

A/129

v. 7

c. 2

E/CN.CELADE/A.129

5.7

DEMOGRAFICA NACIONAL DE HONDURAS

FASCICULO VII

Kenneth H. Hill

ANÁLISIS  
*de*  
PREGUNTAS  
RETROSPECTIVAS

Centro Latinoamericano  
de Demografía  
(CELADE)

BIBLIOTECA NACIONAL  
CENTRO LATINOAMERICANO  
DE DEMOGRAFIA



10 1970 1970

BIBLIOTECA "GIORGIO MORELLI"  
CENTRO LATINOAMERICANO  
DE DEMOGRAFIA



10 MAR 1978

A/1929  
V.7  
01

# ENCUESTA DEMOGRAFICA NACIONAL DE HONDURAS (EDENH)

BIBLIOTECA "GIORGIO MORTARA"  
CENTRO LATINOAMERICANO  
DE DEMOGRAFIA

12302



10 MAYO 1976

A/124  
V.3.

**ENCUESTA DEMOGRAFICA NACIONAL DE HONDURAS  
(EDENH)**

**FASCICULO VII**

**Kenneth H. Hill**

**ANALISIS  
de  
PREGUNTAS RETROSPECTIVAS**

**Dirección General de  
Estadística y Censos  
de Honduras**

**Centro Latinoamericano  
de Demografía  
(CELADE)**

BIBLIOTECA "GIORGIO MORTARA"  
CENTRO LATINOAMERICANO  
DE DEMOGRAFIA

**CENTRO LATINOAMERICANO DE DEMOGRAFIA  
(CELADE)  
J.M. Infante 9. Casilla 91. Teléfono 257806  
Santiago (Chile)  
Ciudad Universitaria Rodrigo Facio  
Apartado Postal 5249  
San José (Costa Rica)**

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

**Serie A, N° 129. Abril de 1976  
Fascículo VII**



## INDICE

I.	Introducción	9
II.	Análisis de la RETRO-EDENH	11
	1. <i>Introducción</i>	11
	2. <i>Estimación de la fecundidad</i>	11
	3. <i>Estimación de la mortalidad</i>	19
	4. <i>Estructura y crecimiento de la población</i>	32
III.	Comparación de los resultados de la EDENH y la RETRO-EDENH	35
	<i>Introducción</i>	35
	<i>Fecundidad</i>	35
	<i>Mortalidad</i>	37
	<i>Crecimiento y estructura de la población</i>	44
IV.	Conclusiones	47
	1. <i>Introducción</i>	47
	2. <i>Comparación entre las metodologías de la EDENH y la RETRO-EDENH</i>	47
	3. <i>Comentarios sobre el cuestionario y el programa de tabulación de la RETRO-EDENH</i>	48
	4. <i>Conclusión</i>	49
	Referencias bibliográficas	51
	ANEXO 1	52
	ANEXO 2 <i>Análisis de la información acerca de los primeros nacimientos</i>	54
	ANEXO 3 <i>Estimación de la mortalidad a partir de información sobre orfandad de hijos mayores e hijos mayores sobrevivientes</i>	57
	ANEXO 4 <i>Análisis de la información acerca de la viudez del primer cónyuge</i>	69
	ANEXO 5	79



## I. INTRODUCCION

La Encuesta Demográfica Nacional de Honduras (EDENH) fue organizada en 1970 para proporcionar información acerca de los componentes del cambio demográfico a nivel nacional y regional y llevada a cabo por la Dirección General de Estadística y Censos de Honduras con la asistencia técnica del Centro Latinoamericano de Demografía (CELADE) y el apoyo financiero del Banco Central de Honduras y del Fondo de las Naciones Unidas para las Actividades de Población (UNFPA)

Su organización se describe en el Fascículo I de esta serie (Centro Latinoamericano de Demografía, 1975). Su metodología corresponde a la de las encuestas de visitas repetidas en cuatro vueltas en un período comprendido entre fines de 1970 y octubre de 1972.

En la primera vuelta de visitas se recogió la información básica de la población seleccionada en la muestra. En cada vuelta subsiguiente se obtuvo información sobre los cambios ocurridos en la población base: nacimientos, muertes, casamientos y migración.

Con el objeto de mantener la correspondencia entre los hechos y el tiempo de exposición al riesgo, los inmigrantes fueron incorporados a la investigación en la fecha de la primera entrevista en que fueron encontrados en algunas de las viviendas seleccionadas. En cambio, los emigrantes fueron dados de baja de la observación en la fecha en que dejaron la vivienda. La información recogida en esta encuesta de visitas múltiples (EDENH, de aquí en adelante) será examinada brevemente en el capítulo III de este documento.

Se decidió incluir, en una de las vueltas de la encuesta prospectiva, una investigación especial que utilizaba métodos retrospectivos e indirectos para la estimación de la fecundidad y la mortalidad. Dos propósitos se tuvieron en cuenta al incluir esta investigación especial (llamada RETRO-EDENH): a) comprobar la exactitud de algunos resultados de la EDENH y b) estudiar los métodos retrospectivos e indirectos que se ensayaban. En efecto, se incluyeron dos preguntas originales para medir la mortalidad adulta. El cuestionario para esta investigación especial se incluyó en la cuarta y última vuelta de visitas. Desafortunadamente, un error administrativo produjo una seria omisión de cuestionarios retrospectivos en un área del país, dando como resultado que cerca del 10 por ciento de la población cubierta por la EDENH no fue considerada por la RETRO-EDENH. Este hecho es lamentable, pues parece haber producido diferencias sistemáticas como, por ejemplo, la que se advierte entre las distribuciones por edad. No es posible mejorar esta situación. Sin embargo, puede ignorarse esa omisión, a no ser que se la tenga en cuenta para explicar las diferencias entre la RETRO-EDENH y la EDENH.

El objeto principal de este documento es describir el análisis de la información recogida por la RETRO-EDENH y llegar a estimaciones de la fecundidad y la mortalidad basadas solamente en esa información. Esto constituye el tema del capítulo II. En el capítulo III se comparan los resultados de la RETRO-EDENH con los de la EDENH y se aplican, además, otras técnicas de análisis en un intento de determinar la verdadera situación. El capítulo IV está destinado a extraer algunas conclusiones generales acerca de los méritos relativos de los dos procedimientos para la obtención de tipos diferentes de información, terminando con algunos comentarios sobre el valor de las preguntas retrospectivas e indirectas incluidas en la RETRO-EDENH. En los apéndices metodológicos se da una breve descripción de las técnicas que se usan en el análisis y que, hasta ahora, no se han presentado en la literatura especializada.



## II. ANALISIS DE LA RETRO-EDENH

### 1. Introducción

El cuestionario que se usó en la RETRO-EDENH se reproduce en el Anexo 1. La primera parte del cuestionario (preguntas del 1 al 6) tiene como propósito recoger la información básica de cada persona y se refiere a: nombre (pregunta 1), relación con el jefe de familia (pregunta 2), sexo (pregunta 3), edad en años cumplidos (pregunta 4), estado civil (pregunta 5), condición de orfandad (pregunta 6) compuesta de dos partes: a) si la madre del encuestado vive aún y b) si el encuestado es el mayor de los hijos sobrevivientes.

La segunda parte del cuestionario está destinada solamente a las mujeres de 15 años y más, y recoge información acerca del número total de hijos tenidos nacidos vivos (pregunta 7), el número total de esos hijos aún sobrevivientes (pregunta 8), fecha de nacimiento del último hijo nacido vivo (pregunta 9a), y si este último hijo está aún vivo (pregunta 9b), y, finalmente, la condición de viudez, es decir si su primer marido o compañero está vivo o no (pregunta 10). En el Anexo 1 se reproducen solamente seis de las 12 columnas de este cuestionario. También se anota el número de código del área en la cual se llenó el formulario.

En el Anexo 5 se presentan algunos resultados seleccionados de la RETRO-EDENH. Se elaboraron, además, otras tabulaciones, pero la distribución de la población por sexo y edades individuales no pudo obtenerse debido a la forma resumida en que están los datos en las cintas.

La información disponible permite la aplicación de todas las técnicas usuales desarrolladas por Brass para el análisis de información incompleta o defectuosa. En las dos secciones siguientes se describe la aplicación de estas técnicas, y algunas otras recientemente desarrolladas, a la información de la RETRO-EDENH. En la sección 4 de este capítulo se hace una estimación y combinación de los niveles y patrones de fecundidad y mortalidad, para dar una estimación de la tasa de crecimiento de la población.

### 2. Estimación de la fecundidad

El método desarrollado por Brass (1964, 1968) para comparar a) las tasas de fecundidad corriente acumuladas por edad con b) el número medio de hijos por mujer en cada grupo de edades, ha sido ampliamente utilizado. Se ideó para ser aplicado en situaciones en las que el número medio de hijos por mujer en edades adultas decrecía con el aumento de la edad, o no crecía suficientemente, debido a omisiones en la declaración de hijos tenidos. Es posible que esa omisión haya afectado particularmente a hijos muertos a edades muy jóvenes.

El método supone que la declaración de las mujeres más jóvenes, menores de 30 años, es mucho más confiable y que las omisiones, al ser de escasa importancia, pueden ser pasadas por alto. Se supone entonces, que la estructura por edad de las tasas de fecundidad obtenida a partir de la información de los nacimientos ocurridos en los últimos 12 meses puede considerarse correcta, aún cuando su nivel general no lo sea. La forma de las tasas de fecundidad según edad puede entonces ajustarse al nivel general que se deriva de la paridez media de las mujeres de los grupos de edades de 20 a 24 ó 25 a 29 años, obteniéndose así una estimación de la tasa global de fecundidad. En general, el método revela cualquier incoherencia que pueda existir entre las dos clases de información sobre fecundidad, paridez media por grupo de edades y las tasas de fecundidad actual según edad.

Las tasas de fecundidad según edad, obtenidas a partir de los nacimientos ocurridos en el último año, que se representan por  $f$ , no son estrictamente comparables con la información acerca de la paridez media por grupo de edades ( $P$ ). Los nacimientos en el último año de mujeres en el grupo de edades 15 a 19, al momento de la encuesta, ocurrieron realmente a mujeres de edades de 14.1/2 a 19.1/2 años, de manera que, multiplicando por cinco la tasa de fecundidad según edad para este grupo de edades, es posible estimar la paridez media a la edad de 19.1/2 años. La paridez media de las mujeres del grupo de edades de 15 a 19 años corresponde a la fecha de la encuesta, de manera que es equivalente a la paridez media a la edad de 17.1/2 años. Brass calculó factores de interpolación ( $k$ ) basándose en un modelo de distribución de la fecundidad, para ajustar las tasas de fecundidad actual de manera de hacerlas comparables con la información acerca de la paridez media. Estos factores operan de tal manera que  $f_1$  por  $k_1$  es comparable a  $P_1$ ;  $5f_1 + f_2$  por  $k_2$  es comparable a  $P_2$  y así sucesivamente. El desplazamiento de medio año de las tasas de fecundidad actual se toma en consideración en los factores  $k_i$ . Los factores fueron calculados para diferentes ubicaciones del modelo de fecundidad y debe seleccionarse una ubicación adecuada para una aplicación en particular. Brass sugiere el uso de la relación  $f_1/f_2$ , que es una buena indicación de la forma y ubicación de la parte inicial de la distribución de la fecundidad real, para la selección de los tres primeros factores, y el uso de la media de la distribución de fecundidad según edad ( $\bar{m}$ ) para seleccionar los cuatro factores restantes.

En el cuadro 1 se presenta la aplicación de este método a la información de la RETRO-EDENH. Con excepción del grupo de edades de 15 a 19 años, los cocientes entre la paridez media y la fecundidad actual ( $P_i/F_i$ ) son todos muy similares y todos muy cercanos a 1,0 siendo el rango de los valores de 0,993 a 1,034. El valor obtenido para el grupo de edades 15 a 19 debe ser tratado siempre con precaución, ya que es aquí donde la fecundidad aumenta más rápidamente, y es muy probable que se produzcan desviaciones muy importantes del patrón modelo.

La coherencia y nivel de los cocientes sugieren que si existe un error sistemático en el período de referencia, es muy pequeño, y que las omisiones de hijos tenidos nacidos vivos son también insignificantes, sin mostrar tendencia a aumentar con la edad de las mujeres. En efecto, no hay evidencia de omisiones en la declaración de mujeres de hasta 60 años. Brass sugiere el uso del cociente del grupo de edades de 20 a 24 años ( $P_2/F_2$ ) como un factor de corrección para las tasas de fecundidad por edad. Así, en este caso, estas tasas deben ser aumentadas por un factor de 1,022 (muy cercano a la media de los cocientes de 20 a 50 años, 1,025). Este procedimiento proporciona las tasas ajustadas de fecundidad según edad que se presentan en el cuadro 3, indicando una tasa global de fecundidad de 7,43 nacimientos por mujer. El uso de este método en América Latina ha mostrado generalmente una omisión de nacimientos ocurridos el año anterior (un factor de corrección mayor que 1), aunque los cocientes obtenidos ( $P_i/F_i$ ) rara vez han sido tan coherentes con la edad como en el caso de la RETRO-EDENH. En el supuesto de que la información sea confiable, los cocientes deberían ser ligeramente superiores a 1, ya que la pregunta acerca de la fecha de nacimiento del último hijo nacido vivo no abarca el total de los nacimientos del año anterior. El nacimiento de mellizos (u otros nacimientos múltiples) aparecería como un solo nacimiento, aunque hubiesen nacido dos niños. Se supone que la incidencia de mellizos es del orden de uno por cada ochenta partos, de tal manera que esto implicaría un déficit del 1,2 por ciento respecto a los nacimientos actuales. (La información de la EDENH presenta 22 casos de mellizos en 2 498 partos, lo que significa una incidencia de uno por cada 114 partos y un déficit del 0,9 por ciento de los nacimientos actuales). Las mujeres que tuvieron dos nacimientos vivos sucesivos en el año anterior también aparecen con un solo nacimiento en los nacimientos actuales, cuando en realidad deberían aparecer dos veces. La posible incidencia de esta situación es incierta, pero no parece improbable que sea del uno o el dos por ciento,<sup>1/</sup> lo cual, junto con el nacimiento de mellizos, basta para explicar el exceso de la paridez media sobre las tasas acumuladas de fecundidad según la edad. Por supuesto, se puede aplicar el factor de corrección a las tasas observadas de fecundidad según la edad, ya que éstas, de hecho, omiten algunos nacimientos ocurridos en el año anterior. Es más incierto si debe aplicarse un mismo factor para todos los grupos de edades. La incidencia de nacimientos de mellizos puede variar con la edad de la madre y, sin duda, la incidencia de más de un nacimiento en el último año será mayor en las

<sup>1/</sup> Un análisis de los datos de EDENH revela 26 casos en 2 498 partos. La exposición al riesgo es incierta a causa de que algunas mujeres que habían dado a luz fueron observadas por EDENH durante menos de 9 meses, pero la incidencia observada no puede ser menor que el uno por ciento.

edades donde la fecundidad es más alta. Es decir, en el grupo de edades de 20 a 29 años. Debido a que la corrección es tan pequeña, no importa mucho cuál sea el método de aplicación.

La información de la RETRO-EDENH se tabuló según residencia urbana o rural, la que será analizada más adelante. Otro tipo de clasificación es dividir la fecundidad por orden de los nacimientos. Esto puede hacerse si los nacimientos en el último año se tabulan según la paridez de cada mujer y si se elabora, además, una tabulación con las mujeres clasificadas por grupos de edades y el total de hijos tenidos nacidos vivos. De este modo es posible comparar las tasas de primeros nacimientos según la edad, con la proporción de mujeres que han tenido por lo menos un hijo; lo mismo puede hacerse con las tasas de los segundos nacimientos según la edad, con la proporción de mujeres que han tenido por lo menos dos hijos, y así sucesivamente. Cabe esperar que la comparación de las tasas de primeros nacimientos con la proporción de mujeres que han tenido por lo menos un hijo ofrezca ventajas especiales. Primero, los primeros nacimientos ocurren principalmente a las mujeres jóvenes, por lo que la información que se usa es, fundamentalmente, la de estas mujeres. Es probable que tengan más alto grado de educación y, además, los hechos son más recientes. Segundo, la proporción de mujeres que han tenido por lo menos un niño corresponde simplemente a la proporción de las que han sido madres por primera vez. Ser madre por primera vez es un hecho mucho más importante y memorable que tener, por ejemplo, un sexto hijo. En este análisis, no es importante el número de hijos que una mujer dice haber tenido, en la medida que no diga que no ha tenido ninguno cuando en realidad sí ha tenido alguno. Sería difícil cometer este error, de tal manera que puede esperarse que el análisis esté libre de errores de declaración del número de hijos. Esto es importante en las sociedades incapaces de dar respuestas numericamente precisas. Desafortunadamente, los errores relacionados con los mellizos y con el nacimiento de más de un hijo en el año, se mantienen aún presentes. Los mellizos nacidos en el último año de una mujer que nunca tuvo hijos aparecerán sólo como un segundo nacimiento, lo mismo que dos nacimientos sucesivos ocurridos en un año. Sin embargo, el efecto total de estos dos errores no parece ser grande. Puede esperarse, de esta manera, que un análisis de los primeros nacimientos reducirá varias fuentes de error en la información y que los cocientes resultantes ( $P_i/F_i$ ) deberían constituir una estimación mucho mejor del error del período de referencia (mujeres jóvenes que tengan su primer hijo) que los cocientes para todos los hijos.

Cuadro 1

COMPARACION ENTRE LA FECUNDIDAD ACTUAL Y LA PARIDEZ  
MEDIA, DERIVADA DE INFORMACION RETROSPECTIVA

Grupo de edades de mujeres	i	Observada		$k_i$	$F_i$	$P_i$	$P_i/F_i$
		$f_i$	$\sum_{a=1}^{i-1} f(a)$				
15 - 19	1	0,1508	—	2,377	0,358	0,29	0,810
20 - 24	2	0,3071	0,7540	2,897	1,644	1,68	1,022
25 - 29	3	0,3255	2,2895	3,039	3,279	3,38	1,031
30 - 34	4	0,2917	3,9170	3,110	4,824	4,99	1,034
35 - 39	5	0,2311	5,3755	3,233	6,123	6,26	1,022
40 - 44	6	0,1252	6,5310	3,480	6,967	7,21	1,035
45 - 49	7	0,0221	7,1570	4,297	7,252	7,32	1,009
50 - 54	8	—	7,2675	—	7,268	7,22	0,993
55 - 59	9	—	7,2675	—	7,268	7,38	1,015

$f_1/f_2 = 0,491$   
 $\bar{m} = 29,1$

El mismo problema de falta de correspondencia entre grupos de edades, existente para el total de nacimientos, se da para los primeros nacimientos. Se calcularon originalmente algunos factores de interpolación (Hill y Blacker, inédito), que más recientemente fueron revisados, basados en un modelo de distribución de primeros nacimientos, ligeramente distinto al de los autores citados. En el Anexo 2 se presentan los factores y el método para calcularlos. Se examina allí el problema de qué parámetro usar en la selección de factores para una situación determinada. El principal problema resulta del procedimiento habitual de asignar los nacimientos ocurridos a mujeres menores de 15 años a las del grupo de edades de 15 a 19 años. En promedio, estos nacimientos ocurren medio año antes de la fecha de la encuesta, por lo que, en realidad, son los nacimientos ocurridos a mujeres menores de 14 1/2 años los que se asignan a edades superiores. Este proceso de asignación afecta la relación de  $f_{(15-19,1)}$  a  $f_{(20-24,1)}$ , y afecta también la media  $\bar{m}_1$ . En caso de parecer probable que los nacimientos empiecen realmente antes de los 14 1/2 años, es preferible usar la relación  $f_{(10-19,1)} / f_{(20-29,1)}$  que se encuentra libre de la distorsión gracias a una ubicación real pero, probablemente, es un indicador menos sensible de la fecundidad de mujeres muy jóvenes. Se han ensayado parámetros diferentes para la fecundidad temprana, los que se muestran en el Anexo 2, estableciéndose que después de los 20 años no tiene mayor importancia cuál de ellos se use. Los factores mismos, para el grupo de edades de 15 a 19 años, se ven afectados por esta asignación. En la tabla 2.1 del Anexo 2, se muestran factores ajustados que toman en cuenta esta situación. En el caso de Honduras, parece posible que se haya producido una re-asignación, de manera que  $f_{(10-19,1)} / f_{(20-29,1)}$  se usa como parámetro de ajuste. La aplicación de este método se presenta en el cuadro 2.

Una vez más, los cocientes  $P_i/F_i$  son cercanos a uno, aunque ligeramente mayores, con la excepción de los grupos de edades de 15 a 19 y de 20 a 24 años. Esto indica que no hay error de período de referencia, en concordancia con los resultados obtenidos en la aplicación del método de nacimientos totales. Los bajos valores de los cocientes para las mujeres del grupo de 15 a 19 años en ambos métodos, constituyen un enigma, aunque podrían explicarse si la distribución de la fecundidad real fuera en esas edades tempranas, muy diferente a la de cualquiera de los dos modelos. Afortunadamente, no se hace uso de estos cocientes, por lo que el problema disminuye en importancia. El cociente, más bien alto, de primeros nacimientos para las mujeres del grupo de edades de 20 a 24 años resulta más interesante. Podría ser sólo un error de la información (el número total de primeros nacimientos en el último año es de sólo 254) o un error del método, pero también podría ser el resultado de una postergación de los primeros nacimientos, resultantes acaso de una postergación del matrimonio. Podría ser ésta una primera indicación de una declinación de la fecundidad, aunque los errores en la información, en el modelo, o fluctuaciones aleatorias y un sinnúmero de otros factores, producirían exactamente los mismos resultados.

Volviendo al problema principal que nos ocupa, debe seleccionarse un factor de corrección derivado de los cocientes presentados en el cuadro 2. El razonamiento sobre el cual se basa el método sugiere que los cocientes no deberían disminuir con la edad de la madre como resultado de omisiones. Si esto es correcto, como parece ser el caso, el factor puede, seleccionarse entre los cocientes para las mujeres de más edad, por ejemplo, un promedio de los cocientes para mujeres con edades entre 25 y 39 años. Esto tiene la ventaja de que los primeros nacimientos casi han terminado a esta edad, de manera que la transferencia de las mujeres de un grupo de edades a otro, a causa de su fecundidad pasada o actual, deja de ser importante (estos errores de edad parecen ser la principal causa de que el método de los cocientes de nacimientos totales  $P_i/F_i$  no opere bien en el Africa de habla inglesa). Las diferencias del modelo de distribución de primeros nacimientos y la realidad también dejan de ser importantes a estas edades. Esto también significa que los factores de interpolación realmente utilizados no son críticos, en la medida que los cocientes iniciales indiquen los patrones de error, los que pueden ser de interés en casos extremos. En general, cuando el método ha operado adecuadamente, con un conjunto determinado de cocientes más o menos constantes con la edad, se ha comprobado que el error del período de referencia no es importante. Desafortunadamente, cuando el error del período de referencia ha sido substancial, el método no ha funcionado bien con cocientes que tienden a disminuir con la edad de las mujeres. Este ha sido el caso de la mayoría de sus aplicaciones en Africa. Como resultado, el método no ha probado ser tan útil como hubiera podido esperarse de las ventajas que se le atribuían. Queda aún otra dificultad derivada directamente de una de estas ventajas. Si la información acerca del primer nacimiento es más confiable que la información acerca de todos los nacimientos, ¿cuál es la justificación para aplicar a las tasas de fecundidad según edad, derivadas de esta última información, un factor de corrección derivado de la primera información? No resulta plausible que el error del período de



Cuadro 2

RETRO-EDENH: COMPARACION ENTRE LAS TASAS SEGUN EDAD DE  
PRIMEROS NACIMIENTOS Y PROPORCIONES DE MADRES

Grupos de edades de mujeres	<i>i</i>	Observada		$K_{(i, 1)}$	$F_{(i, 1)}$	$P_{(i, 1+)}$	$P_{(i, 1+)}/F_{(i, 1)}$
		$f_{(i, 1)}$	$\sum_{a=1}^{i-1} f_{(a, 1)}$				
15 - 19	1	0,0863	—	2,557	0,2207	0,2081	0,943
20 - 24	2	0,0748	0,4315	3,231	0,6732	0,7147	1,062
25 - 29	3	0,0194	0,8055	3,611	0,8756	0,8884	1,015
30 - 34	4	0,0064	0,9025	4,643	0,9322	0,9325	1,000
35 - 39	5	—	0,9345	—	0,9345	0,9482	1,015

$f_{(10-19,1)} / f_{(20-29,1)} = 0,744$

Cuadro 3

RETRO-EDENH: TASAS CORREGIDAS DE FECUNDIDAD SEGUN EDAD. (HONDURAS)

	Grupos de edades observadas	Grupos de edades reales	Método de corrección		Tasas para grupos de edades observadas
			Nacimientos totales	Primeros nacimientos	
Factor de corrección			1,022	1,010	1,022
	15 - 19	14,5 - 19,5	0,154	0,152	0,177
	20 - 24	19,5 - 24,5	0,314	0,310	0,323
	25 - 29	24,5 - 29,5	0,333	0,329	0,332
	30 - 34	29,5 - 34,5	0,298	0,295	0,293
	35 - 39	34,5 - 39,5	0,236	0,233	0,228
	40 - 44	39,5 - 44,5	0,128	0,126	0,117
	45 - 49	44,5 - 49,5	0,023	0,022	0,015
Tasa global de fecundidad			7,43	7,34	7,43

referencia de una mujer que tenga su primer hijo al iniciar su vida adulta deba ser el mismo que para una mujer que tenga el séptimo hijo casi al cumplir los cuarenta años. Debe concluirse que el método no puede entregar las respuestas, pero puede aclarar en cierto grado los problemas en cuestión. Sin embargo, en el caso de Honduras, estas consideraciones no tienen demasiada importancia puesto que la información es extraordinariamente coherente a través de toda la encuesta. El factor de corrección promedio para las mujeres del grupo de edades de 25 a 39 años resulta de 1,010. Las tasas de fecundidad según edad, obtenidas al aplicarlo a la información de fecundidad de nacimientos totales se presentan en el cuadro 3.

Se han obtenido dos conjuntos de tasas de fecundidad según edad: uno, de la información acerca de primeros nacimientos y el otro, de la información de nacimientos totales. El primer conjunto da una estimación de la tasa global de fecundidad de 7,34 y el segundo, de 7,43. La similitud de las estimaciones y la coherencia general de la información sugieren que un valor de 7,4 puede aceptarse con cierta confianza. El factor de corrección de 1,022 está más cercano al valor que se hubiera esperado si el período de referencia hubiese sido declarado correctamente, de manera que es ligeramente preferible la estimación más alta. Esta será aceptada como la mejor estimación disponible derivada de la comparación entre la fecundidad actual y la paridez media. Quedan aun por ajustar las tasas de fecundidad según edad para hacerlas coincidir con los grupos quinquenales usuales de edades. Esto puede hacerse fácilmente y con suficiente exactitud, suponiendo que la tasa entre dos grupos de edades es igual a la tasa promedio de los dos grupos combinados. Estas tasas se presentan en el cuadro 3. Cuando estas tasas se aplican a la distribución por edad observada de las mujeres, se obtiene, como resultado una tasa bruta de natalidad de 50,1 por mil y una tasa general de fecundidad de 231,6 por mil.

Es posible comparar estas estimaciones con los resultados obtenidos al aplicar técnicas de rejuvenecimiento a la población enumerada de niños menores. Para esto, se necesitan estimaciones de mortalidad calculadas en la siguiente sección. Estas tasas tendrán el carácter de suposiciones. Además, se necesita una estimación de la tasa de crecimiento de la población. Se supondrá que la tasa es del 3,3 por ciento al año, la que se obtiene al restar la estimación de la tasa de mortalidad de la sección siguiente, de la tasa de natalidad calculada anteriormente. Puede objetarse que esto produce un círculo vicioso, pero la tasa exacta de crecimiento de la población que se adopta no es crucial y la comprobación que se efectúa es de coherencia.

Por definición, los niños menores de un año al momento de la encuesta tienen que haber nacido el año anterior. Por lo tanto, si se ignora el efecto de la migración (produce con toda seguridad algunos efectos de distorsión) y se toman en cuenta los efectos de la mortalidad, estos niños deberían ser iguales en número a los nacimientos registrados como ocurridos en el último año. Los efectos de la mortalidad pueden medirse dividiendo el número de niños sobrevivientes por la función de la tabla de vida  ${}_1L_0/l_0$ . Es conveniente aplicar el análisis separadamente para hombres y mujeres. Los valores de  ${}_1L_0$  se obtuvieron de las tablas de vida para hombres y mujeres de Honduras, usando factores de separación masculinos y femeninos de 0,35 y 0,33 respectivamente, como lo ha sugerido Coale, cuando la tasa de mortalidad sobrepasa a 100 (Coale y Demeny, 1968). Las tablas de vida mencionadas se presentan en el cuadro 11 y los resultados de este procedimiento se presentan en el cuadro 4. Los 659 varones menores de un año se convirtieron en 725 nacimientos de varones en el último año. Las 586 mujeres menores de un año se convirtieron en 639 nacimientos de mujeres en el último año, produciendo un total de 1 364 nacimientos en el último año. Esto se compara con los 1 460 nacimientos registrados en el último año, de los cuales 748 deberían haber sido varones y 712 mujeres, suponiendo que la razón de masculinidad al nacer es de 105 varones por 100 mujeres. De modo que el método de rejuvenecimiento sugiere un siete por ciento menos de nacimientos que los que fueron declarados por las mujeres en el último año. Podría suceder que las mujeres hubiesen declarado más nacimiento que los reales, o que las tasas de mortalidad de las tablas de vida fueran demasiado bajas, si no fuese porque se produce una diferencia de mortalidad muy marcada por sexo, la que muestra que la diferencia, en el caso de los hombres entre los nacimientos estimados y declarados fue sólo del tres por ciento, mientras que en el caso de las mujeres fue del diez por ciento. Quedan dos posibilidades. La primera es que un número significativo de niñas pequeñas y un número reducido de niños pequeños hubiesen sido omitidos; y la segunda, que estos niños hubiesen sido registrados como de un año o más. Podría también rejuvenecerse la población de menores de cinco años, aunque no se cuenta directamente con el número de nacimientos correspondiente para realizar la comparación.

El número de varones o mujeres menores de cinco años puede ser dividido por las relaciones de sobrevivencia masculinas y femeninas  ${}_5L_0/5l_0$  para estimar el número de niños y niñas nacidos en los cinco últimos años. Esto puede, entonces, ser dividido por cinco veces la población media para estimar la tasa de natalidad, o los nacimientos del último año pueden ajustarse suponiendo una tasa anual de crecimiento de la población, lo que permitiría calcular los nacimientos anuales durante los cinco últimos años. Los resultados se presentan en el cuadro 4. Como puede observarse, el desequilibrio según sexo casi ha desaparecido para los menores de cinco años, puesto que de 2 879 varones enumerados se obtienen 3 423 nacimientos, mientras que de 2 775 mujeres enumeradas se obtienen 3 231 nacimientos. Esto indica una relación de masculinidad al nacer de 1 059, lo que resulta ser una cifra aceptable. El número promedio anual de nacimientos resulta de 1 331

comparable con 1 368, que se obtiene al aplicar una tasa negativa constante de crecimiento del 3,3 por ciento a los 1 460 nacimientos en el último año. La tasa de natalidad resultante es de 48,1 nacimientos por mil. De esta manera, el número de niños menores de cinco años da una estimación del promedio de nacimientos anuales mucho más cercano al valor esperado de 1 385, suponiendo una tasa de natalidad de 50,1 por mil, y el número de niños entre uno y cuatro años daría en realidad una estimación aún más alta de la tasa de natalidad. Parece probable que las niñas en particular, y los niños en menor medida, hayan sido registrados como de un año o más, y que un reducido número de menores de cinco años haya sido omitido o transferido al grupo de edades de 5 a 9 años. Esta conclusión adquirirá interés cuando se considere, en la sección 4 de este capítulo, la distribución por edad. La información acerca de la edad de los niños pequeños no es lo suficientemente coherente para confirmar o rebatir la estimación de la fecundidad a la que se llegó anteriormente, pero sí confirma que la tasa de natalidad es probablemente superior al 48 por mil.

