	23	2 706	1 857	830	19	2 706
05-09	1 154	1 494	12	2 660	1 631	1 019	10	2 660
10-14	800	1 706	23	2 529	1 212	1 297	20	2 529
15-19	599	2 052	25	2 676	956	1 695	25	2 676
20-24	372	1 838	24	2 234	573	1 638	23	2 234
25-29	147	1 420	11	1 578	237	1 332	9	1 578
30-34	62	1 141	10	1 213	101	1 102	10	1 213
35-39	33	1 131	9	1 173	57	1 108	8	1 173
40-44	10	1 057	4	1 071	14	1 054	3	1 071
45-49	5	879	2	886	7	878	1	886
50-54	0	696	0	696	0	696	0	696
55-59	1	411	1	413	1	411	1	413
60-64	0	378	1	379	2	376	1	379
65-69	1	258	0	259	0	259	0	259
70-74	0	185	0	185	0	185	0	185
75 y más	0	181	0	181	0	181	0	181
<i>Total</i>	<i>4 683</i>	<i>16 011</i>	<i>145</i>	<i>20 839</i>	<i>6 648</i>	<i>14 061</i>	<i>130</i>	<i>20 839</i>

Grupos de edades	Abuelo materno				Abuela materna			
	Vivo	Muerto	Ignorado	Total	Viva	Muerta	Ignorado	Total
00-04	1 676	1 012	18	2 706	2 075	622	9	2 706
05-09	1 295	1 356	9	2 660	1 756	896	8	2 660
10-14	922	1 585	22	2 529	1 429	1 081	19	2 529
15-19	736	1 921	19	2 676	1 205	1 454	17	2 676
20-24	456	1 757	21	2 234	810	1 402	22	2 234
25-29	184	1 387	7	1 578	391	1 179	8	1 578
30-34	75	1 128	10	1 213	166	1 037	10	1 213
35-39	43	1 122	8	1 173	114	1 051	8	1 173
40-44	14	1 053	4	1 071	46	1 022	3	1 071
45-49	6	877	3	886	19	865	2	886
50-54	0	696	0	696	3	693	0	696
55-59	1	411	1	413	3	409	1	413
60-64	1	377	1	379	2	376	1	379
65-69	1	258	0	259	0	259	0	259
70-74	0	185	0	185	0	185	0	185
75 y más	0	181	0	181	0	181	0	181
<i>Total</i>	<i>5 410</i>	<i>15 306</i>	<i>123</i>	<i>20 839</i>	<i>8 019</i>	<i>12 712</i>	<i>108</i>	<i>20 839</i>

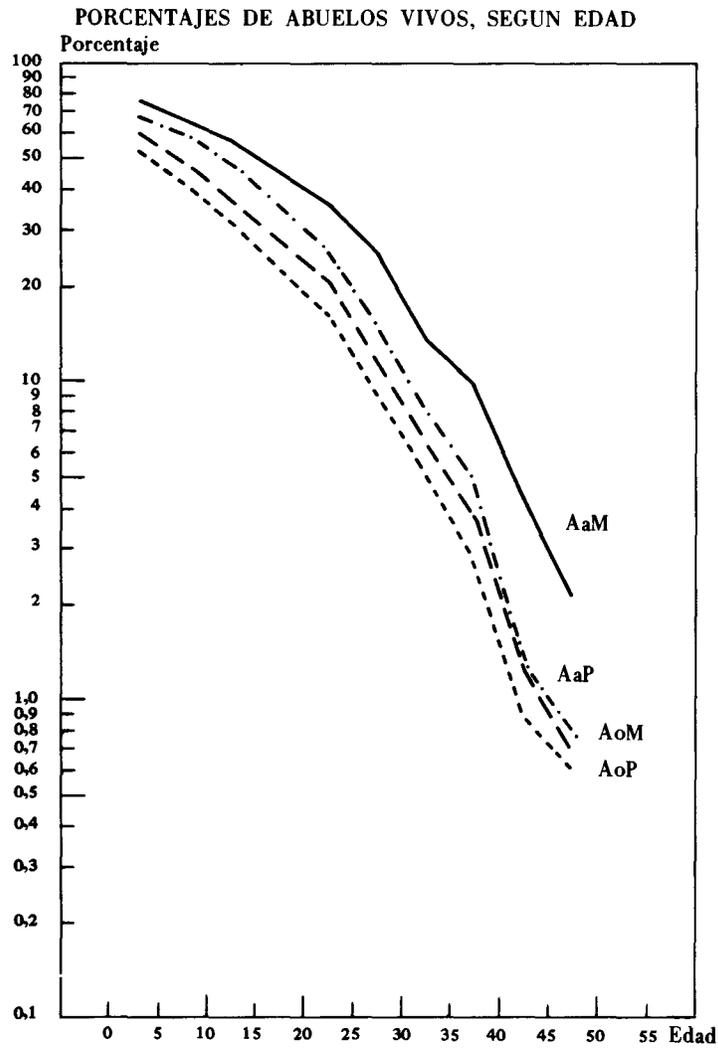
Fuente: Boletín N° 2, Encuesta Demográfica Nacional del Perú 1974-1976, Oficina Nacional de Estadística y Censos, Lima, Perú, 1975.

