

TENDENCIAS DE LA MORTALIDAD FEMENINA ADULTA A  
PARTIR DE PREGUNTAS SOBRE ORFANDAD MATERNA  
INCLUIDAS EN CENSOS Y ENCUESTAS\*

*Juan Chackiel  
Hernán Orellana  
(CELADE)*

RESUMEN

Debido a las limitaciones de las Estadísticas Vitales en los países en desarrollo se han incluido, en censos y encuestas, preguntas especiales con el fin de estimar variables demográficas, entre ellas la mortalidad.

Uno de los problemas que presentan los procedimientos basados en estas preguntas se relaciona con la ubicación en el tiempo de las estimaciones obtenidas. Por ejemplo, la información sobre orfandad materna permite estimar la mortalidad adulta femenina, para un período en el pasado que es necesario determinar.

Algunos autores han trabajado con modelos teóricos para estimar la ubicación en el tiempo de estas estimaciones. Por su parte, el CELADE ha promovido investigaciones en terreno, en las que se ha preguntado el año de fallecimiento de la madre muerta. En este documento se analizan estos experimentos, evaluándose la coherencia de las estimaciones empíricas con los provenientes de modelos teóricos.

<MORTALIDAD DE LOS ADULTOS> <HUERFANO> <MEDICION DE LA MORTALIDAD>

\* Versión ampliada del documento presentado a la Conferencia General de la Unión Internacional para el Estudio Científico de la Población, Florencia, 5 a 12 de junio de 1985.

## ADULT FEMALE MORTALITY TRENDS ON THE BASIS OF QUESTIONS ON MATERNAL ORPHANHOOD INCLUDED IN CENSUSES AND SURVEYS

Due to vital statistics limitations in developing countries, censuses and surveys have included special questions in order to estimate mortality, among other demographic variables.

One of the problems presented in procedures based on these questions relates to the location in time of the estimations obtained. For example, the information on maternal orphanhood permits to estimate the adult female mortality for a period in the past that has to be determined.

Some authors have worked with theoretical models to estimate the location in time of these estimations. CELADE has promoted field research that has included a question on year of death of the mother. This paper analyses these experiments, evaluating the coherence of empirical estimations with those obtained from theoretical models.

*<ADULT MORTALITY> <ORPHAN> <MORTALITY MEASURE-  
MENT>*

## I. PLANTEAMIENTO DEL PROBLEMA

Debido a las limitaciones existentes en los registros de estadísticas vitales en los países de menor desarrollo, en las últimas décadas se ha generalizado la inclusión de preguntas retrospectivas sobre mortalidad y fecundidad en censos y encuestas. En particular para la mortalidad se han introducido preguntas relativas a la sobrevivencia actual de ciertos parientes, como por ejemplo, la de hijos, para estimar mortalidad infantil y juvenil, la de madre para estimar la mortalidad adulta femenina, la de padre para estimar la mortalidad adulta masculina, la de esposa o esposo para estimar la mortalidad adulta del sexo opuesto, etc.

Brass (1) y otros (2) han elaborado procedimientos para derivar de esta información, medidas convencionales de mortalidad. Por ejemplo, a partir de los datos sobre población con madre viva, clasificada por grupos quinquenales de edades, se tienen regresiones que permiten estimar las probabilidades de sobrevivencia  $l(25+N)/l(25)$ , para  $N= 20, 25, 30, \dots, 50$ , siendo  $l(x)$  los sobrevivientes a la edad exacta  $x$  en una tabla de mortalidad. En este caso particular, se usan como parámetros de entrada las proporciones de población con madre viva (no huérfanos)  $[S/N, 5]$  por grupos quinquenales de edad y la edad media de las madres al tener sus hijos ( $M$ ).

Estas técnicas adolecen de una serie de limitaciones, relacionadas con la calidad de los datos, sesgos de selectividad, supuestos metodológicos, etc. Uno de los problemas, al que se le ha comenzado a prestar atención en los últimos años, es el de la ubicación en el tiempo de las estimaciones. Dado que las preguntas se refieren a hechos acaecidos en el pasado, no cabe duda que las estimaciones que se obtienen pertenecen a un momento anterior al censo o encuesta, y cuando mayor es la edad del informante se espera que ese momento esté ubicado más hacia el pasado. Las madres de personas de 40 años de edad, por ejemplo, estuvieron sujetas al riesgo de morir desde hace más tiempo que las madres de personas de 25 años.

Feeney (3), Brass (4) y otros, han trabajado con modelos teóricos que permiten calcular el momento en el tiempo que le corresponde a las estimaciones de mortalidad obtenidas a partir de preguntas retrospectivas. Para mortalidad adulta, en general, están disponibles el procedimiento de Brass-Bamgboye (5) y otro de Brass más reciente (4).

En el CELADE se ha buscado enfrentar el problema de otra manera. Se está experimentando, en el terreno, con una pregunta adicional muy simple: en el caso de que el informante declare que su madre ha fallecido, se le solicita el año de fallecimiento. No se pretende obtener la fecha exacta, pues la idea es trabajar con las defunciones de períodos, por lo que basta con el dato aproximado, sobre todo de las muertes más recientes, que son las que más interesan. Con esta información, se presentan en este informe dos tipos de aplicaciones: (a) el cálculo empírico del momento al que se asigna la estimación y (b) la estimación de la mortalidad para períodos antes del censo o encuesta (entre 0 y 4 años antes, entre 5 y 9 años antes).

En este informe se realizan aplicaciones de estos procedimientos de ubicación en el tiempo de las estimaciones de mortalidad adulta femenina a partir de los datos sobre orfandad materna y se evalúa el funcionamiento de la pregunta referida al año de fallecimiento de la madre y su coherencia con las soluciones proporcionadas mediante el uso de modelos teóricos.

## II. FUENTES DE INFORMACION

La fecha de defunción de la madre, de una u otra forma, se ha incluido en las siguientes investigaciones:

### (1) *Encuesta Demográfica Nacional de Nicaragua.*

Entre 1976 y 1978 se realizó en Nicaragua una encuesta de visitas repetidas y en la última vuelta (comienzos de 1978) se incluyó una serie de preguntas retrospectivas (RETROEDENIC), entre las cuales está la de orfandad materna. Para una ubicación en el tiempo de las estimaciones se agregó, para los casos de madre muerta, la siguiente pregunta: Si su madre falleció, ¿falleció durante estos últimos cinco años?"

### (2) *Censo Experimental de Imperial (Perú).*

El 22 de octubre de 1978, como ensayo preparatorio del censo nacional, se llevó a cabo un censo experimental en el distrito de Imperial en Perú. Se utilizaron cuatro boletas, incluyéndose en la No. 2 y No. 4 preguntas sobre orfandad materna y la pregunta de 'año de fallecimiento' cuando se declaró madre muerta. Se enumeraron 1 562 viviendas, de las cuales solamente 156 con la cédula 2 y 390 con la 4.

(3) *Encuesta Demográfica Nacional de Bolivia 1980 (EDEN II).*

Esta encuesta fue realizada entre octubre y diciembre de 1980, cubriendo prácticamente todo el territorio nacional. Por primera vez se incluyó la pregunta sobre el 'año de fallecimiento' de la madre en una investigación nacional que cubrió casi 50 mil personas. Los análisis de los datos muestran, en general, serios problemas de calidad en varias de las preguntas destinadas a medir la mortalidad y la fecundidad (6). La pregunta acerca de la fecha de muerte de la madre presentó un fuerte porcentaje de 'no respuesta'.

(4) *Censo Experimental de San Ramón (Costa Rica).*

Este ha sido un censo experimental que cubre una población numerosa (23 919 personas) que fue empadronada del 16 al 18 de mayo de 1983. Tiene importancia el análisis del funcionamiento de la pregunta sobre el año de muerte de la madre en un caso (como lo es, en general, Costa Rica) en que las estadísticas son buenas y las respuestas a encuestas, aun complicadas, han funcionado en forma aceptable.

(5) *Encuesta Demográfica Nacional de Honduras 1983-1984 (EDENH II).*

En América Latina, Honduras fue el primer país en que se realizó una encuesta nacional demográfica en los años 1970-1972 (7). A más de 10 años de esa exitosa investigación se llevó a cabo la segunda encuesta, en este caso retrospectiva de una sola visita, que también contiene un importante componente experimental. Para el total de 62 496 personas se tuvo que responder sobre la condición de orfandad y, en los casos en que se declaró madre muerta, se preguntó el año de fallecimiento.