Cuadro 4

RETRO-EDENH: REJUVENECIMIENTO DE HIJOS MENORES DE CINCO AÑOS

	Hijos declarados como menores de 1 año		Hijos declarados como menores de 5 años	
	Hombres	Mujeres	Hombres	Mujeres
Número	659	586	2 879	2 775
$nL_0$ <sup>a/</sup>	0,9089	0,9176	4,2048	4,2938
Nacimientos por año	725	639	685	646
Tasa de natalidad <sup>b/</sup>		46,2		48,1
Nacimientos declarados por año		1460		1368 <sup>c/</sup>
Según sexo <sup>d/</sup>	748	712	701	667
Proporción omitida <sup>e/</sup>	0,031	0,103	0,023	0,031

<sup>a/</sup> Del cuadro 11. Para calcular  ${}_1L_0$  se adopta un factor de separación de 0,35 para los hombres y de 0,33 para las mujeres.  ${}_5L_0$  se calculó como  ${}_4L_1 + {}_1L_0$ , usando un factor de separación de 1,80 para  ${}_4L_1$ .

<sup>b/</sup> La población se estimó por medio de  $\frac{1}{n} \sum_{a=1}^n 29\ 991 e^{-0,033(a-1/2)}$

<sup>c/</sup> Calculada por medio de  $\frac{1}{5} \sum_{a=1}^5 1460 \cdot e^{-0,033(a-1)}$

<sup>d/</sup> Se usa una relación de masculinidad al nacimiento de 105 hombres por 100 mujeres.

<sup>e/</sup> Calculada como el cociente entre (a) la diferencia de los nacimientos registrados y los nacimientos resultantes de la distribución por edad y (b) los nacimientos registrados.

Coale y Demeny (1968) han sugerido el uso de la expresión

$$F = \frac{(P_3)^2}{P_2}$$

Donde  $F$  es la paridez media al final del período de vida fértil,  $P_2$  y  $P_3$  representan la paridez media de las mujeres de los grupos de edades de 20 a 24 y de 25 a 29 años respectivamente.

Esta fórmula está hecha para operar en situaciones donde no existe una información más detallada y las omisiones se hacen más importantes para grupos de edades avanzadas. No es este el caso de Honduras; la fórmula conduce a una estimación de la paridez media completa de 6,80. Se llegó a esta expresión empíricamente, pero

Brass ha demostrado recientemente que su justificación nace de la similitud entre la forma de la fecundidad acumulada por edad con la curva de Gompertz, y será apropiada para curvas con determinada varianza. Brass concluye que la expresión:

$$F = P_2 \left( \frac{P_4}{P_3} \right)^4$$

da, en general, una estimación mejor para las distribuciones con varianzas algo distintas a este valor en particular, en la medida que el valor observado de  $P_4$  no se encuentre demasiado distorsionado por las omisiones. Esta expresión da una estimación para  $F$ , tasa global de fecundidad, de 7,98 en Honduras, por lo que ninguna de las dos fórmulas parece dar una estimación aceptable en este caso.

Toda la información de la RETRO-EDENH ha sido tabulada según residencia urbana o rural, de manera que es posible efectuar estimaciones separadas para cada subgrupo de población. La comparación de la fecundidad actual con la paridez media se ha hecho para el área urbana y rural utilizando tanto la información de nacimientos totales como la de los primeros nacimientos. Las tasas de fecundidad observadas, los factores de corrección estimados y las tasas ajustadas de fecundidad obtenidas se presentan en el cuadro 5. El método aplicado a los

Cuadro 5

RETRO-EDENH: FECUNDIDAD DIFERENCIAL URBANA Y RURAL

Edad al tiempo de la encuesta	Tasas de fecundidad observadas	Factores de corrección		Grupos de edades observados <sup>a/</sup>	Grupos de edades indicados
		Nacimientos Totales	Primeros nacimientos		
<i>I) Areas urbanas</i>					
15-19	0,1061	0,870	0,962	0,108	0,127
20-24	0,2589	1,052	1,081	0,265	0,272
25-29	0,2395	1,067	1,026	0,245	0,244
30-34	0,2337	1,183	1,019	0,239	0,236
35-39	0,1895	1,146	1,021	0,194	0,186
40-44	0,0686	1,088	1,009	0,070	0,061
45-49	0,0098	1,166		0,010	0,006
Tasa global de fecundidad	5,53			5,66	5,66
<i>II) Areas rurales</i>					
15-19	0,1806	0,802	0,918	0,185	0,211
20-24	0,3358	1,000	1,043	0,343	0,353
25-29	0,3701	1,003	0,992	0,378	0,378
30-34	0,3259	0,975	0,976	0,333	0,327
35-39	0,2515	0,965	0,994	0,257	0,248
40-44	0,1557	1,009	1,008	0,159	0,148
45-49	0,0306	0,964		0,031	0,021
Tasa global de fecundidad	8,25			8,43	8,43

<sup>a/</sup> Se usa un factor de corrección de 1,022.

nacimientos totales no parece operar del todo bien en las áreas urbanas, produciéndose cocientes algo altos y con tendencia a crecer con la edad. Esto estaría de acuerdo, entre otras cosas, con el control de la natalidad que estaría empezándose a practicar entre las mujeres de más edad, o con el cambio en la fecundidad de los migrantes recientes, desde un patrón rural de alta fecundidad a un patrón urbano inferior.

En estas circunstancias parece haber poca base para seleccionar un factor de corrección a partir de estos cocientes. El método aplicado a los primeros nacimientos parece operar mucho mejor al producir cocientes muy similares a los obtenidos a nivel nacional. El promedio de los cocientes para las mujeres con edades entre 25 y 39 años es de 1,022, que corresponde exactamente al factor de corrección usado a nivel nacional. Desde el momento que se piensa que éste es el error estructural implícito en los nacimientos del año último, se lo usa en lo que sigue como el factor de corrección. De esta manera se obtienen las tasas de fecundidad urbana según edad que se presentan en el cuadro 5; implican una tasa global de fecundidad urbana de 5,66. Es claro que la fecundidad urbana es mucho más baja que la rural. La aplicación del método de nacimientos totales a la población femenina rural produce cocientes que son algo más bajos y más variables, y la aplicación del método de los primeros nacimientos proporciona cocientes más coherentes para las mujeres con edades entre 25 y 39 años pero que son ligeramente inferiores a uno. El mejor procedimiento parece ser mantener la corrección original de 1,022, la cual da una estimación de la tasa global de fecundidad rural de 8,43. Las tasas ajustadas de fecundidad según edad y residencia rural se presentan en el cuadro 5. El método de rejuvenecimiento de la población no ha sido aplicado, ya que podría ser un indicador de errores en la declaración de edades más que del nivel de fecundidad. Tampoco se han usado las fórmulas de estimación de la paridez media ya que ninguna de ellas parece operar en forma muy satisfactoria.

La información recogida por la RETRO-EDENH, analizada de la manera indicada, señala que la tasa bruta de natalidad para Honduras es del 50,1 por mil, la tasa general de fecundidad (mujeres entre 15 y 49 años) es del 231,6 por mil y la tasa global de fecundidad es de 7,4 nacimientos por mujer. También aparecen sustanciales diferencias entre la fecundidad urbana y la rural, siendo la tasa global de fecundidad urbana de 5,7 en oposición a la tasa global de fecundidad rural que es de 8,4 hijos por mujer.

### 3. Estimación de la mortalidad

#### *Introducción*

La RETRO-EDENH incluía cuatro preguntas cuyo propósito era estimar la mortalidad. La primera recogía información acerca del número de hijos sobrevivientes del total de hijos tenidos nacidos vivos. Esto permite usar las técnicas de estimación de la mortalidad de la niñez propuestas por Brass (1964; 1968). También hay una pregunta acerca de si la madre del encuestado está viva o no. Esta información puede ser analizada para estimar la mortalidad adulta (Brass y Hill, 1973). Hay una segunda parte de esta pregunta que se refiere a si el encuestado es el mayor de los hijos sobrevivientes. La tabulación de la información acerca de la condición de orfandad del mayor de los hijos sobrevivientes significa que existe sólo un informante por madre, además, el intervalo entre la edad del encuestado y la de la madre tiene una media así como una varianza, ambas menores. Estas ventajas teóricas tienen solidez, pero el método de análisis es aún muy reciente, habiéndose aplicado por primera vez a la información de la RETRO-EDENH. En el texto se incluye una breve descripción del método, y en el Anexo 3 aparece una explicación más detallada acerca de su desarrollo, sus posibilidades y desventajas y cómo debe ser aplicado. La información acerca de la condición de orfandad proporciona estimaciones de la mortalidad femenina adulta. La siguiente pregunta sobre mortalidad recoge información acerca de la condición de viudez del primer marido para todas las mujeres de 15 años y más. Esto también es un análisis experimental cuya primera aplicación es a la información de la RETRO-EDENH. En el texto se hace un esquema del método y en el Anexo 4 se explica en forma más completa. La información sobre viudez proporciona una estimación de la mortalidad masculina adulta. La última pregunta se refiere a si el último hijo nacido a cada madre aún vive. Se registra también la fecha de nacimiento del niño, de manera que la proporción de niños sobrevivientes al momento de la encuesta entre los nacidos en los doce últimos meses puede ser tabulada según la edad de la madre. Esta información debería dar una estimación de la mortalidad en el primer año de vida.

### Estimación de la mortalidad infantil y de la niñez

El método propuesto por Brass para la conversión de las proporciones de niños muertos entre niños nacidos vivos, en probabilidades de muerte de una tabla de vida, se ha aplicado y descrito ampliamente. El método está basado en el hecho de que el promedio de los riesgos de mortalidad, para todos los niños nacidos a mujeres de una edad determinada, será igual a la probabilidad de muerte de una tabla de vida desde el nacimiento hasta una edad  $a$ . Algunos cálculos con modelos, utilizando un polinomio simple para representar las tasas de fecundidad según edad y la tabla de vida general estándar de Brass (1971) mostraron que para cada grupo de edades de las madres, esta edad  $a$  era cercana a una edad entera conveniente (Brass; 1964, 1968). Se calcularon factores de corrección a partir de estos cálculos con modelos, para un intervalo de ubicaciones de la distribución de la fecundidad, que permiten convertir las proporciones de niños muertos entre los hijos tenidos nacidos vivos por las mujeres de cada grupo de edades, en probabilidades de muerte a esas edades enteras. Los factores de corrección para una aplicación en particular de este método se seleccionan por medio del uso de dos parámetros que indican la ubicación de la fecundidad. El primero, la relación de la paridez media de las mujeres del grupo de edades de 20 a 24 años con la paridez del grupo de 25 a 29, se usa para mujeres menores de 35, y el segundo, la media de las tasas de fecundidad según edad que se usa para las mujeres de 35 años y más. Los factores se tabulan para las mujeres con edades de hasta 60-64 años pero, en la práctica, el método se hace menos satisfactorio a medida que aumenta la edad y no puede confiarse demasiado en estimaciones basadas en declaraciones de mujeres de 35 años y más. La información proporcionada por mujeres de 15 a 19 años permite estimar  ${}_1q_0$ , probabilidad de morir entre el nacimiento y la edad exacta 1; la proporcionada por las mujeres del grupo de 20 a 24 años estima  ${}_2q_0$ , la del grupo de 25 a 29:  ${}_3q_0$ , la del grupo de 30 a 34:  ${}_5q_0$ , la del grupo de 35 a 39:  ${}_{10}q_0$ , la del grupo de 40 a 44:  ${}_{15}q_0$ , y así sucesivamente. Los cálculos con modelos demostraron que el método es robusto a las variaciones de los niveles y patrones de la fecundidad y mortalidad. Los cambios de la mortalidad conducen a sobrestimaciones de los niveles de la mortalidad actual, aunque la de la cohorte no se ve seriamente afectada. Si tanto la fecundidad como la mortalidad están decreciendo, puede que esa sobrestimación se reduzca, aunque es probable también que el patrón exacto de cambio de la fecundidad sea importante.

El método se ha aplicado extensamente en áreas con información deficiente o limitada. Ha sido extraordinaria la coherencia y verosimilitud de las estimaciones de la mortalidad infantil y de la niñez que se han obtenido en una amplia variedad de condiciones.

Sullivan (1972) ha propuesto una variación de esta técnica usando un análisis de regresión con un amplio rango de niveles y patrones de mortalidad a partir de las Tablas Modelo de Vida Regionales, de Coale y Demeny (Coale y Demeny; 1968). Estas ecuaciones, elaboradas para estimar  ${}_2q_0$ ,  ${}_3q_0$ , y  ${}_5q_0$ , son:

$$\text{i) } {}_2q_0 = D_2 \left( 1,30 - 0,54 \frac{P_2}{P_3} \right)$$

$$\text{ii) } {}_3q_0 = D_3 \left( 1,17 - 0,40 \frac{P_2}{P_3} \right)$$

$$\text{iii) } {}_5q_0 = D_4 \left( 1,13 - 0,33 \frac{P_2}{P_3} \right)$$

donde  $D_a$  es la proporción de niños muertos entre los hijos tenidos nacidos vivos por las mujeres del grupo de edades  $a$  (el grupo de edades 1 corresponde a mujeres con edades entre 15 y 19 años), y  $P_2$  y  $P_3$  corresponden a la paridez media de las mujeres de los grupos de edades 2 y 3 respectivamente. El uso de estas ecuaciones, que tienen la ventaja de ser simples de aplicar, rara vez produce estimaciones significativamente diferentes de las obtenidas con la técnica original.

La aplicación de estas técnicas a la información de la RETRO-EDENH se presenta en el cuadro 6. Las estimaciones obtenidas por medio de los dos métodos son muy similares, siendo la mayor diferencia entre las estimaciones de  $l_{(5)}$  de 0,805 y 0,811. Con el objeto de seleccionar la mejor estimación del nivel de la mortalidad de la niñez, Brass sugiere la aplicación de una técnica de ajuste para las estimaciones sobrevivientes a las edades de dos, tres y cinco años, ya que éstas parecen ser las más precisas (Brass, 1973). Se calculan los logitos (el logito de una proporción  $p$  es  $1/2 \log_e \frac{1-p}{p}$ ) de la proporción de los hijos sobrevivientes y se determinan las diferencias entre estos logitos y los provenientes de una tabla de vida estándar para las mismas edades. Esas diferencias son luego promediadas. La tabla estándar usada en este caso es la Tabla de Vida Estándar General de Brass. La diferencia promedio se suma entonces a cada logito de la tabla de vida estándar, y los antilogitos dan estimaciones ajustadas de los sobrevivientes a cada edad. El método supone que los logitos obtenidos empíricamente deberían estar relacionados entre sí, de la misma manera que los de la tabla modelo. En cierta medida, por lo tanto, la estructura por edad de la mortalidad del modelo estándar se impone a la información recogida, pero el error introducido será pequeño a causa de que las edades son muy próximas entre sí. Esta técnica de ajuste ha sido aplicada para las estimaciones de Brass y las de Sullivan cuyos resultados se presentan en el cuadro 7.

Las probabilidades ajustadas de sobrevivencia proporcionadas por los dos métodos se encuentran ahora más próximas aún, por lo que la selección de una u otra es, relativamente, de poca importancia. Se considera que la mejor estimación de  $l_{(2)}$  es 0,835, el valor ajustado de Brass, y también coincidiendo con esto, la estimación sin ajustar de Sullivan. Si no hubiera mayor evidencia disponible acerca de la mortalidad, habría que recurrir a las tablas modelo de vida de un sólo parámetro. Los modelos Coale y Demeny "Oeste" y "Sur" son los más apropiados, al parecer, para el caso de Honduras. El modelo "Oeste", con un  $l_{(2)}$  de alrededor de 0,835, corresponde al nivel 12, con una tasa de mortalidad infantil de 132 por mil nacimientos y una esperanza de vida al nacer de 47,5 años. El modelo "Sur", con igual valor de  $l_{(2)}$ , corresponde al nivel 13, con una tasa de mortalidad infantil de 132 por mil nacimientos y una esperanza de vida al nacer de 50 años. Sin embargo, en este caso no es necesario recurrir a esta comparación con modelos, ya que se dispone de una valiosa información adicional acerca de los patrones de edad de la mortalidad después de la niñez, derivada de las preguntas sobre orfandad y viudez.

Cuadro 6

RETRO-EDENH: ESTIMACION DE LA MORTALIDAD DE LA NIÑEZ.  
TECNICAS DE BRASS Y SULLIVAN

Grupos de edades de mujeres	a	Proporción de hijos muertos	Análisis de Brass			Análisis de Sullivan	
			$K_a$	$aq_0$	$l_a$	$aq_0$	$l_a$
15-19	1	0,1253	0,969	0,1214	0,8786		
20-24	2	0,1602	1,006	0,1612	0,8388	0,1649	0,8351
25-29	3	0,1914	0,992	0,1899	0,8101	0,1856	0,8144
30-34	5	0,1956	1,000	0,1956	0,8044	0,1887	0,8113
35-39	10	0,2194	1,032	0,2264	0,7736		
40-44	15	0,2414	1,011	0,2441	0,7559		
45-49	20	0,2645	1,010	0,2671	0,7329		

$P_2/P_3 = 0,4970$   
 $\bar{m} = 29,10$

Cuadro 7

## RETRO-EDENH: AJUSTAMIENTO POR LOGITOS DE LAS ESTIMACIONES DE SOBREVIVENCIA

<i>a</i>	Logito estándar $l^s_{(a)}$	$l_{(a)}$	Logito ( $l_{(a)}$ )	Diferencias de logitos (5) = (4) - (1)	Logitos ajustados (6) = (2) + $\Sigma$ (5)/3	$l_{(a)}$ ajustado (7)
(1)	(2)	(3)	(4)			(7)
<i>a) Análisis de Brass</i>						
2	-0,7152	0,8388	-0,8247	-0,1095	-0,8102	0,8349
3	-0,6552	0,8101	-0,7253	-0,0701	-0,7502	0,8176
5	-0,6015	0,8044	-0,7070	-0,1055	-0,6965	0,8011
<i>b) Análisis de Sullivan</i>						
2	-0,7152	0,8351	-0,8111	-0,0959	-0,8178	0,8369
3	-0,6552	0,8144	-0,7394	-0,0842	-0,7578	0,8199
5	-0,6015	0,8113	-0,7292	-0,1277	-0,7041	0,8035

Antes de estudiar la mortalidad adulta, es oportuno analizar otra fuente de información de la mortalidad infantil. Se trata de la información de los sobrevivientes de nacimientos ocurridos en el último año. La proporción de niños sobrevivientes debería ser una estimación de  ${}_1L_0$ . De los 1 377 nacimientos ocurridos en el último año a mujeres que declararon el número de sus hijos, se desconoce el destino de 10 de ellos. De los restantes, 1 282 estaban aún vivos, y 85 habían fallecido. Esto da una estimación de 0,9378 para  ${}_1L_0$ . Parece improbable que una madre no sepa si un niño nacido vivo en el último año esté aún vivo o muerto a la fecha de la encuesta, aunque es posible que los 10 niños hayan fallecido. Si fuese así, la estimación de  ${}_1L_0$  sería de 0,9310, resultado que no es muy diferente del anterior. Las estimaciones deberían ser razonablemente constantes para cada grupo de edades, y esto parece verificarse, ya que varían sólo desde 0,929 hasta 0,948 sin presentar una tendencia definida. Con un factor promedio de separación de las muertes de 0,34, un  ${}_1L_0$  de 0,938 indica un  $l_1$  de 0,906. Esto señala una mortalidad substancialmente menor que la obtenida con las técnicas de Brass y Sullivan, las que han sido aplicadas y probadas más extensamente y cuyas estimaciones serán las que se adopten. Puede concluirse que ha habido omisiones en el registro de muertes entre los nacidos en el último año.

*Estimación de la mortalidad femenina adulta derivada de la condición de orfandad materna*

La relación cuantitativa entre el nivel de mortalidad y la incidencia de la orfandad fue investigada por primera vez por Lotka, quien desarrolló una ecuación válida para poblaciones estables para estimar la incidencia de la orfandad a partir del nivel de mortalidad (Lotka, 1931). Henry (1960) consideró el problema desde un punto de vista opuesto y desarrolló un método basado en las Tablas de Vida Modelo de las Naciones Unidas (United Nations, 1956) para estimar el nivel general de mortalidad a partir de las proporciones de huérfanos según edad, teniendo en cuenta, principalmente, su aplicación en demografía histórica. Brass (Brass y Hill, 1973), desarrolló un método para estimar probabilidades de sobrevivencia de una edad adulta a otra, como las de una tabla de vida, a partir de las proporciones de huérfanos según edad, y sugirió que se podía construir una tabla de vida modelo completa, de dos parámetros, combinando esta información con una estimación de la mortalidad en la niñez. Se ha recogido información acerca de la condición de orfandad en un gran número de lugares, especialmente en Africa y América Latina. Los resultados obtenidos se han justificado por ser coherentes y plausibles, aunque han aparecido ciertas distorsiones típicas en cada aplicación.



El método puede ser explicado mejor en términos simples. Se sabe que, para propósitos prácticos, una mujer está viva al nacimiento de un hijo, momento en el cual ella tiene, por ejemplo, 24 años. Su exposición al riesgo de morir (y por lo tanto la exposición del niño al riesgo de orfandad) aumenta con la edad del niño, de manera que cuando el niño tiene 10 años, la probabilidad de la madre de estar viva está dada por  $l_{34}/l_{24}$ . Es necesario considerar entonces la probabilidad de que un hijo nazca de una madre de 24 años. Esto depende, obviamente, de la estructura por edades de la fecundidad y de la distribución por edad de las mujeres. Se puede obtener la proporción de encuestados de una edad dada que no han quedado huérfanos para una determinada estructura de edades de la fecundidad y para una distribución según edad de las mujeres, por medio de la suma de los productos de la probabilidad de sobrevivencia y la probabilidad de haber nacido de una madre de una edad en particular. La proporción estimada de personas con madres sobrevivientes puede entonces compararse con las probabilidades de sobrevivencia de una tabla de vida. Brass ha calculado factores para convertir las proporciones de no-huérfanos en probabilidades de sobrevivencia de tablas de vida de la forma  $l_{(B+N)}/l_{(B)}$ , donde  $N$  es la edad de los encuestados, (y por lo tanto, el tiempo de exposición al riesgo) y  $B$ , generalmente considerado como 25, es del mismo orden de magnitud que la edad media de las madres en la población. Estos cálculos se efectuaron utilizando la Tabla General Estándar de Brass, una tasa de crecimiento anual de la población del 2 por ciento y un polinomio simple para representar la fecundidad. Se usaron varias ubicaciones de la fecundidad para ajustar las condiciones del modelo a una aplicación particular. En la práctica, se obtuvo un conjunto de factores de conversión a partir de la edad media de las madres ( $\bar{M}$ ). Esta es una edad media ponderada por la población de la distribución por edad de la fecundidad. Puede calcularse directamente a partir de la información de los nacimientos ocurridos en el último año, según grupos de edades de las mujeres. Se usa un sistema de ponderaciones para convertir las proporciones de los no-huérfanos de dos grupos adyacentes de edades en relaciones de sobrevivencia, como las de una tabla de vida, desde la edad de 25 años hasta la edad central de los dos grupos de edades considerados. La siguiente es la ecuación de estimación que se utiliza:

$$\frac{l_{(25+N)}}{l_{(25)}} = W_{(N)} {}_5P_{N-5} + (1 - W_{(N)}) {}_5P_N$$

donde  $W_{(N)}$  es la ponderación para la edad central  $N$ ,  ${}_5P_{N-5}$  es la proporción de los no-huérfanos en el grupo quinquenal de edades que termina en la edad  $N$ , y  ${}_5P_N$  es la proporción de no-huérfanos en el grupo quinquenal de edades que empieza con la edad  $N$ . Este procedimiento de ponderación introduce un elemento de ajuste entre las proporciones consecutivas de no-huérfanos.

El método está basado sobre varios supuestos, además de los usuales sobre fecundidad constante, mortalidad constante y población cerrada. Primero, su cobertura no es completa, ya que sólo se incluye la experiencia de mujeres que tienen al menos un hijo sobreviviente. Las mujeres que no tienen hijos vivos no están representadas, por lo que la estimación de mortalidad que se obtiene sólo puede considerarse como correspondiente a la de la población total si la experiencia de mortalidad de estas mujeres sin hijos sobrevivientes es la misma que la de aquellas mujeres que sí están representadas. Es poco probable que así sea, pero también es poco probable que sea una fuente importante de error. Segundo, el número de informantes por mujer depende del número de hijos sobrevivientes, de manera que la estimación de la mortalidad sólo estará libre de sesgos si no existe correlación entre la madre y el número de hijos sobrevivientes. Esto también resulta improbable, ya que para tener un gran número de hijos una mujer debe sobrevivir durante la mayor parte de su período de vida fértil, con lo que las estimaciones de la mortalidad adulta pueden reducirse considerablemente. Tercero, se supone que la mortalidad de los huérfanos es la misma que la de los no-huérfanos. Si en la práctica, los huérfanos experimentan una mayor mortalidad, aumentará la proporción de los no-huérfanos y se subestimarán el nivel de la mortalidad. Es probable que todos estos sesgos lleven a subestimar la mortalidad adulta. En la práctica, siempre se ha encontrado que la proporción de huérfanos entre los encuestados menores de 20 años es extremadamente baja. Se ha sugerido que las adopciones pueden explicar esta situación. Es decir, los parientes que han adoptado a huérfanos muy pequeños aparecen posteriormente como sus padres naturales. Si, finalmente, los niños descubren su verdadero parentesco, el efecto desaparecerá alrededor de los 20 años, pero si los niños continúan considerando a sus padres adoptivos como a sus verdaderos padres, seguirá produciéndose un efecto decreciente. El único sesgo

de importancia que llevaría a una sobrestimación de la mortalidad se produce cuando la mortalidad está en descenso. En esta situación, las muertes ocurridas algún tiempo atrás, con tasas de mortalidad más altas, producen una sobrestimación de los niveles de la mortalidad actual, aunque el efecto se reduce en alguna medida debido a que las tasas de mortalidad aumentan con la edad, de modo que la mayoría de las muertes ocurre siempre en un pasado relativamente cercano.

En el cuadro 8, se presenta la aplicación del método a la información de orfandad materna de la RETRO-EDENH. Si las estimaciones de las probabilidades de sobrevivencia se combinan con la estimación existente de la mortalidad de la niñez, mediante el empleo del sistema modelo de tablas de por los menos dos parámetros, es posible comparar las estimaciones obtenidas de los encuestados de cada grupo de edades. En el cuadro 8, se ha hecho esta comparación utilizando el sistema modelo de tabla de vida, de dos parámetros, de Brass. Anteriormente, se ha obtenido la mejor estimación para  $l_{(2)}$  de 0,835, que se utiliza como indicador de la mortalidad de la niñez. Desde el momento que es la orfandad materna la que se analiza, la mortalidad femenina adulta es la que se trata de establecer, por lo que el indicador de la mortalidad de la niñez, que es para ambos sexos, debe ser estimada para las mujeres solamente. Se ha adoptado el procedimiento muy simple de sumar 0,010 a la función de sobrevivencia femenina y restar 0,010 a la masculina, resultando un  $l_{(2)}$  de 0,845 para las mujeres. En el sistema de tablas modelo de vida de Brass, el parámetro  $\alpha$  determina el nivel general de mortalidad, y el parámetro  $\beta$  determina la inclinación de la mortalidad por edades, que puede considerarse como la relación entre el nivel de la mortalidad adulta y el nivel de la mortalidad de la niñez. El valor de  $\beta$  puede ser usado, por lo tanto, como indicador de la mortalidad adulta relativa. En el cuadro no se presentan las etapas que se siguieron en los cálculos, puesto que se han descrito detalladamente en otros documentos (Brass y Hill, 1973). Las etapas son las siguientes: los valores de  $l_{(25+N)}/l_{(25)}$  se examinan en conjunto con el valor de  $l_{(2)}$  y se hace una primera estimación de  $\beta$ . El valor de  $\alpha$ , implícito en los valores de  $l_{(2)}$  y  $\beta$ , se calcula a partir de la ecuación de la tabla modelo de vida básica, que es la siguiente:

$$Y_{(a)} = \alpha + \beta YS_{(a)}$$

donde  $Y_{(a)}$  es el logito de  $l_{(a)}$ ,  $YS_{(a)}$  es el logito de la tabla de vida estándar  $l^S_{(a)}$ , y  $\alpha$  y  $\beta$  son las constantes descritas anteriormente. Los valores de  $\alpha$  y  $\beta$  que se obtuvieron se usan para calcular  $l_{(25)}$ , y éste, a su vez, se usa para calcular  $l_{(25+N)}$  para cada valor de  $N$ . Se obtiene entonces el valor de  $\beta$  implícito para cada valor de  $l_{(25+N)}$ .

Cuadro 8

RETRO-EDENH: ESTIMACION DE LA MORTALIDAD FEMENINA.  
METODO DE ORFANDAD DE TODOS LOS HIJOS

Grupos de edades de los encuestados	Proporción de no-huérfanos	N	Ponderación	$\frac{l_{(25+N)}}{l_{(25)}}$	$l_{(25+N)}$	$\beta$
5 - 9	0,9815	10	0,633	0,9742	0,7459 <sup>35</sup>	0,665
10 - 14	0,9616	15	0,734	0,9528	0,7296	0,659
15 - 19	0,9287	20	0,829	0,9199	0,7044	0,681
20 - 24	0,8772	25	0,905	0,8707	0,6667	0,722
25 - 29	0,8085	30	0,948	0,8035	0,6152	0,777
30 - 34	0,7133	35	0,977	0,7106	0,5441	0,821
35 - 39	0,5954	40	0,943	0,5902	0,4519	0,867
40 - 44	0,5036	45	0,883	0,4902	0,3753	0,850
45 - 49	0,3888	50	0,706	0,3573	0,2736	0,844
50 - 54	0,2815	55	0,476	0,2359	0,1806	0,817
55 - 59	0,1945					

$$l_{(2)} = 845$$

$$l_{(25)} = 766$$

$$\bar{M} = 26,92$$

$$\alpha = -0,297$$

$$Y_{22} = 8480$$

$$Y_{25} = -5928$$

) 24 (

$l_{(25)} = 766$   
 $l_{(25+N)} = 8430$   
 $Y_{(25+N)} = (-7152)$

se determina el promedio de estos valores (para  $N$ 's, generalmente de 20 a 40 años), que se emplea para hacer una nueva estimación de  $l_{(25)}$ , punto desde el cual se reinicia el proceso. Normalmente, se obtiene una aproximación suficientemente aceptable con sólo dos intentos. Se puede determinar  $\beta$  como un promedio de los  $\beta$  obtenidos, excluyéndose generalmente la información de los primeros grupos de edades, a causa del efecto de adopción. Se ha considerado razonable el promedio de los valores de  $\beta$  obtenido a partir de la información de personas con edades entre 20 y 40 años.

En el cuadro 8 puede observarse que las estimaciones de  $\beta$  crecen rápidamente hasta alcanzar el máximo con la información de los encuestados de alrededor de 40 años, para después descender ligeramente. El efecto de adopción mencionado más arriba es claramente visible en los primeros valores. El valor medio de  $\beta$  para las edades de 20 a 40 años es de 0,77. Este es un valor bajo, lo que indica que la mortalidad adulta observada, para un mismo valor de  $l_{(2)}$ , está considerablemente por debajo de la tabla de vida estándar.

#### *Estimación de la mortalidad adulta femenina a partir de la orfandad materna del mayor de los hijos sobrevivientes*

Recientemente se ha desarrollado una nueva técnica basada en la orfandad del mayor de los hijos sobrevivientes. Esta técnica presenta ciertos inconvenientes en su aplicación si se la compara con el método de nacimientos totales, ya que requiere de dos parámetros de ajuste en vez de uno solo. Sin embargo, puede esperarse que ofrezca algunas ventajas. A la pregunta sobre orfandad se agrega una en que se consulta si el encuestado es el hijo mayor sobreviviente. Las respuestas de los hijos mayores sobrevivientes se tabulan separadamente, dando como resultado las proporciones de los no-huérfanos entre los hijos mayores sobrevivientes de cada grupo de edades. La ventaja más importante es que cada mujer con un hijo sobreviviente se registra sólo una vez, eliminando de esta manera cualquier sesgo causado por la asociación que pueda existir entre la supervivencia de la madre y el número de sus hijos sobrevivientes. Permanecen presentes los errores derivados de la relación entre los riesgos de muerte materna y los de sus hijos, y los que se derivan de que la información se refiere solamente a mujeres con hijos sobrevivientes. Una ventaja menos importante es que las distribuciones de la fecundidad de los primeros nacimientos cubren tramos de vida más cortos que los de las distribuciones de la fecundidad de todos los nacimientos, reduciendo así el intervalo de edades de las madres de los encuestados de una edad determinada. Esta ventaja se limita un tanto al hacer los cálculos sobre los hijos mayores sobrevivientes, que pueden incluir también segundos hijos, terceros hijos y así sucesivamente. El uso de la información de primeros nacimientos daría mayor valor a esta ventaja, pero reduciría el número total de hechos registrados.