índices que se están examinando son sensibles a los cambios de edades de los abuelos.

d) Finalmente, si se supone que existe una diferencia de 5 años entre la edad al casarse del marido y la de la mujer, un abuelo materno será en promedio 5 años menor que un abuelo paterno. La abuela materna de personas, digamos, entre los 20 y los 24 años, debería tener aproximadamente la misma edad que la abuela paterna de personas de edades

entre los 15 y 19 años. Los porcentajes de sobrevivencia deberían tener valores similares. En la RETROEDEN-LIMA, los valores son: 36,2 y 35,7, respectivamente. De hecho, los porcentajes de sobrevivencia de abuelos parecen representar una diferencia de edades entre los esposos menor a 5: un valor entre 4 y 5 años.

Gráfico 1



Cuadro 2

PORCENTAJES DE ABUELOS VIVOS, SEGUN EDAD  
RETROEDEN-LIMA. JUNIO 1974

Grupos de edades	Abuelo paterno AoP	Abuela paterna AaP	Abuelo materno AoM	Abuela materna AaM
00-04	55,4	68,6	61,9	76,7
05-09	43,4	61,3	48,7	66,0
10-14	31,7	47,9	36,5	56,5
15-19	22,4	35,7	27,5	45,0
20-24	16,6	25,8	20,4	36,2
25-29	9,3	15,0	11,7	24,8
30-34	5,1	8,3	6,2	13,7
35-39	2,8	4,9	3,7	9,7
40-44	0,9	1,3	1,3	4,3
45-49	0,6	0,8	0,7	2,1
50-54	0,0	0,0	0,0	0,4
55-59	0,2	0,2	0,2	0,7
60-64	0,0	0,5	0,3	0,5
65-69	0,4	0,0	0,4	0,0
70-74	0,0	0,0	0,0	0,0
75 y más	0,0	0,0	0,0	0,0

8. En resumen:

- la información de sobrevivencia de abuelos puede obtenerse fácilmente;
- los resultados de la Encuesta RETROEDEN-LIMA muestran:
  - a) Una tendencia plausible de la variación según la edad de la proporción de abuelos vivos;
  - b) Los índices parecen ser suficientemente sensibles como para distinguir diferencias de mortalidad por sexo y edad. Las diferencias de mortalidad por edad son coherentes con una diferencia promedio entre las edades de los esposos del orden de 4 ó 5 años.

*2. Los valores esperados*

9. ¿Pueden explicarse teóricamente los resultados obtenidos en Lima? En otras palabras, dada una tabla de vida y un conjunto de tasas de fecundidad por edad, ¿pueden calcularse valores teóricos esperados que se aproximen a los observados?

