

CENTRO LATINOAMERICANO DE DEMOGRAFIA

CELADE - San José

HONDURAS: 1950-1974

EL USO DE TASAS DE CRECIMIENTO POR EDAD PARA ESTABLECER
MEDICIONES DEMOGRAFICAS INDIRECTAS RESPECTO A NIVELES DE
MORTALIDAD POR EDAD, NATALIDAD Y COBERTURA DEL
REGISTRO DE DEFUNCIONES

Harry Simons
Universidad Estatal
de Groningen, Holanda

Julio de 1986
Groningen, Holanda

Diciembre de 1986
San José, Costa Rica

CONTENIDO

	Página
Reconocimiento	iv.
PARTE I	
MÉTODOS INDIRECTOS PARA ESTIMAR LA MORTALIDAD	1
Capítulo 1. INTRODUCCION GENERAL	1
Capítulo 2. ALGUNOS MODELOS DEMOGRAFICOS USADOS EN LA ESTIMACION DE LA MORTALIDAD	8
2.1 Introducción	8
2.2 Las tablas modelo de vida de Coale y Demeny..	9
2.3 El sistema logito de Brass	13
2.4 Modelos teóricos de población: el modelo de población malthusiana y el modelo de población estable	27
Capítulo 3. MÉTODOS INDIRECTOS PARA ESTIMAR LA MORTALIDAD EN LA NIÑEZ	37
3.1 Introducción	37
3.2 Procedimientos para estimar la mortalidad al comienzo de la vida; los métodos de Brass, Sullivan y Trussell	38
Capítulo 4. ESTIMACION DE LA MORTALIDAD ADULTA A PARTIR DE INFORMACION SOBRE ORFANDAD Y VIUDEZ	45
4.1 Introducción	45
4.2 El método de orfandad	46
4.3 Estimación de la mortalidad adulta a partir de información sobre viudez	50
4.4 La conexión entre la mortalidad en la niñez y la mortalidad adulta	54
Capítulo 5. LA ESTIMACION DE LA MORTALIDAD ADULTA A PARTIR DE DOS O MAS DISTRIBUCIONES POR EDAD	56
5.1 Introducción	56
5.2 Estimación de la mortalidad adulta a partir de tasas intercensales de sobrevivencia	57
5.3 La mortalidad intercensal estimada utilizando proyección y acumulación	63

5.4	Estimación del grado de cabalidad en el registro de las muertes a partir de sobrevivencia intercensal con conocimiento adicional sobre la estructura de la mortalidad	64
Capítulo 6.	DOS METODOS PARA LA ESTIMACION DEL GRADO DE CABALIDAD EN EL REGISTRO DE LAS MUERTES	72
6.1	Introducción	72
6.2	El método de Brass	72
6.3	Estimación del grado de cabalidad en el registro de las muertes en poblaciones aproximadamente estables: variante de Preston y Otros..	78

PARTE II

Capítulo 1.	INTRODUCCION	91
Capítulo 2.	ESTIMACION DEL GRADO DE CABALIDAD EN EL REGISTRO DE LAS MUERTES EN UNA POBLACION CERRADA	93
2.1	Introducción	93
2.2	Descripción de la técnica	93
2.3	Sensibilidad al error	99
Capítulo 3.	UN SISTEMA INTEGRADO DE ESTIMACIONES DEMOGRAFICAS A PARTIR DE DOS DISTRIBUCIONES POR EDAD	107
3.1	Descripción de la técnica	107
3.2	Formulación práctica de la técnica	111
3.3	Sensibilidad al error	115
Capítulo 4.	EL METODO DE PRESTON Y BENNETT PARA ESTIMAR LA MORTALIDAD ADULTA A PARTIR DE DOS DISTRIBUCIONES POR EDAD	123
4.1	Descripción de la técnica	123
4.2	Sensibilidad del método a varias formas de error	129
Capítulo 5.	ANALISIS DE LOS RESULTADOS DE LA APLICACION DE LOS METODOS DE BENNETT Y HORIUCHI, PRESTON, Y PRESTON Y BENNETT	137
5.1	Introducción	137

	Página
5.2 Fuentes de datos	138
5.2.1 Censales	138
5.2.2 Las estadísticas vitales	145
5.2.3 Estudios especiales	149
5.3 Aplicación del método de Preston y Bennett..	152
5.3.1 Procedimiento de cálculo	152
5.3.2 Discusión de los resultados	163
5.4 El método de Preston	167
5.4.1 Procedimiento de cálculo	167
5.4.2 Elaboración de tablas de vida	183
5.4.3 Discusión de los resultados	190
5.5 El método de Bennett y Horiuchi	208
5.5.1 Procedimiento de cálculo	208
5.5.2 Discusión de los resultados	220
Capítulo 6. RESUMEN Y CONCLUSIONES	242
Apéndice I	246
Apéndice II	251
Apéndice III	256
Apéndice IV	258
Apéndice V	262
Apéndice VI	270
BIBLIOGRAFIA	274

RECONOCIMIENTOS

Este trabajo es producto de un período de práctica en el Centro Latinoamericano de Demografía (CELADE) de las Naciones Unidas en San José, Costa Rica, desde mayo de 1985 hasta marzo de 1986.

Este período se ha desarrollado como uno de los requisitos de la Maestría en Demografía de la Universidad Estatal de Groningen, Holanda y ha sido posible gracias a la acogida que me brindara el CELADE.

Evidentemente, sin las valiosas sugerencias y la efectiva ayuda de muchas personas, este trabajo no hubiese sido posible. En primer lugar, deseo destacar mi profunda gratitud hacia la dirección del CELADE que ha posibilitado mi estadía en su sede de Costa Rica, otorgándome todas las facilidades. Creo importante mencionar el excelente ambiente de trabajo que existe en esa Oficina.

Entre las personas a quienes debo expresar mi sincero agradecimiento, una mención especial merece Víctor García, supervisor de mi tesis: sin su colaboración incondicional, este documento nunca se habría llevado a cabo.

Quiero extender igualmente mi reconocimiento a Domingo Primante, Harry Hernández y Jorge Canales, quienes siempre estuvieron dispuestos a contribuir con sus consejos, cada uno en su especialidad.

También debo citar a Vilma Méndez, quien se encargó de la fastidiosa labor de mecanografiar los originales, y a Arie Hoekman, experto asociado, cuyos comentarios y apoyo en la última etapa de esta tesis han sido de indudable valor y que además me dio su valiosa amistad.

Es tarea imposible expresar mi agradecimiento a todos aquellos que me ayudaron y a los que han hecho grata y productiva mi estadía en San José; de cualquier manera, con todos ellos tengo una deuda de gratitud que me place reconocer.

PARTE I

METODOS INDIRECTOS PARA ESTIMAR LA MORTALIDAD

Capítulo I: Introducción General

Se puede considerar la estimación demográfica en países menos desarrollados como un intento de medir valores, niveles, etc. de parámetros demográficos básicos, como por ejemplo la tasa de nacimiento, la tasa de mortalidad y otras tasas generales y específicas, bajo circunstancias menos que ideales (Manual X, 1983).

El enfoque tradicional para estimar la mortalidad y la fecundidad depende de dos fuentes de datos, los cuales son:

- el registro de los hechos vitales que proporciona los numeradores para las tasas convencionales; y
- los censos que dan denominadores o bien la población expuesta al riesgo de experimentar los acontecimientos vitales (morir, dar a luz, etc.).

Sin embargo, en la mayoría de los países en vías de desarrollo estas fuentes tienen deficiencias serias lo que reduce la utilidad de sus datos en forma directa, es decir sin correcciones o ajustes preliminares, para fines de estimar niveles, tendencias y diferenciales de los componentes de cambio demográfico.