En el Anexo 3 se presenta el desarrollo del análisis de la información sobre el hijo mayor sobreviviente y se dan detalles de su aplicación. Dicho brevemente, para calcular las proporciones de huérfanos en la forma descrita anteriormente, se usa un modelo de distribución de la fecundidad, una tabla modelo de vida y la estructura por edades de la población. Se determinan factores para convertir estas proporciones en probabilidades de supervivencia como las de las tablas de vida. El mismo procedimiento se sigue para los primeros nacimientos, empleando un modelo de fecundidad de primeros nacimientos. Se hace necesario, después, efectuar un ajuste por los efectos de la mortalidad, que produce el reemplazo del primer hijo por el segundo, el segundo por el tercero y así sucesivamente, en la clase de los hijos mayores sobrevivientes. La composición, según orden de nacimiento de los hijos mayores sobrevivientes, se estima adoptando un intervalo intergenésico medio constante, un conjunto modelo de relaciones de parideces sucesivas, y probabilidades de supervivencia derivadas de una tabla modelo de vida. Resulta claro que la composición, por orden de nacimiento, de los hijos mayores sobrevivientes variará con la edad de los hijos y el nivel de mortalidad, y que los factores apropiados aplicables a la información de orfandad se encontrarán en algún punto entre los factores aplicables a los primeros nacimientos y a los nacimientos totales. Cuando la mortalidad es cero, el número de los primeros nacimientos y el de los hijos mayores sobrevivientes será el mismo, y cuando la mortalidad es extremadamente alta, coincidirá el número de los hijos mayores sobrevivientes con el total de hijos. La edad media de las madres al nacimiento de los hijos mayores sobrevivientes de una edad determinada (calculada a partir de la composición por orden de nacimiento de los hijos mayores sobrevivientes) dividida por la diferencia entre la edad media al tener los primeros nacimientos y la edad media al tener el total de nacimientos, se usa para interpolar linealmente entre los factores de primeros hijos y los factores

de todos los hijos. El resultado es un conjunto de factores apropiados para aplicar a la información sobre los hijos mayores sobrevivientes. Los cálculos necesarios se hicieron para un intervalo de patrones de mortalidad y para una variedad de ubicaciones de la edad inicial de la fecundidad. Se descubrió que los factores resultantes variaban no sólo con la ubicación de la fecundidad sino que también variaban considerablemente con el nivel general de mortalidad. De esta manera, para una aplicación en particular se requieren dos parámetros, uno para la ubicación de la fecundidad y otro para el nivel de mortalidad. Afortunadamente, se ha desarrollado un método conveniente para tomar en cuenta la mortalidad.

El método recién descrito tiene errores teóricos obvios. El más grave es el supuesto de un intervalo intergenésico constante. Aunque estos intervalos, tabulados por orden de nacimiento, parecen ser más o menos constantes (véase, por ejemplo Tuan, 1958), esto se debe probablemente al hecho de que cada intervalo es el último para algunas mujeres, el penúltimo para otras y así sucesivamente. Las mujeres que, finalmente, tienen, por ejemplo, 13 hijos, deben tener en promedio, intervalos más pequeños para los segundos y terceros nacimientos que aquellas que tienen sólo tres o cuatro hijos; esto en condiciones de fecundidad natural. También resulta totalmente injustificada la interpolación lineal entre los factores de primeros nacimientos y los de los nacimientos totales. No se dispone de fundamentos para utilizar otros procedimientos. Estos errores se hacen más serios a medida que aumenta el nivel de mortalidad, ya que los factores se alejan más y más de los que corresponden a los primeros nacimientos. Por lo tanto, el método se hace menos robusto cuando se lo emplea en estas circunstancias.

No es posible validar la coherencia y plausibilidad de la aplicación del método, ya que por primera vez se ha recogido la información requerida en la RETRO-EDENH. La aplicación del método se presenta en el cuadro 9. Las ponderaciones se seleccionaron usando la edad media de las madres al tener sus primeros nacimientos ( $\bar{M}_1$ ) y el nivel supuesto de mortalidad de la niñez,  $l_{(2)}$ . Las estimaciones de la mortalidad se comportan de manera muy similar a las que se derivan de la información de los nacimientos totales. Los valores de  $\beta$  implícitos crecen hasta edades entre 30 y 40 años, para luego disminuir constantemente. La estimación media de  $\beta$  para los encuestados con edades de alrededor de 20 a 40 años es de 0,88, substancialmente más alta que la cifra obtenida de la información sobre los nacimientos totales, calculada en 0,77. Esto es lo que podría esperarse de la eliminación de los efectos de declaraciones múltiples producidas en el método de nacimientos totales, aunque en este caso puede

Cuadro 9

RETRO-EDENH: ESTIMACION DE LA MORTALIDAD FEMENINA.  
MÉTODO DE LA ORFANDAD DEL HIJO MAYOR SOBREVIVIENTE

Grupos de edades de los encuestados	Proporción de no-huérfanos	N	Ponderación	$\frac{l_{(25+N)}}{l_{(25)}}$	$l_{(25+N)}$	$\beta$
5 - 9	0,9755	10	0,431	0,9691	0,7291	0,758
10 - 14	0,9642	15	0,382	0,9439	0,7101	0,750
15 - 19	0,9314	20	0,316	0,8962	0,6742	0,797
20 - 24	0,8799	25	0,242	0,8469	0,6372	0,816
25 - 29	0,8364	30	0,174	0,7583	0,5705	0,884
30 - 34	0,7418	35	0,144	0,6236	0,4692	0,983
35 - 39	0,6037	40	0,111	0,5472	0,4117	0,942
40 - 44	0,5402	45	0,133	0,4421	0,3326	0,922
45 - 49	0,4271	50	0,131	0,3327	0,2503	0,882
50 - 54	0,3185	55	0,166	0,2365	0,1779	0,821
55 - 59	0,2202					

} 0,88

$l_{(2)} = 0,845$

$l_{(25)} = 0,7523$

$\bar{M}_1 = 19,93$

$a = -0,219$

deberse a muchos otros sesgos. La estimación final debe determinarse de los valores provenientes de los encuestados de edades entre 20 y 40 años, puesto que el efecto de adopción se encuentra aún presente y por debajo de estas edades y porque los diferentes patrones de mortalidad que afectan a los declarantes con edades no incluidas, superiores a los 40 años, distorsionan los factores en forma creciente.

Esta es la primera aplicación de este método, por lo que vale la pena considerar cuidadosamente la información de la RETRO-EDENH, especialmente por su extraordinaria calidad. A partir de la información tabulada, se pueden hacer dos comparaciones. Una, entre las proporciones reales y teóricas de los hijos mayores sobrevivientes en cada grupo de edades, y la otra, entre el número de hijos mayores sobrevivientes en cada grupo de edades, según el sexo. En el Anexo 3 se dan los detalles de estas comparaciones, siendo suficiente decir aquí que no hay una similitud obvia entre las proporciones de los hijos mayores sobrevivientes determinadas por el modelo y las observadas, y que no existe una tendencia mayor en los hombres que en las mujeres a declararse como hijos mayores sobrevivientes. La información parece ser satisfactoria, aunque es posible que el modelo no lo sea tanto.

Se considera que la técnica aplicada a la información de orfandad de los hijos mayores sobrevivientes debería ser razonablemente robusta dado el nivel de mortalidad encontrado en Honduras. La diferencia entre la estimación de la mortalidad adulta obtenida por esta técnica y la obtenida por el método de todos los hijos se produce en la dirección esperada. La estimación del segundo parámetro de la tabla de vida,  $\beta$ , se encuentra extraordinariamente cerca de la encontrada para los hombres, a partir de la información sobre condición de viudez. Por estas razones, se considera como la mejor estimación de la mortalidad adulta femenina la que se calcula a partir de la información sobre los hijos mayores sobrevivientes. En el cuadro 11 se presenta la tabla de vida resultante.

#### *Estimación de la mortalidad adulta masculina a partir de la información de viudez*

Recientemente, se ha desarrollado otro método para estimar probabilidades de sobrevivencia adulta. Este método deriva relaciones de sobrevivencia similares a las de una tabla de vida, a partir de la proporción de informantes de un determinado sexo, cuyo primer cónyuge está aún vivo. Este enfoque presenta también ciertas ventajas sobre la información de orfandad del total de niños. Los hechos serán declarados, en su mayoría, sólo por una persona, y muy pocos serán informados más de dos o tres veces. Las distribuciones de los primeros matrimonios presentan un rango muy reducido y una baja dispersión, de manera que son pequeños los efectos de las desviaciones de los modelos usados. No existe el efecto de adopción que elimina la consideración de períodos de exposición inferiores a 20 años, como en el caso de utilizar los métodos de condición de orfandad, aunque un supuesto de simplificación que se usó en el desarrollo del método, en realidad, introduce un sesgo para el primer grupo de edades, o acaso también el segundo. Sin embargo, una vez más, persisten ciertos errores: sólo se estima la experiencia de mortalidad de la población que haya estado alguna vez casada (aunque en la mayoría de los países presenta una diferencia muy poco importante con el total de la población), persistiendo el riesgo de correlación entre la experiencia de mortalidad de la persona acerca de quien se informa y la de quien está informando (en efecto, tal relación ha quedado bien establecida para los Estados Unidos (Kraus y Lilienfeld, 1959) y para otros países desarrollados).

En el Anexo 4 se dan los detalles del desarrollo y aplicación del método de condición de viudez. No existe ningún problema en un análisis de la viudez si se dispone de la información acerca de la fecha del primer matrimonio. El período entre la fecha del primer matrimonio y la fecha de la encuesta corresponde al tiempo de exposición al riesgo y pueden calcularse en forma directa las proporciones de aquéllos que han enviudado durante ese tiempo, en forma análoga a la utilizada para calcular las proporciones de huérfanos, empleando una función modelo de distribución de primeros matrimonios, según edad, y tasas de mortalidad derivadas de una tabla modelo de vida. La dificultad consiste en que, generalmente, no es posible conseguir información sobre la fecha del primer matrimonio, de manera que no se dispone de una medida directa del tiempo de exposición al riesgo. Como un medio de obviar esta situación, se supone que todos los primeros matrimonios de los encuestados, según sexo, ocurren a una misma edad, que se toma como la media de la distribución de primeros matrimonios. El tiempo de exposición al riesgo de enviudar es ahora igual a la diferencia entre la edad del informante a la fecha de la encuesta y la edad media al primer matrimonio, quedando descartado el problema de los jóvenes, que tienden a casarse con mujeres jóvenes y de los viejos a casarse con mujeres viejas. Esta simplificación puede parecer muy drástica, pero la distribución de primeros matrimonios tiene, en efecto, una varianza pequeña y se ha demostrado

que el error producido no es demasiado serio, excepto por el efecto de truncamiento en los dos primeros grupos de edades. Se necesitan dos parámetros de ajuste cuando se aplica el método a un caso real. En relación a los encuestados, se necesita establecer la edad media de los primeros matrimonios para fijar el tiempo de exposición al riesgo. La edad media al matrimonio de solteros, calculada a partir de las proporciones de solteros, según edad, como propone Hajnal, es apropiada para estos fines. Para el otro sexo, cuya mortalidad se está estimando, se requiere otro tipo de edad media: una edad media al casarse de personas solteras, ponderada por la población, según edad. Esto es aproximadamente una edad media al primer matrimonio ponderada por la distribución por edades de la población. En el Anexo 4 se presenta un procedimiento de cálculo.

Se debe repetir una vez más que la primera aplicación de este método es la efectuada a la información de la RETRO-EDENH. Aunque este método puede aplicarse a ambos sexos, en la RETRO-EDENH sólo se recogió información de las mujeres para estimar la mortalidad masculina adulta. El cuadro 10 presenta el método aplicado a la información de la RETRO-EDENH con las relaciones de sobrevivencia que se obtuvieron, utilizando la estimación de la mortalidad masculina de la niñez y el sistema de tablas modelo de vida de Brass, con dos parámetros. El método de condición de viudez que se ha desarrollado convierte las proporciones de los no-viudos en dos grupos adyacentes de edades en probabilidades de sobrevivencia, semejantes a las de las tablas de vida, para la edad central de los grupos de edades, mediante el uso de ponderaciones. Existen dos ecuaciones de conversión de las proporciones de no-viudos. Se selecciona la apropiada para una determinada situación por medio de la edad media femenina al matrimonio. Si ésta es de menos de 20 años, se usa la siguiente ecuación:

$$\frac{l_{(N+5)}}{l_{(22 \ 1/2)}} = W_{(N)} {}_5P W_{N.5} + (1-W_{(N)}) {}_5P W_N$$

si la edad media es superior a 20 años, se usa la ecuación:

$$\frac{l_{(N+5)}}{l_{(27 \ 1/2)}} = W_{(N)} {}_5P W_{N.5} + (1-W_{(N)}) {}_5P W_N$$

En estas ecuaciones,  $N$  es la edad central de los dos grupos de edades,  $PW$  es la proporción de los no-viudos, y  $W_{(N)}$  es la ponderación seleccionada para la edad  $N$ , siendo las ponderaciones diferentes para las distintas ecuaciones.

Cuadro 10

RETRO-EDENH: ESTIMACION DE LA MORTALIDAD MASCULINA. METODO DE VIUDEZ

Grupos de edades de los encuestados	Proporción de no viudas	$N$	Ponderación	$\frac{l_{(N+5)}}{l_{(27 \ 1/2)}}$	$l_{(N+5)}$	$\beta$
15 - 19	0,992	20	3,232	1,021	0,728	0,852
20 - 24	0,978	25	1,093	0,981	0,700	0,879
25 - 29	0,950	30	0,914	0,948	0,676	0,875
30 - 34	0,930	35	0,851	0,920	0,656	0,848
35 - 39	0,860	40	0,757	0,858	0,612	0,901
40 - 44	0,850	45	0,640	0,824	0,588	0,861
45 - 49	0,779	50	0,506	0,751	0,536	0,881
50 - 54	0,724	55	0,395	0,703	0,502	0,834
55 - 59	0,690					

} 0,87

$l_{(2)} = 0,825$      $l_{(27 \ 1/2)} = 0,713$      $a = -0,153$

Edad media de solteras al matrimonio = 20,10

Edad media de la población masculina al matrimonio = 22,71.

Puede observarse que las estimaciones de  $\beta$  tienden a oscilar un tanto, variando de 0,901 a 0,834, pero sin que esa variación presente una tendencia muy marcada al aumentar la edad del encuestado. El ajuste de los valores al sistema de tabla modelo de vida se efectúa de la misma manera que la descrita para la condición de orfandad, excepto que se considera la estimación de  $\beta$  como el valor promedio para todas las edades a excepción de la primera, la cual, debe excluirse a causa del efecto de truncamiento que se introduce al suponer que todas las mujeres se casan a la edad media de la distribución de nupcialidad. La mejor estimación final de  $\beta$  es 0,87, que está muy cerca del valor de 0,88 obtenido para las mujeres a partir de la orfandad materna de los hijos mayores sobrevivientes. El indicador de mortalidad de la niñez que se usó para las mujeres fue  $l_{(2)}$  con un valor de 0,845, mientras que para los hombres fue de 0,825. Por lo tanto, el análisis de la mortalidad adulta sugiere que el patrón de edades de la mortalidad es muy similar para hombres y mujeres, pero que la mortalidad masculina es algo mayor que la femenina. Esto es plausible, y la similitud de las estimaciones de  $\beta$  aumenta considerablemente la confianza que se puede tener en ellas, consideradas individualmente. El hecho de que ambas  $\beta$  estén por debajo de 1,0 indica que la inclinación de mortalidad, según edad, es menos pronunciada que la del estándar, o que, en otras palabras, la mortalidad adulta es relativamente menor que la mortalidad de la niñez.

#### *Desarrollo de las tablas modelo de vida para hombres y mujeres*

Hasta el momento se han obtenido los parámetros de las tablas modelo de vida, según sexo, para la mortalidad adulta y de la niñez. En el cuadro 11 se resumen las tablas modelo de vida definidas por estos parámetros. El factor de separación para las muertes de menores de un año se consideró como 0,33 para las mujeres y 0,35 para los hombres, como ha sido propuesto por Coale y Demeny, y el correspondiente a las muertes entre las edades de 1 y 4 años se consideró como 0,45 para ambos sexos. La esperanza de vida al nacer es de 48,6 años para los hombres y 50,8 para las mujeres. Las tasas brutas de mortalidad que se obtienen al aplicar las tasas de mortalidad según edad, a la distribución por edad registrada, son de 18,0 por mil para los hombres, 16,8 por mil para las mujeres y 17,4 por mil para la población en su conjunto.

Debe recordarse que las técnicas retrospectivas estiman la mortalidad a partir de hechos ocurridos en el pasado, a veces después de un largo tiempo. Cuando la mortalidad está en descenso, puede producirse una sobrestimación de los niveles de la mortalidad actual. Este error se reduce por el hecho de que, para todas estas técnicas retrospectivas, la mayoría de los acontecimientos ha sucedido muy recientemente. Así, por ejemplo, la experiencia de mortalidad es reciente en el caso de la proporción de hijos muertos entre el total de hijos nacidos vivos, puesto que la mayoría de los niños ha nacido recientemente, debido a que las tasas de fecundidad son crecientes en las edades consideradas. En los casos de orfandad y viudez, las tasas de mortalidad también son crecientes con la edad, de tal manera que la mayoría de los hechos, nuevamente, han sucedido muy recientemente. El método de mortalidad de la niñez que se ha sugerido, mediante el ajustamiento de los resultados obtenidos a partir de la información de mujeres de 20 a 34 años, entrega una estimación de la mortalidad que habría estado vigente alrededor de cuatro años antes de la encuesta. Este período es probablemente más largo para las estimaciones a partir de la viudez, y aún más largo para las provenientes de la orfandad de los hijos mayores sobrevivientes y de la orfandad de todos los hijos, pero resulta imposible adelantar siquiera una suposición sobre su magnitud real en cada caso. En consecuencia, en condiciones donde la mortalidad declina rápidamente, los resultados de estos métodos retrospectivos deben considerarse con cautela. No existe evidencia de una declinación de tal naturaleza en Honduras.

#### *Estimación de la mortalidad diferencial*

Por medio de la aplicación de estas técnicas, es posible obtener estimaciones de la mortalidad en Honduras, por regiones y por áreas urbana y rural. Existen, sin embargo, ciertos problemas. Con el método de Brass para estimar la mortalidad de la niñez, y aceptando una estimación final de la información ajustada de mujeres de 20 a 34 años, se incluyen hijos nacidos hasta 20 años atrás aunque el tiempo medio de exposición es mucho menor. La región en que la mujer vive en el momento de la encuesta puede no ser la misma en la que vivía 10 años antes, de manera que no queda claro qué tasa de mortalidad se está midiendo verdaderamente. Esto es especialmente cierto

para las áreas urbanas, puesto que la migración en ellas es probablemente de importancia. La situación es mucho peor para la información acerca de la orfandad, ya que se usa un período de exposición entre 20 y 40 años, durante el cual es posible que los padres y los hijos se hayan trasladado. La información sobre viudez es mejor en este sentido, ya que se pueden obtener estimaciones útiles para tiempos de exposición promedios inferiores a 10 años, aunque es probable que el enviudar dé por resultado una migración. Debe concluirse, por lo tanto, que estas técnicas retrospectivas no resultan muy apropiadas para investigar la mortalidad diferencial espacial, sino, probablemente más apropiadas para investigar la mortalidad diferencial por categorías sociales. Sin embargo, el método de mortalidad de la niñez ha sido aplicado a la información urbana y rural separadamente. Además, tanto el método de hijos sobrevivientes como el método de orfandad de los hijos mayores sobrevivientes se aplicaron a la información de la región sur, ya que esta región parecía tener un patrón de mortalidad por edad muy poco frecuente, a juzgar por la información recogida por la EDENH. El análisis de viudez se aplicó también a la información de las áreas urbana y rural en forma separada.

Cuadro 11

RETRO-EDENH: TABLAS DE VIDA PARA HOMBRES Y MUJERES.

Edad $x$	Hombres				Mujeres			
	$l_x$	$n^q_x$	$n^L_x$	$n^m_x$	$l_x$	$n^q_x$	$n^L_x$	$n^m_x$
0	10,000	0,1401	9,089	0,1541	10,000	0,1230	9,176	0,1340
1	8,599	0,0760	32,959	0,0198	8,770	0,0683	33,762	0,0177
5	7,946	0,0190	39,353	0,0038	8,171	0,0171	40,505	0,0035
10	7,795	0,0143	38,695	0,0029	8,031	0,0130	30,895	0,0026
15	7,683	0,0240	37,955	0,0048	7,927	0,0218	39,203	0,0044
20	7,499	0,0324	36,888	0,0066	7,754	0,0296	38,198	0,0060
25	7,256	0,0333	35,675	0,0068	7,525	0,0305	37,053	0,0062
30	7,014	0,0347	34,463	0,0071	7,296	0,0319	35,898	0,0065
35	6,771	0,0389	33,195	0,0080	7,063	0,0360	34,680	0,0073
40	6,507	0,0461	31,785	0,0094	6,809	0,0427	33,318	0,0087
45	6,207	0,0578	30,140	0,0119	6,518	0,0539	31,710	0,0111
50	5,849	0,0764	28,128	0,0159	6,166	0,0718	29,725	0,0149
55	5,402	0,1019	25,635	0,0215	5,724	0,0966	27,238	0,0203
60	4,852	0,1458	22,490	0,0315	5,171	0,1396	24,050	0,0300
65	4,144	0,2027	18,620	0,0451	4,449	0,1963	20,063	0,0435
70	3,304	0,3011	14,033	0,0709	3,576	0,2955	15,238	0,0694
75	2,309	0,4203	9,120	0,1064	2,519	0,4174	9,968	0,1054
80	1,339	0,5505	4,853	0,1519	1,468	0,5510	5,318	0,1521
85	602	1,0000	2,565	0,2347	659	1,0000	2,693	0,2448
$\alpha$	- 0,153				- 0,219			
$\beta$	0,87				0,88			
$e_0$	48,6 años				50,8 años			
$e_{25}$	40,1 años				40,8 años			
$l_{(2)}$	8,250				8,450			

El análisis de los hijos sobrevivientes entre los hijos nacidos tenidos vivos indica una diferencia substancial entre la mortalidad de las áreas urbanas y rurales. La estimación ajustada de Brass de  $l_{(2)}$  resulta igual a 0,819 para las áreas rurales e igual a 0,873 para las áreas urbanas. Las estimaciones de Sullivan de  $l_{(2)}$  son casi exactamente



las mismas, 0,819 y 0,874, respectivamente. En el cuadro 12 se presentan las proporciones de hijos muertos, los factores de conversión y los resultados.

La aplicación del análisis de viudez resulta menos satisfactorio para estimar la mortalidad masculina adulta.

En el cuadro 13 se muestran las estimaciones de las proporciones de no viudas y las probabilidades de sobrevivencia. Se dan dos conjuntos de probabilidades de sobrevivencia puesto que, para las áreas urbanas, la ecuación de estimación más apropiada es:  $l_{(N+5)} / l_{(27.1/2)}$ , mientras que para las áreas rurales da mejores resultados la ecuación:  $l_{(N+5)} / l_{(22.1/2)}$ . Como puede observarse en el cuadro 13, no existe una diferencia importante entre las probabilidades de sobrevivencia urbana y rural. Considerando los comentarios hechos anteriormente acerca de lo adecuado de este método para examinar diferenciales, no se justifica hacer aquí un intento de ajustar una tabla modelo de vida de dos parámetros a las probabilidades de sobrevivencia, y a las estimaciones, muy diferentes que ya se han hecho, de la mortalidad de la niñez urbana y rural. La mejor solución a la que se puede recurrir es usar la estimación de  $\beta$  a nivel nacional, si se desea construir tablas de vida separadas. Sin embargo, aun para esto, existe realmente poca justificación.

Cuadro 12

RETRO-EDENH: MORTALIDAD DE LA NIÑEZ, SEGUN AREAS URBANAS Y RURALES

Grupos de edades de mujeres.	a	Proporción de hijos muertos	Análisis de Brass			Análisis de Sullivan	
			$K_a$	$q_a$	$l_a$	$q_a$	$l_a$
<b>I) Areas rurales</b>							
20 - 24	2	0,1765	1,001	0,1767	0,8233	0,1813	0,8187
25 - 29	3	0,2085	0,988	0,2060	0,7940	0,2018	0,7982
30 - 34	5	0,2165	0,997	0,2159	0,7841	0,2085	0,7915
$P_2/P_3 = 0,5056$							
<b>II) Areas urbanas</b>							
20 - 24	2	0,1219	1,010	0,1231	0,8769	0,1262	0,8738
25 - 29	3	0,1463	0,994	0,1454	0,8546	0,1424	0,8576
30 - 34	5	0,1531	1,002	0,1534	0,8466	0,1482	0,8518
$P_2/P_3 = 0,4908$							

La EDENH demostró que la gran región sur tenía casi la más alta mortalidad de la niñez de Honduras, pero la más alta esperanza de vida al nacer, a excepción de la de los centros urbanos. Esta sorprendente situación se produjo como resultado de tasas de mortalidad muy bajas registradas después de la niñez. Es posible comparar este resultado con la información obtenida por la RETRO-EDENH. La estimación ajustada de Brass para  $l_{(2)}$  es de 0,822 que está por debajo del promedio nacional. Las relaciones de sobrevivencia obtenidas a partir de la condición de orfandad de los hijos mayores sobrevivientes combinada con la estimación de la mortalidad de la niñez, conduce a una estimación de  $\beta$  de 0,71 —la mejor estimación— que es un valor extremadamente bajo. De esta manera, la alta mortalidad de la niñez y la baja mortalidad de adultos señalada por la EDENH queda confirmada por la información de la RETRO-EDENH, aunque la mortalidad indicada por ésta última es más alta que la de la EDENH, con una esperanza de vida al nacer de 52,6 años frente a 57,4 años que es la estimación hecha por la EDENH.

Cuadro 13

RETRO-EDENH: ESTIMACION DE LA MORTALIDAD ADULTA POR EL METODO DE VIUDEZ.  
SEGUN AREAS URBANA Y RURAL.

Grupos de edades de los encuestados	N	Urbana			Rural		
		Proporción de no viudas	$\frac{l_{(N+5)}}{l_{(22\ 1/2)}}$	$\frac{l_{(N+5)}}{l_{(27\ 1/2)}}$	Proporción de no viudas	$\frac{l_{(N+5)}}{l_{(22\ 1/2)}}$	$\frac{l_{(N+5)}}{l_{(27\ 1/2)}}$
15 - 19		0,9925			0,9912		
20 - 24	20	0,9784	0,978	1,021	0,9784	0,982	1,021
25 - 29	25	0,9547	0,951	0,977	0,9475	0,951	0,985
30 - 34	30	0,9420	0,941	0,952	0,9232	0,927	0,948
35 - 39	35	0,8534	0,853	0,920	0,8621	0,875	0,922
40 - 44	40	0,8802	0,878	0,862	0,8333	0,841	0,859
45 - 49	45	0,7949	0,806	0,848	0,7674	0,786	0,819
50 - 54	50	0,7194	0,731	0,759	0,7259	0,738	0,753
55 - 59	55	0,6509	0,663	0,682	0,7113	0,716	0,719

Edad media de solteras  
al matrimonio = 20,94  
Edad media de la población  
masculina al matrimonio = 24,14

Edad media de solteras  
al matrimonio = 19,53  
Edad media de la población  
masculina al matrimonio = 23,00

#### 4. Estructura y crecimiento de la población

Las tasas brutas de natalidad y de mortalidad para Honduras han sido estimadas a partir de la información recogida por la RETRO-EDENH. También se han obtenido tasas de fecundidad según edad y tablas de vida según sexo. Desafortunadamente, no se recogió información acerca del otro componente del crecimiento de la población, la migración. Las encuestas retrospectivas por muestreo, de tamaño reducido, no son realmente adecuadas para recoger información acerca de la migración, pero la pregunta sobre el lugar de nacimiento, sin embargo, puede resultar muy útil para efectuar tabulaciones cruzadas que permitan estudiar la migración. En este campo, dada esta situación, la RETRO-EDENH no puede competir con la EDENH.

La tasa intrínseca de crecimiento natural, la  $r$  de Lotka, se ha estimado a partir de las tasas de fecundidad y mortalidad femeninas obtenidas anteriormente resultando 3,5 por ciento anual. Es posible construir una población estable ajustando cada valor de  ${}_nL_x$  del cuadro 11 por la tasa de crecimiento de la población. Esto puede hacerse con suficiente exactitud dividiendo por el crecimiento que ha tenido lugar desde el nacimiento hasta la edad centra de cada grupo de edades. De esta manera, la proporción inferior a 1 se obtiene dividiendo  ${}_1L_0$  por  $e^{0,5r}$ , donde  $r$  es la tasa de crecimiento. La proporción del grupo de 15 a 19 años se obtiene dividiendo  ${}_5L_{15}$  por  $e^{17,5r}$ , y así sucesivamente. La distribución de la población en cada grupo de edades puede obtenerse dividiendo cada resultado por la suma de todos ellos. Esta distribución por edad de la población estable puede compararse con la población según edad observada. Una concordancia razonable de las dos distribuciones proporcionará una confirmación aproximada de las estimaciones de fecundidad y mortalidad. En el cuadro 14 se presenta la comparación para hombres y mujeres en conjunto. La distribución por edad de la población estable es una simplificación excesiva, ya que al emplearse una  $r$  constante y tasas de una tabla modelo de mortalidad, no puede esperarse una concordancia exacta.

En América Latina, la migración tiende a ser principalmente femenina, por lo que no se obtiene ninguna ventaja al estudiar la distribución por edad de la población femenina en vez de la de la población masculina. (De hecho, la EDENH muestra que la migración femenina es ligeramente superior a la masculina). Por lo tanto, deberán compararse las distribuciones de edad para ambos sexos en conjunto. Esto presenta la ventaja adicional de reducir las fluctuaciones aleatorias que resultan de usar números reducidos. La concordancia de los grupos de edades jóvenes es bastante grande, a excepción del grupo de menores de un año. Las proporciones de los menores de 15 años son extraordinariamente similares, con valores de 0,488 para la distribución observada, y de 0,487 para la distribución estable. Existe un déficit constante en la distribución de edades observada para los grupos de edades entre 20 y 34 años. Después se presenta una similitud marcada entre las edades de 35 y 44 años produciéndose, en adelante, un exceso constante en la distribución de edades observada, particularmente marcado en aquellos grupos de edades que contienen una edad terminada en cero. Como resultado, las proporciones por encima de 45 años no son muy similares, con valores de 0,126 y 0,106 para las distribuciones observada y estable respectivamente. El déficit manifiesto entre las edades de 20 y 34 años resulta un tanto extraño, pudiendo considerarse, como la explicación más obvia, la emigración neta que se produce a estas edades. Es posible que el equilibrio urbano-rural de la muestra de la RETRO-EDENH haya sido roto por la no inclusión de alrededor de 3 700 personas en el total de la muestra. Las áreas que se omitieron estaban cercanas al área urbana de San Pedro Sula, de manera que esta podría ser la explicación correcta. Podría explicarse el exceso en la distribución por edades observada sobre la distribución estable después de los 45 años, por la mortalidad mayor habida en el pasado, que combinaba una mortalidad adulta relativamente baja, con una muy alta de la niñez. Otra posibilidad es la exageración en la declaración de edades. Lo más importante, sin embargo, es que la concordancia entre la distribución, según edad, observada y estable, es extraordinariamente buena, lo que aumenta la confianza en los niveles generales de fecundidad y mortalidad a que se llegó.

Cuadro 14

RETRO-EDENH: COMPARACION ENTRE LA DISTRIBUCION  
POR EDADES OBSERVADA  
Y LA DE UNA POBLACION ESTABLE

Grupos de edades	Porcentaje	
	Estable	Observada
Menores de 1 año	4,60	4,15
1 - 4	15,38	14,70
5 - 9	15,72	16,42
10 - 14	12,99	13,58
15 - 19	10,70	10,60
20 - 24	8,74	8,08
25 - 29	7,11	6,32
30 - 34	5,77	4,97
35 - 39	4,68	4,85
40 - 44	3,76	3,74
45 - 49	3,00	3,24
50 - 54	2,36	2,63
55 - 59	1,81	2,06
60 - 64	1,34	1,66
65 - 69	0,93	1,13
70 - 74	0,59	0,94
75 y más	0,52	0,94
Porcentaje menores de 15 años	48,69	48,85
Porcentaje mayores de 45 años	10,55	12,60

Puede construirse una determinada distribución por edades estable, dándose una variedad de tasas y patrones de fecundidad y mortalidad, de manera que una concordancia perfecta entre las distribuciones por edad observada y estable no constituye una prueba de la confiabilidad de las tasas de mortalidad y fecundidad utilizadas en el cálculo de la distribución por edad de la población estable. La distribución por edades observada no contradice, ciertamente, las estimaciones de la RETRO-EDENH, aunque tampoco puede considerarse que las confirma.