A continuación se presenta un resumen de las fuentes en que se intentó ubicar el momento del fallecimiento de la madre en los casos de los huérfanos:

Fuente de información	Fecha	Población	Pregunta
RETROEDENIC	Comienzos de 1978	37 475	Si falleció: ¿Falleció en los últimos 5 años?
IMPERIAL	22-10-78	2 516	Año de fallecimiento
EDEN II-BOLIVIA	13-10 al 6-12-80	47 810	Año de fallecimiento
SAN RAMON	16 al 18-5-83	23 919	Año de fallecimiento
EDENH II-HONDURAS	7-83 al 1-84	62 496	Año de fallecimiento

En este informe se presentan las aplicaciones tradicionales del método de orfandad materna, así como las innovaciones surgidas de la pregunta adicional, a tres de las fuentes mencionadas. Fueron dejadas de lado la RETROEDENIC y la EDEN II-BOLIVIA debido a las deficiencias en su información, no sólo con respecto a la pregunta específica que aquí se analiza, sino que en términos generales. La EDEN II-BOLIVIA presentó un altísimo porcentaje 'sin respuesta' a la pregunta y en la RETROEDENIC la pregunta hecha no apareció adecuada (8).

En los casos analizados, las preguntas fueron incluidas en el cuestionario tal como se aprecia en el anexo.

### III. PROCEDIMIENTO CLASICO PARA ESTIMAR LA MORTALIDAD ADULTA FEMENINA

Los procedimientos disponibles permiten lograr, con la información acerca de orfandad materna, las probabilidades de sobrevivir de las mujeres desde los 25 años de edad hasta una edad  $25+N$ . En particular, el Manual X de las Naciones Unidas (2), propone regresiones cuyos parámetros de entrada son las proporciones con madre viva por grupos quinquenales de edades desde los 15 a los 49 años y la edad media de las madres al tener sus hijos:

$$l(25+N) / l(25) = a(N) + b(N)M + c(N)S(N-5, 5)$$

donde  $l(25)$  son los sobrevivientes a la edad exacta 25,

$l(25+N)$  son los sobrevivientes a la edad exacta  $25+N$  ( $N=20, 25, \dots, 50$ ),

$a(N)$ ,  $b(N)$  y  $c(N)$  son coeficientes de regresión.

$M$  es la edad media de las madres al tener sus hijos,

$S(N-5, 5)$  es la proporción con madre viva del grupo quinquenal con edades entre  $N-5$  y  $N$ .

Los coeficientes de regresión se obtienen del siguiente cuadro:

Edad del informante	$N$	$a(N)$	$b(N)$	$c(N)$
15-19	20	-0,1798	0,00476	1,0505
20-24	25	-0,2267	0,00737	1,0291
25-29	30	-0,3108	0,01072	1,0287
30-34	35	-0,4259	0,01473	1,0473
35-39	40	-0,5566	0,01903	1,0818
40-44	45	-0,6676	0,02256	1,1228
45-49	50	-0,6981	0,02344	1,1454

Para el cálculo del número de años  $t(N)$  antes de la encuesta o censo al que corresponden esas estimaciones, se usa un procedimiento derivado del propuesto por Brass-Bamgboye que consiste en aplicar las siguientes fórmulas:

$$t(N) = (N-2,5)[1-u(N)]/2$$

$$u(N) = 0,333 \ln S(N-5, 5) + Z(M+N-2,5) + 0,0037(27-M)$$

$Z(x)$  se interpola en la tabla siguiente:

$x$	$Z(x)$								
26	0,090	36	0,092	46	0,149	56	0,274	66	0,452
27	0,090	37	0,093	47	0,160	57	0,289	67	0,473
28	0,090	38	0,095	48	0,171	58	0,305	68	0,495
29	0,090	39	0,099	49	0,182	59	0,321	69	0,518
30	0,090	40	0,104	50	0,193	60	0,338	70	0,542
31	0,090	41	0,109	51	0,205	61	0,356	71	0,568
32	0,090	42	0,115	52	0,218	62	0,374	72	0,595
33	0,090	43	0,122	53	0,231	63	0,392	73	0,622
34	0,090	44	0,130	54	0,245	64	0,411	74	0,650
35	0,091	45	0,139	55	0,259	65	0,431	75	0,678

Brass, en un Seminario realizado en CELADE-Santiago en 1982 (4), propuso una fórmula muy simple para calcular el valor de  $t(N)$  que, adaptada a las regresiones antes vistas, sería:

$$t(N) = \frac{1}{6} (N-2,5) \left[ 3 - \ln \left[ \frac{S(N-2,5)(1-M/80)}{1-(N-2,5+M)/80} \right] \right]$$

Luego de calculado el valor de  $t(N)$ , haciendo la diferencia con el momento en que se realizó el trabajo de terreno, se determina la fecha que corresponde a la estimación. Con el fin de hacer comparable la mortalidad de los distintos momentos, se decidió expresar los

$l(25+N)/l(25)$  en términos de los “niveles” y esperanza de vida a los 25 años, que implica en las tablas modelo de mortalidad de Coale y Demeny (9).

#### IV. CASO DE DOS CENSOS O ENCUESTAS

En el Manual X de Naciones Unidas, ya citado, se presenta la forma de calcular la proporción de no huérfanos para una cohorte hipotética a partir de dos censos o encuestas que estén separados por un número de años igual o múltiplo de 5. Si se denomina  $T$  los años entre las dos fuentes disponibles, la fórmula de cálculo sería:

$$S(N,s) = S(N, 2) \text{ para } N < T$$

$$S(N,s) = S(N-T,s)S(N, 2)/S(N-T, 1) \text{ para } N \geq T$$

siendo:

$S(N,s)$  – la proporción de no huérfanos de madre para la cohorte del período comprendido entre la fuente 1 y la fuente 2, con edades entre  $N$  y  $N+5$ .

$S(N, 1)$  – la proporción de no huérfanos de madre de la fuente 1 con edades entre  $N$  y  $N+5$ .

$S(N, 2)$  – la proporción de no huérfanos de madre de la fuente 2 con edades entre  $N$  y  $N+5$ .

Luego, el procedimiento para calcular  $l(25+N)/l(25)$  es el ya descrito antes. No se calcula el valor de  $t(N)$ , ya que la estimación obtenida es representativa del período comprendido entre las dos encuestas o censos.

#### V. INNOVACIONES PROPUESTAS

En esta sección se plantean algunas de las posibilidades de explotar la información sobre orfandad materna cuando se dispone de la información acerca del año de fallecimiento de la madre. Para ejemplificar su uso se presentarán, principalmente, las ideas con la información de la EDENH II (1983-1984), incluyéndose luego las otras dos aplicaciones.

(1) *Localización en el tiempo de las estimaciones*

Un ejercicio muy sencillo que se hizo con esta información fue calcular empíricamente el momento al cual corresponde cada estimación de  $l(25+N)/l(25)$ . Esto se calculó simplemente como la fecha promedio en que fallecieron las madres para cada grupo de edad del informante. Para ello se clasificaron los casos en que declararon "madre muerta" por años simples de fallecimiento de la misma.

En el cuadro 1 se presenta la información para los casos de EDENH II y SAN RAMON, para los cuales se dispone de los datos necesarios. Para IMPERIAL no fue posible, porque los tabulados recibidos del Perú clasificaron a las madres muertas por períodos quinquenales. Se tomó como fecha de la EDENH II 1983,79 y para San Ramón 1983,38.

Cuadro 1

EDENH II Y SAN RAMON: ESTIMACION DE LAS PROBABILIDADES DE SOBREVIVIR FEMENINA  $l(25+N)/l(25)$  Y DE LAS FECHAS TEORICAS Y EMPIRICAS QUE LES CORRESPONDEN

EDENH II						
Grupo de edades	N	S(N-5)	$l(25+N)/l(25)$	año		
				teórico		empírico
				(a)	(b)	
15-19	20	0,9445	0,9382	1976,0	1976,0	1975,7
20-24	25	0,9147	0,9095	1974,3	1974,2	1974,2
25-29	30	0,8571	0,8544	1972,7	1972,6	1971,6
30-34	35	0,7951	0,7963	1971,5	1971,4	1969,7
35-39	40	0,7007	0,7046	1970,5	1970,3	1967,5
40-44	45	0,5727	0,5720	1969,6	1969,8	1965,5
45-49	50	0,4574	0,4455	1969,3	1971,1	1963,6
<i>M=26,44</i>						
SAN RAMON						
15-19	20	0,9788	0,9739	1975,7	1975,8	1975,7
20-24	25	0,9728	0,9687	1974,1	1974,2	1975,7
25-29	30	0,9385	0,9372	1972,7	1972,3	1972,3
30-34	35	0,8712	0,8748	1971,6	1971,6	1968,5
35-39	40	0,8250	0,8375	1971,1	1971,1	1967,9
40-44	45	0,7065	0,7203	1970,7	1970,9	1967,7
45-49	50	0,5863	0,5913	1970,8	1972,7	1968,1
<i>M=26,36</i>						
(a) Brass-Bamgboye (b) Brass						

A partir de estos resultados, se formulan los siguientes comentarios:

(a) Las dos formas de calcular el tiempo teórico son prácticamente iguales, salvo quizás en los últimos grupos de edades, donde se produce una irregularidad mayor con la fórmula de Brass. Por lo tanto, para los efectos de lo que sigue en este informe, se usará el procedimiento propuesto por Brass-Bamgboye.

(b) En los tres primeros grupos de edades no hay diferencias importantes entre  $t(N)$  teórico y empírico; es más, la coincidencia es extraordinaria.