Los problemas más serios se encuentran generalmente en el registro de los hechos vitales: en los países menos desarrollados el registro de los sucesos vitales es, muchas veces, casi inexistente o, a lo sumo, de alcance parcial y fragmentario. Otra limitación grave es la inscripción tardía. Por ejemplo, es bien conocido que en América Latina la fecha de inscripción, en particular de los nacimientos, es notablemente posterior a la de su ocurrencia. Además, cabe mencionar las deficiencias, los errores al declarar características importantes en el registro de hechos vitales como la exageración de la edad al registrar una defunción.

En cuanto a los censos, el segundo componente necesario para las estimaciones demográficas, adolecen principalmente de dos tipos de errores, los cuales son:

- omisión, a menudo diferencial por sexo y edad; y
- mala declaración de la edad; (por ejemplo, la tendencia a sobreestimar la edad en edades avanzadas).

Además, si se dispone de dos o más censos consecutivos, la cobertura diferencial puede sesgar comparaciones intercensales y estimaciones basadas en ellas (Zwart, 1977).

Por el conocimiento de los problemas mencionados arriba, los demógrafos han desarrollado una gran variedad de técnicas que permiten la estimación de parámetros demográficos, de una manera indirecta. Los métodos indirectos se llaman así debido al hecho que su aplicación implica pasos intermedios de ajuste, interpretación y/o transformación entre las tabulaciones de datos crudos y el cálculo de las tasas requeridas.

El desarrollo de los métodos a que se hace referencia, siguió principalmente la ruta de examinar preguntas simples que se pudieran contestar con bastante exactitud y además proporcionan suficiente información para hacer estimaciones. A causa de esta dependencia a llamados "preguntas retrospectivas", o sea, preguntas que se refieren a hechos demográficos sucedidos en el pasado, los métodos indirectos se han hecho estrechamente vinculados con censos de población y, sobre todo, encuestas por muestreo.

Si bien, existe la tendencia de incorporar cada vez más preguntas de este tipo en los censos, no es posible de incluir todas las preguntas que fueran deseables desde una perspectiva demográfica (1). No obstante, casi todos los censos que se levantaron en el siglo XX, contienen por lo menos preguntas con respecto al sexo y la edad, de modo que existen distribuciones por sexo y edad en muchos países y en distintos momentos.

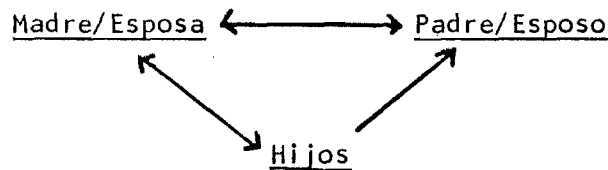
El desarrollo de modelos matemáticos que relacionan distintos aspectos del crecimiento de la población con la estructura por edades observada dio origen a varios métodos basados en la estructura por edades de una población en un momento dado en combinación con tablas modelo de mortalidad y modelos de poblaciones estables.

Si un país dispone también de un sistema para el registro de muertes, es posible combinar la distribución por edad de las muertes suministrado por el registro con índices de mortalidad, o bien distribuciones por edades provenientes de dos o más censos sucesivos. Esto posibilita estima-

(1) Esto se debe principalmente a la consideración que los cuestionarios deben ser cortos para no afectar la calidad integral de los datos.

ciones con respecto a, por ejemplo, la omisión relativa del registro de defunciones. La mayoría de estos procedimientos se apoyan en algunas relaciones fundamentales de la teoría de las poblaciones estables o generalizaciones de ellas (Manual X, 1983).

Un grupo importante de procedimientos para la estimación indirecta conveniente para censos y encuestas por muestreo, basándose en información con respecto a la sobrevivencia de "familiares cercanos", ha sido desarrollado en los últimos 20 años. Así, por ejemplo, las madres pueden ser interrogadas con respecto a la sobrevivencia de sus hijos, los hijos sobre sobrevivencia de sus padres, esposas con respecto a la sobrevivencia de sus esposos y viceversa. En forma esquemática:



Cabe destacar que aquí también se han aplicado modelos en el desarrollo de estos métodos, principalmente con el fin de eliminar influencias de otros factores diferentes a la mortalidad (Zwart, 1977).

En los capítulos siguientes serán descritos en forma breve, algunos métodos indirectos que han sido aplicados frecuentemente en países en desarrollo, con el fin de obtener estimaciones demográficas y, por otro lado, serán descritos algunos que se pueden considerar como especialmente prometedores.

Sobre todo prestamos atención a:

- el fundamento del método (su racionalidad);
- los datos requeridos para su aplicación; y
- los supuestos básicos hechos en su derivación, los cuales hay que tener presente en la interpretación de los resultados.

En el capítulo 3 presentamos varios métodos indirectos para estimar la mortalidad al comienzo de la vida. Un procedimiento ideado por Brass (1968) permite convertir las proporciones de hijos fallecidos sobre el total de hijos vivos de mujeres clasificadas por grupos quinquenales de edades, en medidas convencionales de tablas de vida. Dicho método fue posteriormente modificado y extendido por Sullivan (1972) y Trussell (1975), respectivamente.

La mortalidad adulta es el tema de los capítulos 4 y 5. En el capítulo 4 trataremos dos enfoques que fueron desarrollados casi al mismo tiempo: un método derivado por Brass y Hill (1973), llamado "método de orfandad", se apoya en información proporcionada por toda la población sobre la condición de orfandad (materna y/o paterna). Estos datos permiten la estimación de probabilidades de sobrevivencia, entre una edad fija y otras edades posteriores, que varían con el grupo de edad usado. Estas probabilidades pueden calificarse entonces como "condicionales" a causa de que no es posible estimar la sobrevivencia desde el nacimiento. Por otra parte, Hill y Trussell (1977) han propuesto un método simplificado, basándose en un análisis de regresión, el cual sí permite hallar probabilidades de sobrevivencia directamente desde el nacimiento, por lo cual se suele llamarlo "directo".

Uno de los problemas más serios al utilizar información con respecto a orfandad es que la cantidad de respuestas en cuanto a la sobrevivencia de un individuo será determinado por el número de sus hijos sobrevivientes. Cualquier relación entre la probabilidad de sobrevivir del individuo y el número de sus hijos sobrevivientes, introducirá un sesgo en las estimaciones resultantes.

"El método de viudez", el segundo enfoque, ha sido desarrollado con el propósito de evitar ese "problema de respuesta múltiple". El objetivo de este método es relacionar las proporciones de no-viudos a razones de sobrevivencias convencionales con el uso de factores de ajuste.

En el capítulo siguiente, la atención se centra en métodos para la estimación de la mortalidad adulta a partir de dos (o más) distribuciones por edad proveniente de un mismo número de censos (2).

Dichos métodos utilizan el hecho que en la ausencia de un saldo migratorio neto, la población con edad $a+h$ en el segundo censo representan las sobrevivientes de la población con edad a en el primer censo.

Por último, el capítulo 6 trata de métodos que utilizan además de una distribución por edad de la población, información adicional con respecto al patrón de las defunciones por edad (y sexo).

(2) Si bien existen procedimientos para estimar indicadores de la mortalidad adulta a partir de sólo una distribución por edad, estos métodos amenazan caer más y más en desuso a medida que el número de países que disponen de por lo menos dos censos aumenta. Por esta razón, no insertamos estas técnicas en este trabajo.

Apoyándose en dos relaciones fundamentales que se cumplen en las poblaciones estables, Brass (1975) desarrolló un método destinado a estimar una tasa media anual de crecimiento natural, una tasa bruta de mortalidad y un factor de corrección de las defunciones registradas.

Un procedimiento muy parecido fue desarrollado por Preston, Coale, Trussell y Weinstein en 1980. Una ecuación fue derivada del modelo de las poblaciones estables, relacionando la población a una edad a con las muertes por encima de esa edad, expandido por una serie de factores que incorporan la tasa de crecimiento. Comparando la población a una edad a observada con la que se deriva, se puede obtener una idea sobre el grado de calidad del registro de defunciones.