### III. COMPARACION DE LOS RESULTADOS DE LA EDENH Y LA RETRO-EDENH

#### *Introducción*

La EDENH, de la cual la RETRO-EDENH fue una investigación especial, se desarrolló a lo largo de cuatro vueltas de visitas en las que se recogía información acerca de los cambios ocurridos durante los tres intervalos. Se recogió información de 35 000 individuos, lo que representó un total de 50 000 personas-año de exposición al cambio. Un poco más de la mitad del tiempo vivido se produjo entre las vueltas uno y tres, y un poco menos de la mitad, entre las vueltas tres y cuatro. El trabajo en terreno se efectuó cuidadosamente, se investigaba la razón de cualquier cambio ocurrido entre cada vuelta, hasta que se obtenía una explicación satisfactoria. También se computó con gran cuidado el período de exposición al riesgo. Las muertes dentro del primer año de vida se dividieron en cinco categorías de acuerdo con la edad, y se calculó el tiempo de exposición para cada categoría. Como un interesante sub-producto de la encuesta se calcularon factores de separación de las muertes para cada grupo. Los inmigrantes fueron ingresados a la encuesta a partir del momento del primer registro, es decir, desde el momento en que estuvieron expuestos al riesgo de cambio, mientras que en relación a los emigrantes se trató de establecer la fecha de partida, en la cual cesó la exposición al riesgo. Se ha calculado con gran detalle el tiempo vivido para cada grupo. Estas exposiciones son los denominadores de las tasas de fecundidad y mortalidad que se obtuvieron con la encuesta y que serán comparadas ahora con las obtenidas anteriormente por la RETRO-EDENH, las de fecundidad en la sección destinada al análisis de la fecundidad, las de mortalidad en la sección dedicada a la mortalidad y la tasa de crecimiento y estructura de la población en la sección que trata del crecimiento y estructura de la población. En el caso de que existan diferencias manifiestas, se procurará encontrar la explicación adecuada.

#### *Fecundidad*

Las tasas de fecundidad según edad, la tasa global de fecundidad, la tasa general de fecundidad y la tasa bruta de natalidad que se obtuvieron en la RETRO-EDENH se comparan en el cuadro 15 con las obtenidas por la EDENH. Los dos conjuntos de mediciones son muy similares. La tasa global de fecundidad de la EDENH es 7,49 mientras que la de la RETRO-EDENH es un poco menor, 7,43. La tasa bruta de natalidad de la RETRO-EDENH y la tasa general de fecundidad son, sin embargo, levemente más altas, 50,1 contra 49,2 y 231,6 contra 230,9, respectivamente. Estas diferencias se explican en gran medida por diferencias en la distribución por edades de la población y no por los patrones de fecundidad. Si las tasas de fecundidad de la EDENH según edad se aplican a la distribución por edades de la RETRO-EDENH, la tasa bruta de natalidad es de 50,2 por mil y la tasa general de fecundidad es de 232,0 por mil. Las tasas de fecundidad según edad de la RETRO-EDENH tienen tanto un patrón como una media de edades ligeramente más temprana.

Las tasas de fecundidad según edad son tan similares que no se hace necesario escoger una estimación mejor. Cualquiera de los conjuntos, o un promedio de los dos, puede ser usado sin que los resultados se vean muy afectados. Al escoger las mejores estimaciones de la tasa bruta de natalidad y de la tasa general de fecundidad, la distribución por edades que se use debe ser el factor más importante. Debe usarse la tasa bruta de natalidad de la

Cuadro 15

## COMPARACION DE LAS ESTIMACIONES DE FECUNDIDAD DE LA EDENH Y DE LA RETRO-EDENH

Grupos de edades de mujeres	EDENH <sup>a/</sup>		RETRO-EDENH	
	Tasa	Porcentaje de distribución	Tasa	Porcentaje de distribución
10 - 14	0,003	0,2	-	-
15 - 19	0,167	11,1	0,177	11,9
20 - 24	0,317	21,1	0,323	21,8
25 - 29	0,339	22,6	0,332	22,4
30 - 34	0,307	20,5	0,293	19,7
35 - 39	0,221	14,8	0,228	15,4
40 - 44	0,127	8,5	0,117	7,9
45 - 49	0,018	1,2	0,015	1,0
Media	29,31	-	29,13	-
Tasa global de fecundidad	7,49	-	7,43	-
Tasa general de fecundidad (por mil)	230,9	-	231,6	-
Tasa bruta de natalidad (por mil)	49,2	-	50,1	-

a/ Camisa, Zulma, *Fecundidad y Nupcialidad*, CELADE-Dirección General de Estadística y Censos, Honduras, EDENH, Fascículo III, mayo de 1975, cuadros 8 y 9.

Cuadro 16

## COMPARACION DE LA FECUNDIDAD URBANA Y RURAL DERIVADA DE LA EDENH Y DE LA RETRO-EDENH

Grupos de edades de mujeres	Tasas de fecundidad según edad			
	Urbana		Rural	
	EDENH <sup>a/</sup>	RETRO-EDENH	EDENH <sup>a/</sup>	RETRO-EDENH
10 - 14	0,004	-	0,003	-
15 - 19	0,110	0,125	0,198	0,204
20 - 24	0,249	0,269	0,353	0,351
25 - 29	0,254	0,244	0,380	0,376
30 - 34	0,215	0,235	0,354	0,324
35 - 39	0,146	0,184	0,260	0,247
40 - 44	0,064	0,060	0,163	0,148
45 - 49	0,013	0,006	0,021	0,022
Tasa global de fecundidad	5,27	5,62	8,65	8,37

a/ Camisa, Zulma, *Fecundidad y Nupcialidad*, CELADE, Dirección General de Estadística y Censos, Honduras, Fascículo III, mayo de 1975, cuadro 16.

RETRO-EDENH con su correspondiente distribución por edades y debe hacerse lo mismo con la EDENH. Es difícil comparar las distribuciones por edades de la RETRO-EDENH y la EDENH en forma directa a causa de la inclusión de las entradas y la exclusión de las salidas en las tabulaciones de la EDENH. Sin embargo, en la sección 4 se tratará de hacer algunas comparaciones. Las estimaciones de la fecundidad que se obtuvieron en Honduras pueden ser aceptadas con gran confianza a causa de la estrecha concordancia de los dos métodos de estimación. Desde un punto de vista metodológico, ambos métodos parecen igualmente adecuados para las condiciones existentes en Honduras, aunque la metodología de la EDENH proporciona una riqueza de información que la RETRO-EDENH no puede igualar.

En el cuadro 16 se presentan, separadamente, para la EDENH y la RETRO-EDENH, las estimaciones de fecundidad según áreas urbana y rural. La RETRO-EDENH confirma la existencia de una sustancial diferencia entre la fecundidad urbana y la rural, aunque la diferencia es algo más pequeña que la obtenida en la EDENH, principalmente a causa de las menores diferencias en las mujeres del grupo de edades de 30 a 39 años. El patrón de la fecundidad según edad para las mujeres de residencia urbana observado por la EDENH parece más plausible que el observado en la RETRO-EDENH, y no existen muchas posibilidades de escoger entre los patrones rurales, en general, las estimaciones de la EDENH inspiran más confianza, aunque es claro que las técnicas retrospectivas pueden indicar la existencia de diferenciales cuando alcanzan ese orden de magnitud. La migración diferencial es un problema de la información retrospectiva y no de las estimaciones de la EDENH.

### Mortalidad

En el cuadro 17 se comparan las tablas de vida para hombres y mujeres, derivadas de la EDENH y de la RETRO-EDENH. Para esta comparación se han seleccionado dos funciones de la tabla de vida: la de sobrevivientes a edades exactas  $l_x$  y las tasas de mortalidad según edad ( ${}_n m_x$ ). Se proporcionan también tres índices sintéticos: la esperanza de vida al nacer, a los 25 y a los 50 años.

Las estimaciones de la mortalidad derivadas de la RETRO-EDENH son generalmente más altas que las derivadas de la EDENH. Las esperanzas de vida al nacer para los hombres son de 48,6 años y 50,9 años respectivamente y para las mujeres son de 50,8 y 55,5.

Para los hombres, las tasas de mortalidad son bastante similares hasta los 15 años. (El patrón de mortalidad por edad de la RETRO-EDENH corresponde al sistema de tabla modelo de vida usado, el cual puede que no sea especialmente adecuado). Las tasas de la RETRO-EDENH son substancialmente más altas entre los 15 y los 40 años, en promedio cercano al 50 por ciento por encima de las tasas de la EDENH. A partir de los 40 y hasta los 70 años, las tasas de la RETRO-EDENH son algo superiores, del orden del 15 por ciento sobre las tasas de la EDENH. Por encima de los 70 años la diferencia se amplía algo, ya que las estimaciones de la RETRO-EDENH son de alrededor de un 20 a un 25 por ciento superiores a las de la EDENH.

Para las mujeres, las tasas de mortalidad de la RETRO-EDENH son similares a las de la EDENH para las edades comprendidas entre 1 y 15 años, pero hay una diferencia substancial para los menores de 1 año, donde la tasa de la RETRO-EDENH es un 35 por ciento más alta que la estimación de la EDENH. Esta diferencia en mortalidad entre los menores de 1 año explica una buena parte de la muy grande entre la esperanza de vida al nacer para hombres y mujeres que se obtuvo por la EDENH y la mucho menor estimada por la RETRO-EDENH. Entre las edades de 15 y 40 años, las tasas de mortalidad de la RETRO-EDENH son, de nuevo, substancialmente más altas que las de la EDENH, siendo la diferencia promedio del orden del 45 por ciento. Desde los 40 hasta los 70 años esta diferencia es del orden del 15 al 20 por ciento, y sobre los 70 años está entre el 25 y el 30 por ciento.

El cuadro general, entonces, es de una mejor concordancia entre las tasas masculinas, de diferencias particularmente grandes en las edades de los adultos jóvenes, y de niños menores de 1 año, y una diferencia bastante regular, que aumenta con la edad, por sobre los 40 años. Ahora se analizarán las posibles explicaciones para estas diferencias.

a) Es posible que el sistema de tabla modelo de vida de Brass, basado en el Estándar General, no representa bien el patrón de edades de la mortalidad en Honduras. Es un sistema de dos parámetros, por lo que no se puede esperar que contemple todas las peculiaridades de un caso particular. El sistema ha sido ajustado usando la medición de la mortalidad de la niñez,  $l_{(2)}$ , una medida de la inclinación de la función de mortalidad con la edad.

Cuadro 17

EDENH<sup>a/</sup> Y RETRO-EDENH: TABLAS DE VIDA PARA HOMBRES Y MUJERES

Edad <i>x</i>	Hombres				Mujeres			
	$l_x$		$n^m_x$		$l_x$		$n^m_x$	
	EDENH	RETRO-EDENH	EDENH	RETRO-EDENH	EDENH	RETRO-EDENH	EDENH	RETRO-EDENH
0	10,000	10,000	0,1554	0,1541	10,000	10,000	0,0990	0,1340
1	8,609	8,599	0,0211	0,0198	9,079	8,770	0,0173	0,0177
5	7,921	7,946	0,0049	0,0038	8,479	8,171	0,0047	0,0035
10	7,731	7,795	0,0023	0,0029	8,282	8,031	0,0022	0,0026
15	7,644	7,683	0,0029	0,0048	8,193	7,927	0,0028	0,0044
20	7,536	7,499	0,0038	0,0066	8,081	7,754	0,0035	0,0060
25	7,396	7,256	0,0047	0,0068	7,943	7,525	0,0043	0,0062
30	7,224	7,014	0,0054	0,0071	7,774	7,296	0,0050	0,0065
35	7,030	6,771	0,0063	0,0080	7,582	7,063	0,0059	0,0073
40	6,811	6,507	0,0081	0,0094	7,361	6,809	0,0073	0,0087
45	6,539	6,207	0,0108	0,0119	7,097	6,518	0,0096	0,0111
50	6,194	5,849	0,0146	0,0159	6,764	6,166	0,0128	0,0149
55	5,757	5,402	0,0202	0,0215	6,344	5,724	0,0175	0,0203
60	5,203	4,852	0,0280	0,0315	5,810	5,171	0,0250	0,0300
65	4,519	4,144	0,0403	0,0451	5,124	4,449	0,0370	0,0435
70	3,689	3,304	0,0571	0,0709	4,253	3,576	0,0530	0,0694
75	2,764	2,309	0,1163	0,1396	3,254	2,519	0,1152	0,1401
$e_0$	50,9	48,6			55,5	50,8		
$e_{25}$	42,5	40,1			43,7	40,8		
$e_{50}$	23,0	21,4			23,9	21,8		

a/ Ortega, Antonio y Rincón, Manuel, *Mortalidad*, CELADE, Dirección General de Estadística y Censos, Honduras, EDENH, Fascículo IV, agosto de 1975, Tablas 4.7 y 4.8.

Para las mujeres, la estimación de la inclinación se obtuvo de las probabilidades de sobrevivencia desde los 25 años hasta las edades entre 45 y 65 años. Para los hombres, la estimación de la inclinación se derivó de las probabilidades de sobrevivencia desde los 27 1/2 años hasta las edades entre 30 y 60 años. Las tasas de mortalidad de la EDENH muestran una mortalidad particularmente baja entre los 15 y 40 años, que son edades donde las técnicas de orfandad y viudez no son especialmente apropiadas, ya que miden un promedio de experiencia de mortalidad que abarca un rango más amplio de edades. Es muy posible, por lo tanto, que la baja mortalidad entre los 15 y los 40 años sea una característica propia en el caso de Honduras. La técnica de ajuste debería, de todas maneras, proporcionar un promedio aproximadamente correcto, de modo que la gran diferencia entre las tasas correspondientes a estas edades de la EDENH y la RETRO-EDENH debería compensarse más tarde con una diferencia menor de signo contrario. De esta manera, parte de la diferencia entre los 15 y los 40 años podría explicarse por el hecho de que el estándar que se usó no hubiese sido adecuado, pero subsiste una diferencia en el nivel general que no puede ser explicada por este medio.

b) Es posible que las técnicas de viudez y orfandad de los hijos mayores sobrevivientes sobrestimaran el nivel de la mortalidad adulta. Estas técnicas no han sido probadas y el método de orfandad de los nacimientos totales dio una estimación menor para la mortalidad adulta. Se sabe que una mortalidad decreciente conduce a una sobrestimación de la mortalidad adulta, lo que también puede ser importante. Por otra parte, la correlación entre el riesgo de mortalidad del encuestado y la condición de orfandad o viudez constituye un sesgo poderoso en



la otra dirección, como lo es la menor mortalidad entre la población casada que entre la soltera. Parece improbable que estos métodos produzcan sobrestimaciones de la mortalidad adulta para el total de la población, aunque no se han probado todas las posibles permutaciones y combinaciones de error. No se han verificado los métodos que se han aplicado sólo en Honduras, de manera que es imposible, desde luego, llegar a conclusiones firmes. La estrecha concordancia de los valores de  $\beta$  obtenidos para hombres y mujeres han sido presentados anteriormente como una validación de los resultados, pero esto podría ser solamente una circunstancia afortunada derivada de algún error, en particular en  $l_{(2)}$ , y del método sin refinar que se usa para considerar las diferencias entre hombres y mujeres en la mortalidad de la niñez.

c) Es difícil explicar la muy baja tasa de mortalidad infantil femenina derivada de la EDENH. Es posible que el procedimiento demasiado tosco que se usó en la RETRO-EDENH para obtener los valores de  $l_{(2)}$ , para hombres y mujeres, derivados de la mejor estimación para los dos sexos combinados, resulte extremadamente incorrecto. En este caso, la mortalidad infantil masculina debería variar también y no seguiría concordando con el resultado de la EDENH. Si los valores de la EDENH son correctos, tanto la estimación de  $l_{(2)}$  de la RETRO-EDENH como el método de subdivisión según sexo, deben estar equivocados. Las técnicas de Brass y Sullivan han sido ya ensayadas y probadas, y parecen operar bastante bien en el caso de Honduras, entregando estimaciones razonablemente coherentes con la edad. No es probable que la estimación general esté demasiado errada. Es poco plausible que exista una diferencia tan grande por sexo, de la mortalidad infantil, como la de 139 por mil para los hombres y 92 por mil para las mujeres, dada por la EDENH. Parece mucho más probable que en ella hayan sido omitidas las muertes infantiles femeninas. En realidad hay algo extraño acerca del registro de nacimientos femeninos y del registro de niñas menores de un año, tanto en la EDENH como en la RETRO-EDENH. Los nacimientos de mujeres registrados por la EDENH llegan a 1 169 frente a 1 351 nacimientos de hombres. Las muertes infantiles femeninas ascendieron a 106 frente a 176 muertes infantiles masculinas. La población femenina menor de un año, enumerada por la RETRO-EDENH, alcanza al 3,9 por ciento de la población femenina total, mientras que la población masculina menor de un año es de un 4,5 por ciento de la población masculina total. No todas las cifras que se incluyen son tan reducidas. La EDENH registró 2 520 nacimientos con una relación de masculinidad al nacer de 116 hombres por 100 mujeres, valor completamente inaceptable. La conclusión más probable es que la población infantil femenina haya sido sistemáticamente omitida y que las muertes de la misma población hayan sido aún más seriamente sub-informadas.

d) Es posible que la EDENH haya sub-registrado las muertes de adultos, especialmente las de las mujeres. Existen varias maneras en que tales omisiones pueden haber ocurrido. Si las personas vuelven a su lugar natal para morir, la EDENH los registrará como emigrantes en vez de muertos. Es probable que esto sea particularmente importante en áreas con una alta proporción de migrantes, habiendo la EDENH registrado una notable cantidad de migración, 14 700 inmigrantes y 17 000 emigrantes en una población cuyo promedio es de menos de 34 000 personas. Siempre es un problema la muerte de personas que viven solas, puesto que la información de los vecinos nunca es completamente satisfactoria. No está claro el por qué las muertes de mujeres, en particular, quedan sin registrar, aunque es verdad que la EDENH registró más migraciones de mujeres que de hombres.

Es posible comparar el patrón de edades de las muertes registradas con la distribución por edad observada. Brass (1974) ha derivado, recientemente, de las ecuaciones de la población estable, el siguiente resultado:

$$n_{(a)} = r p_{(a)} + d D_{(a)}$$

donde  $n_{(a)}$  es la proporción de la población con edad  $a$ ,  $p_{(a)}$  es la proporción de la población con edades mayores que  $a$ ,  $D_{(a)}$  es la proporción de muertes ocurridas a personas con edades mayores que  $a$ , y  $r$  y  $d$  son la tasa de crecimiento natural y la tasa bruta de mortalidad, respectivamente. Aunque esta relación es exacta sólo para una población estable, hay buenas razones para suponer que no se ve muy afectada por desviaciones del modelo estable, especialmente si éstas se deben a cambios en la mortalidad. Los valores de  $D_{(a)}$  no son afectados, por supuesto, por la forma más o menos completa en que se hace el registro de las muertes, en tanto la proporción de muertes registradas sea la misma en todas las edades. La ecuación puede desarrollarse de otra manera,

$$\frac{n_{(a)}}{p_{(a)}} = r + f \frac{d_{(a)}}{p_{(a)}}$$

la que resulta clarificadora para los propósitos de este análisis. Donde  $n_{(a)}$  es la densidad anual de personas a la edad  $a$ ,  $P_{(a)}$  y  $d_{(a)}$  son, respectivamente, el tiempo de exposición al riesgo de muerte y el número de muertes, con edades superiores a  $a$ ;  $r$  es la tasa de crecimiento natural, y  $f$  es la relación por cociente, entre el número verdadero y el número registrado de muertes. Es por lo tanto, una medida directa de subregistro.

El método ha sido aplicado principalmente a estadísticas provenientes de registros combinados con distribuciones por edades, proporcionadas por censos, pero no hay ninguna razón (excepto por lo pequeño de las cantidades) para que no sea aplicado a encuestas de entrevistas repetidas. Los valores de  $n_{(a)}$  y  $P_{(a)}$  se derivan de la información sobre el tiempo de exposición al riesgo. La técnica se aplicó a las muertes de hombres y mujeres observadas por la EDENH. En el cuadro 18 se presentan los valores de  $d_{(a)}$ ,  $n_{(a)}$ ,  $P_{(a)}$ ,  $d_{(a)} / P_{(a)}$  y  $n_{(a)} / P_{(a)}$  para los hombres y en el cuadro 19 para las mujeres. En ambos casos,  $n_{(a)}$  se ha derivado como el promedio anual de exposición al riesgo en los dos grupos de edades a ambos lados de  $a$ .

Si se efectúa una representación gráfica de  $n_{(a)} / P_{(a)}$  frente a  $d_{(a)} / P_{(a)}$ , se obtendrá como resultado una línea recta, de intersección  $r$  e inclinación  $f$  (véase en los gráficos 1 y 2). Los cinco primeros puntos se encuentran muy cercanos y dispuestos en forma un tanto irregular, pero de ahí en adelante, los puntos sobre los 30 años parecen estar aproximadamente en una línea recta. Sin embargo, no resulta fácil trazar esta línea recta con algún grado de confiabilidad, a causa de la variabilidad de los puntos con la edad. Lo que se ha hecho es trazar líneas, mínima y máxima razonables y suponer que el registro se encuentra completo en algún punto entre estos límites. Para los hombres, la línea mínima tiene una pendiente de 1,07 y una intersección en 0,035, lo que sugiere un 7 por ciento de omisiones de muertes y una tasa de crecimiento del 3,5 por ciento al año. La línea máxima tiene una pendiente de 1,26 y una intersección en 0,030. Para las mujeres, la línea mínima tiene una pendiente de 1,22 y una intersección en 0,032, mientras que la línea máxima tiene una inclinación de 1,36 y una intersección en 0,029. De hacerse notar que la intersección (que da la estimación de la tasa de crecimiento de la población) se ve más seriamente afectada por las variaciones de la mortalidad en el pasado que la inclinación (que proporciona la estimación de la proporción de muertes omitidas).

Cuadro 18

EDENH: APLICACION DEL METODO DE DISTRIBUCION DE LAS MUERTES DE BRASS  
(Hombres)

Edad $a$	Muertes por sobre la edad $a$ $d_{(a)}$	Exposición al riesgo a la edad $a$ $n_{(a)}$	Exposición al riesgo por sobre la edad $a$ $P_{(a)}$	$\frac{d_{(a)}}{P_{(a)}}$	$\frac{n_{(a)}}{P_{(a)}}$
5	143	912	20,607	0,0069	0,0443
10	124	793	16,221	0,0076	0,0489
15	115	626	12,680	0,0091	0,0494
20	110	462	9,958	0,0110	0,0464
25	105	347	8,057	0,0130	0,0431
30	94	275	6,484	0,0145	0,0424
35	90	238	5,312	0,0169	0,0448
40	82	218	4,105	0,0200	0,0531
45	77	177	3,135	0,0246	0,0565
50	72	145	2,337	0,0308	0,0620
55	63	119	1,684	0,0374	0,0707
60	50	98	1,150	0,0435	0,0852
65	38	71	7,00	0,0543	0,1014
70	34	50	4,35	0,0782	0,1149
75	25	44	2,06	0,1214	0,2136

Cuadro 19

EDENH: APLICACION DEL METODO DE DISTRIBUCION DE LAS MUERTES DE BRASS  
(Mujeres)

Edad	Muertes por sobre la edad $a$	Exposición al riesgo a la edad $a$	Exposición al riesgo por sobre la edad $a$	$\frac{d_{(a)}}{P_{(a)}}$	$\frac{n_{(a)}}{P_{(a)}}$
$a$	$d_{(a)}$	$n_{(a)}$	$P_{(a)}$		
5	145	896	21,091	0,0069	0,0425
10	128	763	16,893	0,0076	0,0452
15	116	608	13,456	0,0086	0,0452
20	108	471	10,809	0,0100	0,0436
25	102	373	8,746	0,0117	0,0426
30	95	302	7,080	0,0134	0,0427
35	88	266	5,722	0,0154	0,0465
40	80	233	4,425	0,0181	0,0527
45	76	188	3,391	0,0224	0,0554
50	67	156	2,544	0,0263	0,0613
55	55	128	1,827	0,0301	0,0701
60	50	102	1,268	0,0394	0,0804
65	39	77	808	0,0483	0,0953
70	28	55	501	0,0559	0,1098
75	16	50	259	0,0618	0,1931

Resulta interesante el patrón de los puntos en los gráficos 1 y 2. Los primeros puntos no muestran en modo alguno una tendencia clara, tomando la forma de una S horizontal para ambos sexos. El patrón de una línea recta de inclinación ascendente sólo se establece para las muertes a partir de los 35 a 40 años en adelante. La incoherencia de los primeros puntos se explica probablemente por variaciones aleatorias en un número muy limitado de muertes y por peculiaridades de la distribución por edad, pero no existe una tendencia general que sugiera un sub-registro coherente de muertes en estas edades. Las líneas rectas han sido ajustadas en la práctica a los puntos entre 35 y 70 años. La tendencia de los últimos puntos (75 años para los hombres, y 70 y 75 para las mujeres) a quedar por sobre las líneas puede ser el resultado de una información de menor calidad acerca de las muertes en estas edades.

El método de distribución de la mortalidad sugiere un mínimo de 7 por ciento de sub-registro para las muertes de hombres y un 22 por ciento para las mujeres, produciéndose un sub-registro algo más grave en las edades de 70 y 75 años. Si estos factores de corrección se aplican directamente al total de las muertes registradas, la tasa bruta de mortalidad para los varones se estima en 17,0 por mil y para las mujeres, en 15,2 por mil. Esto puede compararse con las tasas estimadas por la RETRO-EDENH: 18,0 por mil para los varones y 16,8 por mil para las mujeres. Las diferencias mayores que el promedio entre las tasas de mortalidad según edad, estimadas por la EDENH y la RETRO-EDENH para personas sobre los 70 años, se resuelven, en cierta medida a favor de la segunda, ya que la cobertura de la primera para estas edades es particularmente poco confiable.

e) Las técnicas retrospectivas están basadas en hechos que han sucedido en el pasado. Si la mortalidad está declinando, estas técnicas tenderán a sobrestimar los niveles de mortalidad actual y del método usado dependerá la medida en que esto se produzca.

El procedimiento basado en la mortalidad de la niñez es quizás una mejor medida de la mortalidad para un período de dos o tres años antes de la encuesta. Las técnicas de orfandad dan una estimación para un período de 10 años antes, y el método de condición de viudez una estimación que se puede ubicar entre los dos períodos anteriores. Es probable que la mortalidad haya declinado algo en los últimos 30 años en Honduras, pero no parece probable que esté declinando en forma especialmente rápida, ya que el nivel es todavía alto, cualquiera que sea la

Gráfico 1

EDENH: APLICACION DEL METODO DE DISTRIBUCION DE LAS MUERTES DE BRASS  
(Hombres)

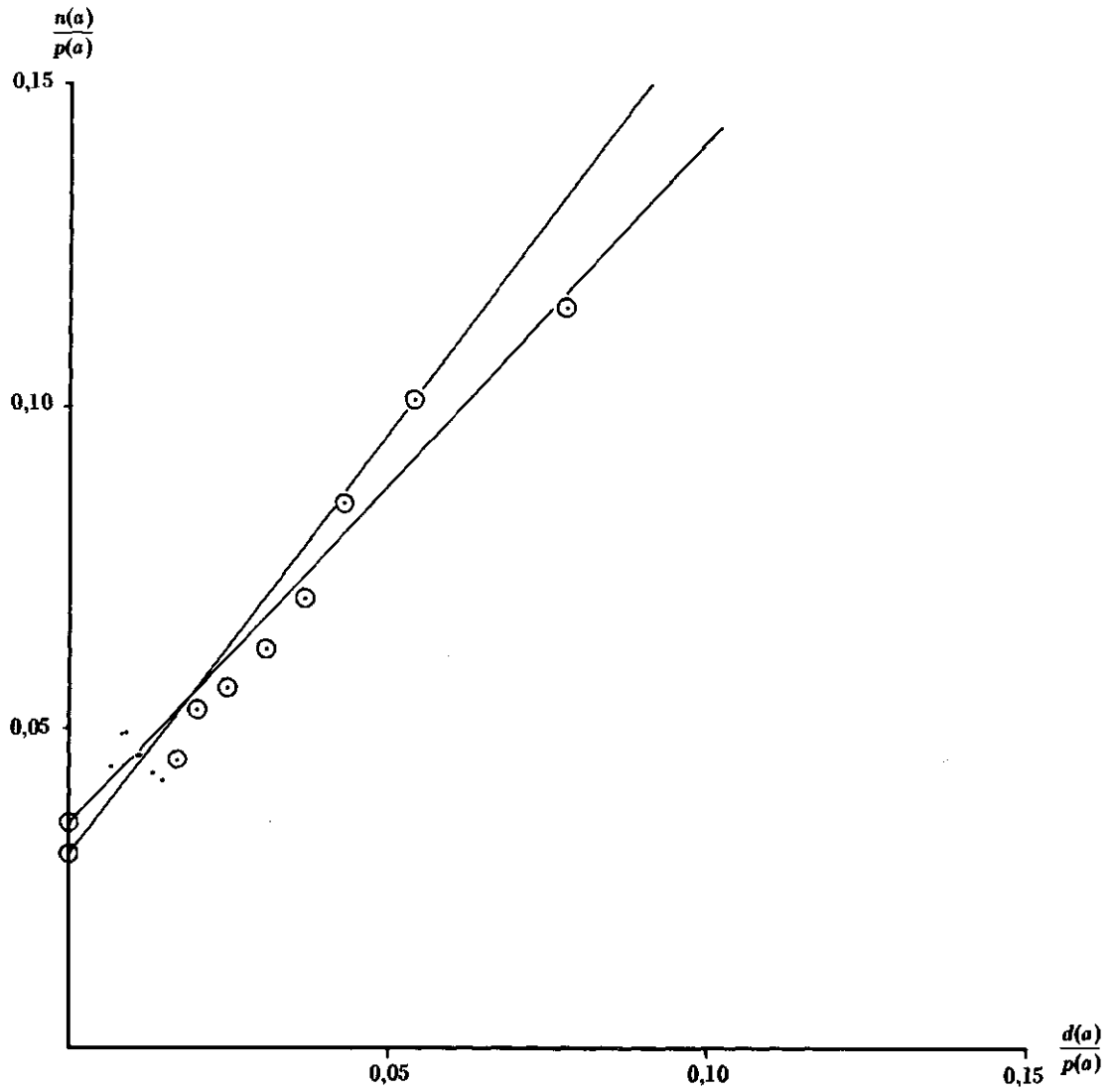
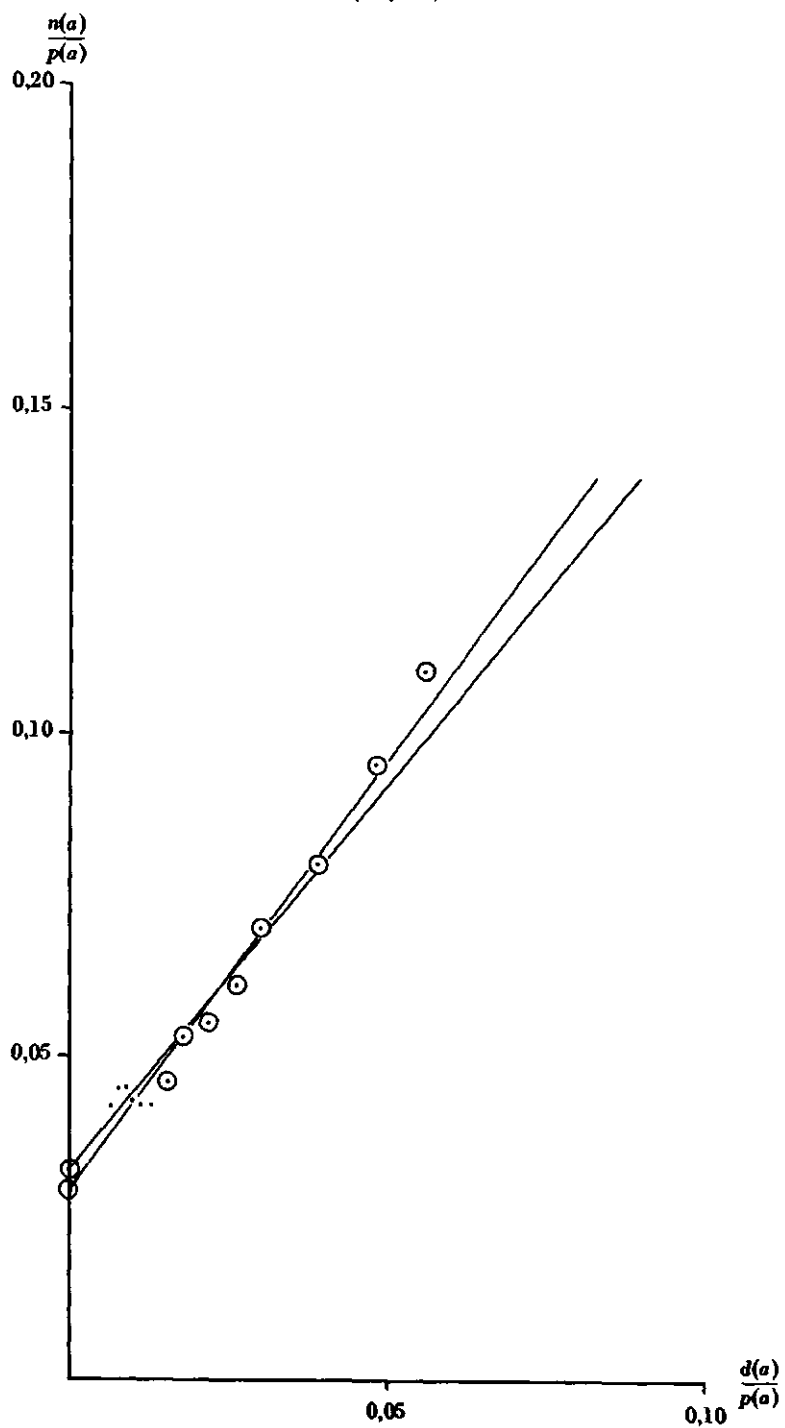


Gráfico 2

EDENH: APLICACION DEL METODO DE DISTRIBUCION  
DE LAS MUERTES DE BRASS  
(Mujeres)



medida que se use. Si, en consecuencia, las técnicas retrospectivas se encuentran libres de sesgo, se podrán esperar estimaciones ligeramente más altas de la mortalidad que las obtenidas sobre una encuesta de muertes actuales.