(c) Luego, a medida que se avanza en la edad, las diferencias van aumentando. El tiempo calculado empíricamente se va ubicando más hacia el pasado que el teórico. La diferencia mayor se presenta en el grupo 45-49, siendo 5,7 años en la EDENH II y 2,7 en San Ramón.

(d) En el caso de San Ramón, tanto en el cálculo empírico como en el teórico, la ubicación en el tiempo de la estimación proveniente del grupo 45-49 es más cercana al censo que la correspondiente al grupo 40-44.

(e) Aun aceptando que pudiera existir un sesgo hacia el pasado en la declaración de la fecha de fallecimiento de la madre, hay evidencias que permiten dudar del tiempo estimado teóricamente:

—Son muy pocos los años que separan las estimaciones provenientes de los grupos de edades extremos (15-19 y 45-49). En los ejemplos disponibles esta diferencia se ubica entre 5 y 7 años.

—En otros estudios se ha encontrado, particularmente en las estimaciones de mortalidad a partir de datos de viudez, valores de  $t(N)$  negativos, lo cual muestra un sesgo hacia adelante.

—En los análisis que siguen puede verse que los resultados utilizando el cálculo empírico son más coherentes (véanse los gráficos 2 a 6).

—Por último, como principio general, si no se demuestra que los datos del terreno están afectados por errores, deberían ser aceptados como representativos de la realidad. En los casos examinados se comprobó la existencia de coherencia entre la edad de los informantes y la fecha de fallecimiento de la madre.

(2) *Orfandad materna en tres momentos*

Se confeccionaron las proporciones con madre viva para 5 y 10 años antes de la encuesta. Para ello simplemente se sumaron, a las personas con madres vivas al momento de la encuesta, las madres fallecidas en los últimos 5 y 10 años respectivamente. Partiendo, por ejemplo, del grupo de informantes de 25-29 años de edad al momento de la encuesta se obtuvo la proporción con madre viva del grupo 20-24 hace 5 años y del grupo 15-19 hace 10 años:

INFORMACION:

grupo de edades	población informante	población con madre viva (1983,79)	madre muerta			
			1973	1974-77	1978	1979-84
25-29	4 158	3 564	22	87	24	156

CALCULOS:

—Proporción con madre viva en 1983,79 (fecha promedio asignada a la encuesta) para 25-29:

$$3564/4158 = 0,8571$$

—Proporción con madre viva en 1978,79 (5 años antes) para 20-24:

$$(3564+156+0,21 \cdot 24)/4158 = 0,8959$$

—Proporción con madre viva en 1973,79 (10 años antes) para 15-19:

$$(3564+156+24+87+0,21 \cdot 22)/4158 = 0,9225$$

De esta manera pudo aplicarse el procedimiento tradicional de orfandad como si se tuviesen tres fuentes distintas separadas por 5 años. Esto permitió tener una descripción de la mortalidad adulta femenina para el triple del tiempo que se tiene usualmente. En los cuadros 2, 3 y 4 se presentan las aplicaciones para la EDENH II.

En el gráfico 1 se compara el resultado tradicional de la EDENH II con las otras fuentes existentes en Honduras: la EDENH I y el

Cuadro 2

EDENH II. ESTIMACION DE LAS PROBABILIDADES DE SOBREVIVIR FEMENINAS  $I(25+N)/I(25)$  Y DE LAS FECHAS QUE LE CORRESPONDEN (TEORICA Y EMPIRICA) A PARTIR DE PROPORCION CON MADRE VIVA EN 1983

Grupos de edades	N	Proporción no huérfano		Nivel C-D Oeste	$e_{25}^0$ equivalente	Año de la estimación <sup>1</sup>	
		$S(N-5, 5)$	$\frac{I(25+N)}{I(25)}$			Teórico	Empírico
15-19	20	0,9445	0,9382	19,47	46,94	1976,0	1975,7
20-24	25	0,9147	0,9095	19,34	46,79	1974,3	1974,2
25-29	30	0,8571	0,8544	18,42	45,77	1972,7	1971,6
30-34	35	0,7951	0,7963	18,30	45,63	1971,5	1969,7
35-39	40	0,7007	0,7046	17,82	45,10	1970,5	1967,5
40-44	45	0,5727	0,5720	17,02	44,23	1969,6	1965,5
45-49	50	0,4574	0,4455	17,63	44,89	1969,3	1963,6

$M = 26,44$

<sup>1</sup> Se tomó como año de la encuesta 1983,79.

Cuadro 3

EDENH II. ESTIMACION DE LAS PROBABILIDADES DE SOBREVIVIR FEMENINAS  $I(25+N)/I(25)$  Y DE LAS FECHAS QUE LE CORRESPONDEN (TEORICA Y EMPIRICA) A PARTIR DE PROPORCION CON MADRE VIVA EN 1978

Grupos de edades	N	Proporción no huérfano		Nivel C-D Oeste	$e_{25}^0$ equivalente	Año de la estimación <sup>1</sup>	
		$S(N-5, 5)$	$\frac{I(25+N)}{I(25)}$			Teórico	Empírico
15-19	20	0,9428	0,9365	19,33	46,77	1971,0	1970,4
20-24	25	0,8959	0,8901	18,10	45,41	1969,2	1967,9
25-29	30	0,8468	0,8437	17,87	45,15	1967,7	1965,7
30-34	35	0,7683	0,7682	17,07	44,28	1966,3	1963,4
35-39	40	0,6625	0,6633	16,25	43,41	1965,2	1961,3
40-44	45	0,5584	0,5559	16,44	43,61	1964,4	1959,4
45-49	50	0,4362	0,4213	16,75	43,94	1963,9	1957,3

$M = 26,44$

<sup>1</sup> Se tomó como año de la encuesta 1978,79.

Cuadro 4

EDENH II. ESTIMACION DE LAS PROBABILIDADES DE SOBREVIVIR  
FEMENINAS  $l(25+N)/l(25)$  Y DE LAS FECHAS QUE LE  
CORRESPONDEN (TEORICA Y EMPIRICA) A PARTIR DE  
PROPORCION CON MADRE VIVA EN 1973

Grupos de edades	N	Proporción		Nivel C-D Oeste	$e_{25}^0$ equivalente	Año de la estimación <sup>1</sup>	
		no huérfano $S/(N-5, 5)$	$l(25+N)/l(25)$			Teórico	Empírico
15-19	20	0,9225	0,9151	17,64	44,90	1966,0	1965,1
20-24	25	0,8842	0,8781	17,35	44,59	1964,1	1962,2
25-29	30	0,8172	0,8133	16,32	43,48	1962,5	1960,0
30-34	35	0,7284	0,7264	15,25	42,35	1961,1	1957,6
35-39	40	0,6411	0,6401	15,35	42,47	1960,0	1955,5
40-44	45	0,5271	0,5207	15,14	42,25	1959,0	1953,6
45-49	50	0,4127	0,3944	15,71	42,84	1958,5	1951,6

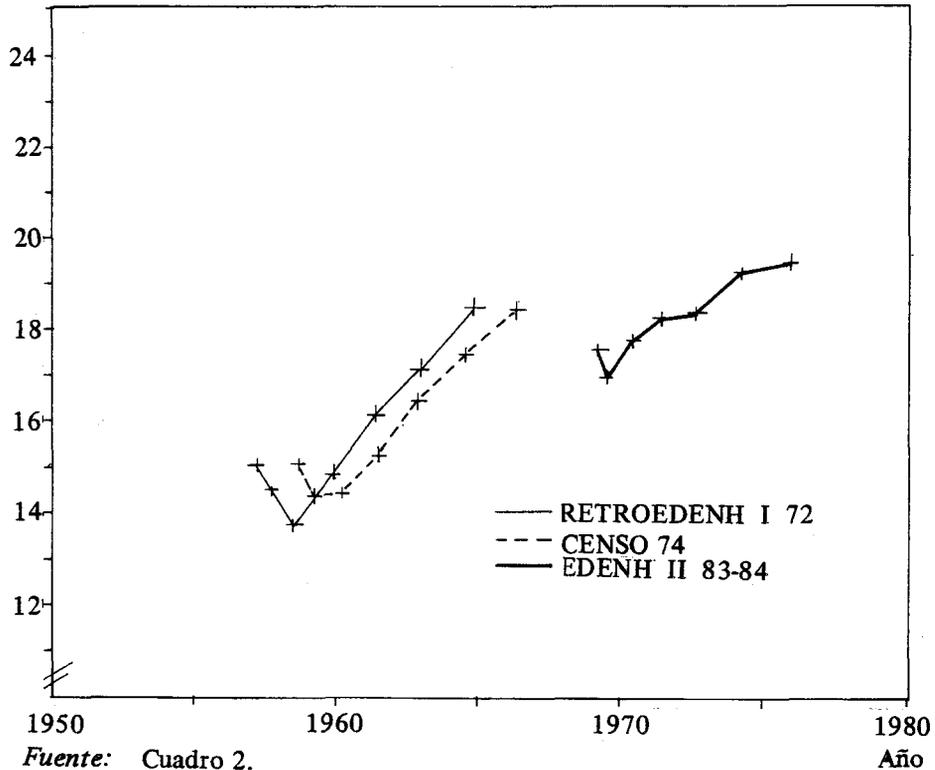
$M = 26,44$

<sup>1</sup> Se tomó como año de la encuesta 1973,79.