A causa del hecho ya mencionado arriba, de que los modelos juegan un papel muy importante en el desarrollo de casi todos los métodos indirectos, empezamos con una discusión breve de los más importantes para nuestros propósitos.

Capítulo 2: ALGUNOS MODELOS DEMOGRAFICOS USADOS EN LA ESTIMACION DE LA MORTALIDAD

2.1 Introducción

En los siguientes párrafos describiremos algunos modelos demográficos que han sido relevantes en el desarrollo de métodos indirectos para la estimación de la mortalidad.

Los modelos demográficos pueden ser considerados como intentos de representar procesos demográficos usando una o más funciones matemáticas que relacionan dos o más variables demográficas mensurables.

Siendo el fin principal proporcionar tanto una simplificación como una aproximación a la realidad, los modelos están todos en mayor o menor medida apoyados en datos empíricos. Actualmente, existen bastantes modelos que con pocos parámetros logran alcanzar una aproximación razonable a los datos reales (Manual X, 1983).

A continuación presentamos una breve descripción de los modelos regionales de tablas de vida (3) de Ansley J. Coale y Paul Demeny (1966). Luego discutiremos un sistema para generar tablas de vida, desarrollado por William Brass (1968) que se llama "sistema logito". Concluimos este capítulo con una descripción de dos modelos de poblaciones teóricas, o sea, el modelo de población malthusiana y el modelo de una población estable. Ambos modelos fueron derivados por Alfred J. Lotka.

(3) Los términos "tabla de vida" y "tabla de mortalidad" son sinónimos y serán usados indistintamente en este trabajo. Una tabla de vida (mortalidad) provee una descripción sumaria de los efectos que tiene la aplicación de tasas de mortalidad por edad sobre una cohorte de nacimientos.

2.2 Las Tablas Modelo de Vida de Coale y Demeny

Es un hecho bien conocido que en gran parte de los países en desarrollo no se dispone de datos confiables de mortalidad. Esta circunstancia dificulta la construcción de tablas de mortalidad que son un instrumento indispensable en muchos estudios demográficos. Para suplir en parte estas deficiencias, se han ideado varios modelos de mortalidad. Entre los diversos modelos elaborados, se comentarán en este trabajo las Tablas Modelo de Vida de Coale y Demeny y el Sistema Logito de Brass (parágrafo 2.3).

Basándose en una idea elaborada primero por las Naciones Unidas, las Tablas Regionales de Vida de Coale y Demeny (C. y D.) fueron construidas a partir de una serie de 192 tablas de mortalidad según sexo (4) que representan la experiencia real de países que disponen de estadísticas confiables. Por lo tanto no representan las condiciones de ningún país en particular, sino más bien la experiencia promedio correspondiente a distintos niveles y patrones que se encuentran normalmente en la realidad.

Un análisis de estas 192 tablas puso de manifiesto que pueden distinguirse cuatro patrones distintos de mortalidad por edad. Cada una de estas "familias" refleja patrones homogéneos de mortalidad por edad, en comparación con la experiencia mundial media. Estos patrones son representación de amplias regiones geográficas, lo que condujo a los autores designarlos "Oeste", "Este", "Norte" y "Sur". A continuación se presentan las características más importantes de cada uno de ellos.

(4) En primera instancia se utilizaron 326 tablas, pero después de una investigación preliminar se eliminaron algunas tablas que mostraron patrones y niveles muy divergentes e inexplicables de un modelo provisional de un parámetro que se calculó a partir de las mismas 326 tablas.

a. Familia Norte:

Está basada en las tablas de mortalidad de los países escandinavos (Noruega, Suecia e Islandia). Se caracteriza por una baja mortalidad infantil en relación a la de 1 a 4 años, y después por tasas bajas a partir de los 45 o 50 años de edad (véase gráfico 2.2). Nueve tablas fueron usadas para derivar este patrón de mortalidad.

b. Familia Este:

Un total de 31 tablas de vida fueron utilizadas para estimar este modelo, principalmente suministradas por países de Europa Central. Tienen como característica principal una elevada mortalidad infantil y después de los 50 años (véase gráfico 2.3).

c. Familia Sur:

Comprende las tablas de España, Portugal e Italia. Muestran una alta mortalidad hasta los cinco años de edad, tasas bajas en edades adultas avanzadas (40 a 60 años) y alta mortalidad nuevamente a partir de los 65 años (véase gráfico 2.1).

d. Familia Oeste:

Es una colección residual que abarca la estructura de mortalidad perteneciente a Australia, Canadá, Estados Unidos, Israel; Japón; Nueva Zelanda; Sudáfrica; Taiwan y 13 países de Europa Occidental. No muestran un patrón persistente y consecuente con respecto a la media total mundial

Gráfico 2.1

Desviaciones relativas de las $Q(x,n)$,
 Modelo Sur vs. Oeste- mujeres nivel 9.