La respuesta a estas preguntas debe buscarse en las fórmulas dadas por Goodman, Keyfitz y Pullum (Goodman, Keyfitz y Pullum, 1974)

para calcular los valores esperados de proporciones de abuelos sobrevivientes.

En lo que sigue, se examinan primero las fórmulas para calcular la proporción de no-huérfanos según edad; luego, en segundo término, se adoptan algunos supuestos razonables sobre la mortalidad y fecundidad por sexo y edad que la población de Lima pudo haber tenido en el pasado. Con estos supuestos y las fórmulas mencionadas, se calculan, en tercer término, los valores esperados de huérfanos por edad y, finalmente, utilizando estos resultados se derivan los valores esperados de las proporciones de abuelos sobrevivientes.

### *Orfandad*

10. Siguiendo a Goodman, Keyfitz y Pullum (GKP) consideremos primero la probabilidad de una mujer de edad  $a$  de tener su madre viva. Si la población es estable, con una mortalidad  $l^f(x)$  y fecundidad  $m^f(x)$ , la probabilidad, que designamos con  $M_1^f(a)$ , es:

$$M_1^f(a) = \int_{\alpha_f}^{\beta_f} l^f(a+x) \cdot m^f(x) \cdot e^{-rx} \cdot dx$$

donde  $\alpha_f$  y  $\beta_f$  son las edades límites del período reproductivo de las mujeres. Hemos introducido el índice  $f$  para señalar que se trata de la población femenina con mortalidad y fecundidad femenina. Es ésta la única modificación adoptada a la notación utilizada por GKP.

11. Cuando se examina el caso de orfandad paterna, debe tenerse en cuenta el hecho de que un padre puede fallecer durante el período que transcurre desde el momento de la concepción hasta el momento en que la persona alcanza la edad  $a$  (Brass y Hill, 1973). La fórmula anterior debe modificarse como sigue (siendo  $m$  el índice que se refiere a la población masculina):

$$M_1^m(a - 3/4) = \int_{\alpha_m}^{\beta_m} l^m(a+x) \cdot m^m(x) \cdot e^{-rx} \cdot dx$$

12. Estimar  $M_1^m(a)$  para  $a = 0, 5, \dots$ , a partir de una serie de valores de  $a = -3/4, 5-3/4, \dots$ , plantea un problema simple que se puede resolver mediante algún procedimiento de interpolación (hemos utilizado un polinomio de segundo grado).

*Cálculo numérico de las integrales*

13. Siguiendo nuevamente a GKP, el cálculo de la integral  $M_1^f(a)$  se realiza como sigue:

$$\begin{aligned}
 M_1^f(a) &= \int_{\alpha_f}^{\beta_f} l^f(a+x) \cdot m^f(x) \cdot e^{-rx} \cdot dx \\
 &= \sum_{y=\alpha_f}^{\beta_f-5} \int_y^{y+5} l^f(a+x) \cdot m^f(x) \cdot e^{-rx} \cdot dx \\
 \int_y^{y+5} l^f(a+x) \cdot m^f(x) \cdot e^{-rx} \cdot dx &\doteq m^f(\bar{y}) \cdot e^{-r\bar{y}} \cdot {}_5L_{a+y}^f,
 \end{aligned}$$

donde  $\bar{y} = y + 2,5$

Una aproximación similar se utiliza para el cálculo de  $M_1^m(a-3/4)$ .  
 14. Es conveniente considerar aquí un punto análogo, esto es, el cálculo numérico de las integrales que representan la distribución por edad de madres y padres en una población estable, que simbolizamos con  $W(x)$ .