Censo de 1974. Este gráfico, construido con los  $t(N)$  teóricos, estaría indicando un descenso importante de la mortalidad de la población en estudio, suponiendo que las tres fuentes son comparables. Se observan además los sesgos probables que conducen a subestimar la mortalidad en las edades extremas. A los efectos de ver si hay coherencia entre las fuentes disponibles y la aplicación sugerida mediante la utilización de la información del año de fallecimiento de la madre, en el gráfico 2 se incluyen las estimaciones obtenidas a partir de la proporción con madre viva para los tres momentos considerados en la EDENH II y la obtenida con el Censo de 1974. Sin duda que el resultado es altamente alentador. Resultados como estos se encuentran en las aplicaciones hechas para el censo experimental de Imperial-Perú (gráfico 6) en que se incluye también una fuente independiente, aproximadamente representativa de ese lugar como lo es la zona de la costa sin Lima-Callao, obtenida de la RETROEDEN-Perú 1976 (10). Para San Ramón no se tiene disponible otra información de orfandad, pero para ver que los resultados son razonables, se incluyeron en los gráficos 4 y 5 los puntos correspondientes a las tablas de mortalidad de Costa Rica, obteniendo el "nivel" en Coale y Demeny-Oeste a partir de la esperanza de vida a los 25 años.

**HONDURAS: ESTIMACION DE LA MORTALIDAD  
FEMENINA ADULTA A PARTIR DE DATOS SOBRE  
ORFANDAD MATERNA.  
EDENH I, CENSO 1974 Y EDENH II.**

NIVEL OESTE



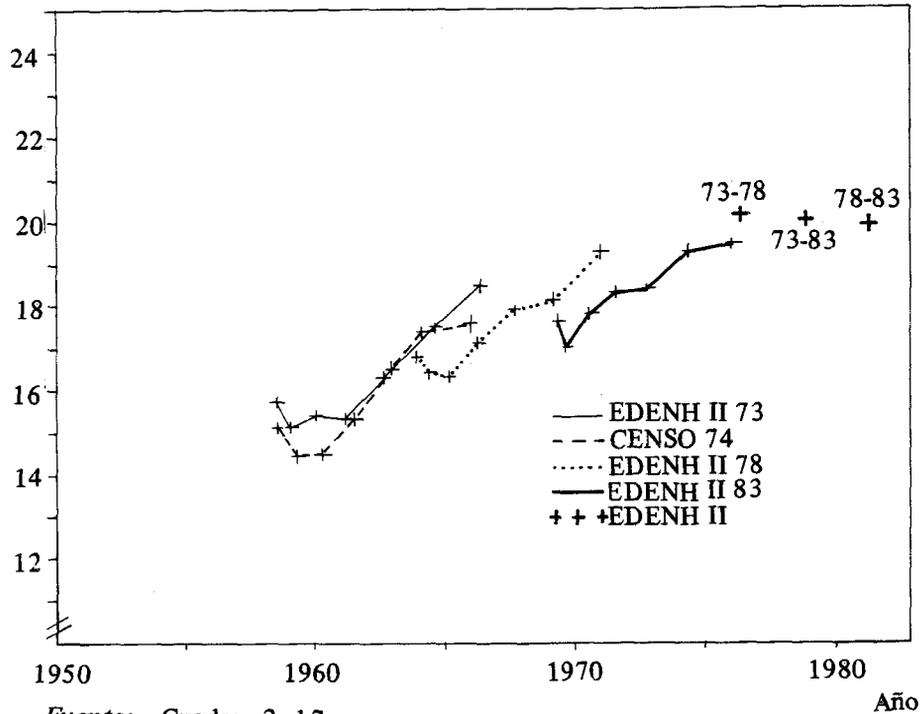
Fuente: Cuadro 2.  
Tablas 1 y 2.

Un resultado aun más interesante se obtiene si para graficar se utilizan los  $t(N)$  empíricos. Esto se pudo hacer solamente para los casos en que se contó con el año de fallecimiento de la madre clasificado por año calendario.

En el gráfico 3 se aprecia con claridad la evolución de la mortalidad adulta femenina usando la información mencionada. El mejor comportamiento de las curvas al considerar el  $t(N)$  empírico, conduce a pensar que las dificultades en usar orfandad materna que se observan generalmente en la forma de "J" vista en el gráfico 2, podría deberse, por lo menos en su brazo derecho, a que los  $t(N)$  teóricos acercan demasiado las estimaciones obtenidas de los grupos de edades de 30 años en adelante.

**EDENH II. ESTIMACION DE LA MORTALIDAD FEMENINA ADULTA A PARTIR DE DATOS SOBRE ORFANDAD MATERNA Y AÑO DE FALLECIMIENTO DE LA MADRE, USANDO  $t$  TEORICO**

NIVEL OESTE



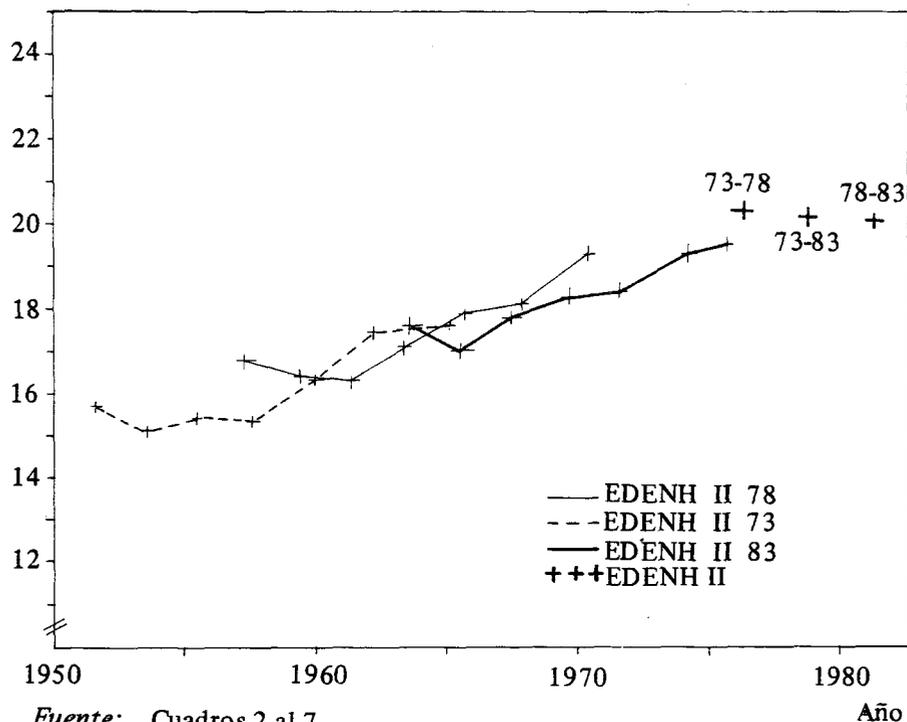
Fuente: Cuadros 2 al 7  
Tabla 2

San Ramón muestra aspectos similares a la EDENH II, aunque con algunas irregularidades (graficos 4 y 5). Para Imperial no se tiene disponible la información que permite calcular la fecha empírica de la estimación.

Todos los cálculos fueron hechos con la edad media de las madres ( $M$ ) obtenida a partir de la información de los hijos nacidos vivos tenidos en el último año, de acuerdo a la misma fuente de la que se obtuvieron las proporciones con madre viva, pero, para el pasado, es posible tomarla de otras fuentes si se cree que pudieron variar significativamente. En general, se comprobó que un año en la  $M$  hace variar en alrededor de uno el "nivel" de la mortalidad.