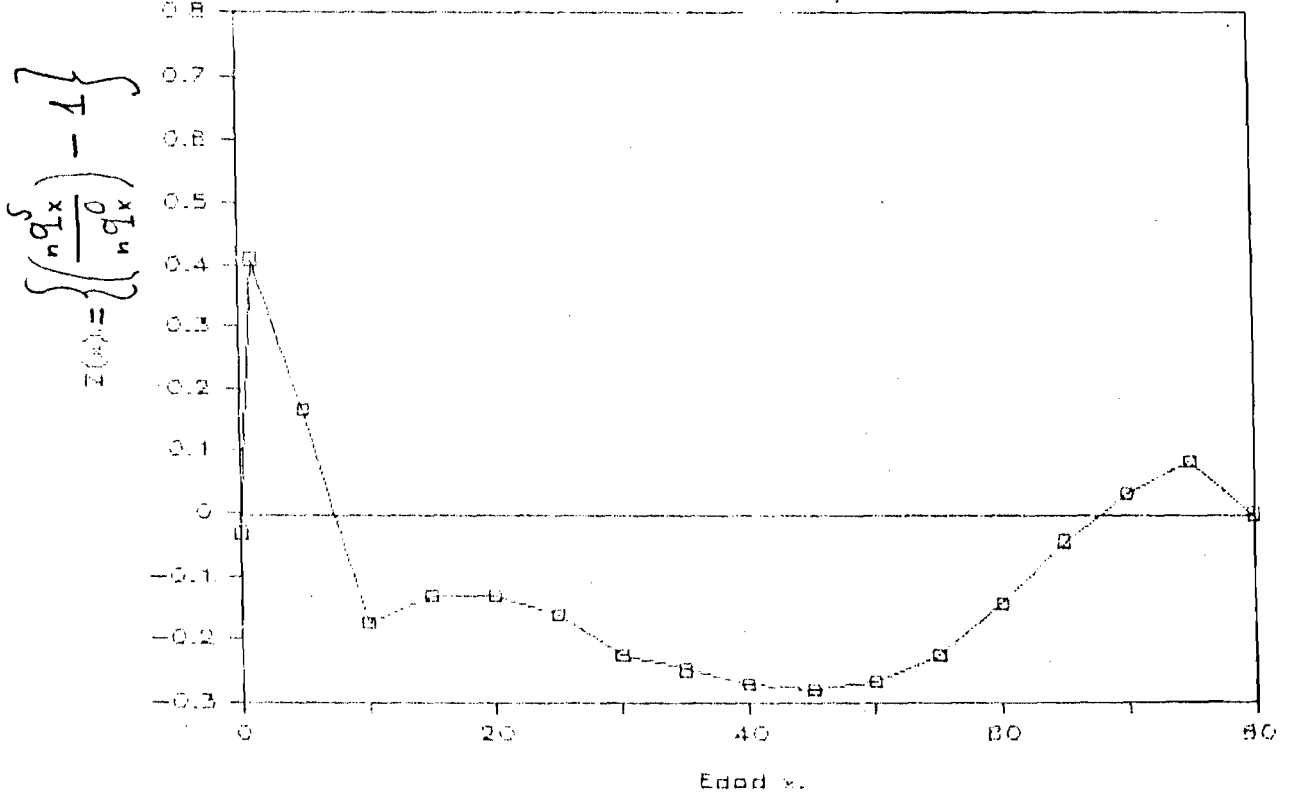


Gráfico 2.2

Desviaciones relativas de las $Q(x,n)$,
 Modelo Norte vs. Oeste, mujeres nivel 9

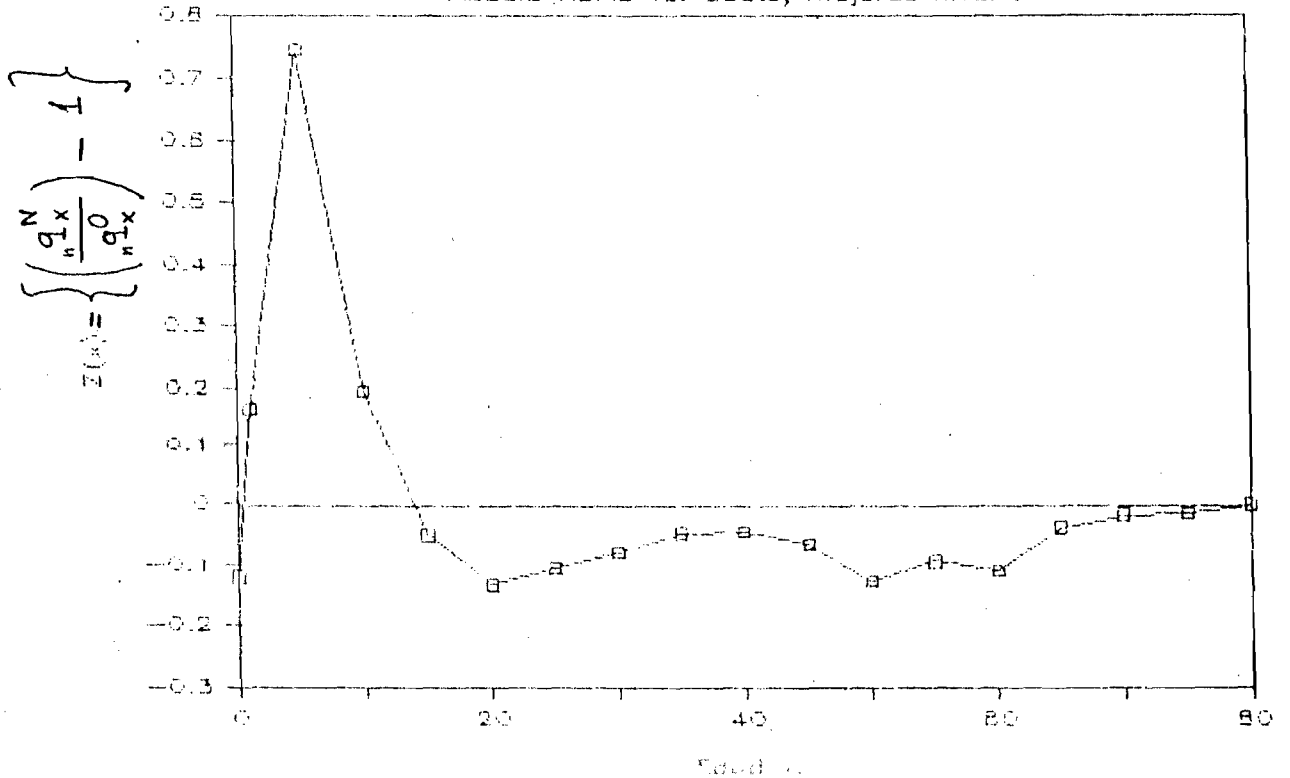


Gráfico 2.3

Desviaciones relativas de las $Q(x,n)$,
Modelo Este vs. Oeste, mujeres nivel 9

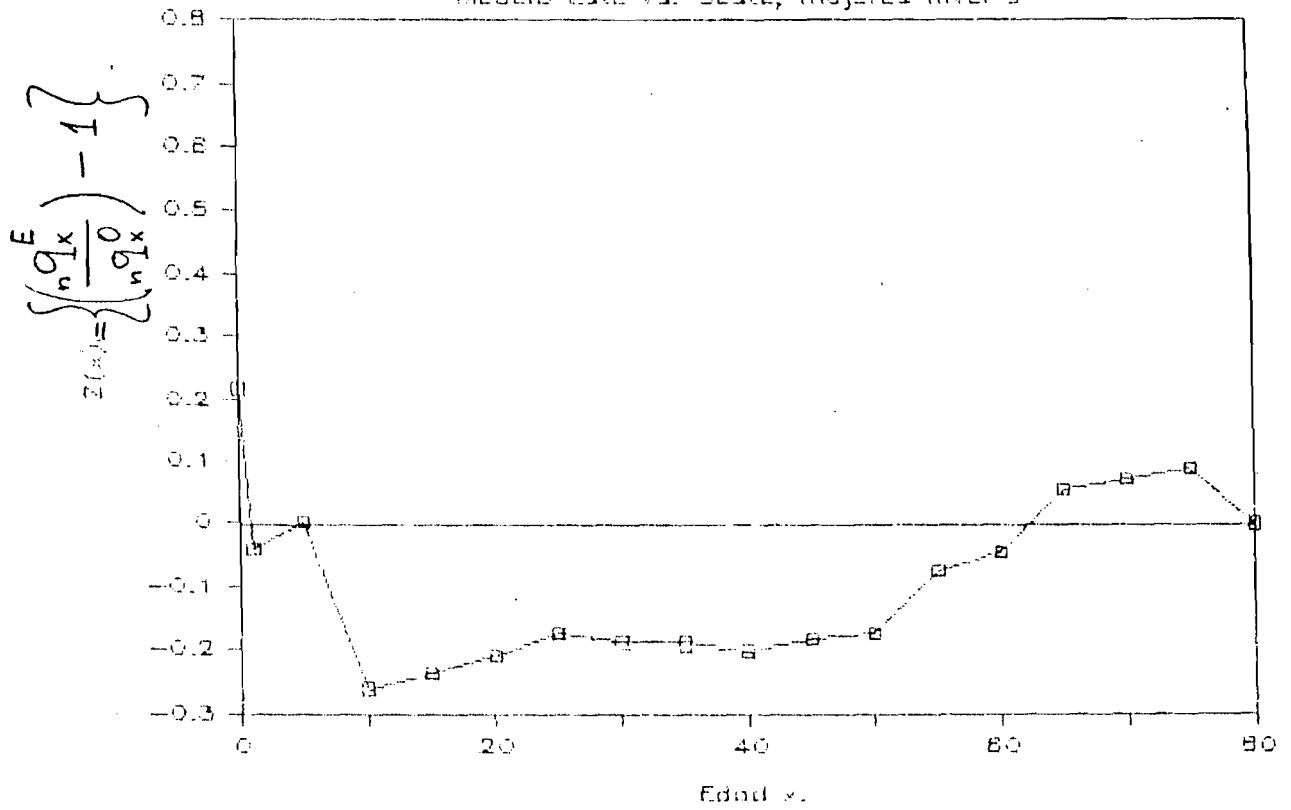
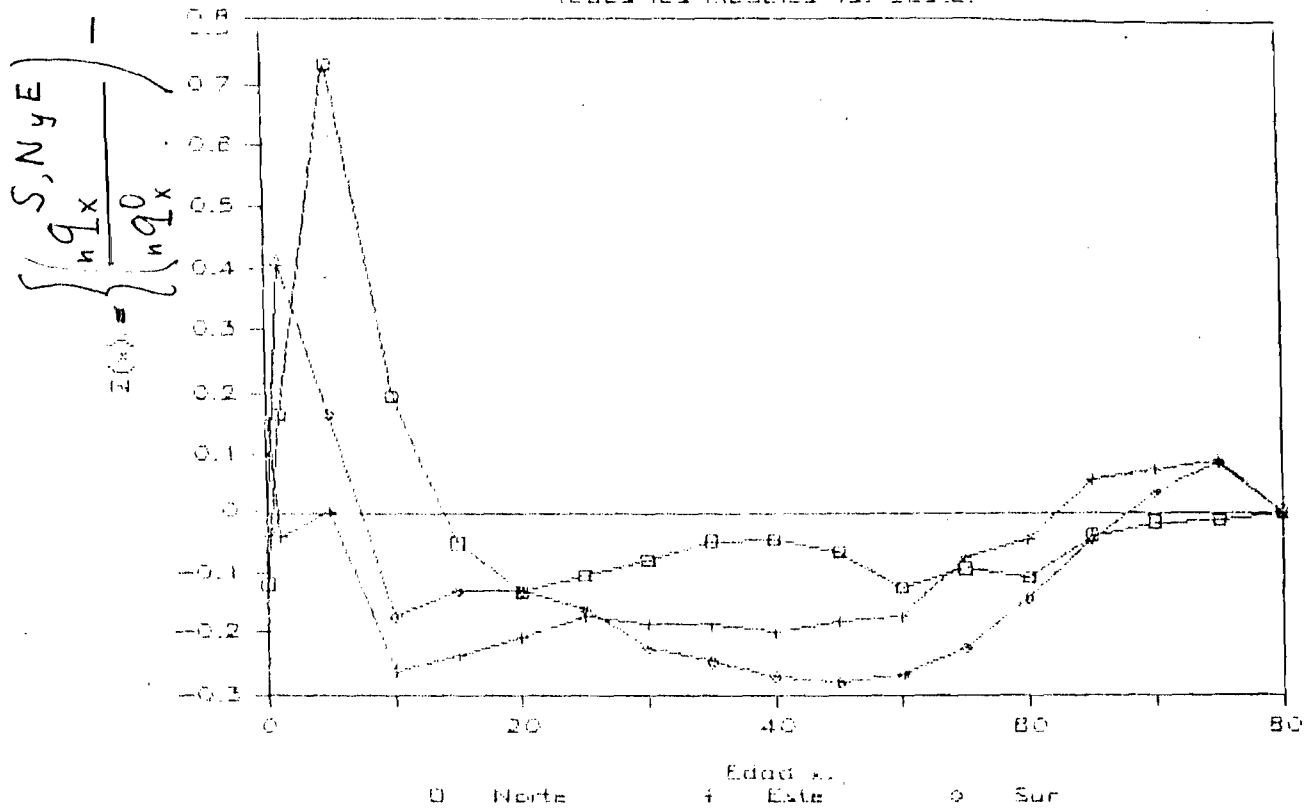