<p><i>Para madres</i></p> $  \begin{aligned}  W^f(x) &= l^f(x) \cdot m^f(x) \cdot e^{-rx} \\  {}_5W_y^f &= \int_y^{y+5} l^f(x) \cdot m^f(x) \cdot e^{-rx} \cdot dx \\  &\doteq m^f(\bar{y}) \cdot e^{-r\bar{y}} \cdot {}_5L_y^f  \end{aligned}  $	<p><i>Para padres</i></p> $  \begin{aligned}  W^m(x) &= l^m(x) \cdot m^m(x) \cdot e^{-rx} \\  {}_5W_y^m &= \int_y^{y+5} l^m(x) \cdot m^m(x) \cdot e^{-rx} \cdot dx \\  &\doteq m^m(\bar{y}) \cdot e^{-r\bar{y}} \cdot {}_5L_y^m  \end{aligned}  $
---	---

donde, como antes,  $\bar{y} = y + 2,5$

*Supuestos sobre mortalidad y fecundidad de Lima*

15. Se calcularon valores para  $M_1^f(a)$  y  $M_1^m(a)$  de acuerdo con las fórmulas anotadas utilizando supuestos razonables, aunque arbitrarios, sobre la mortalidad y la fecundidad del pasado. Los supuestos adoptados, y algunos valores derivados de ellos, se presentan en el cuadro 3.  
 16. En los cuadros 4, 5 y 6 se muestran los valores obtenidos para  $M_1^f(a)$  y  $M_1^m(a)$ , esto es, la proporción de no-huérfanos por edad y la información básica de la que se derivan esos valores.

En el cuadro 4 aparecen los valores de  ${}_5L_x$ , correspondientes a la tabla de vida adoptada.

Cuadro 3

VARIABLES DEMOGRAFICAS UTILIZADAS O IMPLICITAS  
EN LA ESTIMACION DE VALORES ESPERADOS DE NO-HUERFANOS,  
POR EDAD. SÚPUESTOS Y VALORES DERIVADOS

Variables demográficas	Supuestos o valores derivados	Símbolo
a) Mortalidad femenina	Tabla modelo de vida con $e_0 = 57,6$ (Carrier y Hobcraft, 1971).	$l^f(x)$
b) Fecundidad femenina	Conjunto de tasas de fecundidad por edad, correspondientes a una tasa bruta de reproducción $TBR^f = 2,8$ (Carrier y Hobcraft, 1971).	$m^f(x)$
c) Tasa intrínseca de crecimiento	Derivada de las hipótesis anteriores = 0,03014.	$r$
d) Distribución por edad de las madres	Derivada de las hipótesis anteriores (véase GKP, 1974).	$W^f(x) = l^f(x) \cdot m^f(x) \cdot e^{-rx}$
e) Mortalidad masculina	Tabla modelo de vida con $e_0 = 55,0$ (Carrier y Hobcraft, 1971).	$l^m(x)$
f) Distribución por edad de las tasas de fecundidad masculina	Se adoptaron datos de Chile, con una pequeña modificación, a fin de tener un promedio de edad más joven en la distribución.	${}_5W^m(x)$
g) Fecundidad masculina	Se determinó un conjunto de tasas de fecundidad masculina por edad a partir de la información anterior, esto es: ${}_5W^m(x)$ (distribución por edad de la fecundidad masculina), y $r (= 0,03014)$ . Se obtuvo una $TBR^m = 3,48$ .	$m^m(x)$
h) Distribución por edad de los padres	Derivada de la hipótesis anterior.	$W^m(x) = l^m(x) \cdot m^m(x) \cdot e^{-rx}$
i) Edad media de las madres	27,10	$A_r^f$
j) Edad media de los padres	31,64	$A_r^m$
k) Diferencia entre las edades medias de los padres	4,54	$A_r^m - A_r^f$

En el cuadro 5 se presenta el cálculo de las distribuciones por edad de madres y padres. En este cuadro se incluyen, además, las tasas de fecundidad por edad que se adoptaron.

El cuadro 6, finalmente, muestra la proporción esperada de no-huérfanos, para edades exactas.

La información sobre la distribución por edad de los padres, cuadro 5, y sobre la proporción de no-huérfanos por edad, cuadro 6, constituye la información básica necesaria para calcular los valores esperados de las proporciones de abuelos vivos.