Parece probable, en conclusión, que cierto número de muertes ha sido omitido por la EDENH, particularmente las de niñas pequeñas, las de mujeres adultas y las de ambos sexos sobre los 70 años. También parece probable que la Tabla General de Vida Estándar de Brass no sea muy apropiada para ser usada en Honduras, ya que atribuye una mortalidad excesiva a la madurez temprana y, además, puede ser que el patrón de mortalidad para edades por debajo de los diez años tampoco sea el adecuado. El procedimiento más seguro para obtener una estimación de las tasas brutas de mortalidad para Honduras es probablemente establecer alguna intermedia a las tasas dadas más arriba. La mejor estimación para la tasa bruta de mortalidad sería tal vez de 17,5 por mil para los hombres, 16,2 por mil para las mujeres y 16,8 por mil para el total de la población. Para las tasas de mortalidad según edad, el mejor procedimiento sería construir una tabla de vida estándar adecuada y usarla en la aplicación de las técnicas retrospectivas.

Sin embargo, esto está fuera de los objetivos del presente estudio. Debe hacerse notar también que la estructura de edades distinta de la RETRO-EDENH hace aumentar artificialmente la tasa bruta de mortalidad. Si las tasas de mortalidad de la EDENH se aplican a la distribución por edades de la RETRO-EDENH, la tasa bruta de mortalidad masculina aumenta de 15,9 a 16,3 por mil y la tasa bruta de mortalidad femenina aumenta de 12,5 a 12,8 por mil.

Ya se ha señalado que las técnicas retrospectivas para estimar la mortalidad adulta no son muy adecuadas para deducir diferencias de mortalidad según distribución espacial de la población. Al aplicarse anteriormente para estimar la mortalidad urbana y rural, presentaron poca diferencia. EDENH, por otra parte, presenta una mortalidad urbana sustancialmente más baja que la rural en la edad adulta (véase el cuadro 20 del Fascículo IV, Mortalidad). Para la mortalidad de la niñez, la técnica de Brass produjo una sustancial diferencia entre las tasas urbana y rural, sugiriendo una tasa de mortalidad infantil de 99 por mil para las áreas urbanas y 143 por mil para las rurales. Las estimaciones respectivas de la EDENH son de 86 y 127, lo que significa una diferencia casi del mismo orden. La metodología de EDENH es más apropiada que la de la RETRO-EDENH para estudiar la dirección de las diferencias, aunque, por las razones expuestas más arriba merece reservas en cuanto a la estimación del nivel general de mortalidad.

### *Crecimiento y estructura de la población*

La estimación de la EDENH para la tasa de crecimiento de la población, obtenida como la diferencia entre la tasa bruta de natalidad y la de mortalidad, es del 3,5 por ciento anual (tasa bruta de natalidad, 49,2 por mil; tasa bruta de mortalidad, 14,2 por mil). La estimación obtenida por la RETRO-EDENH es del 3,3 por ciento anual (tasa bruta de natalidad, 50,1 por mil; tasa bruta de mortalidad, 17,4 por mil). La diferencia no es realmente muy grande, y la proximidad de las estimaciones se consideraría, normalmente, como muy satisfactoria. Sólo gracias a la riqueza de información proporcionada por la EDENH y la RETRO-EDENH ha sido posible tener una actitud más crítica con las diferencias encontradas.

Las distribuciones por edades de la EDENH y la RETRO-EDENH son apenas ligeramente diferentes, probablemente a causa de la omisión de 3 700 personas en la RETRO-EDENH. La distribución por edades de la población de la RETRO-EDENH y de las personas presentes en la cuarta vuelta de la encuesta de la EDENH se comparan en el cuadro 20 según grandes grupos de edades. La distribución por edades de la EDENH presenta, desafortunadamente, un sesgo para las edades inferiores a un año, a causa de la inclusión de nacimientos, de manera que las distribuciones por edades se comparan sólo a partir de la edad 1. Sobre un año, las distribuciones por edades son, en la práctica, exactamente las mismas, al menos para estos grandes grupos de edades. Parece muy poco probable la posibilidad de una diferencia sistemática de cobertura entre las dos. Sin embargo, existe cierta evidencia de una diferencia por debajo de la edad 1. La relación de masculinidad para los menores de un año es de 0,979 en la EDENH, pero de 1,125 en la RETRO-EDENH. Tan enorme diferencia en la relación de masculinidad es sorprendente, aunque las cifras no son estrictamente comparables.

Cuadro 20

EDENH Y RETRO-EDENH: COMPARACION DE LAS DISTRIBUCIONES POR EDADES.  
HOMBRES Y MUJERES

Grupos de edades	Números en cada grupo de edades		Proporciones en cada grupo de edades	
	EDENH	RETRO-EDENH	EDENH	RETRO-EDENH
<b>a) Hombres</b>				
1 - 14	7,382	6,794	0,479	0,480
15 - 29	3,965	3,639	0,258	0,257
30 - 44	2,115	1,935	0,137	0,137
45 +	1,935	1,772	0,126	0,125
<b>b) Mujeres</b>				
1 - 14	7,227	6,611	0,456	0,453
15 - 29	4,180	3,857	0,264	0,264
30 - 44	2,319	2,132	0,146	0,146
45 +	2,126	2,006	0,134	0,137





## IV. CONCLUSIONES

### 1. *Introducción*

En el Capítulo II se presentó un completo análisis de la información recogida por la RETRO-EDENH, y en el Capítulo III se compararon los resultados obtenidos con los de la EDENH. Dado lo detallado de la información, es posible establecer algunas conclusiones generales acerca de los méritos relativos de ambos tipos de encuestas. Es importante, sin embargo, señalar algunos puntos en relación a la forma en que se desarrollaron las dos encuestas. Primero, debe recordarse que la RETRO-EDENH se incluyó en la cuarta vuelta de la EDENH. A estas alturas, los entrevistadores tenían ya una gran experiencia en hacer preguntas y obtener las respuestas. Además, la población entrevistada estaba ya acostumbrada a las entrevistas y, después de cuatro vueltas, debe haber estado más consciente que antes de las variables demográficas. La información sobre la edad bien podría haber mejorado, lo mismo que la fecha de los nacimientos más recientes. La indudable calidad de la información de la RETRO-EDENH, bien puede ser, por lo menos en parte, una consecuencia de las anteriores vueltas de la EDENH. El número de personas que trabajó en terreno fue muy pequeño: cuatro supervisores y ocho entrevistadores, de manera que fue posible ejercer un control estricto del trabajo en terreno, a expensas de la rapidez (la cuarta vuelta duró, en total, cuatro meses para cubrir una muestra de 34 000 personas). El costo aproximado para toda la investigación fue de US\$ 150 000 (Macció, Guillermo A., Informe General, CELADE, Dirección General de Estadísticas y Censos de Honduras, (EDENH), Fascículo I, enero de 1975) y aunque es imposible separar lo que corresponde a RETRO-EDENH, no hay duda de que es una parte muy pequeña del total. La RETRO-EDENH es un tipo de encuesta que puede producir resultados muy rápidamente, mientras que la EDENH se extendió por un período de casi dos años. Este tipo de razones hace que no sea muy simple comparar los resultados de ambas encuestas. Deben considerarse también muchos otros factores.

### 2. *Comparación entre las metodologías de la EDENH y la RETRO-EDENH*

Las estimaciones de la fecundidad que se obtuvieron de ambas encuestas no son significativamente diferentes, y cualquiera de los resultados puede considerarse como una estimación adecuada de la fecundidad en Honduras. Sin embargo, existe una cantidad mucho mayor de información disponible de la EDENH que de la RETRO-EDENH. Por ejemplo, de la EDENH se ha obtenido la estimación de fecundidad según estado civil, según categorías sociales por región, y según residencia urbana y rural, además de refinamientos tales como la estimación de la incidencia de mellizos, o la de más de un nacimiento por año. Probablemente, es preferible la información sobre diferenciales de la EDENH que de la RETRO-EDENH, pues la primera cubre un número mayor de nacimientos, es decir, los ocurridos durante el período de 22 meses que duró la encuesta en contraposición a los ocurridos en el último año, que son los considerados por la RETRO-EDENH. Por lo tanto, para estimar la fecundidad, los fines deben determinar los medios. Si se desea información detallada y si no hay problemas de tiempo o financiamiento, es preferible el procedimiento de la EDENH. Si, por el contrario, se desea una estimación general del nivel de fecundidad en forma rápida y de bajo costo, es preferible hacer uso de la RETRO-EDENH.

La situación no presenta contornos tan definidos para la estimación de la mortalidad, ya que existen buenas razones para suponer, basándose en técnicas independientes a las de la RETRO-EDENH, que la EDENH ha omitido cierta cantidad de muertes. Parece más satisfactoria la estimación del nivel general de mortalidad obtenida por la RETRO-EDENH, aunque el patrón exacto de mortalidad por edades, derivado de un sistema de tablas modelo de vida, sólo puede considerarse como una aproximación rudimentaria a la realidad. Nuevamente es la metodología de la EDENH la que produce una cantidad mucho mayor de información. Probablemente, resulte más adecuada que la de la RETRO-EDENH para estudiar las diferencias relativas, al menos después de la niñez, puesto que la exposición al riesgo es mucho más reciente y los hechos ocurren en el lugar en que se observan. Sin embargo, permanece la duda acerca del nivel absoluto de la mortalidad estimado por la EDENH. Las diferencias en mortalidad según sexo parecen haber sido exageradas por la EDENH como resultado de omisiones mayores en las muertes femeninas que en las masculinas. Al decir que las diferencias relativas pueden ser estudiadas con la información derivada de la EDENH, se supone que las omisiones de muertes son iguales para las áreas urbana y rural, e iguales para distintas categorías sociales. Por lo menos, para todas estas diferenciales puede obtenerse alguna información, mientras que con las encuestas del tipo RETRO-EDENH sólo puede estudiarse la mortalidad diferencial de la niñez y quizá la mortalidad de adultos según categorías sociales. De la EDENH puede obtenerse información muy detallada acerca del patrón de edades de la mortalidad, aunque no puede darse por sentado que las omisiones de muertes sean independientes de la edad, por lo que no debe confiarse demasiado en los patrones que se obtengan. Puede ser razonable suponer que las omisiones serán más o menos constantes entre los cinco y los cincuenta años, permitiendo extraer algunas conclusiones acerca del patrón de edades de la mortalidad entre estas dos edades. En este caso, por ejemplo, la conclusión es que las tasas de mortalidad de la Tabla General Estándar de Vida de Brass son demasiado altas entre los 15 y los 35 años para la situación en Honduras. Por lo tanto, si se requiere información acerca del patrón de edades de la mortalidad y acerca de las diferencias de la mortalidad según distribución espacial de la población, se justifica el uso de la metodología de la EDENH, aunque debiera incluirse una comprobación retrospectiva del nivel general de la mortalidad. La encuesta del tipo RETRO-EDENH es mucho más adecuada si se requiere sólo una estimación del nivel general de mortalidad y una estimación aproximada de su patrón general de edades.

La RETRO-EDENH no incluyó ninguna pregunta acerca de migraciones por lo que no puede hacerse ninguna comparación con la EDENH acerca de su eficacia para medir las migraciones. Es lamentable que no se haya recogido información acerca de las migraciones, ya que las encuestas retrospectivas pueden dar alguna indicación de la magnitud y dirección de la migración, y la información del lugar de nacimiento es una variable muy útil para efectuar tabulaciones cruzadas. Una sola pregunta (como por ejemplo, ¿dónde vivía usted hace un año (cinco años)?) limitando las respuestas sólo a los distritos mayores del país, podría operar perfectamente bien en América Latina donde la información acerca de la fecha de los acontecimientos parece ser bastante exacta. Sin embargo, no queda ninguna duda de que una encuesta del tipo EDENH proporcionará una cantidad de información mucho mayor acerca de la dirección y nivel de las corrientes migratorias. Una razón que se tuvo para no incluir preguntas sobre migración fue que la muestra no se diseñó teniendo en vista este objetivo.

Puede concluirse, por lo tanto, que las encuestas retrospectivas como la RETRO-EDENH se organizan fácil y rápidamente, resultan de bajo costo y dan buenas estimaciones de la fecundidad y la mortalidad a nivel nacional. Pueden también entregar alguna información acerca de las migraciones. Las encuestas de entrevistas repetidas como la EDENH son más difíciles y lentas de organizar, son más caras y aunque proporcionan una gran cantidad de información acerca de la mortalidad, la fecundidad y la migración, no resultan completamente satisfactorias para la estimación de los niveles de mortalidad.

El tipo de encuesta que se adopte depende de los objetivos, en términos de información, y de las circunstancias, en términos de financiamiento, personal entrenado y capacidad de organización.

### *3. Comentarios sobre el cuestionario y el programa de tabulación de la RETRO-EDENH*

En la RETRO-EDENH se incluyeron dos ideas completamente nuevas para la estimación de la mortalidad adulta. Una distingue la información de la condición de orfandad de los hijos mayores sobrevivientes, y la otra recoge información acerca de la condición de viudez del primer marido. Sobre la base de la muy limitada evidencia disponible, se puede afirmar que ambas técnicas han operado bastante bien. Parece aconsejable, ciertamente.

mantener la pregunta acerca de la viudez para ambos sexos y no solamente para las mujeres. No está claro si debe mantenerse la pregunta sobre orfandad (nuevamente para ambos sexos) del hijo mayor sobreviviente, o debe reemplazarse por una pregunta acerca de la orfandad del primer hijo. Se necesitan más aplicaciones de estas técnicas antes de extraer algunas conclusiones más firmes. Finalmente, sólo una de las cuatro técnicas de mortalidad, es decir, orfandad, orfandad del hijo mayor sobreviviente, orfandad del primer hijo y viudez, debería incluirse para cada sexo en el cuestionario modelo retrospectivo. Sin embargo, se requiere mucha más información para poder determinar cuál de ellas es la mejor, antes que pueda seleccionarse una en particular. En este sentido aún se está en las etapas experimentales.

La pregunta acerca de si el último hijo está aún vivo proporciona una estimación más baja de la mortalidad infantil que el análisis de los hijos tenidos nacidos vivos y sobrevivientes. Es verdad que la estimación de la mortalidad es actualizada, pero la diferencia parece demasiado grande para que pueda ser explicada en términos de una mortalidad decreciente. La estimación a la que se llega es menor que el promedio de la tasa de mortalidad infantil obtenida por la EDENH. Parece claro que las muertes de niños pequeños aparecen sub-registradas por medio de esta pregunta, debido, probablemente, a que el recuerdo de la muerte es demasiado reciente. Esta pregunta adicional no se justifica a la luz de los resultados.

En la RETRO-EDENH las preguntas sobre fecundidad son estándares, obteniéndose de cada mujer cuántos hijos nacidos vivos ha tenido, cuántos de los hijos tenidos están vivos a la fecha de su último nacimiento. Es preferible registrar la fecha del último nacimiento en vez de registrar si la mujer ha tenido un nacimiento en el último año, puesto que obliga a responder a las mujeres que han sido alguna vez fértiles y elimina la confusión acerca de lo que se entiende por un año. A veces se ha considerado preferible dividir en dos partes la pregunta acerca del número de hijos sobrevivientes: a) Hijos que aún viven con su madre, y b) hijos que viven en otra parte. Sin embargo, la información acerca del total de niños nacidos es tan buena en Honduras que este refinamiento es obviamente innecesario. También, por supuesto, estas preguntas sobre fecundidad proporcionan estimaciones de la mortalidad de la niñez.

Las preguntas sobre migración constituyen la única omisión seria en el cuestionario de la RETRO-EDENH. Esta información fue recogida, por supuesto, por la EDENH, de manera que no había necesidad de que la RETRO-EDENH también la recogiera. Sin embargo, hubiera sido útil recogerla ya que habría permitido experimentar con métodos de recolección de información sobre migraciones, que habrían resultado convenientes para efectuar tabulaciones cruzadas con el lugar de nacimiento.

Con la información de la RETRO-EDENH se efectuó una gran cantidad de tabulaciones cruzadas. Toda la información que se analiza en este fascículo se reproduce en el Anexo 5.

#### 4. Conclusión

Es obvio que tanto la EDENH como la RETRO-EDENH fueron muy bien dirigidas y que la información recogida es de alta calidad. El mérito recae sobre los responsables de diseñar, planificar y organizar las encuestas y en los supervisores y encuestadores por el concienzudo trabajo realizado. Los resultados de las encuestas, teniendo su origen en dos fuentes diferentes, son muy similares por lo que deberían considerarse como tranquilizadores, aunque, mientras más alta es la calidad de la información, más fácil resulta ser puntilloso acerca de detalles sin mayor importancia.



## REFERENCIAS BIBLIOGRAFICAS

- Barrett, J.C. y Brass, W., "Systematic and Chance Component in Fertility Measurement", en *Population Studies*, Vol. 28, Nº 3, Londres, noviembre, 1974.
- Brass, W., "The Distribution of Births in Human Populations", en *Population Studies*, Vol. 12, Parte 1, 1958.
- Brass, W., "Uses of Census and Survey Data for the Estimation of Vital Rates", en *African Seminar on Vital Statistics*, Naciones Unidas, Comisión Económica para Africa, Addis Abeba, 1964.
- Brass, W., "On the Scale of Mortality", en *Biological Aspects of Demography*. Editado por W. Brass, Taylor y Francis, Londres, 1971.
- Brass, W., "The Estimation of Fertility and Mortality from Defective Vital Registration Records", Naciones Unidas, Oficina de Asuntos Económicos y Sociales, Beirut, 1974.
- Brass, W., et. al., *The Demography of Tropical Africa*, Princeton University Press, New Jersey, 1968.
- Brass, W., "Mortality Estimation by Indirect Means", en *Population Bulletin* Nº 4, Naciones Unidas, Oficina de Asuntos Económicos y Sociales, Beirut, 1973.
- Brass, W. y Hill, K., "Estimating Adult Mortality from Orphanhood", en *Proceedings of the International Population Conference*, Unión para el Estudio Científico de la Población, Lieja, 1973.
- Carrier, N. y Hobcraft, J., *Demographic Estimation for Developing Societies*, Population Investigation Committee, School of Economics, Londres, 1971.
- Coale, A.J. y Demeny, P., *Regional Model Life Tables and Stable Populations*, Princeton University Press, New Jersey, 1966.
- Coale, A.J., "Age Patterns of Marriage", en *Population Studies*, Vol. 25, Parte 2, 1972.
- Coale, A.J. y McNeil, D.R., "The Distribution by Age of the Frequency of First Marriage in a Female Cohort", en *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 62, 1972.
- Hajnal, J., "Age at Marriage and Proportions Marrying", en *Population Studies*, Vol. 7, Nº 2, 1953.
- Henry, L., "Measure Indirecte de la Mortalité des Adultes", en *Population*, año XV, Nº 3, 1960.
- Kraus, A.S. y Lilienfeld, A.M., "Some Epidemiologic Aspects of the High Mortality Rate in the Young Widowed Group", en *Journal of Chronic Diseases*, Vol. 10, 1959.
- Lotka, A.J., "Orphanhood in relation to Demographic Factors; a Study in Population Analysis", en *Metron*, Nº 9, 1931.
- Novitski, E. y Kimball, A.W., "Birth Order, Parental Ages, and Sex Ratio", en *American Journal of Human Genetics*, Vol. 10, Nº 3, 1958.
- Registrar General of Ireland, *General Report on the Census of Ireland, 1911*, Her Majesty's Stationery Office, Londres, 1913.
- Sullivan, J.M., "Models for the Estimation of the Probabilities of Dying between Birth and Exact Ages of Early Childhood", en *Population Studies*, Vol. 26, Parte 1, 1972.
- Tuan, Chi-Hsien, "Reproductive Histories of Chinese Women in Rural Taiwan", en *Population Studies*, Vol. 12, Parte 1, 1958.
- Naciones Unidas, "Age and Sex Patterns of Mortality", en *Model Life Tables for Underdeveloped Countries*, Nueva York, 1955.

Substrato

Segmento

PREGUNTAS	PRIMERA PERSONA	01	SEGUNDA PERSONA
<b>A CARACTER</b>			
<b>NOMBRE Y APELLIDO</b> ¿Cuál es el nombre y apellido de cada una de las personas del hogar que viven habitualmente en este local?	1		
<b>PARENTESCO O RELACION</b> ¿Qué parentesco o relación tiene con el JEFE DEL HOGAR?	2	Jefe <input type="checkbox"/> o	Esposa o compañera ..... [ Hijo ..... [ Otro pariente ..... [ Otro no pariente ..... [ Ignorado ..... [
<b>SEXO:</b> ¿Es hombre ó mujer?	3	Hombre <input type="checkbox"/> 1    Mujer <input type="checkbox"/> 2	Hombre <input type="checkbox"/> 1    Mujer <input type="checkbox"/> 2
<b>EDAD</b> ¿Cuántos años cumplidos tiene? Para los menores de un año anote "00"	4	..... Años	..... Años (Menos de 1 año 00)
<b>ESTADO CIVIL</b> ¿Es soltero, casado, unido, viudo o divorciado?	5	Soltero <input type="checkbox"/> 1    Viudo <input type="checkbox"/> 4 Casado <input type="checkbox"/> 2    Divorciado <input type="checkbox"/> 5 Unido <input type="checkbox"/> 3    Ignorado <input type="checkbox"/> 6	Soltero <input type="checkbox"/> 1    Viudo <input type="checkbox"/> 4 Casado <input type="checkbox"/> 2    Divorciado <input type="checkbox"/> 5 Unido <input type="checkbox"/> 3    Ignorado <input type="checkbox"/> 6
<b>CONDICION DE ORFANDAD</b> a) ¿Está viva su madre? b) De los hijos tenidos por ella que están actualmente vivos, es usted el mayor?	6	Si <input type="checkbox"/> 1    No <input type="checkbox"/> 2    Ignorado <input type="checkbox"/> 9 Si <input type="checkbox"/> 1    No <input type="checkbox"/> 2    Ignorado <input type="checkbox"/> 9	Si <input type="checkbox"/> 1    No <input type="checkbox"/> 2    Ignorado <input type="checkbox"/> 9 Si <input type="checkbox"/> 1    No <input type="checkbox"/> 2    Ignorado <input type="checkbox"/> 9
<b>B CARACTER</b>			
<b>TOTAL DE HIJOS NACIDOS VIVOS</b> ¿Cuántos hijos nacidos vivos ha tenido?	7	Ninguno <input type="checkbox"/> 00    Número ..... Ignorado <input type="checkbox"/> 99	Ninguno <input type="checkbox"/> 00    Número ..... Ignorado <input type="checkbox"/> 99
<b>TOTAL DE HIJOS SOBREVIVIENTES</b> ¿Cuántos hijos están vivos actualmente?	8	Ninguno <input type="checkbox"/> 00    Número ..... Ignorado <input type="checkbox"/> 99	Ninguno <input type="checkbox"/> 00    Número ..... Ignorado <input type="checkbox"/> 99
<b>FECHA DE NACIMIENTO Y SOBREVIVENCIA DEL ULTIMO HIJO NACIDO VIVO</b> a) ¿En qué fecha nació su último hijo (nacido vivo)? b) ¿Está vivo el último hijo (nacido vivo)?	9	No ha tenido hijo.... <input type="checkbox"/> 01 Día _____ Mes _____ Año 19____ Ignorado <input type="checkbox"/> 99 Si <input type="checkbox"/> 1    No <input type="checkbox"/> 2    Ignorado <input type="checkbox"/> 9	No ha tenido hijo.... <input type="checkbox"/> 01 Día _____ Mes _____ Año 19____ Ignorado <input type="checkbox"/> 99 Si <input type="checkbox"/> 1    No <input type="checkbox"/> 2    Ignorado <input type="checkbox"/> 9
<b>VIUDEZ</b> ¿Está vivo su primer marido o compañero?	10	No ha tenido marido o compañero <input type="checkbox"/> 1 Si ..... <input type="checkbox"/> 2 No ..... <input type="checkbox"/> 3 Ignorado ..... <input type="checkbox"/> 9	No ha tenido marido o compañero <input type="checkbox"/> 1 Si ..... <input type="checkbox"/> 2 No ..... <input type="checkbox"/> 3 Ignorado ..... <input type="checkbox"/> 9

# HONDURAS

DIRECCION GENERAL  
DE  
ESTADISTICAS Y CENSOS

## SPECIAL

Número de la vivienda

Número de la familia

TERCERA PERSONA	03	CUARTA PERSONA	04	QUINTA PERSONA	05	SEXTA PERSONA	06
-----------------	----	----------------	----	----------------	----	---------------	----

### PERSONALES (Para todas las personas)

..... Años (Menos de 1 año 00)				..... Años (Menos de 1 año 00)				..... Años (Menos de 1 año 00)				..... Años (Menos de 1 año 00)			
<input type="checkbox"/> 1	<input type="checkbox"/> 2	<input type="checkbox"/> 3	<input type="checkbox"/> 4	<input type="checkbox"/> 1	<input type="checkbox"/> 2	<input type="checkbox"/> 3	<input type="checkbox"/> 4	<input type="checkbox"/> 1	<input type="checkbox"/> 2	<input type="checkbox"/> 3	<input type="checkbox"/> 4	<input type="checkbox"/> 1	<input type="checkbox"/> 2	<input type="checkbox"/> 3	<input type="checkbox"/> 4
No <input type="checkbox"/> 2 Ignorado <input type="checkbox"/> 9				Si <input type="checkbox"/> 1 No <input type="checkbox"/> 2 Ignorado <input type="checkbox"/> 9				Si <input type="checkbox"/> 1 No <input type="checkbox"/> 2 Ignorado <input type="checkbox"/> 9				Si <input type="checkbox"/> 1 No <input type="checkbox"/> 2 Ignorado <input type="checkbox"/> 9			
No <input type="checkbox"/> 3 Ignorado <input type="checkbox"/> 9				Si <input type="checkbox"/> 1 No <input type="checkbox"/> 3 Ignorado <input type="checkbox"/> 9				Si <input type="checkbox"/> 1 No <input type="checkbox"/> 3 Ignorado <input type="checkbox"/> 9				Si <input type="checkbox"/> 1 No <input type="checkbox"/> 3 Ignorado <input type="checkbox"/> 9			

### FECONDIDAD (Para todas las mujeres de 15 años y más de edad)

<input type="checkbox"/> 00 Número ..... Ignorado <input type="checkbox"/> 99	Ninguno <input type="checkbox"/> 00 Número ..... Ignorado <input type="checkbox"/> 99	Ninguno <input type="checkbox"/> 00 Número ..... Ignorado <input type="checkbox"/> 99	Ninguno <input type="checkbox"/> 00 Número ..... Ignorado <input type="checkbox"/> 99
<input type="checkbox"/> 00 Número ..... Ignorado <input type="checkbox"/> 99	Ninguno <input type="checkbox"/> 00 Número ..... Ignorado <input type="checkbox"/> 99	Ninguno <input type="checkbox"/> 00 Número ..... Ignorado <input type="checkbox"/> 99	Ninguno <input type="checkbox"/> 00 Número ..... Ignorado <input type="checkbox"/> 99
..... No ha tenido hijo.... <input type="checkbox"/> 01 Mes ..... Año 19..... Ignorado <input type="checkbox"/> 99	..... No ha tenido hijo.... <input type="checkbox"/> 01 Dia ..... Mes ..... Año 19..... Ignorado <input type="checkbox"/> 99	..... No ha tenido hijo.... <input type="checkbox"/> 01 Dia ..... Mes ..... Año 19..... Ignorado <input type="checkbox"/> 99	..... No ha tenido hijo.... <input type="checkbox"/> 01 Dia ..... Mes ..... Año 19..... Ignorado <input type="checkbox"/> 99
No <input type="checkbox"/> 2 Ignorado <input type="checkbox"/> 9	Si <input type="checkbox"/> 1 No <input type="checkbox"/> 2 Ignorado <input type="checkbox"/> 9	Si <input type="checkbox"/> 1 No <input type="checkbox"/> 2 Ignorado <input type="checkbox"/> 9	Si <input type="checkbox"/> 1 No <input type="checkbox"/> 2 Ignorado <input type="checkbox"/> 9
..... No ha tenido marido o compañero <input type="checkbox"/> 1 Si ..... <input type="checkbox"/> 2 No ..... <input type="checkbox"/> 3 Ignorado ..... <input type="checkbox"/> 9	..... No ha tenido marido o compañero <input type="checkbox"/> 1 Si ..... <input type="checkbox"/> 2 No ..... <input type="checkbox"/> 3 Ignorado ..... <input type="checkbox"/> 9	..... No ha tenido marido o compañero <input type="checkbox"/> 1 Si ..... <input type="checkbox"/> 2 No ..... <input type="checkbox"/> 3 Ignorado ..... <input type="checkbox"/> 9	..... No ha tenido marido o compañero <input type="checkbox"/> 1 Si ..... <input type="checkbox"/> 2 No ..... <input type="checkbox"/> 3 Ignorado ..... <input type="checkbox"/> 9

## ANEXO 2

### ANÁLISIS DE LA INFORMACION ACERCA DE LOS PRIMEROS NACIMIENTOS

#### 1. *Introducción*

Es bien conocido el método (Brass, 1964) de ajustar la información de la fecundidad actual comparándola con la información sobre paridez media. Pueden hacerse comparaciones similares para los primeros nacimientos, comparando las tasas acumuladas según edad de primeros nacimientos con la proporción observada de mujeres que han tenido, por lo menos, un hijo. Pueden esperarse ciertas ventajas derivadas de esto en la estimación del error del período de referencia si fuese posible suponer que el error del período de referencia es independiente de la edad y del orden de nacimiento. Primero, es probable que haya una mejor información acerca de haber tenido alguna vez un hijo que de la paridez alcanzada, ya que lo primero no depende de la exactitud de una respuesta numérica. Segundo, los primeros nacimientos ocurren a edades bastante tempranas, donde se supone que la información es mejor que a edades más tardías. Los primeros nacimientos son probablemente más importantes y de mayor recordación que los nacimientos sub-siguientes. Esto también debería mejorar la información, aunque ello hace incierto que los errores del período de referencia para los primeros nacimientos sean iguales a los de los nacimientos siguientes.