Gráfico 2.4

Desviaciones relativas de las $Q(x,n)$,
Todos los Modelos vs. Oeste.



de estructura de la mortalidad. En otras palabras, el modelo Oeste está basado en las tablas que no fueron usadas en la derivación de otros conjuntos regionales (A. Ortega, 1982) (véase gráfico 2.4).

Para cada una de estas cuatro familias así identificadas, se calcularon ecuaciones de regresión lineal y logarítmica, para estimar los coeficientes de ecuaciones que vinculan los valores de ${}_nq_x$, las probabilidades de morir entre la edad x y $x+n$ con la esperanza de vida a la edad $\bar{10}$, e_{10}^0 . Se encontraron coeficientes de correlación muy altos, y más altos aún cuando se trataba de la correlación dentro de cada uno de los cuatro conjuntos.

En total se elaboraron para cada familia 24 tablas para hombres y mujeres por separado, con un máximo de mortalidad, o bien un nivel mínimo de esperanza de vida al nacer, de la población femenina de $e_0^0 = 20$ años, al que se llamó nivel 1 y luego, variando siempre en el sexo femenino las e_0^0 , hasta $e_0^0 = 77,5$ para el nivel 24. Basándose en los diferenciales de mortalidad que se presentaban en los datos básicos, las tablas correspondientes al sexo masculino fueron derivadas a partir de las tablas ya construidas para el sexo femenino. Así se produjeron pares de tablas de vida, una para cada sexo, por cada nivel de la mortalidad (J. Chackiel, 1981).

Entre las diferentes tablas modelo de mortalidad existentes, las de C. y D. son las más utilizadas en las últimas décadas, hecho que se puede atribuir, entre otras cosas, a su publicación detallada. No obstante, estos modelos tienen algunas limitaciones serias, entre las cuales caben destacar:

- Si bien las tablas modelo de C. y D. ofrecen cuatro patrones distintos de mortalidad por edad, dentro de cada una de estas cuatro familias las tablas dependen de un solo parámetro. Esto implica que los modelos carecen de la flexibilidad que en algunas ocasiones pudiera requerirse;

- en la construcción de esas tablas, se consideraron principalmente la experiencia de países europeos. No parece justificado esperar que la variedad encontrada en Europa sea suficiente para cubrir la estructura y niveles de mortalidad en todo el mundo (A. Ortega, 1982).

2.3 El Sistema Logito de Brass

Una limitación importante de los modelos presentados por Coale y Demeny es su dependencia al tipo de datos en que están basados dichos modelos. Como hemos visto, los autores usaron datos relativamente confiables, proporcionados generalmente por países desarrollados. W. Brass (1974) señaló que en la realidad existen situaciones mucho más extremas que las que comprende el sistema de Coale y Demeny.

Dado que el uso más frecuente de las tablas modelos de vida es tratar de completar el conocimiento de la mortalidad de los países en vías de desarrollo, donde se carece de información confiable y actualizada (Manual X, 1983), se necesita otro sistema que debe ser tanto flexible como simple.

Carrier y Hobcraft (1975, pág. 10), mencionan con respecto a estas consideraciones, las siguientes características que debe tener un modelo:

- "Un modelo deberá ser tan flexible como sea posible para permitir expresar características genuinas;
- Un modelo deberá ser sólo lo suficiente flexible para permitir expresar características genuinas;
- En la elección de la flexibilidad del modelo es importante utilizar el conocimiento empírico acumulado.

Puesto que el modelo "logito" ideado por W. Brass, representa un aporte importante con respecto a la característica "flexibilidad" mencionada arriba, trataremos de describir algunos aspectos esenciales del denominado "sistema logito".

Primero es necesario aclarar el concepto del logito. Se denomina logito a la operación que permite hacer una transformación lineal de la "función logística". Recordamos que se puede expresar la función logística como:

$$\frac{K}{1 + \exp [-(a + bx)]} \quad (1)$$

Acá estamos interesados en dos formas específicas de esta función logística, o sea:

$$\frac{1}{1 + \exp [-2x]} \quad \text{y,} \quad (2)$$

$$\frac{1}{1 + \exp [-2(a + bx)]} \quad (3)$$

Específicamente, si denominamos:

$$P(x) = (1 + \exp [-2x])^{-1} \quad \text{y} \quad P^*(x) = (1 + \exp [-2(a + bx)])^{-1} \quad (4) \quad \frac{5/}{}$$

entonces, aplicando la siguiente transformación:

5/ Estas formas de la función logística resultan de la integración de las funciones:

$1/2 \operatorname{sech}^2(x)$ y $b/2 \operatorname{sech}^2(a+bx)$, esto es,

$1/2 \int_{-\infty}^x \operatorname{sech}^2(x) dx$ y $b/2 \int_{-\infty}^x \operatorname{sech}^2(a+bx) dx$, respectivamente. Los

gráficos de las dos últimas funciones son muy parecidas a una normal de Gaus y cumplen el papel de lo que en estadística se conoce como "función de densidad".

$$\text{logito } P(x) = 1/2 \ln \frac{P(x)}{1 - P(x)} = 1/2 \ln \frac{(1 + \exp[-2x])^{-1}}{1 - (1 + \exp[-2x])^{-1}} =$$

$$1/2 \ln (\exp[-2x])^{-1} = x.$$

De la misma manera se obtiene:

$$\text{logito } P^*(x) = 1/2 \ln \frac{P^*(x)}{1 - P^*(x)} = a + bx$$

Vale decir que $P(x)$ es sólo un caso particular de $P^*(x)$, esto es, haciendo $\underline{a} = 0$ y $\underline{b} = 1$ en $P^*(x)$, se obtiene $P(x)$.