*Sobrevivencia de abuelos*

17. La fórmula que GKP dan para calcular la probabilidad de una persona de edad  $a$  de tener su abuela materna viva, se basa en el hecho, obvio, de que esa probabilidad es equivalente a la que tiene una persona de tener a la madre de su madre viva; es decir, que la madre de la persona en consideración no sea huérfana de madre. Esta probabilidad, de ser no-huérfano de madre, ha sido ya definida (simbolizada con  $M_1^f(a)$ ); la probabilidad de tener la abuela materna viva, que simbolizamos con  $M_2(a)^{AaM}$  para una persona de edad  $a$  puede escribirse en términos de  $M_1^f(a)$ . Resulta (GKP):

$$M_2(a)^{AaM} = \int_{\alpha_f}^{\beta_f} M_1^f(a+x) \cdot W^f(x) \cdot dx$$

Es simplemente el valor promedio de  $M_1$ , utilizando como factores de ponderación la distribución por edad de las madres.

Cuadro 4

LAS TABLAS MODELO DE VIDA UTILIZADAS

$x$	${}_5L_x^m$ $e_o = 55,00$	${}_5L_x^f$ $e_o = 57,60$
0	4,5644	4,6300
5	4,3578	4,4517
10	4,2785	4,3824
15	4,2175	4,3288
20	4,1273	4,2490
25	4,0220	4,1554
30	3,9131	4,0579
35	3,7954	3,9517
40	3,6605	3,8288
45	3,4972	3,6786
50	3,2894	3,4848
55	3,0206	3,2299
60	2,6648	2,8848
65	2,2060	2,4266
70	1,6458	1,8460
75	1,0342	1,1852
80	0,5016	0,5863
85	0,2037	0,2418

El valor de  $T_{85}$  es considerado como si fuera  ${}_5L_{85}$ . Se supone que  ${}_5L_{90} = 0$

Fuente: N. Carrier y John Hobcraft, *Demographic Estimation for Developing Societies*.

Cuadro 5

## DISTRIBUCION POR EDAD DE LOS PADRES

Madres						
Variables demográficas		Nivel de fecundidad $TBR^f = 2,8$	Crecimiento natural $r = 0,03014$	Nivel de mortalidad $\dot{e}_0 = 57,6$	Distribución por edad de las madres $W^f(x) = m^f(x) \cdot e^{-rx} \cdot l^f(x)$	
x	Edad $\bar{x}$	$m^f(\bar{x})$	$e^{-r\bar{x}}$	${}_5L_x^f$	${}_5W_x^f = m^f(\bar{x}) \cdot e^{-r\bar{x}} \cdot {}_5L_x^f$	
15	17,5	0,05152	0,590108	4,3288	0,131606	
20	22,5	0,14056	0,507556	4,2490	0,303132	
25	27,5	0,14280	0,436552	4,1554	0,259046	
30	32,5	0,10976	0,375480	4,0579	0,167237	
35	37,5	0,07672	0,322952	3,9517	0,097911	
40	42,5	0,03864	0,277773	3,8288	0,041095	

Padres						
Variables demográficas		Nivel de fecundidad $TBR^m = 3,48$	Crecimiento natural $r = 0,03014$	Nivel de mortalidad $\dot{e}_0 = 55,0$	Distribución por edad de los padres $W^m(x) = m^m(x) \cdot e^{-rx} \cdot l^m(x)$	
x	Edad $\bar{x}$	$m^m(\bar{x})$	$e^{-r\bar{x}}$	${}_5L_x^m$	${}_5W_x^m = m^m(\bar{x}) \cdot e^{-r\bar{x}} \cdot {}_5L_x^m$	
15	17,5	0,006968	0,590108	4,2175	0,017342	
20	22,5	0,090589	0,507556	4,1273	0,189769	
25	27,5	0,163757	0,436552	4,0220	0,287527	
30	32,5	0,149820	0,375480	3,9131	0,220129	
35	37,5	0,108010	0,322952	3,7954	0,132391	
40	42,5	0,080136	0,277773	3,6605	0,081481	
45	47,5	0,052263	0,238914	3,4972	0,043667	
50	52,5	0,027874	0,205491	3,2894	0,018841	
55	57,5	0,013937	0,176744	3,0206	0,007441	
60	62,5	0,003484	0,152019	2,6648	0,001411	

18. La generalización de esta relación, con el fin de considerar los otros tres abuelos, es inmediata: la probabilidad de tener un abuelo o abuela vivos resulta de la combinación de la probabilidad de no ser huérfano, esto es  $M_1^f(a)$  o  $M_1^m(a)$ , con las dos distribuciones por edad de los padres, es decir,  $W^f(x)$  y  $W^m(x)$ .