Generalmente no es necesario recoger información adicional para efectuar un análisis específico del orden de nacimientos de este tipo. Las tasas de primeros nacimientos según edad pueden obtenerse tabulando los nacimientos en el último año sólo para las mujeres de paridez uno, si se dispone de la información acerca de la fecundidad actual para cada mujer (derivada, por ejemplo, de una pregunta acerca de la fecha del último nacimiento) y del número total de hijos tenidos nacidos vivos. La proporción de madres según grupos de edades puede obtenerse como la proporción de mujeres de un grupo particular de edades que haya tenido uno o más hijos. De esta manera, los datos que se necesitan están, por lo general, disponibles por medio de una tabulación cruzada de la información existente.

#### 2. *Comparación de las tasas acumuladas de primeros nacimientos con la proporción de madres.*

Con esta comparación existe el mismo problema que con la de las tasas acumuladas de fecundidad y las parideces medias, es decir, que no se corresponden los puntos en que los valores de cada serie se encuentran disponibles.

Las tasas acumuladas de los primeros nacimientos por grupos quinquenales de edades se usan para estimar la proporción de madres al final de cada grupo de edades (o en forma típica, medio año antes, cuando se trabaja con información obtenida acerca de los nacimientos en el último año) mientras que la proporción media de madres en el grupo de edades es un promedio a lo largo de ese grupo de edades, que corresponde, aproximadamente, a la edad central del grupo. Los factores de interpolación calculados a partir de un modelo de distribución pueden ser usados para ajustar las tasas actuales de primeros nacimientos a fin de hacerlas comparables con la información retrospectiva. Desde hace algún tiempo, están disponibles valores calculados por Hill y Blacker, para efectuar esta conversión, aunque no han sido nunca publicados formalmente. Están basados en una función de primeros nacimientos:

$$f(t) = (t-s)^{1/2} (20+s-t)^2$$

donde  $s$  es la edad a la que se inicia la fecundidad y  $t$  es la edad de la madre. Esta función tiene un rango de 20 años, elevándose en forma aguda al principio, llegando a la cúspide después de alrededor de cuatro años, declinando de ahí en adelante más lentamente hasta llegar a cero, después de veinte años. El análisis acerca de la orfandad de los hijos mayores sobrevivientes condujo a la función

$$f(t) = (t-s)^{1/2} (17,5+s-t)^2$$



que es una mejor aproximación a la mayoría de las distribuciones de primeros nacimientos en los países en desarrollo. Tiene un rango algo más limitado, una cúspide más temprana y una varianza menor que la distribución anterior. Por lo tanto, se han calculado nuevos factores usando esta nueva función del primer nacimiento. Los cálculos son exactamente los mismos que para los nacimientos totales, descritos por Brass (1964). Estos factores están calculados para un rango de ubicaciones de edad de la función del primer nacimiento (véase la tabla 2.1 del Anexo 2).

Tabla 2.1  
FACTORES DE INTERPOLACION APLICABLES A  
TASAS DE PRIMEROS NACIMIENTOS

Grupos de edades de las madres	Edad inicial del periodo reproductivo						
	11,5	12,5	13,5	14,5	15,5	16,5	17,5
15 - 19	2,064	2,377	2,673	2,757	2,283	1,832	1,420
20 - 24	3,450	3,377	3,313	3,255	3,199	3,139	3,068
25 - 29	4,274	4,025	3,816	3,660	3,543	3,450	3,377
30 - 34	5,000	5,000	4,921	4,737	4,514	4,274	4,025
Parámetros de ajuste							
$f_{(15-19,1)}/f_{(20-24,1)}$	3,112	2,252	1,633	1,168	0,807	0,521	0,291
$f_{(10-19,1)}/f_{(20-29,1)}$	2,725	1,869	1,283	0,870	0,571	0,350	0,185
$\bar{m}_{(1)}$	18,51	19,04	19,68	20,33	21,33	22,33	23,33

Se supone que los nacimientos ocurridos a mujeres menores de 15 años se transfieren al grupo de edades de 15-19 años y que las tasas de fecundidad actual son para edades medio año más jóvenes que las presentadas.

Para seleccionar una ubicación adecuada del modelo en una aplicación particular se usa un parámetro de ajuste, con lo que se obtiene un conjunto de ponderaciones derivadas de la tabla. Las tasas de primeros nacimientos según edad se acumulan para obtener estimaciones de la proporción de madre al final de cada grupo de edades. Cuando las tasas se han obtenido a partir de la información de los nacimientos del último año, ocurridos, en promedio, medio año antes de la fecha de la encuesta, la acumulación proporcionará una estimación de la proporción de madres a una edad medio año más joven que la edad final de cada uno de los grupos de edades declarados. Los factores se calculan de tal manera que sean adecuados a esta situación, que es la normal en las aplicaciones del método. Se aplica entonces el factor relevante a la tasa de los primeros nacimientos del grupo de edades siguientes, y se añade esta cantidad al total acumulado. Esto da una estimación de la proporción de madres en la mitad del siguiente grupo de edades que es comparable con la proporción observada en ese grupo de edades. El cociente de las dos proporciones de madres da una indicación de la información acerca de los primeros nacimientos actuales en relación con la información retrospectiva de mujeres que alguna vez han tenido un hijo.

La única dificultad del método reside en la selección del parámetro de ajuste. El mejor parámetro es probablemente  $f_{(15-19,1)}/f_{(20-24,1)}$ , es decir, el cociente entre la tasa del primer nacimiento para el grupo de edades de 15 a 19 años y la tasa para el grupo de edades de 20 a 24. El problema es que frecuentemente parece haber algún error con el valor observado de  $f_{(15-19,1)}$ , lo que distorsiona el proceso de ajuste. La práctica de incluir los nacimientos ocurridos a mujeres menores de 15 años entre los ocurridos a mujeres del grupo de edades de 15 a 19 años también provoca una distorsión del cociente. En la tabla 2.1 del Anexo 2, y sus parámetros de ajuste se supone que se ha seguido esta práctica, pero se proporcionan factores y parámetros alternativos en la

tabla 2.2 del Anexo 2, para usarlos si los nacimientos ocurridos a mujeres menores de 15 años se tabulan separadamente. El proceso de ajuste no es, de ninguna manera, crucial, ya que el mejor índice del error del período de referencia es probablemente el promedio de los cocientes para las mujeres de 30 a 39 años. A estas edades los nacimientos de primeros hijos casi han terminado reduciendo así la importancia de los errores de ajuste y disminuyendo los posibles efectos de mala declaración de edad relacionada con la fecundidad.

Tabla 2.2

FACTORES A USAR SI LOS NACIMIENTOS OCURRIDOS A MUJERES MENORES DE 15 AÑOS SE TABULAN EN FORMA SEPARADA

Grupos de edades de las madres	Edad inicial del período reproductivo						
	11,5	12,5	13,5	14,5	15,5	16,5	17,5
15 - 19	3,139	3,068	2,967	2,757	2,283	1,832	1,420
20 - 24	3,450	3,377	3,313	3,255	3,199	3,139	3,068
25 - 29	4,274	4,025	3,816	3,660	3,543	3,450	3,377
30 - 34	5,000	5,000	4,921	4,737	4,514	4,274	4,025
Parámetros de ajuste							
$f_{(15-19,1)}/f_{(20-24,1)}$	2,046	1,745	1,471	1,168	0,807	0,521	0,291
$f_{(10-19,1)}/f_{(20-29,1)}$	2,725	1,869	1,283	0,870	0,571	0,350	0,185
$m_{(1)}$	17,33	18,33	19,33	20,33	21,33	22,33	23,33

Este método de estimar el error del período de referencia no ha probado ser muy útil debido, en parte, a que sólo parece operar realmente bien cuando el error del período de referencia es pequeño y, en parte, a causa de que hay muy poca justificación para suponer que el error del período de referencia de una joven que tiene su primer hijo sea el mismo que el de una mujer de 40 años que tenga su octavo hijo. El método puede aclarar los problemas de una situación particular y dar alguna indicación de lo que ha funcionado mal, con información realmente mala, pero no ha probado ser muy útil como una técnica usual de análisis.

## ANEXO 3

### ESTIMACION DE LA MORTALIDAD A PARTIR DE INFORMACION SOBRE ORFANDAD DE HIJOS MAYORES E HIJOS MAYORES SOBREVIVIENTES

#### 1. Introducción

Se piensa que uno de los sesgos más serios que se presentan en la estimación de la mortalidad adulta, derivada de la información de la condición de orfandad, surge de la posible relación entre el número de informantes (el número de hijos sobrevivientes entrevistados) y la sobrevivencia de los padres. Este sesgo puede ser eliminado limitándose a considerar sólo a uno de los hijos de cada padre. Este hijo específico puede ser cualquiera de ellos, aunque probablemente existan ventajas en seleccionar uno de los primeros hijos, ya que la diferencia de edad entre padre e hijo será menor, como lo será el rango posible de edad de los padres. Se han investigado dos posibilidades, limitándose la información que se usa a: a) la que proviene de los hijos mayores y b) la de los hijos mayores sobrevivientes. Esto significa que en cada procedimiento hay sólo un informe por padre, pero el primero reduce el número de padres acerca de los que se informa, a causa de las muertes de los primeros hijos; mientras que el segundo necesita de complicadas elaboraciones para incluir entre los hijos mayores sobrevivientes a los segundos, terceros y de orden superior. Desde un punto de vista teórico, no está claro cuál enfoque es el mejor y hasta el momento no se han efectuado suficientes aplicaciones como para proporcionar una visión clara. En este anexo se analizarán ambas técnicas.

#### 2. Proporción de huérfanos entre los primeros nacimientos

Si se aceptan los supuestos sobre los que se basa el método de orfandad original, no existen diferencias de principio entre la proporción de huérfanos de los nacimientos totales y la proporción de huérfanos de los primeros nacimientos. La diferencia surge en la distribución por edades en los patrones de fecundidad para los nacimientos totales y la de los primeros nacimientos. Así, si el número de mujeres de edad  $t$  hace  $a$  años era  $A_{(t)}$ , y  $f_{(t)}$  era la probabilidad de tener un primer hijo a la edad  $t$ , el número de primeros hijos nacidos hace  $a$  años será

$$n_{(a)} = \int_p^q A(t) f(t) dt$$

siendo  $p$  y  $q$ , respectivamente, las edades primera y última en las cuales nacen los primeros hijos. Si  $l_{(t)}$  es la probabilidad de sobrevivencia desde el nacimiento hasta la edad  $t$ , y  $l_{(t+a)}$  es la probabilidad de sobrevivencia desde el nacimiento a la edad  $t+a$ , la proporción de sobrevivientes desde la edad  $t$  hasta la edad  $t+a$  será el cociente entre las dos probabilidades. De tal manera que la proporción de mujeres sobrevivientes que haya tenido un primer hijo hace  $a$  años (presumiendo que no existe relación entre la mortalidad de la niñez y la materna) y, por lo tanto, la proporción entre los primeros hijos encuestados de  $a$  años de edad que tienen a su madre viva, será la siguiente:

$$p_1(a) = \frac{\int_p^q A(t) f(t) \frac{l_{(t+a)}}{l_{(t)}} dt}{\int_p^q A(t) f(t) dt} \quad (\text{A.3.0})$$

Si se supone que la distribución por edad es la de una población estable, se puede definir  $A(t)$  en términos de la tasa de crecimiento de la población y el patrón de edades de la mortalidad. De esta manera:

$$A(t) = k e^{-rt} l_{(t)}$$

y la expresión para la proporción de los primeros hijos de edad  $a$  que tienen a su madre viva se convierte en:

$$p_1(a) = \frac{\int_0^q e^{-rt} f(t) l_{(t+a)} dt}{\int_0^q e^{-rt} f(t) l_{(t)} dt} \quad (A.3.1)$$

Los mismos argumentos y relaciones se aplican a los padres y a las madres. La única diferencia es que el tiempo de exposición al riesgo de orfandad paterna no es de  $a$  años, la edad del hijo, sino de  $a+b$  años, donde  $b$  es el período entre la concepción y el nacimiento. El valor de  $b$  tiene un promedio de alrededor de nueve meses y, aunque puede variar entre siete y diez meses, no se produce ningún error sustancial si se supone que siempre es de tres cuartos de año.

La proporción de primeros hijos huérfanos puede calcularse a partir de la ecuación A.3.1, si se origina una forma a las variables que intervienen. En nuestro caso, las probabilidades de supervivencia se han obtenido de la tabla modelo de vida de Brass con  $l_{(2)}$  igual a 800 y el patrón de edades de mortalidad de la Tabla General Estándar ( $a = 0,0221, \beta = 1,0$ ). Se adoptó una tasa de crecimiento de la población de un 2,0 por ciento anual. Se consideraron varios polinomios simples debido a su adecuada representatividad de las tasas de primeros nacimientos según edad, para hombres y mujeres.

Para las mujeres, la relación

$$f(t) = \sqrt{t-s} (s + 17,5 - t)^2$$

aparece como una razonable aproximación a la forma de las distribuciones de primeros nacimientos observadas en una amplia gama de poblaciones. Hay muy poca información disponible acerca de las distribuciones de primeros nacimientos en la población masculina, de manera que la relación

$$f(t) = \sqrt{t-s} (s + 25 - t)^2$$

se adoptó principalmente en función de su plausibilidad y por ser razonablemente adecuada para las tasas de primeros nacimientos de la población masculina en los Estados Unidos (Novitski y Kimball, 1958). El cálculo de la proporción de huérfanos según grupos de edades, para diferentes ubicaciones según la edad de las funciones de fecundidad, se hace de la misma manera que la descrita para los nacimientos totales por Brass y Hill (1973).

Con el objeto de usar la información acerca de la condición de orfandad en la estimación de la mortalidad, es necesario relacionar las proporciones de huérfanos a medidas convencionales de una tabla de vida. Esto puede hacerse de la misma manera que para la orfandad de todos los hijos, es decir, relacionando las proporciones de los no huérfanos en grupos de edades adyacentes alrededor de una edad central  $N$ , a la probabilidad de supervivencia desde una edad base  $B$ , a la edad  $B+N$ , por medio de ponderaciones obtenidas teóricamente. El primer nacimiento ocurre a una edad más temprana que los nacimientos totales, de manera que existen ventajas en usar una edad base  $B$ , menor para los primeros nacimientos que para los nacimientos totales. Se proponen las siguientes ecuaciones de estimación:

$$\frac{l_{(20+N)}}{l_{(20)}} = W_N {}_5P_{N-5} + (1 - W_N) {}_5P_N \quad (A.3.2)$$

para la orfandad materna, y

$$\frac{l_{(25+N)}}{l_{(25)}} = W_N {}_5P_{N-5} + (1 - W_N) {}_5P_N \quad (A.3.3)$$

para la orfandad paterna. De estas ecuaciones de estimación pueden derivarse los valores modelos de  $W_N$ , que pueden usarse para convertir las proporciones observadas de no huérfanos en estimaciones de probabilidades de sobrevivencia.

En la tabla 3.1 del Anexo 3 se presentan las ponderaciones que se usan para la orfandad materna de los primeros nacimientos y en la tabla 3.2 del Anexo 3 las correspondientes a la orfandad paterna. Si se desea obtener un conjunto de ponderaciones para una aplicación en particular, es necesario tener alguna medida de la ubicación de la distribución de primeros nacimientos según la edad. El parámetro de ajuste más eficiente es la edad media al primer nacimiento en la población. Normalmente esto puede calcularse en forma directa para las mujeres, a partir de la información acerca de los primeros nacimientos en el último año, según edad de la madre (ésta estará disponible si se ha recogido y tabulado, en forma cruzada, la información acerca de los nacimientos en el último año y el número total de niños nacidos). Esta medición es más difícil de hacer para los hombres, ya que la información directa acerca de la fecundidad masculina no existe, por lo que es necesario recurrir a información sobre matrimonios. Hay alguna razón para suponer que la información acerca de las proporciones de casados, según edad, será más adecuada para los primeros nacimientos que para los nacimientos totales. La distribución de los alguna vez casados es una acumulación de la función del primer matrimonio. La proporción no se ve afectada por nuevos casamientos o la poligamia y, probablemente, la función del primer nacimiento también es independiente de ellas. Si ambos cónyuges declaran todos los matrimonios en la misma forma, el período medio de tiempo entre el matrimonio y el primer nacimiento será igual para hombres y mujeres, excepto si uno de los cónyuges muere o el matrimonio se disuelve antes. La diferencia entre la edad media al primer matrimonio para hombres y mujeres debería ser muy similar a la diferencia entre la edad media al primer nacimiento para hombres y mujeres. Por lo tanto, si la edad media al primer matrimonio puede computarse para ambos sexos, se puede obtener una estimación de la edad media al primer nacimiento para los hombres, añadiendo la diferencia entre ambas a la edad media al primer nacimiento para las mujeres. Puede hacerse fácilmente una estimación aproximada de la edad media al primer matrimonio. Se considera la proporción de alguna vez casados en un grupo de edades como la

Tabla 3.1

PONDERACIONES QUE SE USAN PARA LA ORFANDAD MATERNA DE PRIMEROS NACIMIENTOS

		Función estimada: $\frac{l_{(20+N)}}{l_{(20)}}$									
Edad central de los encuestados N	Edad media de las madres al primer nacimiento ( $\bar{M}_1$ )										
	17	18	19	20	21	22	23	24	25	26	
10	0,2903	0,3534	0,4071	0,4518	0,4885	0,5187	0,5444	0,5680	0,5917	0,6171	
15	0,2817	0,3560	0,4218	0,4801	0,5317	0,5782	0,6216	0,6639	0,7070	0,7522	
20	0,2537	0,3452	0,4294	0,5069	0,5790	0,6467	0,7117	0,7757	0,8400	0,9058	
25	0,2152	0,3285	0,4348	0,5347	0,6293	0,7194	0,8064	0,8917	0,9764	1,0613	
30	0,1682	0,3044	0,4332	0,5555	0,6719	0,7833	0,8910	0,9961	1,0996	1,2024	
35	0,1098	0,2667	0,4159	0,5582	0,6943	0,8251	0,9517	1,0752	1,1966	1,3167	
40	0,0695	0,2422	0,4073	0,5655	0,7176	0,8647	1,0080	1,1490	1,2891	1,4298	
45	0,0019	0,1856	0,3624	0,5332	0,6996	0,8628	1,0244	1,1861	1,3494	1,5164	
50	-0,0385	0,1479	0,3299	0,5088	0,6863	0,8639	1,0440	1,2294	1,4237	1,6314	
55	-0,1202	0,0610	0,2408	0,4212	0,6051	0,7960	0,9985	1,2178	1,4601	1,7323	

proporción de los alguna vez casados en la central del grupo de edades. Cada proporción de casados se resta de la anterior para estimar una tasa de primer matrimonio desde una edad central a la siguiente. Por lo tanto, el primer grupo de edades será de 15 a 17 1/2 años, el segundo, de 17 1/2 a 22 1/2, y así sucesivamente. Puede estimarse entonces la población en cada uno de estos grupos de edades a partir de la distribución de edades observada, haciendo uso de los coeficientes de partición, como los de Carrier y Hobcraft (1971). Puede calcularse el número de matrimonios en cada edad a partir de las tasas de matrimonios estimadas, y de estas cifras puede obtenerse la edad media de la población al primer matrimonio. Una vez que se hayan calculado las edades medias a los primeros nacimientos, pueden usarse como datos de entrada a las tablas 3.1 y 3.2 del Anexo 3.

Tabla 3.2

PONDERACIONES QUE SE USAN PARA LA ORFANDAD PATERNA DE  
LOS PRIMEROS NACIMIENTOS

Función estimada: $\frac{l_{(25+N)}}{l_{(25)}}$										
Edad central de los encuestados <i>N</i>	Edad media de los padres al primer nacimiento ( $\bar{M}_1$ )									
	22	23	24	25	26	27	28	29	30	31
10	0,5916	0,6283	0,6613	0,6920	0,7221	0,7527	0,7849	0,8193	0,8557	0,8939
15	0,5656	0,6219	0,6755	0,7277	0,7797	0,8325	0,8869	0,9430	1,0006	1,0595
20	0,5221	0,6034	0,6821	0,7590	0,8352	0,9114	0,9881	1,0655	1,1434	1,2216
25	0,4651	0,5728	0,6771	0,7788	0,8786	0,9772	1,0752	1,1729	1,2702	1,3672
30	0,3926	0,5252	0,6534	0,7780	0,8998	1,0197	1,1382	1,2557	1,3727	1,4892
35	0,3330	0,4855	0,6333	0,7771	0,9179	1,0567	1,1944	1,3320	1,4705	1,6108
40	0,2369	0,4051	0,5689	0,7295	0,8884	1,0470	1,2069	1,3696	1,5365	1,7092
45	0,1569	0,3329	0,5068	0,6802	0,8549	1,0328	1,2161	1,4073	1,6093	1,8259
50	0,0165	0,1921	0,3687	0,5484	0,7338	0,9284	1,1363	1,3625	1,6130	1,8950
55	-0,1048	0,0555	0,2206	0,3942	0,5806	0,7849	1,0131	1,2724	1,5715	1,9220

3. Proporción de huérfanos entre los hijos mayores sobrevivientes

La categoría de los hijos mayores sobrevivientes estará formada por una combinación de primeros, segundos, terceros y demás hijos de orden superior. El primer hijo será el hijo mayor sobreviviente hasta que muera, momento en que será reemplazado por el segundo hijo, si es que el padre tuvo un segundo hijo y que aún sobreviviera. Igualmente, el segundo hijo puede ser reemplazado por el tercero, y el tercero por el cuarto y así sucesivamente. El grupo de los primeros hijos será siempre el más grande, seguido por el de los segundos hijos y por el de los terceros, a menos que la fecundidad descienda en forma crítica, que la población esté decreciendo rápidamente, o que los primeros hijos experimenten una mortalidad excesiva. La composición real por orden de nacimiento de un grupo en particular de hijos mayores sobrevivientes dependerá de su edad, el nivel de mortalidad, y las probabilidades de que un nacimiento de un orden específico, sea seguido por un nacimiento de un orden superior. Sería posible calcular las probabilidades de orfandad para cada orden de nacimientos a partir de las ecuaciones del tipo de la ecuación 3.1 del Anexo 3. Estas probabilidades podrían entonces ser ponderadas por la composición por orden de nacimientos, estimada de una categoría particular de hijos mayores sobrevivientes, para estimar la probabilidad de orfandad de la categoría en su conjunto. Sin embargo, esto no es realmente práctico, ya que obliga a desarrollar

un gran número de modelos de fecundidad según orden de nacimiento a partir de informaciones escasas y, a menudo, de calidad dudosa. Además, surgirían serias dificultades para ajustar los modelos a una aplicación en particular.

En la práctica, se ha adoptado un procedimiento mucho más simple y menos refinado. La composición, por orden de nacimiento de los hijos mayores sobrevivientes estará siempre entre la de primeros nacimientos y la composición, por orden de nacimiento, de los nacimientos totales. Si la mortalidad es cero, los hijos mayores sobrevivientes serán todos primeros nacimientos, ya que ningún primer hijo habría muerto para ser reemplazado por un hijo de orden superior. A medida que aumenta la mortalidad, la composición del orden de nacimiento de los hijos mayores sobrevivientes tenderá hacia la de los nacimientos totales, pero no llegará nunca realmente a serlo hasta que la mortalidad sea infinitamente alta. Las probabilidades de orfandad cambiarán en la misma forma: serán iguales a las probabilidades de los primeros nacimientos si la mortalidad es cero, e iguales a las de todos los nacimientos si la mortalidad es infinita. Se usa un índice de la composición por orden de nacimiento de los hijos mayores sobrevivientes para interpolar entre las ponderaciones calculadas para el análisis de la información de orfandad a partir de los primeros nacimientos y a partir de los nacimientos totales. El índice que se usa para hacer esta interpolación es el cociente entre: a) la diferencia entre la edad media del padre al nacimiento de un hijo mayor sobreviviente (estimada a partir de la composición del orden de nacimientos de los hijos mayores sobrevivientes) y la edad media del padre al nacimiento del primer hijo y b) la diferencia entre la edad media del padre al nacimiento de todos los hijos y la edad media del padre al nacimiento del primer hijo. Este índice tiene las características requeridas para que, si la composición del orden de nacimiento de los hijos mayores sobrevivientes es la misma que la de los primeros nacimientos, se obtengan las ponderaciones de los primeros nacimientos, mientras que si es la misma que la de los nacimientos totales, se obtengan las ponderaciones de los nacimientos totales. Es aún una conjetura si los resultados sean los correctos entre estos dos extremos.

Para usar este procedimiento es necesario estimar la composición por orden de nacimiento de los hijos mayores sobrevivientes. A continuación se describirá el método que se ha seguido para hacer esta estimación. Ya que, en principio, los cálculos son los mismos para cualquier grupo de edades, se describirán, como ejemplo, los efectuados para las madres con hijos del grupo de edades de 5 a 9 años. Se supondrá que los hijos mayores sobrevivientes de esas edades tienen la edad teórica de 7 1/2 años. Si el número de primeros nacimientos de hace 7 1/2 años fue de  $F$ , el número de sobrevivientes de esos primeros nacimientos de 7 1/2 años será de  $F l_{(7 \ 1/2)}$ . Se supone ahora que todos los nacimientos ocurren a la edad media para los nacimientos de ese orden, y que los primeros nacimientos ocurren a la edad de 20 años. Se supone, además, que el intervalo medio intergenésico es de 2,6 años, de manera que todos los segundos nacimientos ocurren a los 22,6 años, los terceros nacimientos, a los 25,2 y así sucesivamente. Los segundos hijos aparecerán en la categoría de los hijos mayores sobrevivientes cuando haya muerto un primer hijo, si éste tenía por lo menos un hermano y si el mayor de estos hermanos, estaba aún vivo. Puesto que se supone que todos los hijos mayores sobrevivientes son de 7 1/2 años y que el intervalo intergenésico es de 2,6 años, los segundos hijos serán los reemplazantes de los primeros hijos nacidos hace 10,1 años. En la población estable que se supone, habrá menos primeros hijos nacidos hace 10,1 años que hace 7,5 años (si se trata de una población creciente). El número real puede ser expresado de la siguiente manera:

$$F^1 = F e^{-2,6r}$$

donde  $r$  es la tasa de crecimiento de la población, considerada como del dos por ciento anual. Estos primeros hijos también habrán estado expuestos al riesgo de morir durante 10,1 años, de manera que el número de los que habrán muerto será

$$F^1_{(\text{muertes})} = F e^{-2,6r} (1 - l_{(10,1)})$$

Algunas de las madres que tuvieron estos primeros hijos no tendrán un segundo hijo. Algunas morirán entre las edades de 20 y 22,6 años, cuando ellas hubiesen podido tener un segundo hijo. Esto puede ser tomado en consideración multiplicando  $F^1_{(\text{muertes})}$  por la probabilidad de sobrevivencia entre los 20 y los 22,6 años. Algunas de las madres quedarán estériles o dejarán de estar expuestas al riesgo de embarazo por alguna otra razón. Se adaptó un modelo de relaciones de parideces sucesivas, a partir de un modelo de paridez descrito por Brass

(1958), suponiendo una tasa global de fecundidad femenina de 6,0 y una tasa global de fecundidad masculina de 6,5. Se puede obtener el número de madres que tienen un segundo hijo, que han tenido el primero a los 20 años y han sobrevivido hasta la edad de 22,6 años, multiplicando por la relación de paridez entre la paridez uno y la paridez dos. Si esta relación se designa  $P_1$ , el número de hijos segundos que cumplen las condiciones para convertirse en hijos mayores sobrevivientes, está dado por

$$S_{(\text{nacidos})} = F e^{-2,6r} (1 - l_{(10,1)}) \frac{l_{(22,6)}}{l_{(20,0)}} P_1$$

El número real de segundos nacimientos, entre los hijos mayores sobrevivientes está, por lo tanto, determinado (si se verifican los supuestos) por el número de los que sobreviven hasta la edad de 7 1/2 años. De manera que

$$S_{(7\ 1/2)} = S_{(\text{nacidos})} l_{(7\ 1/2)}$$

Puede obtenerse el número de terceros nacimientos y el de hijos de orden superior en forma similar aunque las ecuaciones empiezan a ser cada vez más extensas. Por suma, se puede obtener el número total de hijos mayores sobrevivientes y se pueden estimar las proporciones de cada orden, que constituyen una clase. Para los encuestados jóvenes y de baja mortalidad, la gran mayoría de los hijos mayores sobrevivientes son también primeros nacimientos, siendo despreciable la contribución de órdenes superiores a tres. Para encuestados de más edad y con mortalidad más alta, una proporción tan baja como el 30 por ciento puede corresponder a primeros nacimientos y el 1 por ciento al décimo nacimiento (para un  $l_{(2)}$  de 650, y un grupo de edades de 55 a 60 años).

La edad media de las madres al nacimiento en la población estable se calcula para todos los nacimientos a partir de los valores de  $P_N$ , suponiendo nuevamente que todos los nacimientos de un orden en particular ocurren a la edad media de ese orden, hecho el ajuste adecuado para el crecimiento y mortalidad de la población. La edad media a la cual ocurren los nacimientos de los hijos mayores sobrevivientes se calcula a partir de la proporción de cada orden, suponiéndose que todos ocurren a la edad media para ese orden. La edad media de los primeros nacimientos se resta de la edad media de los hijos mayores sobrevivientes y esta diferencia se expresa como una proporción de la diferencia entre las medias de las edades de las madres para los nacimientos totales y para primeros nacimientos. Esta proporción se considera como una medida de la extensión en que la mortalidad ha transformado la situación de primeros nacimientos en una de nacimientos totales, y se usa para interpolar entre las ponderaciones de los primeros hijos y las de los nacimientos totales con el objeto de obtener ponderaciones para usar con los hijos mayores sobrevivientes. La interpolación se hace entre la ponderación del primer nacimiento para la edad media de las madres de los hijos mayores sobrevivientes y la ponderación de los nacimientos totales para la edad media de las madres de todos los nacimientos más la diferencia entre la edad media para el primer nacimiento y la edad media para los hijos mayores sobrevivientes. Todas las interpolaciones son lineales.

No hay una justificación formal de este procedimiento para corregir los efectos de la mortalidad entre los primeros hijos pero resulta concordante con el sentido común. Resulta de interés mostrar algunos ejemplos del tamaño de las correcciones hechas. Para la tabla básica de ponderaciones, para la cual  $l_{(2)}$  es 800, y  $\beta$  es 1,0, la diferencia entre las medias de los primeros nacimientos y los nacimientos totales es de 7,19 años, mientras que la media para los hijos mayores sobrevivientes es mayor en relación a la media del primer nacimiento en valores que varían desde 0,82 para la edad 10, hasta 3,08 años para la edad 55. Cuando  $l_{(2)}$  es sólo 650, las cifras respectivas son 7,33, 1,68 y 4,82. Cuando  $l_{(2)}$  es 900, éstas son 6,91, 0,36 y 1,47. Cambios en el valor de  $\beta$  producen poco efecto sobre las medias de los primeros nacimientos y los nacimientos totales, un efecto pequeño sobre la diferencia entre las medias de los hijos mayores sobrevivientes y de los primeros nacimientos, en el caso de los encuestados jóvenes, pero tienen un impacto mayor en el caso de los encuestados de más edad. Diferencias en la amplitud del intervalo intergenésico tienen un efecto algo similar, aunque menos pronunciado, y además producen un cierto efecto sobre las diferencias entre las medias de los nacimientos totales y los primeros nacimientos.