**EDENH II. ESTIMACION DE LA MORTALIDAD FEMENINA  
ADULTA A PARTIR DE DATOS SOBRE ORFANDAD  
MATERNA Y AÑO DE FALLECIMIENTO DE LA MADRE,  
USANDO  $t$  EMPIRICO**

NIVEL OESTE

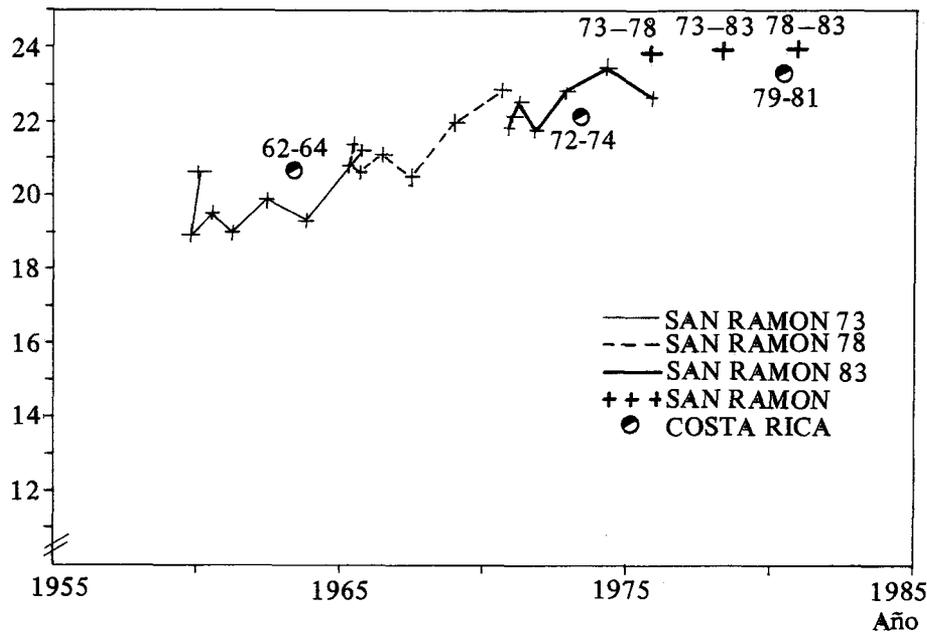


(3) *Estimación de la mortalidad adulta femenina para períodos recientes*

En la sección IV de este documento, se describió un procedimiento destinado a estimar la mortalidad adulta de las mujeres a partir de dos censos o encuestas separados por 5 años o un número múltiplo de 5 años. Se pueden considerar las proporciones con madre viva 5 y 10 años antes de la encuesta, como fuentes para este tipo de estimaciones. Incluso, se está en condiciones ventajosas, en el sentido de que no se trata de una cohorte hipotética, sino que es la propia cohorte la que informa en los tres momentos. No hay, por lo tanto, problemas de comparabilidad por omisiones, errores o migración.

**SAN RAMON. ESTIMACION DE LA MORTALIDAD FEMENINA ADULTA A PARTIR DE DATOS SOBRE ORFANDAD MATERNA Y AÑO DE FALLECIMIENTO DE LA MADRE, USANDO  $t$  TEORICO**

NIVEL OESTE



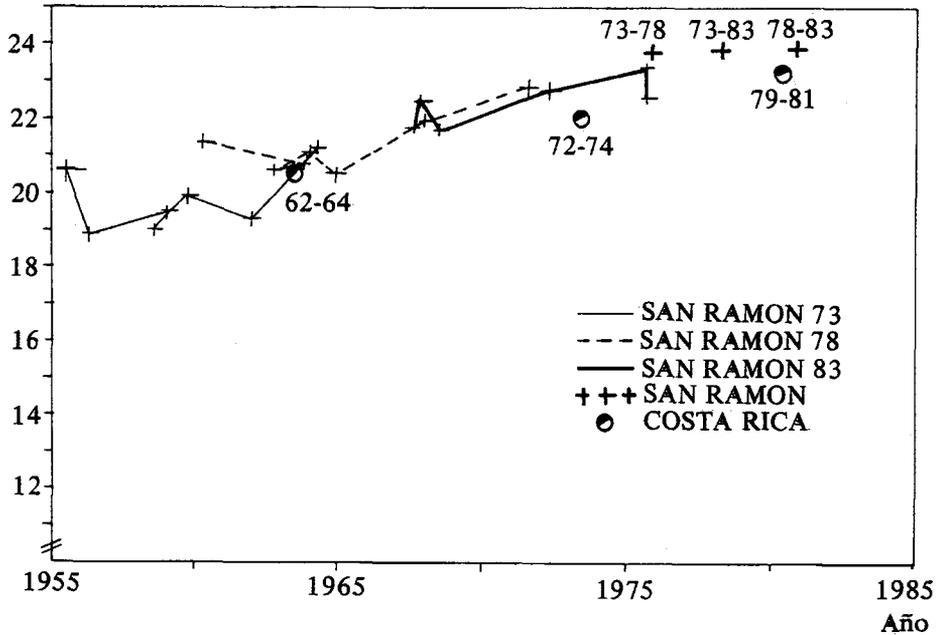
*Fuente:* Dirección General de Estadística y Censos y CELADE, Costa Rica: Estimaciones y proyecciones de población 1950-2025. Fascículo F/CRI, 1. Octubre, 1983. Cuadros 8 al 13.

Estas aplicaciones para la EDENH II están en los cuadros 5, 6 y 7. Se estimaron las  $l(25+N)/l(25)$  para los dos quinquenios anteriores a la encuesta y también para el decenio. Esta última aplicación se incluyó por el hecho de que los quinquenios se basan en pocos casos y podrían conducir a resultados menos confiables. En los gráficos 2 y 3 se incluyeron los “niveles” promedios correspondientes a cada período de la EDENH II.

En los tres casos estudiados, EDENH II, San Ramón e Imperial, se encontraron resultados, por quinquenios, poco variables y una excelente continuidad de las tendencias descritas por las aplicaciones de las secciones anteriores (gráficos 2 a 6). La información ha permitido describir la tendencia de la mortalidad adulta femenina de los

**SAN RAMON. ESTIMACION DE LA MORTALIDAD FEMENINA ADULTA A PARTIR DE DATOS SOBRE ORFANDAD MATERNA Y AÑO DE FALLECIMIENTO DE LA MADRE, USANDO  $t$  EMPIRICO**

NIVEL OESTE



*Fuente:* Dirección General de Estadística y Censos y CELADE, Costa Rica: Estimaciones y proyecciones de población 1950-2025. Fascículo F/CRI. 1, Octubre, 1983. Cuadros 8 al 13.

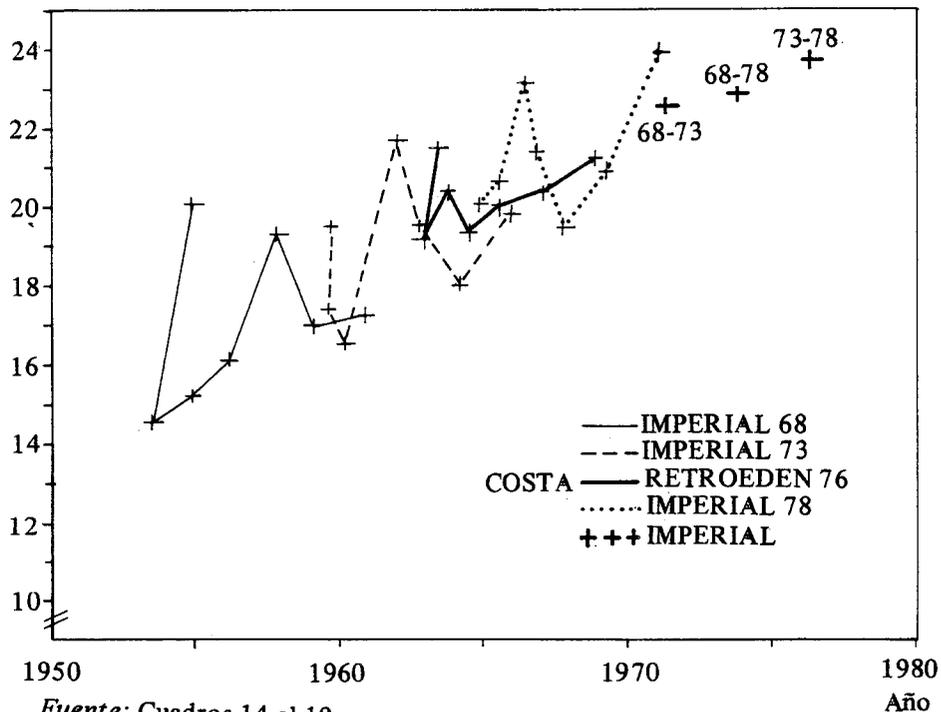
últimos 30 años. Debido a las fluctuaciones, por tratarse de pocos casos, para Imperial se graficaron los promedios de los tres primeros grupos de edades.

Sin duda que estas estimaciones con la información adicional del año de fallecimiento de la madre tienen sus limitaciones. Podríamos mencionar:

—El supuesto de no existencia de asociación entre la mortalidad de hijos y madres se hace más exigente a medida que se extiende más hacia atrás en el pasado, pues son más los hijos que murieron y no pudieron informar sobre su condición de orfandad.

**IMPERIAL. ESTIMACION DE LA MORTALIDAD FEMENINA ADULTA A PARTIR DE DATOS SOBRE ORFANDAD MATERNA Y AÑO DE FALLECIMIENTO DE LA MADRE, USANDO  $t$  TEORICO**

NIVEL SUR



Fuente: Cuadros 14 al 19  
Tabla 3

—Al fraccionar la información se está trabajando con un número de casos menor y por lo tanto con mayores riesgos de errores.

A pesar de ello, las experiencias recogidas de estas aplicaciones, muestran un camino muy prometedor que puede extenderse a otras preguntas, como orfandad paterna y viudez. Aun en el caso de Imperial, en que se tienen muy pocos casos, se lograron resultados extremadamente útiles.