Las fórmulas que resultan son las que siguen:

$$\text{Abuela materna (AaM)} \quad M_2(a)^{AaM} = \int_{\alpha_f}^{\beta_f} M_1^f(a+x) \cdot W^f(x) \cdot dx$$

$$\text{Abuelo materno (AoM)} \quad M_2(a)^{AoM} = \int_{\alpha_f}^{\beta_f} M_1^m(a+x) \cdot W^f(x) \cdot dx$$

$$\text{Abuela paterna (AaP)} \quad M_2(a)^{AaP} = \int_{\alpha_m}^{\beta} M_1^f(a+x) \cdot W^m(x) \cdot dx$$

$$\text{Abuelo paterno (AoP)} \quad M_2(a)^{AoP} = \int_{\alpha_m}^{\beta} M_1^m(a+x) \cdot W^m(x) \cdot dx$$

### Cálculo numérico de las integrales

19. Como antes, siguiendo a GKP, el cálculo se hizo de la manera siguiente:

$$\begin{aligned} M_2(a) &= \int_{\alpha}^{\beta} M_1(a+x) \cdot W(x) \cdot dx \\ &= \sum_{z=\alpha}^{\beta-5} \int_z^{z+5} M_1(a+x) \cdot W(x) \cdot dx \\ &= \sum_{z=\alpha}^{\beta-5} M_1(a+\bar{z}) \int_z^{z+5} W(x) \cdot dx \end{aligned}$$

$$M_1(a+\bar{z}) = \frac{1}{2} (M_1(a+z) + M_1(a+z+5))$$

$${}_5W_z = \int_z^{z+5} W(x) \cdot dx = \int_z^{z+5} l(x) \cdot m(x) \cdot e^{-rx} \cdot dx \doteq m(\bar{z}) \cdot e^{-r\bar{z}} \cdot {}_5L_z$$

donde  $\bar{z} = z+2,5$

20. En el cuadro 7 se presentan las probabilidades de tener un abuelo vivo que se obtienen de los cálculos realizados en la forma que ya se ha indicado y utilizando los resultados elaborados previamente, derivados del conjunto de las hipótesis que se adoptaron y que aparecen en el cuadro 3. Algunas limitaciones de los resultados son obvias: el hecho de utilizar una tabla de vida con valores de  ${}_5L_x$  sólo hasta  $x = 80$  años (se extendió hasta la edad 85 años, haciendo un supuesto burdo:  $T_{85} = {}_5L_{85}$ ), restringe la posibilidad de tener resultados para edades relativamente jóvenes. Además, la mayoría de los resultados, aun aquéllos que corresponden a grupos de edades muy jóvenes, están afectados por el hecho de que la tabla de vida utilizada termina bruscamente.

Cuadro 7

## PROBABILIDADES DE TENER UN ABUELO VIVO, POR EDAD

Edad	Abuelo paterno AoP	Abuela paterna AaP	Abuelo materno AoM	Abuela materna AaM
0	0,5964	0,7089	0,6858	0,7834
5	0,4930	0,6198	0,5892	0,7073
10	0,3843	0,5170	0,4815	0,6142
15	0,2778	0,4055	0,3689	0,5062
20	0,1823	0,2939	0,2601	0,3898
25	0,1057	0,1926	0,1649	0,2752
30	0,0518	0,1111	0,0911	0,1739
35	0,0196	0,0545	0,0416	0,0956
40	0,0045	0,0215	0,0138	0,0440
45	0,0003	0,0062	0,0024	0,0158
50		0,0011		0,0039