Las interpolaciones descritas deben ser hechas entre las ponderaciones calculadas para la misma ecuación de estimación, de manera que es necesario usar un valor de  $B$  tanto para las ponderaciones del primer nacimiento como para las de los nacimientos totales. Para la orfandad materna, y en condiciones de mortalidad moderada o alta, el mejor valor individual de  $B$  es de 25, de manera que se usa la siguiente ecuación de estimación:

$$\frac{l_{(25+N)}}{l_{(25)}} = W_N \cdot {}_5P_{N-5} + (1 - W_N) \cdot {}_5P_N \quad (\text{A.3.4})$$

Para la orfandad paterna, la mejor ecuación de estimación que se use depende del nivel de mortalidad. Si la proporción de encuestados en el grupo de edades de 20 a 24 años, con un padre sobreviviente, es de 0,55 o más alta, debe usarse la siguiente ecuación de estimación:

$$\frac{l_{(30+N)}}{l_{(30)}} = W_N \cdot {}_5P_{N-5} + (1 - W_N) \cdot {}_5P_N \quad (\text{A.3.5})$$

Si la proporción está por debajo de 0,55 debe usarse la siguiente ecuación de estimación:

$$\frac{l_{(32\ 1/2+N)}}{l_{(30)}} = W_N \cdot {}_5P_{N-5} + (1 - W_N) \cdot {}_5P_N \quad (\text{A.3.6})$$

Las ponderaciones de conversión para la orfandad materna de los hijos mayores sobrevivientes, la ecuación de estimación A.3.4 y un  $l_{(2)}$  de 800 se presentan en la tabla 3.3 del Anexo 3. En la tabla 3.4, del Anexo 3, se presentan las ponderaciones de conversión para la orfandad paterna, un  $l_{(2)}$  de 800 y la ecuación de estimación A.3.5. En la tabla 3.5 del Anexo 3, se presentan las que corresponden a la ecuación de estimación A.3.6. Debe notarse que los parámetros de entrada para estas tablas son: la edad media al primer nacimiento, cuya estimación ya ha sido analizada, y la edad central de los encuestados, indicada por  $N$  en las ecuaciones de estimación.

La composición por orden de nacimiento de los hijos mayores sobrevivientes y, por lo tanto, sus probabilidades de orfandad dependen en forma crítica del nivel general de mortalidad. Se ha encontrado una forma conveniente de considerar esto, ajustando la edad media al primer nacimiento, observada antes de usarla, para obtener un conjunto de ponderaciones a partir de las tablas. Puede agregarse cierta cantidad a la edad media al primer nacimiento para un valor dado de  $l_{(2)}$ , con lo que se obtiene una corrección sorprendentemente eficiente para el nivel general de mortalidad. La cantidad agregada varía con  $N$ , la edad central de los encuestados, pero es notablemente constante para diferentes valores de la edad media del primer nacimiento. En la tabla 3.6 del Anexo 3, se presentan las correcciones a usar con la tabla 3.3 del Anexo 3, para la orfandad materna. Sucede que las mismas correcciones pueden usarse para ambas ecuaciones de estimación de la orfandad paterna de manera que las correcciones para las tablas 3.4 y 3.5 del Anexo 3, se presentan en la tabla 3.7 del Anexo 3.

El procedimiento para seleccionar un conjunto de ponderaciones para una aplicación en particular puede resumirse como sigue: Primero, sólo para la orfandad paterna, debe seleccionarse la ecuación de estimación que se usará. Si  ${}_5P_{20}$  es mayor o igual de 0,55, se usa la ecuación A.3.5. En caso contrario, se usa la ecuación A.3.6. Segundo, usando una estimación de  $l_{(2)}$  se obtiene una cantidad para ser sumada a la edad media al primer nacimiento por cada edad central  $N$ , derivada de las tablas de corrección de la mortalidad 3.6 y 3.7 del Anexo 3. Tercero, se calcula la edad media al primer nacimiento (estrictamente, la edad media de la población al primer nacimiento) en la forma ya descrita. Cuarto, para cada valor de  $N$  se suma la corrección relevante a la edad media al primer nacimiento, y se obtiene la ponderación para esta media ajustada a través de una interpolación en las tablas principales. En ciertas circunstancias puede ser aconsejable un quinto paso para la orfandad materna. Si las ponderaciones obtenidas al aplicar este procedimiento a las proporciones de los no huérfanos, resultan en una mortalidad relativamente alta o relativamente baja para los adultos, comparada con la de la niñez, puede ser a causa de ciertos errores en las ponderaciones usadas. En estas circunstancias, es preferible usar conjuntos de

factores de corrección diferentes. Si la mortalidad de adultos es relativamente baja, deben usarse las correcciones de mortalidad baja que se presentan en la tabla 3.8 del Anexo 3, en vez de las que se presentan en la tabla 3.6 del Anexo 3. Si la mortalidad es relativamente alta, deben usarse las correcciones de mortalidad alta en la tabla 3.8 del Anexo 3. Si la relación entre la mortalidad infantil y la de adultos es similar a la de la mayoría de los sistemas de tabla modelo de vida (por ejemplo, el Estándar de Brass, los modelos "West" de Coale y Demeny o los modelos de las Naciones Unidas) deben usarse las correcciones originales de la tabla 3.6 del Anexo 3. No existe el equivalente para la orfandad paterna, principalmente a causa de que ya se han desarrollado dos ecuaciones de estimación para los diferentes niveles de mortalidad.

En la metodología que se usó para desarrollar esta técnica de análisis, se efectuaron algunas simplificaciones. Las más serias son probablemente, la suposición que los intervalos intergenésicos de todos los nacimientos son iguales, y que los primeros nacimientos ocurren a los 20 años. Esto, efectivamente, fija la edad en que ocurren los nacimientos de un orden en particular, por lo menos para la composición del orden de nacimiento de los hijos mayores sobrevivientes. Por otra parte no existe justificación para interpolar linealmente entre la ponderación del primer nacimiento y la de los nacimientos totales.

Al comparar con los resultados de un modelo de simulación de la fecundidad (Barret y Brass, 1974), no se encontró base para afirmar que la metodología era adecuada, aunque tampoco es claro que el modelo de simulación fuese el apropiado. La única aplicación que ha tenido este método ha sido en la encuesta de Honduras. Los resultados obtenidos son extremadamente plausibles pero, obviamente, es demasiado pronto para tratar de justificar el método por sus resultados. El método opera con mayor eficacia, en teoría, cuando se aplica a encuestados jóvenes y a condiciones de mortalidad relativamente moderada. No es aconsejable aplicar este método a encuestados mayores de 45 años. Por otra parte, las correcciones para el orden de nacimiento se hacen crecientemente inseguras para poblaciones de niveles de mortalidad infantil que tengan un  $l_2$  muy por debajo de 750.

### *Conclusión*

Se han descrito dos variantes del método de orfandad para estimar los niveles de mortalidad de adultos. Ambas tienen la ventaja teórica sobre el método original de limitar los informes a uno por padre. En un caso (solamente informes de los primeros hijos) a expensas del número de padres encuestados, sobre los que se informa, y en el otro caso (solamente informes de los hijos mayores sobrevivientes), a expensas de hacer una elaboración un tanto artificial sobre la composición por orden de nacimiento de los hijos mayores sobrevivientes. Las aplicaciones de ambos métodos no han sido suficientes para determinar cuál de los dos es preferible, o si cualquiera de ellos es preferible, en la práctica, al método original de nacimientos totales, aunque las indicaciones preliminares son favorables a las variantes.

Tabla 3.3

ORFANDAD MATERNA: PONDERACIONES PARA CONVERTIR PROPORCIONES DE HIJOS  
MAYORES SOBREVIVIENTES NO-HUERFANOS,  
EN FUNCIONES DE UNA TABLA DE VIDA

Función estimada: $l_{(25+N)}/l_{(25)}$										
Edad central de los encuestados	Edad media de las madres al primer nacimiento									
	17	18	19	20	21	22	23	24	25	26
10	0,2951	0,3492	0,3953	0,4343	0,4673	0,4963	0,5233	0,5503	0,5788	0,609
15	0,2114	0,2801	0,3424	0,3992	0,4516	0,5016	0,5507	0,6007	0,6525	0,706
20	0,0958	0,1879	0,2746	0,3568	0,4355	0,5122	0,5882	0,6644	0,7418	0,820
25	-0,0309	0,0903	0,2062	0,3174	0,4247	0,5293	0,6322	0,7341	0,8358	0,937
30	-0,1482	0,0019	0,1460	0,2845	0,4183	0,5484	0,6757	0,8010	0,9249	1,047
35	-0,2048	-0,0326	0,1329	0,2925	0,4471	0,5978	0,7455	0,8912	1,0356	1,179
40	-0,2450	-0,0573	0,1240	0,2998	0,4713	0,6397	0,8064	0,9730	1,1409	1,311
45	-0,1971	-0,0056	0,1814	0,3657	0,5489	0,7328	0,9196	1,1113	1,3106	1,392
50	-0,1473	0,0405	0,2284	0,4187	0,6139	0,8171	1,0323	1,2644	1,5193	1,276
55	-0,0330	0,1427	0,3260	0,5209	0,7328	0,9681	1,2344	1,5414	1,5911	1,084

Tabla 3.4

PONDERACIONES PARA LA ORFANDAD PATERNA DE LOS HIJOS MAYORES SOBREVIVIENTES  
EN SITUACIONES DE MORTALIDAD BAJA

Función estimada: $l_{(30+N)}/l_{(30)}$										
Edad central de los encuestados	Edad media de los padres al primer nacimiento									
	22	23	24	25	26	27	28	29	30	31
10	0,5454	0,5814	0,6166	0,6525	0,6897	0,7289	0,7701	0,8129	0,8572	0,9027
15	0,4521	0,5150	0,5777	0,6412	0,7060	0,7723	0,8398	0,9084	0,9775	1,0471
20	0,3501	0,4449	0,5387	0,6323	0,7259	0,8196	0,9134	1,0069	1,1000	1,1926
25	0,2496	0,3756	0,4993	0,6211	0,7415	0,8607	0,9788	1,0959	1,2121	1,3275
30	0,1883	0,3393	0,4870	0,6319	0,7748	0,9161	1,0561	1,1954	1,3344	1,4739
35	0,1128	0,2831	0,4499	0,6142	0,7769	0,9390	1,1014	1,2654	1,4323	1,5817
40	0,0813	0,2611	0,4390	0,6166	0,7955	0,9774	1,1640	1,3572	1,5595	1,6145
45	0,0065	0,1868	0,3690	0,5551	0,7473	0,9484	1,1617	1,3916	1,6435	1,5017
50	-0,0367	0,1332	0,3097	0,4963	0,6973	0,9181	1,1652	1,4465	1,7283	1,2775
55	-0,0323	0,1189	0,2847	0,4704	0,6826	0,9300	1,2243	1,5820	1,3107	1,2796

Tabla 3.5

PONDERACIONES PARA LA ORFANDAD PATERNA DE LOS HIJOS MAYORES SOBREVIVIENTES EN SITUACIONES DE MORTALIDAD MODERADA Y ALTA

Función estimada:  $l_{(32\ 1/2+N)}/l_{(30)}$

Edad central de los encuestados	Edad media de los padres al primer nacimiento									
	22	23	24	25	26	27	28	29	30	31
10	- 0,0154	0,0339	0,0833	0,1341	0,1869	0,2422	0,2998	0,3593	0,4203	0,4825
15	- 0,1412	- 0,0586	0,0240	0,1076	0,1924	0,2786	0,3660	0,4541	0,5423	0,6305
20	- 0,2717	- 0,1525	- 0,0346	0,0826	0,1992	0,3153	0,4305	0,5446	0,6575	0,7689
25	- 0,3676	- 0,2159	- 0,0676	0,0778	0,2205	0,3609	0,4990	0,6348	0,7685	0,9002
30	- 0,4501	- 0,2745	- 0,1038	0,0628	0,2257	0,3855	0,5427	0,6974	0,8504	1,0023
35	- 0,5055	- 0,3165	- 0,1327	0,0469	0,2228	0,3961	0,5677	0,7388	0,9104	1,0689
40	- 0,5252	- 0,3368	- 0,1526	0,0288	0,2088	0,3891	0,5712	0,7569	0,9481	1,0456
45	- 0,5721	- 0,3982	- 0,2257	- 0,0528	0,1220	0,3009	0,4863	0,6813	0,8898	0,8951
50	- 0,5050	- 0,3581	- 0,2098	- 0,0580	0,1005	0,2691	0,4525	0,6559	0,8678	0,7785
55	- 0,4124	- 0,3016	- 0,1852	- 0,0601	0,0777	0,2326	0,4109	0,6211	0,6901	0,7542

Tabla 3.6

ORFANDAD MATERNA: AJUSTES A LA EDAD MEDIA FEMENINA AL PRIMER NACIMIENTO PARA TOMAR EN CUENTA LA MORTALIDAD DE LA NIÑEZ

N Edad central	Cantidad en años que debe sumarse a la edad media femenina al primer nacimiento para diferentes niveles de $l_{(2)}$					
	650	700	750	800	850	900
10	2,10	1,45	0,76	-	- 0,75	- 1,46
15	2,18	1,49	0,77	-	- 0,79	- 1,57
20	2,22	1,51	0,77	-	- 0,79	- 1,58
25	2,31	1,56	0,79	-	- 0,79	- 1,58
30	2,44	1,64	0,82	-	- 0,81	- 1,61
35	2,61	1,75	0,88	-	- 0,86	- 1,69
40	2,80	1,90	0,96	-	- 0,94	- 1,83
45	2,98	2,06	1,05	-	- 1,07	- 2,06
50	3,05	2,16	1,14	-	- 1,22	- 2,40
55	2,89	2,13	1,16	-	- 1,40	- 2,86

Tabla 3.7

ORFANDAD PATERNA: AJUSTES A LA EDAD MEDIA MASCULINA AL PRIMER NACIMIENTO PARA TOMAR EN CUENTA LA MORTALIDAD DE LA NIÑEZ

N Edad central	Cantidad en años que debe sumarse a la edad media masculina al primer nacimiento para diferentes valores de $l_{(2)}$					
	650	700	750	800	850	900
10	1,97	1,33	0,67	-	- 0,72	- 1,46
15	2,08	1,38	0,69	-	- 0,69	- 1,36
20	2,20	1,45	0,72	-	- 0,69	- 1,34
25	2,34	1,54	0,75	-	- 0,71	- 1,34
30	2,50	1,64	0,80	-	- 0,74	- 1,37
35	2,64	1,74	0,86	-	- 0,78	- 1,42
40	2,77	1,86	0,92	-	- 0,86	- 1,55
45	2,86	1,96	1,00	-	- 0,96	- 1,77
50	2,84	2,02	1,06	-	- 1,11	- 2,12
55	2,67	1,96	1,07	-	- 1,25	- 2,55

Tabla 3.8

ORFANDAD MATERNA: AJUSTES A LA EDAD MEDIA FEMENINA AL PRIMER NACIMIENTO PARA TOMAR EN CUENTA LA MORTALIDAD DE LA NIÑEZ Y ADULTA

a) Ajustes para mortalidad baja

N Edad central	Cantidad en años que debe sumarse a la media de primeros nacimientos para diversos niveles de $l_{(2)}$					
	650	700	750	800	850	900
10	2,13	1,55	1,00	0,62	- 0,32	- 0,97
15	2,04	1,42	0,83	0,35	- 0,50	- 1,16
20	1,93	1,28	0,66	0,13	- 0,67	- 1,33
25	1,87	1,18	0,54	- 0,14	- 0,82	- 1,47
30	1,85	1,12	0,45	- 0,18	- 0,96	- 1,62
35	1,87	1,10	0,38	- 0,29	- 1,10	- 1,78
40	1,92	1,09	0,32	- 0,41	- 1,26	- 1,98
45	1,97	1,09	0,27	- 0,55	- 1,47	- 2,25
50	1,97	1,07	0,20	- 0,72	- 1,76	- 2,65
55	1,84	0,97	0,09	- 0,97	- 2,17	- 3,28

(Continúa)

Tabla 3.8 (Conclusión)

ORFANDAD MATERNA: AJUSTES A LA EDAD MEDIA FEMENINA AL PRIMER NACIMIENTO PARA TOMAR EN CUENTA LA MORTALIDAD DE LA NIÑEZ Y ADULTA

b) *Ajustes para mortalidad alta*

N Edad central	Cantidad en años que debe sumarse a la media de primeros nacimientos para diversos niveles de $l_{(2)}$					
	650	700	750	800	850	900
10	2,12	1,35	0,53	-0,33	-1,22	-2,07
15	2,47	1,67	0,81	-0,10	-1,08	-2,04
20	2,77	1,94	1,07	0,15	-0,82	-1,80
25	3,08	2,22	1,31	0,37	-0,61	-1,60
30	3,43	2,51	1,55	0,56	-0,47	-1,48
35	3,83	2,86	1,82	0,75	-0,37	-1,44
40	4,21	3,21	2,12	0,95	-0,28	-1,48
45	5,34	3,56	2,46	1,20	-0,19	-1,59
50	(*)	3,67	2,68	1,45	-0,05	-1,70
55	(*)	(*)	2,66	1,62	-0,14	-1,72

\*/ Indica que la ponderación está fuera del rango del conjunto estándar.

## ANEXO 4

### ANÁLISIS DE LA INFORMACIÓN ACERCA DE LA VIUDEZ DEL PRIMER CONYUGE

#### 1. *Introducción*

El uso de la información sobre viudez del primer cónyuge para estimar la mortalidad de adultos tiene, probablemente, varias ventajas sobre la información de orfandad. Primero, normalmente habrá un solo informe por cónyuge y sería extraordinariamente raro que hubiese más de dos. Segundo, no hay equivalente al efecto de adopción, de manera que es posible analizar la información de encuestados jóvenes con un tiempo breve de exposición al riesgo de mortalidad reciente. Tercero, en los países en desarrollo el matrimonio es casi universal, al menos para las mujeres, por lo que existe poca diferencia entre la población observada y la población total. Cuarto, las frecuencias del primer matrimonio están muy concentradas alrededor de sus medias, con rangos y varianzas pequeñas, lo que reduce los errores introducidos por las diferencias entre las distribuciones real y la de un modelo.

La información sobre viudez tiene también ciertas desventajas. La más importante desde un punto de vista práctico es la relacionada con el tiempo de exposición al riesgo. Con la orfandad, la edad del encuestado corresponde al tiempo de exposición al riesgo del padre, pero no existe una relación inmediata entre la edad y el tiempo de exposición al riesgo de viudez. Esto no constituiría problema si fuera posible recoger información sobre la fecha del primer matrimonio o duración del mismo, pero este tipo de información ha sido imposible de recoger en diferentes encuestas en los países en desarrollo. Existen también fuertes evidencias de que en los países desarrollados las viudas experimentan tasas de mortalidad sustancialmente más altas que cualquier otro grupo de la población, especialmente en la edad adulta temprana (véase, por ejemplo, Kraus y Lilienfeld, 1959). Esto conduciría a que un método basado en la condición de viudez subestimara la mortalidad adulta. También existe un problema con el concepto del matrimonio. Estos conceptos varían entre las sociedades y dentro de ellas y, aún más, se modifican a través del tiempo para un mismo individuo. Un ejemplo de ellos se tiene en el exceso constante de mujeres casadas sobre los hombres casados, detectado por encuestas levantadas en muchos de los países en desarrollo. Las diferencias no serán muy significativas en la medida en que el concepto que se use sea lo más amplio posible, que cubra la mayor parte de la población y que reduzca los posibles sesgos producidos por diferencias en las categorías sociales. También es importante la coherencia de la información. Otro problema de menor importancia es el producido por la forma en que se hace la pregunta, puesto que el primer matrimonio no es una relación simétrica: Si A es el primer marido de B, no significa que B sea la primera mujer de A.

No puede hacerse nada acerca del exceso de mortalidad en las viudas o acerca de la vaguedad del concepto de matrimonio. El último problema mencionado puede superarse utilizando la distribución por edades de cónyuges solteros correspondientes a una edad al matrimonio, aunque estas informaciones no están disponibles para países en desarrollo, y para los países desarrollados, esa distribución es muy similar a la correspondiente a la de edades al primer matrimonio. Subsiste aún el problema del tiempo de exposición al riesgo. Si se dispone de las distribuciones del primer matrimonio para ambos sexos, parecería posible usar la edad del encuestado como un sustituto para la exposición al riesgo. La dificultad reside aquí en que las edades al matrimonio de ambos cónyuges están estrechamente relacionadas, es decir, que los mayores tienden a casarse con personas cercanas a su edad y los jóvenes tienden a casarse con los jóvenes. Tomando como ejemplo a las mujeres encuestadas, no es suficiente tener sólo una distribución masculina de edad al primer matrimonio para todas las edades al matrimonio de las mujeres. Es necesario tener todo un conjunto de tales distribuciones, una para cada edad o grupo de edades al primer matrimonio de las mujeres. La información necesaria para construir distribuciones adecuadas se encuentra disponible, generalmente, en países que cuentan con registros vitales adecuados, aunque raramente en la forma requerida, que es la de una cohorte. En los países en desarrollo, esta información no existe. Verdaderos problemas se presentan, entonces, para construir distribuciones modelo adecuadas. Resultaría extremadamente complicado o extremadamente arbitrario ajustar los modelos a una aplicación en particular.

Para evitar estas complicaciones, que no se justifican considerando lo rudimentario de la metodología general, se supone que todos los encuestados se casan por primera vez a una edad determinada, la edad media de la distribución del primer matrimonio. Se resuelve así el problema de necesitar un conjunto de distribuciones del primer matrimonio para los cónyuges de los encuestados, siendo la exposición al riesgo de viudez la edad del encuestado menos la edad media al primer matrimonio. Esto dará resultados completamente sin sentido para los encuestados menores que la edad media al primer matrimonio, y gravemente distorsionados para los encuestados ligeramente mayores que esta edad. Sin embargo, los primeros matrimonios ocurren con extraordinaria rapidez, la gran mayoría dentro de los cinco años a ambos lados de la media, para hombres y mujeres. En el momento en que los primeros matrimonios se han prácticamente completado, el sesgo introducido al concentrarlos en torno a su media es muy pequeño. Esto puede demostrarse estimando las proporciones de viudez, usando un conjunto de distribuciones del primer matrimonio y comparando los resultados con los obtenidos al usar una sola edad al matrimonio de los encuestados, combinada con una distribución de edades de los cónyuges al primer matrimonio.

## 2. Proporciones de viudos dada una edad fija al matrimonio del encuestado

Si se conoce la exposición al riesgo, es decir, el tiempo transcurrido desde el primer matrimonio, se puede calcular directamente la proporción de los que han enviudado. La situación es exactamente la misma que en el caso de la orfandad, con el tiempo de exposición al riesgo substituyendo la edad, y una función del primer matrimonio substituyendo la distribución de la fecundidad. En beneficio de la claridad, los cálculos se describirán para la viudez de las mujeres, aunque el razonamiento general es idéntico para la viudez de los hombres.

Se supone que el número de hombres de edad  $t$  hace  $a$  años es  $A(t)$ . Si la distribución de los matrimonios de hombres según edad, con mujeres solteras se representa por la función  $f(t)$ , el número de hombres que se casaron hace  $a$  años será:

$$\frac{q}{p} \int A(t) f(t) dt$$

donde  $p$  y  $q$  son las edades primera y última a las cuales se casan los varones. La probabilidad de sobrevivencia desde la edad exacta  $t$  a la edad exacta de  $t+a$  es  $l_{(t+a)}/l_{(t)}$ , de manera que la proporción de mujeres casadas, sin enviudar después de  $a$  años de matrimonio, es:

$$P(a) = \frac{\frac{q}{p} \int A(t) f(t) \frac{l_{(t+a)}}{l_{(t)}} dt}{\frac{q}{p} \int A(t) f(t) dt}$$

En una población estable, el número de varones de edad  $t$  hace  $a$  años puede ser descrito en términos del patrón de mortalidad y la tasa de crecimiento de la población, de manera que:

$$A(t) = k e^{-rt} l_{(t)}$$

por lo que la proporción de mujeres cuyos primeros maridos estarán aún vivos después de exactamente  $a$  años es:

$$P(a) = \frac{\frac{q}{p} \int e^{-rt} f(t) l_{(t+a)} dt}{\frac{q}{p} \int e^{-rt} f(t) l_{(t)} dt} \quad (\text{A.4.1})$$



Si todas las mujeres se han de casar por primera vez a la edad exacta  $b$ , una mujer de edad actual exacta  $a$  habrá estado expuesta al riesgo de viudez del primer marido por exactamente  $a-b$  años. Si la distribución por edad de los varones que se han casado con mujeres solteras se designa por  $f(t)$ , la proporción de no-viudas entre las mujeres de edad  $a$ ,  $P(a)$ , será:

$$P(a) = \frac{\int_p^q e^{-rt} f(t) l_{(t+a-b)} dt}{\int_p^q e^{-rt} f(t) l_{(t)} dt} \quad (\text{A.4.2})$$

donde  $p$  y  $q$  son las edades límites de  $t$ . Dada una función de matrimonio para edades simples, se pueden calcular las proporciones de viudas para intervalos de años individuales, y éstos pueden ser ponderados directamente para estimar la proporción de mujeres viudas en un grupo de edades. Debe tenerse cuidado en el caso de que  $a$  no sea la edad inicial de un grupo quinquenal de edades, definido en la forma habitual. No se produce problema alguno si  $a$  es 10, 15 ó 20, pero si  $a$  es 17, por ejemplo, las edades 15 y 16, dentro del grupo de 15 a 19 años, no son ni casadas ni viudas, siendo, por lo tanto, dejadas de lado. Aquéllas de edad exacta 17 son todas casadas pero ninguna es viuda, ya que el tiempo de exposición al riesgo es cero. Entre las casadas a las edades exactas 18, 19 y 20 algunas serán viudas.

Con el objeto de efectuar los cálculos necesarios, se requiere dar alguna forma numérica a la distribución del primer matrimonio, a las probabilidades de sobrevivencia y a la tasa de crecimiento de la población. Coale ha desarrollado un modelo de las distribuciones del primer matrimonio de las mujeres (Coale, 1972; Coale y McNeil, 1972). Se estableció que este modelo da un excelente ajuste para las distribuciones observadas del primer matrimonio de las mujeres en diferentes países en desarrollo. También proporciona un ajuste muy adecuado para una variedad de distribuciones del primer matrimonio de varones, aunque algunas quedan fuera del rango de los valores modelo tabulados por Coale. Sin embargo, el modelo de Coale requiere de dos parámetros de ajuste, uno para la ubicación de la edad y el otro para la tasa a la cual ocurren los matrimonios. Esto introduciría un grado de refinamiento que no concuerda con las drásticas simplificaciones efectuadas, por ejemplo, al concentrar todos los matrimonios de los encuestados en la edad media. Se pensó que era más adecuado el uso de polinomios simples, a los que se les asigna un rango de ubicaciones de edad, de manera exactamente igual que para los cálculos de orfandad. Un examen de las distribuciones del primer matrimonio disponibles reveló considerables variaciones, desde primeros matrimonios extremadamente tempranos en ciertos lugares de Asia Sud Oriental hasta mucho más tardíos en América del Sur. Las funciones seleccionadas tratan de representar un campo intermedio entre estos dos extremos. Puede demostrarse que la forma real de la función seleccionada tiene un efecto muy poco importante sobre la estimación de la viudez obtenida. La distribución del primer matrimonio de las mujeres se representa por la función:

$$f(t) = t^{1/3} (30-t)^4$$

y la distribución del primer matrimonio de los hombres se representa por:

$$f(t) = t^{1/2} (30-t)^3$$

Ambas funciones tienen el mismo rango, 30 años. La media de la función para las mujeres es de 6,3 años, con un 90 por ciento de casadas después de 12,8 años. La media de la función para los hombres es de 8,3 años, con un 90 por ciento de casados después de 15,5 años. Las funciones de sobrevivencia se tomaron de la tabla modelo de vida de Brass, basada en su Estándar General teniendo un  $l_{(2)}$  de 800. Se supone que la tasa de crecimiento de la población es del 2 por ciento al año.

Las proporciones de los no viudos, según edad, se calculan a partir de la ecuación A.4.2, de la misma manera que la descrita para la orfandad (Brass y Hill, 1973). Es claro que las proporciones de viudos a una edad

determinada variarán con la edad al matrimonio de los encuestados, así como con la edad al matrimonio de sus cónyuges. Por lo tanto, se requieren dos parámetros de ajuste, uno para la edad al matrimonio de los encuestados, que determina el tiempo de exposición al riesgo a una edad determinada, y otro para la edad al matrimonio de sus cónyuges, que determina las probabilidades de viudez para un tiempo de exposición al riesgo determinado. Una vez que se han calculado las proporciones de los no viudos, es necesario relacionarlas con las probabilidades de sobrevivencia de una tabla de vida adecuada. Las probabilidades de sobrevivencia que se usen dependen del sexo del encuestado, de manera que en las próximas dos secciones se considerarán los dos sexos separadamente.

### 3. Estimación de la mortalidad masculina adulta a partir de la información sobre viudez femenina

No resulta crucial la forma precisa de la ecuación de estimación que se use para relacionar la no viudez con las probabilidades de sobrevivencia, aunque, en general, es mejor que exista una correspondencia estrecha entre ambas. El tiempo de exposición al riesgo a una edad determinada varía con la edad media al matrimonio, de manera que es preferible usar ecuaciones de estimación diferente para medias muy diferentes. Las proporciones de las no viudas en dos grupos de edades adyacentes se relacionan con una probabilidad de sobrevivencia relativa a la edad central de los dos grupos por medio de ponderaciones, de la misma manera que se hizo para la orfandad. Este sistema de ponderar grupos de edades adyacentes introduce un útil elemento de ajustamiento en el proceso de estimación. Cuando la edad media al primer matrimonio para las mujeres encuestadas es menor a 20 años, la ecuación de estimación que se usa es la siguiente:

$$\frac{l_{(N+5)}}{l_{(22\ 1/2)}} = W(N) {}_5Pw_{N-5} + (1 - W(N)) {}_5Pw_N \quad (\text{A.4.3})$$

Donde  $N$  es la edad central de los grupos adyacentes, y  $Pw$  es la proporción de no viudas en un grupo de edades. Para las encuestadas de los grupos de edades de 20 a 24 y de 25 a 29 años,  $N$  será 25, de manera que la relación de sobrevivencia estimada será  $l_{(30)} / l_{(22\ 1/2)}$  una sobrevivencia de 7 1/2 años a partir de una edad de 22 1/2. Si todas las mujeres se casaron a los 17 1/2, su tiempo de exposición a los 25 años habrá sido de 7 1/2 años. Si todos los hombres se casaron a los 22 1/2, edad 5 años más alta que la de las mujeres, su exposición habrá sido de 7 1/2 años a partir de los 22 1/2 años, que es la probabilidad de sobrevivencia de la ecuación de estimación. Esta es una correspondencia suficiente para situaciones donde la mujer se casa a una edad media inferior a 20 años. En el caso en que la edad media al matrimonio de las mujeres sea sobre 20, la ecuación de estimación usada es la siguiente:

$$\frac{l_{(N+5)}}{l_{(27\ 1/2)}} = W(N) {}_5Pw_{N-5} + (1 - W(N)) {}_5Pw_N \quad (\text{A.4.4})$$

la que tiene una edad inicial y un tiempo de exposición diferentes, resultando más apropiada para una situación de matrimonios más tardíos. En efecto, es apropiada para una edad media al matrimonio de 22 1/2 para las mujeres, y de 27 1/2 para los hombres.

Si se introducen los valores modelo de  $Pw$  y las relaciones de sobrevivencia pertinentes en las ecuaciones A.4.3 y A.4.4, se pueden estimar los valores de  $W(N)$ . Estas ponderaciones pueden entonces aplicarse a las proporciones de las no viudas observadas y estimar las probabilidades de sobrevivencia. Ya se ha anotado que se requieren dos parámetros de ajuste para una aplicación del método. Afortunadamente, desde el momento que la edad media al matrimonio de las mujeres sólo afecta al tiempo de exposición al riesgo, es muy simple corregir este parámetro sumando a cada ponderación una cierta cantidad, la que está determinada por la media. El conjunto básico de ponderaciones para estimar la ecuación A.4.3, con una edad media al primer matrimonio para las mujeres de 18 años, se presenta en la parte a) de la tabla 4.1 del Anexo 4. El conjunto para la ecuación A.4.4 con una edad media femenina de 22 años se presenta en la parte b) de la tabla 4.1 del Anexo 4. Las correcciones para los diferentes valores de la edad media femenina al primer matrimonio se presentan en la tabla 4.2 del Anexo 4.