Una manera diferente de considerar el concepto logito es como la función inversa de la logística, o sea, si denominamos a $P(A)$:

$$P(A) = (1 + \exp[-2A])^{-1} = \text{"función logística de A"}, \quad (5)$$

se tiene:

$$A = 1/2 \ln P(A)/(1 - P(A)) = \text{"función logito de P(A)".} \quad (6)$$

A continuación presentamos una propiedad importante de la transformación logito. Como hemos visto arriba, se puede considerar a la transformación logito como la operación que permite hacer una transformación lineal de la función logística. Una propiedad inmediata es que la relación entre los logitos de dos distribuciones correspondientes a curvas con valores de \underline{a} y \underline{b} diferentes, para el mismo valor de \underline{x} , es también lineal.

Definimos:

$$Y_s(x) = \text{logito } P_s(x) \quad ,$$

$$Y_0(x) = \text{logito } P_0(x) \quad \text{y}$$

$$Y_1(x) = \text{logito } P_1(x) \quad .$$

Luego:

$$Y_s(x) = \text{logito } P_s(x) = x^{\underline{6}/} \quad \text{para } \underline{a}=0 \quad \text{y } \underline{b}=1 \quad (7)$$

$$Y_0(x) = \text{logito } P_0(x) = a_0 + b_0 x \quad , \quad \text{que puede escribirse alternativamente como: } a_0 + b_0 \cdot Y_s(x) \quad (8)$$

$$Y_1(x) = \text{logito } P_1(x) = a_1 + b_1 \cdot x \quad , \quad \text{que igual a la expresión anterior da: } a_1 + b_1 \cdot Y_s(x) \quad (9)$$

Restando (8) de (7) se tiene:

$$Y_1(x) - Y_0(x) = (a_1 - a_0) + (b_1 - b_0) \cdot x = (a_1 - a_0) + (b_1 - b_0) \cdot Y_s(x)$$

Despejando $Y_1(x)$ y sustituyendo $Y_s(x) = (Y_0(x) - a_0)/b_0$, se llega a:

$$Y_1(x) = (a_1 - a_0) + b_1 \cdot (Y_0(x) - a_0)/b_0 - b_0 \cdot (Y_0(x) - a_0)/b_0 + Y_0(x)$$

6/ El índice \underline{s} en la función $Y_s(x)$ nos indica que estamos considerando un modelo "estándar" que tiene como parámetros $\underline{a}=0$ y $\underline{b}=1$.

que es a su vez igual a:

$$Y_1(x) = a_1 - (b_1 * a_0)/b_0 + (b_1/b_0) Y_0(x) . \quad \text{Ponemos:}$$

$c = a_1 - (b_1 * a_0)/b_0$, y $d = b_1/b_0$, quedamos entonces con:

$$Y_1(x) = c + d Y_0(x) , \quad (10)$$

que es una relación lineal entre los logitos de dos distribuciones distintas (valores de a y b diferentes) (J. Chackiel, 1981).

Volvamos ahora al llamado sistema logito de W. Brass para ver cómo él utilizó el concepto del logito en el campo de la demografía o, más específicamente en los intentos de construir tablas de mortalidad para completar el conocimiento de la mortalidad en países que carecen de datos confiables ^{7/}.

Partiendo de lo observado de Kermack y otros (Kermack, Mc Kendrick y Mc Kinsley, 1934) en el sentido de que los cambios relativos en las tasas específicas instantáneas de mortalidad, $\mu(x)$, en un período de tiempo limitado, no difieren con la edad, Brass (1971) descubrió que, cuando se hace una cierta transformación de las probabilidades de sobrevivencia hasta

^{7/} Al final de este párrafo se hace breve referencia a algunas otras aplicaciones del sistema logito de Brass, sin describir en detalle cómo se pueden efectuar dichas posibilidades. Basta para nuestros propósitos la descripción general de este sistema dado arriba.

la edad x , $l(x)$ ^{8/} la relación entre correspondientes $l(x)$ de dos tablas de vida distintas, se vuelve aproximadamente lineal. En otras palabras, si $l_1(x)$ y $l_2(x)$ representan dos tablas de vida diferentes y λ representa la transformación, la relación lineal:

$$\lambda(l_1(x)) = \underline{a} + \underline{b} \cdot \lambda(l_2(x)) \quad (11)$$

donde \underline{a} y \underline{b} son constantes, vale aproximadamente para todos los valores de x , si se define λ como:

$$\lambda(l(x)) = \text{logito}(1.0 - l(x)) = 0.5 \ln \left\{ (1.0 - l(x)) / l(x) \right\} \quad (12)$$

Cabe hacer notar que la ec. (12) es un caso particular de la función logito considerada arriba (relación (6)), esto es su complemento probabilístico. Suponiendo que podamos encontrar, por cualquier par de tablas de vida, valores de \underline{a} y \underline{b} los cuales satisfacen la relación (11), entonces es posible generar cada tabla de mortalidad a partir de sólo una elegida como estándar, mediante el cambio de los parámetros \underline{a} y \underline{b} ^{9/} (Manual X, 1983).

^{8/} Se puede también pensar en la transformación logito con $q(x)$, la probabilidad de morir antes de cumplir la edad exacta x o $p(x)$, el complemento de $q(x)$. De hecho, utilizaremos la transformación logito de $q(x)$ en la aplicación del "procedimiento integrado" de Preston que será descrito en la parte II de este trabajo.

^{9/} De hecho, esta aserción vale sólo, aproximadamente, como consecuencia de que la ec. (11) no se cumple exactamente para datos (tablas de vida) reales. No obstante, la aproximación es bastante buena para justificar su uso en la práctica.

Antes de seguir con la exposición de cómo se utiliza la ecuación (11), vale la pena decir algo sobre dichos parámetros.

Como hemos visto, la relación fundamental que liga dos tablas de mortalidad, es la siguiente:

$$Y(x) = \underline{a} + \underline{b} Y_s(x) \quad , \quad \text{siendo} \quad (11)$$

$$- Y(x) = \text{logito}(1 - l(x)) = 0.5 \ln((1 - l(x))/l(x)) ;$$

$$- Y_s(x) = \text{logito}(1 - l_s(x)) = 0.5 \ln((1 - l_s(x))/l_s(x)) ;$$

- $l(x)$ corresponde a la función de sobrevivencia que se desea describir con el modelo, y $l_s(x)$ proviene de una tabla elegida como estándar (a veces llamada tabla de referencia);

- \underline{a} y \underline{b} son parámetros cuya significación hace el objeto de lo que sigue.

Para eso es conveniente conocer primero el comportamiento de $Y_s(x)$ y $l_s(x)$. La función logito amplía la magnitud de las proporciones, esto es:

$$\text{cuando } x \rightarrow 0 \quad , \quad l_s(x) \rightarrow 1 \quad \text{y} \quad Y_s(x) \rightarrow -\infty ;$$

$$\text{para } 0 < x < x_1 \quad (\text{sea } x_1 \text{ la edad en que } l_s(x) = 0.5), \quad l_s(x) > 0.5 \quad \text{y} \quad Y_s(x) < 0 ;$$

$$\text{cuando } x = x_1 \quad , \quad l_s(x_1) = 0.5 \quad \text{y} \quad Y_s(x_1) = 0 ;$$

para $x_1 < x < \omega$ (donde ω representa la edad máxima que puede alcanzar una persona),

$$l_s(x) < 0.5 \quad \text{y} \quad Y_s(x) > 0 \quad ;$$

para $x \rightarrow \omega$, $l_s(x) \rightarrow 0$ y $Y_s(x) \rightarrow +\omega$.