Cuadro 5

EDENH II. ESTIMACION DE LAS PROBABILIDADES DE SOBREVIVIR  
FEMENINAS  $l(25+N)/l(25)$  A PARTIR DE PROPORCION CON MADRE  
VIVA EN 1978 Y 1983

Grupos de edades	N	Proporción no huérfano			$\frac{l(25+N)}{l(25)}$	Nivel C-D Oeste	$e_{25}^0$ equivalente
		$S(N, 1)$	$S(N, 2)$	$S(N, s)$			
0- 4	5	0,9961	0,9958	0,9958	—	—	—
5- 9	10	0,9844	0,9853	0,9850	—	—	—
10-14	15	0,9649	0,9705	0,9711	—	—	—
15-19	20	0,9428	0,9445	0,9506	0,9447	20,01	47,54
20-24	25	0,8959	0,9147	0,9222	0,9172	19,85	47,36
25-29	30	0,8468	0,8571	0,8823	0,8803	19,79	47,30
30-34	35	0,7683	0,7951	0,8284	0,8312	19,85	47,36
35-39	40	0,6625	0,7007	0,7555	0,7639	20,05	47,59
40-44	45	0,5584	0,5727	0,6531	0,6622	20,13	47,68
45-49	50	0,4362	0,4574	0,5350	0,5345	20,63	48,28

$M = 26,44$

Cuadro 6

EDENH II. ESTIMACION DE LAS PROBABILIDADES DE SOBREVIVIR  
FEMENINAS  $l(25+N)/l(25)$  A PARTIR DE PROPORCION CON MADRE  
VIVA EN 1973 Y 1978

Grupos de edades	N	Proporción no huérfano			$\frac{l(25+N)}{l(25)}$	Nivel C-D Oeste	$e_{25}^0$ equivalente
		$S(N, 1)$	$S(N, 2)$	$S(N, s)$			
0- 4	5	0,9949	0,9961	0,9961	—	—	—
5- 9	10	0,9797	0,9844	0,9856	—	—	—
10-14	15	0,9607	0,9649	0,9707	—	—	—
15-19	20	0,9225	0,9428	0,9526	0,9468	20,18	47,74
20-24	25	0,8842	0,8959	0,9252	0,9203	20,06	47,60
25-29	30	0,8172	0,8468	0,8860	0,8841	20,00	47,53
30-34	35	0,7284	0,7683	0,8330	0,8360	20,06	47,60
35-39	40	0,6411	0,6625	0,7576	0,7661	20,14	47,69
40-44	45	0,5271	0,5584	0,6599	0,6698	20,37	47,97
45-49	50	0,4127	0,4362	0,5461	0,5472	21,02	48,75

$M = 26,44$

Cuadro 7

EDENH II. ESTIMACION DE LAS PROBABILIDADES DE SOBREVIVIR FEMENINAS  $l(25+N)/l(25)$  A PARTIR DE PROPORCION CON MADRE VIVA EN 1973 Y 1983

Grupos de edades	N	Proporción no huérfano			$\frac{l(25+N)}{l(25)}$	Nivel C-D Oeste	$e_{25}^0$ equivalente
		$S(N, 1)$	$S(N, 2)$	$S(N, s)$			
0- 4	5	0,9949	0,9958	0,9958	—	—	—
5- 9	10	0,9797	0,9853	0,9853	—	—	—
10-14	15	0,9607	0,9705	0,9714	—	—	—
15-19	20	0,9225	0,9445	0,9499	0,9439	19,95	47,47
20-24	25	0,8842	0,9147	0,9249	0,9200	20,04	47,57
25-29	30	0,8172	0,8571	0,8826	0,8806	19,81	47,32
30-34	35	0,7284	0,7951	0,8317	0,8346	20,00	47,53
35-39	40	0,6411	0,7007	0,7568	0,7653	20,10	47,65
40-44	45	0,5271	0,5727	0,6539	0,6631	20,16	47,72
45-49	50	0,4127	0,4574	0,5399	0,5401	20,80	48,49

$M = 26,44$

Cuadro 8

SAN RAMON. ESTIMACION DE LAS PROBABILIDADES DE SOBREVIVIR FEMENINAS  $l(25+N)/l(25)$  Y DE LAS FECHAS QUE LE CORRESPONDEN (TEORICA Y EMPIRICA) A PARTIR DE PROPORCION CON MADRE VIVA EN 1983

Grupos de edades	N	Proporción no huérfano		Nivel C-D Oeste	$e_{25}^0$ equivalente	Año de la estimación <sup>1</sup>	
		$S(N-5, 5)$	$\frac{l(25+N)}{l(25)}$			Teórico	Empírico
15-19	20	0,9788	0,9739	22,58	51,06	1975,7	1975,7
20-24	25	0,9728	0,9687	23,38	52,39	1974,1	1975,7
25-29	30	0,9385	0,9372	22,76	51,34	1972,7	1972,3
30-34	35	0,8712	0,8748	21,69	49,70	1971,6	1968,5
35-39	40	0,8250	0,8375	22,47	50,90	1971,1	1967,9
40-44	45	0,7065	0,7203	21,82	49,89	1970,7	1967,7
45-49	50	0,5863	0,5913	22,06	50,26	1970,8	1968,1

$M = 26,36$

<sup>1</sup> Se tomó como año de la encuesta 1983,375.

Cuadro 9

SAN RAMON. ESTIMACION DE LAS PROBABILIDADES DE  
SOBREVIVIR FEMENINAS  $l(25+N)/l(25)$  Y DE LAS FECHAS QUE LE  
CORRESPONDEN (TEORICA Y EMPIRICA) A PARTIR DE  
PROPORCION CON MADRE VIVA EN 1978

Grupos de edades	N	Proporción no huérfano		Nivel C-D Oeste	$e_{25}^0$ equivalente	Año de la estimación <sup>1</sup>	
		$S(N-5, 5)$	$\frac{l(25+N)}{l(25)}$			Teórico	Empírico
15-19	20	0,9819	0,9772	22,90	51,57	1970,7	1971,6
20-24	25	0,9546	0,9500	22,01	50,16	1969,0	1968,1
25-29	30	0,8967	0,8942	20,53	48,17	1967,5	1964,9
30-34	35	0,8580	0,8610	21,14	48,92	1966,5	1964,0
35-39	40	0,7712	0,7793	20,61	48,26	1965,7	1962,7
40-44	45	0,6721	0,6817	20,76	48,43	1965,3	1963,8
45-49	50	0,5620	0,5635	21,41	49,31	1965,5	1960,3

$M = 26,36$

<sup>1</sup> Se tomó como año de la encuesta 1978,375.

Cuadro 10

SAN RAMON. ESTIMACION DE LAS PROBABILIDADES DE  
SOBREVIVIR FEMENINAS  $l(25+N)/l(25)$  Y DE LAS FECHAS QUE LE  
CORRESPONDEN (TEORICA Y EMPIRICA) A PARTIR DE  
PROPORCION CON MADRE VIVA EN 1973

Grupos de edades	N	Proporción no huérfano		Nivel C-D Oeste	$e_{25}^0$ equivalente	Año de la estimación <sup>1</sup>	
		$S(N-5, 5)$	$\frac{l(25+N)}{l(25)}$			Teórico	Empírico
15-19	20	0,9650	0,9594	21,24	49,06	1965,7	1964,3
20-24	25	0,9145	0,9087	19,29	46,73	1963,8	1962,0
25-29	30	0,8845	0,8817	19,87	47,38	1962,4	1959,8
30-34	35	0,8109	0,8116	18,98	46,38	1961,2	1958,6
35-39	40	0,7427	0,7485	19,48	46,94	1960,5	1959,1
40-44	45	0,6228	0,6264	18,92	46,31	1959,8	1956,4
45-49	50	0,5366	0,5344	20,63	48,28	1960,1	1955,5

$M = 26,36$

<sup>1</sup> Se tomó como año de la encuesta 1973,375.