Cuadro 6

## PROBABILIDADES DE TENER UN PADRE VIVO, POR EDAD

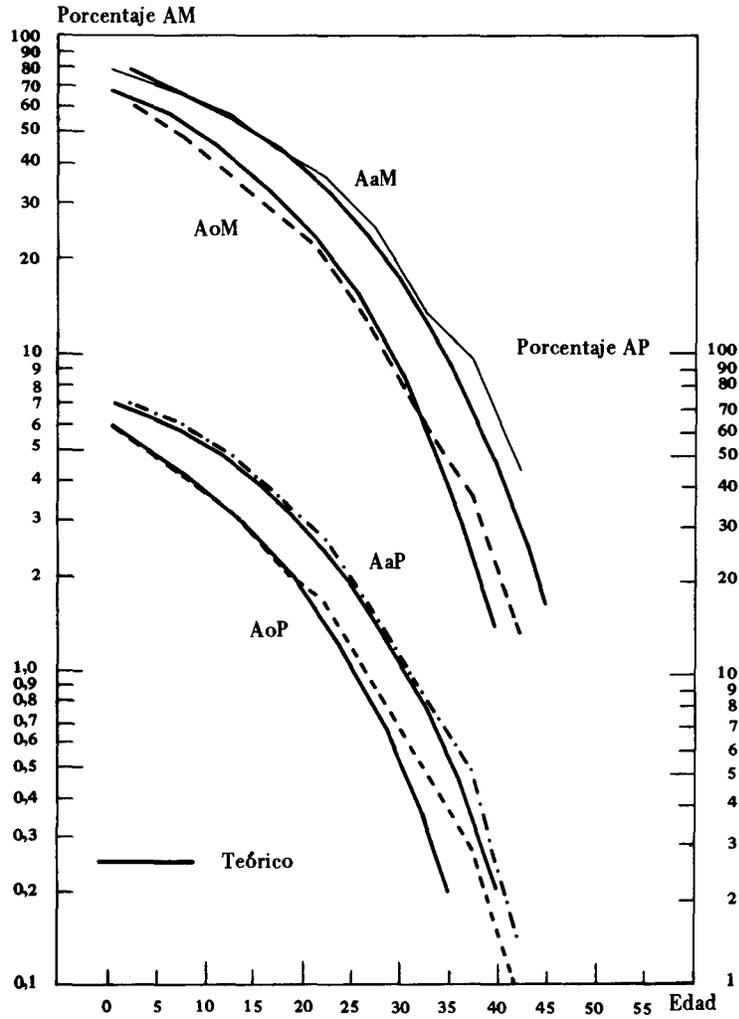
Edad a	Madre viva	Padre vivo	
	$M_1^f(a) = \sum_{y=15}^{40} {}_5L_{a+y}^f \cdot m^f(\bar{y}) \cdot e^{-r\bar{y}}$	$M_1^m(a-\frac{3}{4}) = \sum_{y=15}^{60} {}_5L_{a+y}^m \cdot m^m(\bar{y}) \cdot e^{-r\bar{y}}$	$M_1^m(a)$
		$\bar{y} = y + 2,5$	
0	1,0000	1,0000	0,9954
5	0,9758	0,9668	0,9615
10	0,9485	0,9282	0,9219
15	0,9166	0,8815	0,8737
20	0,8772	0,8234	0,8136
25	0,8267	0,7508	0,7385
30	0,7606	0,6613	0,6462
35	0,6747	0,5549	0,5372
40	0,5670	0,4350	0,4158
45	0,4419	0,3103	0,2913
50	0,3095	0,1940	0,1781
55	0,1872	0,1016	0,0908
60	0,0929	0,0419	0,0361
65	0,0351	0,0114	
70	0,0074	0,0008	

3. Comparación entre los resultados empíricos y los valores teóricos

21. En el gráfico 2 se presentan tanto los resultados obtenidos en la RETROEDEN-LIMA como los de las probabilidades teóricas, de tener un abuelo vivo, según edad. Los primeros corresponden a los que se

Gráfico 2

PORCENTAJES DE ABUELOS VIVOS, SEGUN EDAD. COMPARACION ENTRE VALORES OBSERVADOS Y TEORICOS



presentan en el cuadro 1; los segundos aparecen en el cuadro 7. Los primeros se refieren a grupos quinquenales de edades; los segundos, a edades exactas, a intervalos de cinco años.