Entonces la función logito transforma $l(x)$, función que varía entre uno y cero, en $Y(x)$, una función cuyo rango va de $-\omega$ a ω .

Consideramos luego cuáles son los efectos de variaciones en los parámetros \underline{a} y \underline{b} . No se intenta dar un análisis agotado sino más bien indicar algunos casos que sirven para aclarar el comportamiento del sistema logito de Brass.

1. Variaciones en \underline{a} para $\underline{b}=1$:

Al sustituir el valor $\underline{b}=1$ en la ec. (11) se tiene:

$$Y(x) = \underline{a} + Y_s(x). \quad \text{Trasponiendo términos se queda con:}$$

$Y(x) - Y_s(x) = \underline{a}$, o sea la diferencia $Y(x) - Y_s(x)$ tiene el valor \underline{a} en todas las edades y, por consiguiente, las diferencias entre $l(x)$ y $l_s(x)$ son en la misma dirección de comienzo hasta el fin. Esto resulta más claro, escribiendo:

$$1/2 \ln \frac{1 - l(x)}{l(x)} - 1/2 \ln \frac{1 - l_s(x)}{l_s(x)} = \underline{a} \quad ; \quad (13)$$

entonces, a título de ejemplo, si ponemos $\underline{a} > 0$, tenemos:

$$\ln \frac{1 - l(x)}{l(x)} > \ln \frac{1 - l_s(x)}{l_s(x)}, \quad \forall x,$$

y esto significa que $l(x) < l_s(x)$, $\forall x$, como se puede comprobar fácilmente considerando las propiedades de la función logarítmica, $\ln(x)$.

Si $\underline{a} > 0$ entonces esto implica que la mortalidad de la tabla generada es más alta que en la estándar, pues $Y(x) > Y_s(x)$ y, por lo tanto, $l(x) < l_s(x)$, $(\forall x)$. Si $\underline{a} < 0$ la situación será al revés.

Vale destacar que, puesto que las curvas de $l(x)$ y $l_s(x)$ nunca se intersectan en este caso ($\underline{b} = 1$), puede atribuirse ese hecho a la circunstancia que la mortalidad de la tabla generada es más baja ($\underline{a} < 0$) o más alta ($\underline{a} > 0$) según el caso, en comparación de la estándar. El parámetro \underline{a} puede considerarse entonces como estrechamente vinculado con el nivel de la mortalidad ^{10/}.

2. Caso de $\underline{b} \neq 1$:

Consideramos primero el caso en que $\underline{a} = 0$ y $b > 1$. Podemos escribir entonces:

$$Y(x) = b \cdot Y_s(x) \text{ esto es: } 0.5 \ln \frac{1 - l(x)}{l(x)} = \underline{b} \cdot 1/2 \ln \frac{1 - l_s(x)}{l_s(x)}, \underline{b} > 1, (14)$$

Para $l > l_s(x) > 0.5$, $y_s(x) < 0$. Este valor negativo de $Y_s(x)$ se multiplica por $\underline{b} > 1$ lo que hace el término a la derecha de la ec. (14) aún más pequeño. Para que ambos lados de la ec. (14) sean iguales, es necesario entonces que:

^{10/} Obviamente esto no puede ser estrictamente así, si consideramos que el nivel y el patrón (esencialmente ligado con el parámetro \underline{b} como veremos más adelante) de la mortalidad son dos conceptos muy asociados y que variaciones en uno de ellos tendrán repercusiones invariablemente, en el otro. No obstante, sí existen tendencias muy marcadas en este sentido.

$$1/2 \ln \frac{1 - l(x)}{l(x)} < 1/2 \ln \frac{1 - l_s(x)}{l_s(x)} \quad \text{lo que se ocurre cuando}$$

$$l(x) > l_s(x)$$

Cuando $l_s(x) = 0.5$, $Y_s(x) = 0$ y, por lo tanto $Y(x) = 0$.

Esto ocurre cuando $l_s(x) = l(x)$. Entonces los gráficos de las funciones $l(x)$ y $l_s(x)$ se intersectan en el punto $l_s(x) = l(x) = 0.5$ ($x = x_1$).

Finalmente para $0 < l_s(x) < 0.5$, $Y_s(x) > 0$ y, por razón de $\underline{b} > 1$, $Y(x)$ será mayor que $Y_s(x)$, lo que ocurre cuando $l(x) < l_s(x)$.

Resumiendo: cuando tenemos la relación $Y(x) = b \cdot Y_s(x)$, $b > 1$ se tiene que:

$$\text{para } 0.5 < l_s(x) < 1 \longrightarrow l(x) > l_s(x),$$

$$\text{para } l_s(x) = 0.5 \longrightarrow l(x) = l_s(x) = 0.5$$

$$\text{para } 0 < l_s(x) < 0.5 \longrightarrow l(x) < l_s(x).$$

Lo contrario sucede, desde luego, cuando $\underline{b} < 1$.

3. Caso de $\underline{a} \neq 0$ y $\underline{b} \neq 1$:

Consideramos, a título de ejemplo, sólo el caso $\underline{a} < 0$ y $\underline{b} > 1$.

El resto de las posibles permutaciones de los valores \underline{a} y \underline{b} , y el comportamiento de $l(x)$ y $l_s(x)$ perteneciendo a estas variaciones en los parámetros, se encuentra siguiendo un mismo razonamiento.

Entonces contemplamos la relación:

$$Y(x) = \underline{a} + \underline{b} Y_s(x) \quad , \quad \underline{a} < 0, \quad \underline{b} > 1. \quad (15)$$

Para $0.5 < I_s(x) < 1$ se tiene que $Y_s(x) < 0$. Ya que \underline{a} también es negativo y $\underline{b} > 1$, se deduce de ello que $Y(x)$ debe ser mucho menor que $Y_s(x)$ y, por lo tanto $I(x) \gg I_s(x)$.

Cuando $I_s(x) = 0.5$ la ec. (15) queda como:

$Y(x) = a$. Puesto que $\underline{a} < 0$ esto significa que $0.5 < I(x) < 1$, por lo tanto $I(x)$ todavía es mayor que $I_s(x)$. No obstante, viene un momento en que $I(x)$ y $I_s(x)$ (como también $Y(x)$ y $Y_s(x)$) se cortarán. Para aclarar esta aseveración resulta conveniente examinar la siguiente relación

$$D(x) = Y(x) - Y_s(x) = \underline{a} + (\underline{b} - 1) Y_s(x) \quad (16)$$

Ya que $Y_s(x)$ varía entre $-\infty$ y ∞ , llega un momento en que $Y_s(x)$ es igual a:

$$\frac{-a}{b-1} \quad , \quad \text{y} \quad Y(x) - Y_s(x) = 0.$$

Entonces: $Y(x) = Y_s(x)$ y de ello se infiere que $I(x) = I_s(x)$.

En el caso que examinamos acá, $b > 1$ y $a < 0$, el cociente $-\frac{a}{b-1} > 0$,

esto es $Y_s(x) = \frac{-a}{b-1} > 0$, y esto ocurre para $x_1 < x < \omega$ ($0 < I_s(x) < 0.5$).

Cuando en cambio $\underline{a} > 0$ (y $\underline{b} > 1$) la intersección estará entre 0 y x_1

($0.5 < I_s(x) < 1$). (J. Chackiel, 1981).