Cuadro 11

SAN RAMON. ESTIMACION DE LAS PROBABILIDADES DE  
SOBREVIVIR FEMENINAS  $l(25+N)/l(25)$  A PARTIR DE PROPORCION  
CON MADRE VIVA EN 1978 Y 1983

Grupos de edades	N	Proporción no huérfano			$\frac{l(25+N)}{l(25)}$	Nivel C-D Oeste	Nivel $e_{25}^0$ equivalente
		$S(N, 1)$	$S(N, 2)$	$S(N, s)$			
0- 4	5	0,9967	0,9967	0,9967	—	—	—
5- 9	10	0,9934	0,9923	0,9923	—	—	—
10-14	15	0,9843	0,9883	0,9872	—	—	—
15-19	20	0,9819	0,9788	0,9817	0,9769	22,88	51,54
20-24	25	0,9546	0,9728	0,9726	0,9685	23,37	52,38
25-29	30	0,8967	0,9385	0,9562	0,9554	23,75	53,05
30-34	35	0,8580	0,8712	0,9290	0,9353	24,11	53,71
35-39	40	0,7712	0,8250	0,8933	0,9114	24,67	54,82
40-44	45	0,6721	0,7065	0,8184	0,8460	24,69	54,86
45-49	50	0,5620	0,5863	0,7139	0,7375	24,77	55,02

$M = 26,36$

Cuadro 12

SAN RAMON. ESTIMACION DE LAS PROBABILIDADES DE  
SOBREVIVIR FEMENINAS  $l(25+N)/l(25)$  A PARTIR DE PROPORCION  
CON MADRE VIVA EN 1973 Y 1978

Grupos de edades	N	Porporción no huérfanos			$\frac{l(25+N)}{l(25)}$	Nivel C-D Oeste	$e_{25}^0$ equivalente
		$S(N, 1)$	$S(N, 2)$	$S(N, s)$			
0- 4	5	0,9957	0,9967	0,9967	—	—	—
5- 9	10	0,9908	0,9934	0,9944	—	—	—
10-14	15	0,9872	0,9843	0,9879	—	—	—
15-19	20	0,9650	0,9819	0,9826	0,9779	22,97	51,69
20-24	25	0,9145	0,9546	0,9720	0,9679	23,32	52,29
25-29	30	0,8845	0,8967	0,9531	0,9522	23,57	52,73
30-34	35	0,8109	0,8580	0,9245	0,9306	23,91	53,32
35-39	40	0,7427	0,7712	0,8792	0,8951	24,20	53,89
40-44	45	0,6228	0,6721	0,7956	0,8204	24,14	53,77
45-49	50	0,5366	0,5620	0,7179	0,7421	24,85	55,17

$M = 26,36$

Cuadro 13

SAN RAMON. ESTIMACION DE LAS PROBABILIDADES DE  
SOBREVIVIR FEMENINAS  $l(25+N)/l(25)$  A PARTIR DE PROPORCION  
CON MADRE VIVA EN 1973 Y 1983

Grupos de edades	N	Proporción de huérfanos			$\frac{l(25+N)}{l(25)}$	Nivel C-D Oeste	$e_{25}^0$ equivalente
		$S(N, 1)$	$S(N, 2)$	$S(N, s)$			
0- 4	5	0,9957	0,9967	0,9967	-	-	-
5- 9	10	0,9908	0,9923	0,9923	-	-	-
10-14	15	0,9872	0,9883	0,9893	-	-	-
15-19	20	0,9650	0,9788	0,9803	0,9755	22,73	51,30
20-24	25	0,9145	0,9728	0,9749	0,9708	23,55	52,69
25-29	30	0,8845	0,9385	0,9534	0,9525	23,59	52,76
30-34	35	0,8109	0,8712	0,9287	0,9350	24,09	53,57
35-39	40	0,7427	0,8250	0,8893	0,9071	24,54	54,56
40-44	45	0,6228	0,7065	0,8091	0,8355	24,47	54,42
45-49	50	0,5366	0,5863	0,7020	0,7238	24,54	54,56

$M = 26,36$

Cuadro 14

IMPERIAL. ESTIMACION DE LAS PROBABILIDADES DE SOBREVIVIR  
FEMENINAS  $l(25+N)/l(25)$  Y DE LAS FECHAS QUE LE  
CORRESPONDEN A PARTIR DE PROPORCION CON MADRE VIVA  
EN 1978

Grupos de edades	N	Proporción no huérfano		Nivel C-D Sur	$e_{25}^0$ equivalente	Año de la estimación <sup>1</sup> Teórico
		$S(N-5, 5)$	$\frac{l(25+N)}{l(25)}$			
15-19	20	0,9611	0,9607	19,95	50,07	1971,1
20-24	25	0,9042	0,9065	16,91	46,64	1969,3
25-29	30	0,8414	0,8495	15,49	45,14	1967,8
30-34	35	0,8182	0,8361	17,43	47,19	1966,9
35-39	40	0,7786	0,8090	19,20	49,15	1966,5
40-44	45	0,6147	0,6430	16,67	46,39	1965,6
45-49	50	0,4574	0,4704	16,06	45,74	1964,9

$M = 27,5$

<sup>1</sup> Se tomó como año de la encuesta 1978,8.

Cuadro 15

IMPERIAL. ESTIMACION DE LAS PROBABILIDADES DE SOBREVIVIR FEMENINAS  $l(25+N)/l(25)$  Y DE LAS FECHAS QUE LE CORRESPONDEN A PARTIR DE PROPORCION CON MADRE VIVA EN 1973

Grupos de edades	N	Proporción		Nivel C-D Sur	$e_{25}^0$ equivalente	Año de la estimación <sup>1</sup> Teórico
		no huérfano $S(N-5, 5)$	$\frac{l(25+N)}{l(25)}$			
15-19	20	0,9220	0,9197	15,84	45,50	1966,0
20-24	25	0,8655	0,8667	14,02	43,60	1964,2
25-29	30	0,8421	0,8503	15,54	45,19	1962,8
30-34	35	0,8229	0,8410	17,70	47,47	1962,0
35-39	40	0,6300	0,6483	12,56	42,09	1960,2
40-44	45	0,5319	0,5500	13,42	42,98	1959,6
45-49	50	0,4424	0,4532	15,50	45,15	1959,7

$M = 27,5$

<sup>1</sup> Se tomó como año de la encuesta 1973,8.

Cuadro 16

IMPERIAL. ESTIMACION DE LAS PROBABILIDADES DE SOBREVIVIR FEMENINAS  $l(25+N)/l(25)$  Y DE LAS FECHAS QUE LE CORRESPONDEN A PARTIR DE PROPORCION CON MADRE VIVA EN 1968

Grupos de edades	N	Proporción		Nivel C-D Sur	$e_{25}^0$ equivalente	Año de la estimación <sup>1</sup> Teórico
		no huérfano $S(N-5, 5)$	$\frac{l(25+N)}{l(25)}$			
15-19	20	0,8931	0,8893	13,26	42,82	1960,9
20-24	25	0,8507	0,8514	12,99	42,54	1959,1
25-29	30	0,8385	0,8466	15,31	44,95	1957,8
30-34	35	0,7156	0,7286	12,12	41,65	1956,2
35-39	40	0,5993	0,6150	11,24	40,75	1954,9
40-44	45	0,4608	0,4702	10,55	40,05	1953,5
45-49	50	0,4575	0,4705	16,07	45,75	1954,9

$M = 27,5$

<sup>1</sup> Se tomó como año de la encuesta 1968,8.

Cuadro 17

IMPERIAL. ESTIMACION DE LAS PROBABILIDADES DE SOBREVIVIR  
FEMENINAS  $l(25+N)/l(25)$  A PARTIR DE PROPORCION CON MADRE  
VIVA EN 1973 Y 1978

Grupos de edades	N	Proporción no huérfano			$\frac{l(25+N)}{l(25)}$	Nivel C-D Sur	$e_{25}^0$ equivalente
		$S(N, 1)$	$S(N, 2)$	$S(N, s)$			
0- 4	5	0,9927	0,9933	0,9933	—	—	—
5- 9	10	0,9798	0,9791	0,9797	—	—	—
10-14	15	0,9781	0,9734	0,9733	—	—	—
15-19	20	0,9220	0,9611	0,9564	0,9558	19,39	49,39
20-24	25	0,8655	0,9042	0,9379	0,9412	19,74	49,82
25-29	30	0,8421	0,8414	0,9118	0,9220	20,20	50,39
30-34	35	0,8229	0,8182	0,8859	0,9070	21,26	51,76
35-39	40	0,6300	0,7786	0,8382	0,8735	21,84	52,53
40-44	45	0,5319	0,6147	0,8179	0,8711	23,99	55,65
45-49	50	0,4424	0,4574	0,7033	0,7521	23,53	54,96

$M = 27,8$

Cuadro 18

IMPERIAL. ESTIMACION DE LAS PROBABILIDADES DE  
SOBREVIVENCIA FEMENINAS  $l(25+N)/l(25)$  A PARTIR DE  
PROPORCION CON MADRE VIVA EN 1968 Y 1973

Grupos de edades	N	Proporción no huérfano			$\frac{l(25+N)}{l(25)}$	Nivel C-D Sur	$e_{25}^0$ equivalente
		$S(N, 1)$	$S(N, 2)$	$S(N, s)$			
0- 4	5	0,9894	0,9927	0,9927	—	—	—
5- 9	10	0,9930	0,9798	0,9831	—	—	—
10-14	15	0,9439	0,9781	0,9683	—	—	—
15-19	20	0,8931	0,9220	0,9459	0,9448	18,23	48,04
20-24	25	0,8517	0,8655	0,9166	0,9192	17,90	47,69
25-29	30	0,8385	0,8421	0,9063	0,9163	19,80	49,89
30-34	35	0,7156	0,8229	0,8894	0,9106	21,47	52,04
35-39	40	0,5993	0,6300	0,7830	0,8138	19,39	49,39
40-44	45	0,4608	0,5319	0,6950	0,7331	19,74	49,82
45-49	50	0,4575	0,4424	0,6672	0,7107	22,61	53,62