Tabla 4.1

PONDERACIONES PARA CONVERTIR LAS PROPORCIONES DE NO-VIUDAS EN  
FUNCIONES DE UNA TABLA DE VIDA

Mujeres encuestadas

a) Función estimada:  $l_{(N+5)} / l_{(22\ 1/2)}$

Edad media al primer matrimonio en una cohorte: 18 años

Edad media de la población masculina al matrimonio	Edad central de mujeres encuestadas									
	20	25	30	35	40	45	50	55	60	65
19	0,4564	0,2573	0,2488	0,2209	0,1741	0,1102	0,0279	-0,0404	-0,1478	-0,2305
20	0,4928	0,3052	0,3100	0,3003	0,2771	0,2386	0,1802	0,1299	0,0363	-0,0430
21	0,5232	0,3459	0,3648	0,3744	0,3749	0,3614	0,3259	0,2934	0,2137	0,1393
22	0,5481	0,3805	0,4142	0,4440	0,4683	0,4790	0,4657	0,4508	0,3853	0,3178
23	0,5678	0,4097	0,4590	0,5099	0,5580	0,5921	0,6002	0,6028	0,5521	0,4940
24	0,5830	0,4344	0,5006	0,5731	0,6447	0,7015	0,7303	0,7504	0,7154	0,6696
25	0,5945	0,4563	0,5404	0,6349	0,7294	0,8079	0,8568	0,8944	0,8767	0,8462
26	0,6038	0,4770	0,5799	0,6965	0,8131	0,9123	0,9807	1,0359	1,0375	1,0257
27	0,6120	0,4979	0,6205	0,7589	0,8966	1,0154	1,1027	1,1761	1,1994	1,2103
28	0,6204	0,5204	0,6630	0,8226	0,9802	1,1178	1,2236	1,3160	1,3639	1,4026
29	0,6300	0,5449	0,7078	0,8878	1,0643	1,2197	1,3438	1,4569	1,5326	1,6057
30	0,6408	0,5715	0,7547	0,9543	1,1485	1,3212	1,4636	1,5998	1,7071	1,8235

b) Función estimada:  $l_{(N+5)} / l_{(27\ 1/2)}$

Edad media al primer matrimonio en una cohorte: 22 años

Edad media de la población masculina al matrimonio	Edad central de mujeres encuestadas									
	20	25	30	35	40	45	50	55	60	65
19	3,1951	0,6196	0,3856	0,2623	0,0757	-0,1584	-0,4145	-0,6257	-0,8404	-0,9722
20	3,0786	0,6513	0,4344	0,3263	0,1631	-0,0394	-0,2606	-0,4428	-0,6368	-0,7617
21	2,9801	0,6780	0,4763	0,3841	0,2454	0,0747	-0,1129	-0,2677	-0,4419	-0,5600
22	2,8983	0,7002	0,5121	0,4367	0,3235	0,1844	0,0291	-0,0997	-0,2547	-0,3663
23	2,8329	0,7180	0,5424	0,4851	0,3922	0,2902	0,1658	0,0617	-0,0746	-0,1797
24	2,7839	0,7318	0,5682	0,5303	0,4703	0,3928	0,2980	0,2174	0,0992	0,0011
25	2,7490	0,7424	0,5910	0,5738	0,5409	0,4930	0,4263	0,3681	0,2677	0,1776
26	2,7243	0,7509	0,6127	0,6171	0,6113	0,5918	0,5516	0,5149	0,4319	0,3514
27	2,7054	0,7584	0,6347	0,6615	0,6823	0,6897	0,6745	0,6585	0,5930	0,5240
28	2,6871	0,7660	0,6582	0,7078	0,7544	0,7873	0,7957	0,7996	0,7521	0,6970
29	2,6659	0,7747	0,6837	0,7563	0,8277	0,8847	0,9155	0,9389	0,9104	0,8719
30	2,6407	0,7846	0,7112	0,8068	0,9019	0,9317	1,0340	1,0768	1,0690	1,0504

Tabla 4.2

CORRECCIONES PARA LA EDAD MEDIA FEMENINA AL PRIMER MATRIMONIO

Ecuación de Estimación			
$l_{(N+5)}/l_{(22\ 1/2)}$		$l_{(N+5)}/l_{(27\ 1/2)}$	
Edad media al primer matrimonio	Corrección	Edad media al primer matrimonio	Corrección
15	0,6	20	0,4
16	0,4	21	0,2
17	0,2	22	-
18	-	23	- 0,2
19	- 0,2	24	- 0,4
20	- 0,4	25	- 0,6

No resulta complicado el procedimiento para obtener un conjunto de ponderaciones para una aplicación en particular. El primer paso es calcular la edad media femenina al primer matrimonio. Esta media determina el tiempo de exposición al riesgo para un grupo de edades en particular de encuestadas. Esta media puede estimarse a partir de la información sobre la distribución por edad al matrimonio de la población soltera de acuerdo con el procedimiento de Hajnal. La media para las mujeres determina qué ecuación de estimación se usará. Si es inferior a 20, se usa la ecuación A.4.3 y las ponderaciones se seleccionan de la parte a) de la tabla 4.1 del Anexo 4. Si la edad media es superior a 20, se usa la ecuación A.4.4 y las ponderaciones se seleccionan de la parte b) de la tabla 4.1 del Anexo 4. A continuación se necesita una media de la edad al matrimonio de los hombres, la que debe ser ponderada por la distribución por edades de la población masculina. Se requiere, por lo tanto, una edad media al primer matrimonio de la población masculina, la que puede ser calculada como se ha descrito en la sección 3 del Anexo 3. Se usa entonces esta media para los hombres como el parámetro de entrada en la parte relevante de la tabla 4.1. del Anexo 4, interpolando linealmente entre los valores enteros que se presentan. Las ponderaciones obtenidas para cada edad central deben ser ajustadas al valor real de la media para las mujeres. La corrección para un valor dado de la media femenina y para la ecuación de estimación particular, se obtiene de la tabla 4.2, y esta corrección (la misma para todas las edades centrales) se suma a cada ponderación ya obtenida. Las ponderaciones ajustadas pueden ahora aplicarse a las proporciones observadas de las no viudas, con lo que se obtiene la estimación de las probabilidades de sobrevivencia de la tabla de vida.

4. Estimación de la mortalidad femenina adulta a partir de la información de la viudez masculina

Cuando se encuesta a la población masculina la distribución por edad al primer matrimonio de los hombres es la que determina el tiempo de exposición al riesgo de las mujeres, y la distribución por edad al primer matrimonio en la población de la mujer determina el nivel del riesgo. En lo demás, la situación es la misma que para las mujeres. Para cada edad media al matrimonio de varones (en este caso, la media de distribución) inferior a 25 se usa la siguiente ecuación de estimación:

$$\frac{l_{(N-5)}}{l_{(17\ 1/2)}} = W(N) {}_5PW_{N-5} + (1 - W(N)) {}_5PW_N \tag{A.4.5}$$

donde  $N$  es la edad central de dos grupos de edades adyacentes, y  $PW$  es la proporción de no viudos de la primera esposa. Para los grupos de edades de 25 a 29 y de 30 a 34 años,  $N$  equivale a 30, de manera que la probabilidad de sobrevivencia es  $l_{(25)}/l_{(17\ 1/2)}$ , lo que representa una sobrevivencia de 7 1/2 años a partir de los 17 1/2 años. Esto sería correcto si todos los hombres se casaran a la edad de 22 1/2 con mujeres de 17 1/2 años, situación que es la aproximada a los casos en que los hombres se casan antes de los 25 años. Si la edad media al matrimonio para los hombres está entre los 25 y los 30 años, la ecuación de estimación es la siguiente:

$$\frac{l_{(N-5)}}{l_{(22\ 1/2)}} = W(N) {}_5PW_{N-5} + (1 - W(N)) {}_5PW_N \quad (\text{A.4.6})$$

reduciéndose la exposición al riesgo y suponiendo una edad inicial más tardía.

Las ponderaciones  $W(N)$  se obtienen colocando los valores modelo de  $PW$  y las probabilidades modelo de sobrevivencia en las ecuaciones A.4.5 y A.4.6. En la tabla 4.3 del Anexo 4 se presentan las ponderaciones obtenidas: en la parte (a) para los casos en que la edad media masculina al primer matrimonio es inferior a 25, y en la parte (b) para aquellos en que la edad media al primer matrimonio es superior a 25. En la tabla 4.4 del Anexo 4 se presentan las correcciones para la media real masculina.

El procedimiento para obtener un conjunto de ponderaciones para una aplicación en particular es el mismo que para las mujeres, pero con las medias invertidas. Se calcula la edad media al primer matrimonio de una cohorte por el procedimiento de Hajnal, relativo a la distribución por edades al matrimonio de la población soltera, y se selecciona, en consecuencia, una ecuación de estimación adecuada. Si la media es inferior a 25, se usa la ecuación A.4.5 y si la media es superior a 25, se usa la ecuación A.4.6. Se calcula después la edad media femenina, ponderada por la distribución de edades de la población que se usa como parámetro de entrada en la tabla 4.3 del Anexo 4. Se obtiene así un conjunto de ponderaciones, una para cada edad central de los hombres, que corresponde a la edad media de la población femenina. Sólo queda por corregir cada una de ellas para adecuarlas a la edad media de distribución masculina. Se hace esa corrección mediante una interpolación en la tabla 4.4 del Anexo 4. Se obtiene una sola corrección, que se suma a cada ponderación ya calculada. De esta manera, las ponderaciones ajustadas quedan en situación de ser usadas.

##### 5. Efectos de suponer una sola edad al primer matrimonio

A primera vista, ésta parece ser una suposición realmente drástica, pero produce una diferencia relativamente poco importante después del primer o segundo grupo de edades. La información acerca de la edad al matrimonio de ambos cónyuges se encuentra disponible, por cohortes, en el censo de 1911 en Irlanda (His Majesty's Stationery Office, 1913). Las distribuciones por edad al matrimonio, según edad del cónyuge al matrimonio, se establecen para hombres y mujeres. Utilizando estas distribuciones, se calcularon las proporciones de viudos según edad, suponiéndose la misma mortalidad y tasa de crecimiento adoptadas anteriormente. Esto es una prueba, no sólo del efecto de concentrar los matrimonios de los encuestados en su edad media, sino también de lo robusto del método ante las variaciones en los patrones de nupcialidad. Los matrimonios irlandeses, hasta 1911, tienen un patrón por edades completamente diferente a los modelos usados anteriormente en este desarrollo, presentando una media mucho más tardía y una varianza mucho mayor. Ambos efectos deberían actuar en la misma dirección, tendiendo a aumentar la viudez real comparada con la del modelo, por lo que es improbable que un efecto anule al otro. Los resultados se presentan en la tabla 4.5 del Anexo 4. En el caso de las mujeres, sólo los grupos de edades de 15 a 19 y de 20 a 24 años se ven seriamente afectados. Esto se debe al efecto de truncamiento que se hace presente hasta que se completan los primeros matrimonios, porque la edad media de los que ya han ocurrido es siempre más baja que la que se alcanzará cuando se hayan producido todos los primeros matrimonios. Se desprende que el tiempo de exposición al riesgo de viudez es mayor en los grupos de edades jóvenes que el que correspondería a la edad media para todos los primeros matrimonios. Después de los 25 años, las proporciones de viudas en los modelos simple y complejo son extraordinariamente similares. La situación no es tan satisfactoria para los hombres, ya que el efecto de truncamiento persiste durante más tiempo, siendo menos estrecha la correspondencia, aunque los resultados siguen siendo bastante razonables. No parece aventurado concluir que el método resiste las variaciones en los patrones de matrimonio y que la simplificación drástica, de usar una media de matrimonio en vez de una distribución, sólo tiene un efecto serio sobre los encuestados jóvenes.

Tabla 4.3

PONDERACIONES PARA CONVERTIR LAS PROPORCIONES DE NO VIUDOS EN  
FUNCIONES DE TABLA DE VIDA

Hombres encuestados

a) Función estimada:  $l_{(N-5)}/l_{(17\ 1/2)}$

Edad media al primer matrimonio de una cohorte: 23 años

Edad media de la población femenina al matrimonio	Edad central de los encuestados									
	25	30	35	40	45	50	55	60	65	70
15	0,3853	0,1129	0,0999	0,1110	0,1113	0,1043	0,0861	0,0483	0,0172	-0,0593
16	0,4423	0,1930	0,1869	0,2087	0,2252	0,2371	0,2380	0,2174	0,1988	0,1325
17	0,4944	0,2635	0,2669	0,3004	0,3332	0,3638	0,3831	0,3790	0,3733	0,3175
18	0,5399	0,3242	0,3386	0,3847	0,4343	0,4835	0,5209	0,5332	0,5408	0,4964
19	0,5783	0,3758	0,4017	0,4614	0,5284	0,5964	0,6516	0,6804	0,7017	0,6704
20	0,6100	0,4191	0,4566	0,5310	0,6161	0,7028	0,7757	0,8211	0,8568	0,8408
21	0,6357	0,4546	0,5041	0,5943	0,6980	0,8034	0,8939	0,9563	1,0070	1,0090
22	0,6553	0,4828	0,5451	0,6522	0,7751	0,8990	1,0070	1,0865	1,1535	1,1765
23	0,6693	0,5049	0,5811	0,7061	0,8483	0,9906	1,1160	1,2127	1,2977	1,3447
24	0,6790	0,5228	0,6143	0,7579	0,9193	1,0795	1,2221	1,3360	1,4413	1,5154

b) Función estimada:  $l_{(N-5)}/l_{(22\ 1/2)}$

Edad media al primer matrimonio de un cohorte: 27 años

Edad media de la población femenina al matrimonio	Edad central de los encuestados									
	25	30	35	40	45	50	55	60	65	70
15	3,7890	0,4844	0,2145	0,1578	0,0613	-0,0829	-0,2588	-0,4511	-0,6037	-0,7760
16	3,5958	0,5381	0,2932	0,2462	0,1628	0,0397	-0,1097	-0,2744	-0,4057	-0,5625
17	3,4103	0,5870	0,3636	0,3277	0,2584	0,1567	0,0333	-0,1049	-0,2163	-0,3577
18	3,2457	0,6297	0,4253	0,4010	0,3468	0,2671	0,1695	0,0567	-0,0355	-0,1613
19	3,1049	0,6659	0,4784	0,4657	0,4279	0,3708	0,2987	0,2106	0,1373	0,0269
20	2,9865	0,6961	0,5233	0,5223	0,5021	0,4682	0,4214	0,3572	0,3027	0,2076
21	2,8889	0,7208	0,5602	0,5717	0,5703	0,5600	0,5381	0,4972	0,4615	0,3818
22	2,8142	0,7398	0,5897	0,6148	0,6333	0,6470	0,6494	0,6313	0,6143	0,5505
23	2,7622	0,7536	0,6129	0,6529	0,6924	0,7301	0,7563	0,7604	0,7619	0,7153
24	2,7289	0,7631	0,6320	0,6883	0,7496	0,8109	0,8601	0,8857	0,9056	0,8777

Tabla 4.4

CORRECCION PARA LA EDAD MEDIA MASCULINA AL PRIMER MATRIMONIO

Ecuación de Estimación			
$l_{(N+5)} / l_{(17\ 1/2)}$		$l_{(N-5)} / l_{(22\ 1/2)}$	
Edad media al primer matrimonio	Corrección	Edad media al primer matrimonio	Corrección
20	0,6	25	0,4
21	0,4	26	0,2
22	0,2	27	-
23	-	28	-0,2
24	-0,2	29	-0,4
25	-0,4	30	-0,6

Tabla 4.5

PROPORCIONES DE NO-VIUDOS BASADAS EN PATRONES DE MATRIMONIO DE IRLANDA COMPARADAS CON LAS QUE RESULTAN DEL MODELO SIMPLE POR SEXO

Grupos de edades de encuestados	Proporciones de no-viudos			
	Hombres		Mujeres	
	Patrón de Irlanda	Modelo simple	Patrón de Irlanda	Modelo simple
15 - 19	0,985	1,000	0,979	1,000
20 - 24	0,970	1,000	0,961	0,991
25 - 29	0,951	0,990	0,934	0,957
30 - 34	0,927	0,959	0,897	0,909
35 - 39	0,898	0,914	0,850	0,858
40 - 44	0,859	0,869	0,790	0,800
45 - 49	0,814	0,819	0,720	0,733
50 - 54	0,754	0,763	0,636	0,652
55 - 59	0,684	0,698	0,537	0,558
60 - 64	0,602	0,620	0,428	0,450
Media de distribución (encuestados)	= 27,6			22,8
Media de población (cónyuges)	= 21,2			25,7

## 6. Conclusiones

La técnica de viudez descrita sólo ha sido aplicada una vez, en Honduras, y aunque condujo a resultados bastante plausibles y coherentes, una sola aplicación es obviamente insuficiente para justificarla. Los cálculos hechos con el modelo sugieren que la técnica es suficientemente robusta como para enfrentar diferentes patrones de nupcialidad y diferentes niveles y patrones de mortalidad. También tiene ciertas ventajas sobre la técnica relativa a orfandad. En general, sólo hay un informe por adulto y la información cubre una alta proporción de la población total. Se pueden obtener estimaciones de la mortalidad con exposiciones tan bajas como de 7 1/2 años, porque no existe el efecto de adopción y porque el efecto de truncamiento para los encuestados jóvenes llega, rápidamente, a ser despreciable. El método opera mejor en la estimación de la mortalidad adulta masculina, donde el método de orfandad opera peor. Sin embargo, queda la incertidumbre acerca de la importancia de la asociación entre la viudez y la sobremortalidad del cónyuge sobreviviente. En muchas partes del mundo, donde los conceptos sobre el matrimonio son vagos y variables, puede también resultar difícil recolectar la información necesaria acerca de sobrevivencia u otros datos del primer esposo. En Honduras, la calidad general de la información fue buena y, si bien en América Latina puede ser posible recoger información por medio de encuestas cuidadosamente supervisadas, puede ser imposible hacerlo en áreas como Africa tropical y el subcontinente indio. Se necesitan más aplicaciones de esta técnica para determinar si el método es adecuado para usarse extensivamente y establecer cuál de los métodos, el de viudez, el de orfandad o el de orfandad de los hijos mayores sobrevivientes, puede considerarse como el más apropiado para uso general.



## ANEXO 5

Tabla 5.1

RETRO-EDENH: POBLACION TOTAL, SEGUN RESIDENCIA URBANA Y RURAL Y SEXO,  
CLASIFICADA POR GRUPOS DE EDADES

Grupos de edades	Total			Urbana			Rural		
	Total	Hombres	Mujeres	Total	Hombres	Mujeres	Total	Hombres	Mujeres
<i>Total</i>	<i>29 991</i>	<i>14 799</i>	<i>15 192</i>	<i>9 795</i>	<i>4 578</i>	<i>5 217</i>	<i>20 196</i>	<i>10 221</i>	<i>9 975</i>
0	1 245	659	586	342	193	149	903	466	437
1 - 4	4 409	2 220	2 189	1 285	675	610	3 124	1 545	1 579
5 - 9	4 924	2 489	2 435	1 518	751	767	3 406	1 738	1 668
10 - 14	4 072	2 085	1 987	1 342	631	711	2 730	1 454	1 276
15 - 19	3 178	1 592	1 586	1 127	495	632	2 051	1 097	954
20 - 24	2 422	1 130	1 292	861	378	483	1 561	752	809
25 - 29	1 896	917	979	631	297	334	1 265	620	645
30 - 34	1 490	700	790	532	240	292	958	460	498
35 - 39	1 456	699	757	460	210	250	996	489	507
40 - 44	1 121	536	585	376	170	206	745	366	379
45 - 49	971	470	501	353	147	206	618	323	295
50 - 54	789	364	425	254	107	147	535	257	278
55 - 59	617	300	317	209	92	117	408	208	200
60 - 64	498	236	262	158	63	95	340	173	167
65 - 69	339	159	180	126	56	70	213	103	110
70 - 74	282	136	146	106	39	67	176	97	79
75 y más	282	107	175	115	34	81	167	73	94

Tabla 5.2

RETRO-EDENH: POBLACION FEMENINA DE 15 AÑOS Y MAS. NUMERO DE HIJOS NACIDOS VIVOS Y SOBREVIVIENTES POR GRUPOS QUINQUENALES DE EDADES DE LAS MUJERES. RESIDENCIA URBANA Y RURAL

Grupos de edades	Número de mujeres				Hijos		
	Total	Sin declaración de hijos tenidos	Con declaración	Sin hijos	Con hijos	Nacidos	Sobrevivientes
TOTAL							
<i>Total</i>	7 995	74	7 921	1 956	5 965	32 469	24 488
15 - 19	1 586	34	1 552	1 229	323	455	398
20 - 24	1 292	9	1 283	366	917	2 153	1 808
25 - 29	979	2	977	109	868	3 302	2 670
30 - 34	790	5	785	53	732	3 916	3 150
35 - 39	757	4	753	39	714	4 712	3 678
40 - 44	585	2	583	28	555	4 201	3 187
45 - 49	501	3	498	27	471	3 645	2 681
50 - 54	425	1	424	19	405	3 063	2 230
55 - 59	317	2	315	21	294	2 324	1 635
60 y más	763	12	751	65	686	4 698	3 051
URBANA							
<i>Total</i>	2 980	28	2 952	902	2 050	10 140	7 840
15 - 19	632	10	622	527	95	124	116
20 - 24	483	4	479	186	293	640	562
25 - 29	334	0	334	54	280	909	776
30 - 34	292	1	291	24	267	1 293	1 095
35 - 39	250	2	248	19	229	1 366	1 103
40 - 44	206	2	204	18	186	1 194	949
45 - 49	206	2	204	18	186	1 313	969
50 - 54	147	0	147	7	140	945	699
55 - 59	117	2	115	14	101	691	494
60 y más	313	5	308	35	273	1 665	1 077
RURAL							
<i>Total</i>	5 015	46	4 969	1 054	3 915	22 329	16 648
15 - 19	954	24	930	702	228	331	282
20 - 24	809	5	804	180	624	1 513	1 246
25 - 29	645	2	643	55	588	2 393	1 894
30 - 34	498	4	494	29	465	2 623	2 055
35 - 39	507	2	505	20	485	3 346	2 575
40 - 44	379	0	379	10	369	3 007	2 238
45 - 49	295	1	294	9	285	2 332	1 712
50 - 54	278	1	277	12	265	2 118	1 531
55 - 59	200	0	200	7	193	1 633	1 141
60 y más	450	7	443	30	413	3 033	1 974

Tabla 5.3

RETRO-EDENH: NUMERO DE MUJERES Y NACIMIENTOS EN EL ULTIMO AÑO,  
SEGUN ORDEN DE NACIMIENTO Y GRUPO DE EDADES DE LAS MADRES.  
RESIDENCIA URBANA Y RURAL.

Grupos de edades	Número de Mujeres	Hijos				
		Total	Orden de nacimiento			
			Primero	Segundo	Tercero o siguientes	No declarado
TOTAL						
<i>Total</i>	6 490	1 433	254	213	910	56
15 - 19	1 586	234	134	48	18	34
20 - 24	1 292	394	96	120	169	9
25 - 29	979	318	19	32	265	2
30 - 34	790	229	5	10	211	3
35 - 39	757	174	—	3	167	4
40 - 44	585	73	—	—	71	2
45 - 49	501	11	—	—	9	2
URBANO						
<i>Total</i>	2 403	401	90	71	220	20
15 - 19	632	66	43	10	3	10
20 - 24	483	124	33	44	43	4
25 - 29	334	80	12	11	57	—
30 - 34	292	68	2	4	61	1
35 - 39	256	47	—	2	43	2
40 - 44	206	14	—	—	12	2
45 - 49	206	2	—	—	1	1
RURAL						
<i>Total</i>	4 080	1 032	164	142	690	36
15 - 19	954	168	91	38	15	24
20 - 24	809	270	63	76	126	5
25 - 29	645	238	7	21	208	2
30 - 34	498	161	3	6	150	2
35 - 39	507	127	—	1	124	2
40 - 44	379	59	—	—	59	—
45 - 49	295	9	—	—	8	1

Tabla 5.4

RETRO-EDENH: HIJOS SOBREVIVIENTES DE NACIMIENTOS OCURRIDOS EN EL ULTIMO AÑO,  
SEGUN GRUPO DE EDADES DE LAS MADRES

Grupos de edades	Total	Sobrevivientes	Muertos	No declarados
<i>Total</i>	1 377	1 282	85	10
15 - 19	200	186	14	0
20 - 24	385	361	20	4
25 - 29	316	292	22	2
30 - 34	226	212	13	1
35 - 39	170	157	12	1
40 - 44	71	66	4	1
45 - 49	9	8	—	1

Tabla 5.5

ORFANDAD MATERNA, SEGUN GRUPOS QUINQUENALES DE EDADES

Grupos de edades	Total	Madre muerta	Madre sobreviviente	Orfandad no declarada
<i>Total</i>	29 991	5 648	24 270	73
0 - 4	5 654	31	5 614	9
5 - 9	4 924	91	4 826	7
10 - 14	4 072	156	3 909	7
15 - 19	3 178	226	2 945	7
20 - 24	2 422	296	2 115	11
25 - 29	1 896	362	1 528	6
30 - 34	1 490	426	1 060	4
35 - 39	1 456	587	864	5
40 - 44	1 121	554	562	5
45 - 49	971	591	376	4
50 - 54	789	564	221	4
55 - 59	617	497	120	—
60 y más	1 401	1 267	130	4

ORFANDAD MATERNA DE HIJOS MAYORES SOBREVIVIENTES, SEGUN GRUPOS QUINQUENALES DE EDADES

Grupos de edades	Total	Madre muerta	Madre sobreviviente	Orfandad no declarada
<i>Total</i>	8 060	2 141	5 916	3
0 - 4	1 174	15	1 159	—
5 - 9	1 021	25	996	—
10 - 14	923	33	890	—
15 - 19	758	52	706	—
20 - 24	634	76	557	1
25 - 29	495	81	414	—
30 - 34	458	188	339	1
35 - 39	434	172	262	—
40 - 44	398	183	215	—
45 - 49	377	216	161	—
50 - 54	315	214	100	1
55 - 59	277	216	61	—
60 y más	796	740	56	—

Tabla 5.6

RETRO-EDENH: VIUEZ DEL PRIMER CONYUGE, POR GRUPOS QUINQUENALES DE EDADES,  
15 - 19 A 55 - 59. RESIDENCIA URBANA Y RURAL

Grupos de edades	Número de mujeres					
	Total	Nunca tuvo cónyuge	Alguna vez casada o unida			
			Total	Primer cónyuge aún vivo	Primer cónyuge muerto	Condición de sobrevivencia no declarada
TOTAL						
<i>Total</i>	7 232	1 605	5 627	4 931	696	76
15 - 19	1 586	1 078	508	471	4	33
20 - 24	1 292	308	984	953	21	10
25 - 29	979	91	888	833	44	11
30 - 34	790	38	752	694	52	6
35 - 39	757	30	727	621	101	5
40 - 44	585	19	566	480	85	1
45 - 49	501	14	487	376	107	4
50 - 54	425	12	413	296	113	4
55 - 59	317	15	302	207	93	2
URBANO						
<i>Total</i>	2 667	751	1 916	1 679	210	27
15 - 19	632	488	144	133	1	10
20 - 24	483	154	329	317	7	5
25 - 29	334	43	291	274	13	4
30 - 34	292	13	279	261	16	2
35 - 39	250	15	235	200	34	1
40 - 44	206	12	194	170	23	1
45 - 49	206	10	196	155	40	1
50 - 54	147	6	141	100	39	2
55 - 59	117	10	107	69	37	1
RURAL						
<i>Total</i>	4 565	854	3 711	3 252	410	49
15 - 19	954	590	364	338	3	23
20 - 24	809	154	655	636	14	5
25 - 29	654	48	597	559	31	7
30 - 34	498	25	473	433	36	4
35 - 39	507	15	492	421	67	4
40 - 44	379	7	372	310	62	—
45 - 49	295	4	291	221	67	3
50 - 54	278	6	272	196	74	2
55 - 59	200	5	195	138	56	1

Tabla 5.7

RETRO-EDENH: POBLACION FEMENINA, SEGUN ESTADO CIVIL, POR GRUPOS  
QUINQUENALES DE EDADES 15 - 19 A 55 - 59. RESIDENCIA URBANA Y RURAL.

Grupos de edades	Total	Soltera	Casada	Conviviente	Viuda	Divorciada	Estado civil no declarado
TOTAL							
<i>Total</i>	7 232	1 644	1 838	2 375	382	986	7
15 - 19	1 586	1 109	92	299	3	83	—
20 - 24	1 292	313	284	499	9	186	1
25 - 29	979	92	285	449	16	137	—
30 - 34	790	39	264	327	24	135	1
35 - 39	757	31	264	273	58	127	4
40 - 44	585	19	223	202	42	98	1
45 - 49	501	14	164	153	79	91	—
50 - 54	425	12	142	116	77	78	—
55 - 59	317	15	120	57	74	51	—
URBANO							
<i>Total</i>	2 667	764	650	662	136	451	4
15 - 19	532	498	32	70	—	32	—
20 - 24	483	157	114	128	3	81	—
25 - 29	334	43	100	126	9	56	—
30 - 34	292	13	99	106	8	65	1
35 - 39	250	15	78	86	21	48	2
40 - 44	206	12	77	58	11	47	1
45 - 49	206	10	68	49	29	50	—
50 - 55	147	6	46	24	27	44	—
55 - 59	117	10	36	15	28	28	—
RURAL							
<i>Total</i>	4 565	880	1 188	1 713	246	535	3
15 - 19	954	611	60	229	3	51	—
20 - 24	809	156	170	371	6	105	1
25 - 29	645	49	185	323	7	81	—
30 - 34	498	26	165	221	16	70	—
35 - 39	507	16	186	187	37	79	2
40 - 44	379	7	146	144	31	51	—
45 - 49	295	4	96	104	50	41	—
50 - 54	278	6	96	92	50	34	—
55 - 59	200	5	84	42	46	23	—

Tabla 5.8

RETRO-EDENH: POBLACION MASCULINA, SEGUN ESTADO CIVIL, POR GRUPOS  
QUINQUENALES DE EDADES, 15 - 19 A 55 - 59. RESIDENCIA URBANA Y RURAL

Grupos de edades	Total	Soltera	Casada	Conviviente	Viuda	Divorciada	Estado civil no declarado
TOTAL							
<i>Total</i>	6 708	2 691	1 640	2 109	74	194	—
15 - 19	1 592	1 516	7	61	—	8	—
20 - 24	1 130	674	131	285	3	37	—
25 - 29	917	223	238	412	1	43	—
30 - 34	700	99	237	339	3	22	—
35 - 39	699	70	280	313	7	29	—
40 - 44	536	41	218	257	9	11	—
45 - 49	470	28	209	202	12	19	—
50 - 54	364	27	170	133	18	16	—
55 - 59	300	13	150	107	21	9	—
URBANO							
<i>Total</i>	2 136	915	578	569	10	64	—
15 - 19	495	478	5	12	—	—	—
20 - 24	378	257	40	70	—	11	—
25 - 29	297	87	93	101	—	16	—
30 - 34	240	37	98	97	—	8	—
35 - 39	210	21	93	87	—	9	—
40 - 44	170	10	73	84	1	2	—
45 - 49	147	10	67	58	3	9	—
50 - 54	107	11	57	30	3	6	—
55 - 59	92	4	52	30	3	3	—
RURAL							
<i>Total</i>	4 572	1 776	1 062	1 540	64	130	—
15 - 19	1 097	1 038	2	49	—	8	—
20 - 24	752	417	91	215	3	26	—
25 - 29	620	136	145	311	1	27	—
30 - 34	460	62	139	242	3	14	—
35 - 39	489	49	187	226	7	20	—
40 - 44	366	31	145	173	8	9	—
45 - 49	323	18	142	144	9	10	—
50 - 54	257	16	113	103	15	10	—
55 - 59	208	9	98	77	18	6	—



**Impreso en los Servicios de  
Reproducción de CELADE.**





La Encuesta Demográfica Nacional de Honduras, más conocida por la sigla EDENH, es una investigación llevada a cabo en Honduras entre 1970 y 1972 con el fin de obtener un conocimiento adecuado y confiable sobre las variables demográficas de dicho país.

Su realización estuvo a cargo de la Dirección General de Estadística y Censos de Honduras con apoyo de otras instituciones nacionales y asistencia técnica y financiera de las Naciones Unidas.

Por varias razones, la EDENH puede ser considerada como un estudio pionero que abre nuevos rumbos en materia de recolección de datos demográficos en América Latina: comprueba la aplicabilidad a escala nacional de un método que hasta entonces se había manejado en el plano experimental, utiliza un formulario único con preguntas muy sencillas, su personal es reducido y la elaboración de los datos insume poco tiempo. En consecuencia, el costo total asciende a una cifra modesta, accesible para cualquier país en vías de desarrollo. No debe extrañar entonces que la metodología usada en Honduras sea adoptada por otros países para alcanzar objetivos similares.

En este fascículo, el último de una serie de siete, se presentan y analizan los resultados de una investigación especial (RETRO-EDENH) incluida en la cuarta vuelta de la encuesta prospectiva. La investigación especial tuvo dos propósitos: a) comprobar la exactitud de algunos de los resultados de la EDENH, y b) efectuar un estudio metodológico de los enfoques retrospectivos e indirectos empleados.