El gráfico muestra valores muy próximos para los cuatro subgrupos de abuelos, siendo particularmente próximos aquéllos para las edades jóvenes correspondientes a abuelas maternas y abuelos paternos.

Llama la atención esta coincidencia. Los valores observados están sujetos al efecto de numerosos y variados factores (una o varias personas informan sobre un abuelo en particular, cambios en la mortalidad, errores en la declaración de edad y en la condición de sobrevivencia de los abuelos, selectividad de la población informante -los valores observados están reflejando la experiencia de mortalidad de las personas que llegan a ser abuelos-, etc.). Los valores teóricos, por otra parte, se derivan de supuestos arbitrarios sobre la mortalidad y fecundidad y se acepta, además, que esas variables permanecen constantes en el tiempo, lo que es, por cierto, una hipótesis falsa, especialmente en el caso de la mortalidad.

#### 4. Etapas a seguir

22. El propósito del ejercicio que hemos presentado fue mostrar cómo los porcentajes observados de sobrevivencia de abuelos podrían explicarse teóricamente mediante el cálculo de valores esperados que se derivaron de supuestos razonables sobre la mortalidad y fecundidad pasadas. Pensamos que este objetivo fue alcanzado satisfactoriamente.

El propósito de incluir una pregunta sobre la sobrevivencia de abuelos, sin embargo, no fue precisamente ese, sino más bien inferir la mortalidad pasada de personas de edades avanzadas, sin establecer previamente una hipótesis sobre ella, como lo hicimos en nuestros cálculos de valores esperados.

Se han seguido dos caminos para resolver un problema análogo, en relación a la orfandad:

a) Se han calculado valores esperados de la proporción de huérfanos (o de no-huérfanos) a base de un conjunto de tablas modelo de mortalidad y fecundidad; luego se ha estimado el nivel de la mortalidad en el pasado, comparando los valores observados de las proporciones de huérfanos con los valores teóricos esperados (es éste el camino seguido en el Censo Experimental de Costa Rica, 1968 -CELADE, *Censo Experimental de Costa Rica*, Serie A, N° 108, Santiago, 1971-).

b) Las proporciones de no-huérfanos se convirtieron en probabilidades de sobrevivencia para tramos específicos de vida, mediante un proceso ingenioso presentado por Brass y Hill en 1973.

Ambos caminos podrían seguirse en el caso de la sobrevivencia de abuelos. En CELADE intentaremos seguir primero el a) utilizando un conjunto de unas pocas tablas modelo de vida con sólo un modelo de fecundidad femenina (el utilizado por Carrier y Hobcraft) y un modelo de fecundidad masculina, el que decidiremos más adelante.

Un problema inicial que debe resolverse es el de disponer de una tabla de vida con información aceptable para las edades avanzadas. Debería investigarse si las tablas de vida de la Argentina, Chile y México pueden ser utilizadas como base para derivar una tabla modelo para países en desarrollo.

#### *Referencias*

- Brass, W. y Hill, K.H., "Estimating adult mortality from orphanhood", en *International Population Conference*, vol. 3, Lieja, 1973, p. 111.
- Goodman, L.A., Keyfitz, N. y Pullum, T., "Family formation and the frequency of various kinship relationships", en *Theoretical Population Biology*, vol. 5, N° 1, febrero, 1974.
- Carrier, N. y Hobcraft, J., *Demographic Estimation for Developing Societies*, Population Investigation Committee, London School of Economics, Londres, 1971.