$M = 27,5$

Cuadro 19

IMPERIAL. ESTIMACION DE LAS PROBABILIDADES DE  
SOBREVIVENCIA FEMENINA  $l(25+N)/l(25)$  A PARTIR DE  
PROPORCION CON MADRE VIVA EN 1968 Y 1978

Grupos de edades	N	Proporción no huérfano			$\frac{l(25+N)}{l(25)}$	Nivel C-D Sur	$e_{25}^0$ equivalente
		$S(N, 1)$	$S(N, 2)$	$S(N, s)$			
0- 4	5	0,9894	0,9933	0,9933	—	—	—
5- 9	10	0,9930	0,9791	0,9791	—	—	—
10-14	15	0,9439	0,9734	0,9772	—	—	—
15-19	20	0,8931	0,9611	0,9476	0,9466	18,41	48,25
20-24	25	0,8517	0,9042	0,9361	0,9393	19,58	49,62
25-29	30	0,8385	0,8414	0,8927	0,9023	18,86	48,75
30-34	35	0,7156	0,8182	0,8993	0,9210	22,06	52,84
35-39	40	0,5993	0,7786	0,8289	0,8634	21,42	51,97
40-44	45	0,4608	0,6147	0,7725	0,8202	22,43	53,35
45-49	50	0,4575	0,4574	0,6320	0,6704	21,68	52,32

$M = 27,5$

## ANEXO

Tabla 1

RETROEDENH I. ESTIMACION DE LAS PROBABILIDADES DE SOBREVIVIR FEMENINAS  $l(25+N)/l(25)$  Y DE LAS FECHAS QUE LE CORRESPONDEN A PARTIR DE PROPORCION CON MADRE VIVA EN 1972

Grupos de edades	N	Proporción no huérfano		Nivel C-D Oeste	$e_{25}^0$ equivalente	Año de la estimación <sup>1</sup>
		$S(N-5, 5)$	$\frac{l(25+N)}{l(25)}$			
15-19	20	0,9308	0,9261	18,49	45,84	1964,9
20-24	25	0,8772	0,8744	17,13	44,34	1963,0
25-29	30	0,8085	0,8095	16,13	43,28	1961,4
30-34	35	0,7133	0,7177	14,86	41,96	1959,9
35-39	40	0,5954	0,5998	13,75	40,84	1958,5
40-44	45	0,5036	0,5052	14,54	41,63	1957,8
45-49	50	0,3888	0,3782	15,07	42,17	1957,2

$M = 26,92$

<sup>1</sup> Se tomó como año de la encuesta 1972,67.

Tabla 2

HONDURAS, CENSO. ESTIMACION DE LAS PROBABILIDADES DE SOBREVIVIR FEMENINAS  $l(25+N)/l(25)$  Y DE LAS FECHAS QUE LE CORRESPONDEN A PARTIR DE PROPORCION CON MADRE VIVA EN 1974

Grupos de edades	N	Proporción no huérfano		Nivel C-D Oeste	$e_{25}^0$ equivalente	Año de la estimación <sup>1</sup>
		$S(N-5, 5)$	$\frac{l(25+N)}{l(25)}$			
15-19	20	0,9300	0,9258	18,47	45,82	1966,4
20-24	25	0,8820	0,8802	17,48	44,73	1964,6
25-29	30	0,8140	0,8163	16,47	43,65	1962,9
30-34	35	0,7210	0,7274	15,29	42,40	1961,5
35-39	40	0,6100	0,6177	14,47	41,56	1960,2
40-44	45	0,4980	0,5014	14,40	41,48	1959,3
45-49	50	0,3870	0,3788	15,09	42,19	1958,7

$M = 27,03$

<sup>1</sup> Se tomó como año de la encuesta 1974,17.

Tabla 3

RETROEDEN COSTA. ESTIMACION DE LAS PROBABILIDADES DE SOBREVIVIR FEMENINAS  $l(25+N)/l(25)$  Y DE LAS FECHAS QUE LE CORRESPONDEN A PARTIR DE PROPORCION CON MADRE VIVA EN 1976

Grupos de edades	Proporción			Nivel C-D Sur	$e_{25}^0$ equivalente	Año de la estimación <sup>1</sup>
	$N$	no huérfano $S(N-5, 5)$	$\frac{l(25+N)}{l(25)}$			
15-19	20	0,9367	0,9350	17,27	47,02	1968,9
20-24	25	0,8979	0,8999	16,41	46,10	1967,1
25-29	30	0,8508	0,8590	16,07	45,74	1965,6
30-34	35	0,7796	0,7954	15,34	44,98	1964,5
35-39	40	0,7181	0,7432	16,41	46,11	1963,8
40-44	45	0,5766	0,5998	15,16	44,79	1962,9
45-49	50	0,4967	0,5150	17,51	47,27	1963,4

$M = 27,48$

<sup>1</sup> Se tomó como año de la encuesta 1976,6.

# ANEXO

República de Honduras

## ENCUESTA DEMOGRAFICA NACIONAL (EDENH II) 1983

CONDICION DE ORFANDAD				
¿ESTA VIVA LA MADRE?		Vivo <input type="checkbox"/> 1	Muerta <input type="checkbox"/> 2	No sabe <input type="checkbox"/> 9
SI LA MADRE HA MUERTO: ¿EN QUE AÑO FALLECIO?		Año 19 <input type="checkbox"/>		
SI LA MADRE ESTA VIVA: ¿VIVE EN EL EXTERIOR?		Exterior <input type="checkbox"/> 10	Hond <input type="checkbox"/> 20	No sabe <input type="checkbox"/> 90
¿ESTA VIVO EL PADRE?		Vivo <input type="checkbox"/> 1	Muerto <input type="checkbox"/> 2	No sabe <input type="checkbox"/> 9

República del Perú

## CENSO EXPERIMENTAL DE POBLACION Y VIVIENDA DISTRITO DE IMPERIAL 1978

L A S P E R	5	SU MADRE ¿ESTA VIVA?...MUERTA? De marcar: Viva pase a 6; Muerta a 7; No sabe a 10	Viva <input type="checkbox"/> 1	Muerta <input type="checkbox"/> 2	No sabe <input type="checkbox"/> 3
	6	SI SU MADRE ESTA VIVA: (Reside ella en la Provincia de Cañete o fuera de la Provincia de Cañete?)	En Cañete <input type="checkbox"/> 1	Fuera de Cañete <input type="checkbox"/> 2	
	7	SI SU MADRE ESTA MUERTA: ¿ EN QUE AÑO MURIO ?	AÑO	<input type="text"/>	<input type="text"/>

República de Costa Rica

## CENSO EXPERIMENTAL DE SAN RAMON MAYO DE 1983

8	CONDICION DE ORFANDAD	
Madre:	Muerta <input type="radio"/> 1	Viva <input type="radio"/> 2
Año de fallecimiento	<input type="text"/>	
Padre:	Muerto <input type="radio"/> 1	Vivo <input type="radio"/> 2

## BIBLIOGRAFIA

- (1) Brass, W.; *Métodos para estimar la fecundidad y la mortalidad en poblaciones con datos limitados*. CELADE, Serie E No. 14. 1974.
- (2) United Nations; *Manual X. Indirect techniques for demographic estimation*. New York, 1983.
- (3) Feeney, G.; *Estimación de la mortalidad infantil y de la niñez en condiciones de mortalidad variables*. CELADE, Serie D. No. 1034.
- (4) Este tema fue tratado por Brass en un Seminario organizado por el CELADE en Santiago en julio de 1982.
- (5) Brass, W. y Bamgboye, E. A.; *The Time Location of Reports of Survivorship: Estimates for Maternal and Paternal Orphanhood and the Ever-Widowed*. (Inédito).
- (6) CELADE; *Análisis de la fecundidad, la mortalidad y la emigración internacional a partir de información recogida en la Encuesta Demográfica Nacional de 1980 (EDEN II)*. Agosto de 1981. (Inédito).
- (7) Hill, K.; *Encuesta Demográfica Nacional de Honduras. Análisis de Preguntas Retrospectivas. Fascículo VII*. Dirección General de Estadística y Censos de Honduras y CELADE. Serie A No. 129. Abril de 1976.
- (8) Jaspers, D.; *Encuesta Demográfica Nacional de Nicaragua. Análisis de las preguntas retrospectivas*. INEC-Nicaragua y CELADE. San José 1982. (Inédito).
- (9) Coale, A. y Demeny, P.; *Regional Model Life Tables and Stable Populations*. Princeton, 1966. En los casos en que las estimaciones superaban el "nivel" 24 se recurrió a la nueva versión de esta publicación (Academic Press 1983).
- (10) Instituto Nacional de Estadística; *Encuesta Demográfica Nacional del Perú. Elaboración de datos y presentación de tabulaciones básicas. Fascículo No. 6*. Lima-Perú, Noviembre de 1978.