Renunciamos a discutir los otros casos posibles y volvemos a considerar la manera en que se puede utilizar la relación (11.) para generar tablas de mortalidad. A partir de la relación (11) y la definición del logito (es decir su complemento probabilístico) puede derivarse:

$$l(x) = \left\{ 1.0 + \exp \left[2 \underline{a} + 2 \underline{b} \cdot Y_S(x) \right] \right\}^{-1} \quad \frac{11/}{(17)}$$

De esta manera es posible generar tablas de vida modelos, simplemente escogiendo un estándar adecuado y fijando los parámetros \underline{a} y \underline{b} ^{12/}. Potencialmente puede utilizarse cualquier tabla de vida como estándar, pero para fines de simulación y ajuste es común de emplear dos tipos de tablas, propuesto por Brass mismo: uno que se llama "estándar general" que fue derivado de las tablas modelo de las Naciones Unidas, y un "estándar africano" que tiene como características principales una mortalidad infantil más baja y una mortalidad juvenil (1-4 años) más alta que el "estándar general" (A. Ortega, 1982).

Resumiendo, podemos decir que el sistema logito de Brass es distinto al sistema de Tablas Modelo de Coale y Demeny en el sentido de que no comprende un conjunto de tablas de vida, sino que es una relación matemática de dos parámetros, con la que se puede generar un infinito número de tablas. De los parámetros, el valor de \underline{a} está estrechamente vinculado con

11/ Vale decir que no puede utilizarse la ec.(11) para los valores de $l(x)$ a los extremos del rango de las edades, esto es, donde $l(x)$ es igual a cero o uno. Entonces $l(0)$ y $l(\omega)$ deberá ponerse por definición igual a 1 y cero, respectivamente.

12/ Exactamente cómo se puede hallar estimaciones de los parámetros no es el objeto de este párrafo. Sólo nos interesa dar una descripción general del sistema logito de Brass.

el nivel de la mortalidad, mientras que el parámetro b está fundamentalmente ligado a la incidencia de la mortalidad por edad, esto es, el patrón de la mortalidad como se refleja en la curva de $l(x)$ (con respecto al estándar).

Entre las ventajas de este sistema puede mencionarse que la ecuación matemática sencilla, facilita sus aplicaciones con computadores. Por esta razón se utilizan a menudo tablas de mortalidad generada por este sistema para propósitos de simulación.

Además el sistema logito es muy apropiado para la proyección de la mortalidad (J. Chackiel, 1981).

Otra ventaja del modelo de Brass es que permite respetar en mayor medida los datos observados de un país. Por ejemplo, con información fragmentaria disponible sobre la mortalidad al comienzo de la vida y para determinadas edades adultas, puede construirse una tabla de vida en base a estos datos.

Como ya mencionamos arriba, puede utilizarse como estándar cualquier tabla apropiada, incluso una tabla modelo. En este último caso, haciendo $\underline{a} = 0$ y $\underline{b} = 1$ se reproduciría dicha tabla modelo, mientras que al variar \underline{b} se cambia el patrón de mortalidad. Esto pone de manifiesto la mayor flexibilidad del sistema logito. Además, cuando no se conoce nada de la mortalidad que se desea describir, siempre se podrá emplear este sistema con la misma rigidez que el sistema de Naciones Unidas, tomando $\underline{b} = 1$.

Entre los inconvenientes del sistema logito de Brass, puede destacarse que las estimaciones están afectadas por la tabla elegida como es-

tándar. Además, la mayor flexibilidad del sistema hace posible la incorporación de datos afectados por errores, conduciendo así a valores más lejanos de la realidad (A. Ortega, 1982).

Otra limitación del modelo de Brass se refiere a su capacidad para describir la mortalidad infantil: el sistema de Brass no logra captar bien la gran variabilidad que existe en la relación entre la mortalidad infantil y la mortalidad en edades mayores (J. Hobcraft, 1977).

2.4 Modelos Teóricos de Población: el Modelo de Población Maltusiana y el Modelo de Población Estable

Las poblaciones maltusianas y estables^{13/} constituyen modelos que fueron establecidos por A.J. Lotka. Dichos modelos teóricos son modelos que se utilizan muy frecuente en la práctica, lo que constituyó una consideración importante para incorporar una, necesariamente breve, descripción de ellos en este trabajo.

El contenido de este párrafo se presenta dividido en tres partes. En la primera mostramos la definición y una serie de ecuaciones que necesariamente siguen de esta definición y las cuales juntas constituyen el modelo de poblaciones maltusianas. En la siguiente se habla sobre el modelo de población estable y en la última parte se trata de la validez de la utilización de ambos modelos en la práctica demográfica.

A.) El Modelo de Población Maltusiana:

Una población maltusiana se define como aquella población cerrada en la cual la estructura por sexo y edad, y la incidencia de la mortalidad para cada edad permanecen constantes en el tiempo.^{14,15/}

En otras palabras, una población maltusiana es una población donde:

$$\begin{array}{l} \underline{a.} \quad p(a,t) = p(a) \qquad \qquad \qquad y \\ \underline{b.} \quad c(a,t) = c(a) \end{array}$$

siendo: $p(a,t)$ la probabilidad, referida al momento t que tiene una persona de sobrevivir desde el nacimiento hasta la edad exacta a ;

^{13/} A menos que mencionemos de otra manera, se refiere siempre a modelos.

^{14/} R. Corona V., et al; Manual de Técnicas de Evaluación y Ajuste de Información Estadística, México, 1978).

^{15/} Cabe señalar que no se suponga que las características a que se hacen referencia sean conocidas, solo que ellas son invariables en el tiempo.

$c(a,t)$ la proporción de personas con edad exacta a
 ($0 \leq a \leq \omega$) donde se designa con ω (omega) la edad en la
 cual el número de sobrevivientes se hace igual a cero) res-
 pecto al total de la población en el momento t ; y ,

$c(a)$ y $p(a)$ son las mismas funciones pero ahora constantes con res-
 pecto al tiempo.

Partiendo de los supuestos mencionados arriba, se deduce las rela-
 ciones que (necesariamente) vinculan las diferentes variables. Así se
 hace posible formular 4 grupos de ecuaciones que en conjunto identi-
 fican a las poblaciones maltusianas.

El primer bloque de relaciones se refiere a la población total,
 $N(t)$, su distribución por edad $c(a,t)$ y 3 ecuaciones con respecto a la
 mortalidad. El segundo grupo consiste en las tasas de cambio, mientras
 que el tercer conjunto se trata de la dinámica de la población total,
 de las defunciones y de los nacimientos. Finalmente se establecen las
 2 ecuaciones, pertenecientes a la distribución por edad y la tasa bruta
 de natalidad respectivamente, que sintetizan el comportamiento de las po-
 blaciones maltusianas.

El primer grupo de ecuaciones se deduce a partir de la condición $c(a,t) = p(a)$, o sea, la condición de la invariabilidad de la morta-
 lidad con respecto al tiempo.

La población total en el momento t , $N(t)$, se expresa como el número
 total de sobrevivientes nacidos en épocas anteriores, esto es,

$$N(t) = \int_0^t B(t-a) \cdot p(a) da, \text{ donde la expresión} \quad (18)$$

$B(t-a) \cdot p(a)$ representa los sobrevivientes de los nacimientos ocurri-
 dos en el momento $(t-a)$; sumando esta expresión sobre todas las edades,
 se obtiene la población total en el momento t , $N(t)$.

Es útil representar el número de individuos de edad exacta a en el
 momento t , o sea $N(a,t) = B(t-a) \cdot p(a)$, en términos de la población
 total.

De esta manera se obtiene un coeficiente de la distribución por edad $c(a,t)$, tal que multiplicado por $N(t)$ nos da el número de personas con edad a en el momento t . En símbolos:

$$c(a,t) = N(a,t) / N(t) = \{B(t-a) \cdot p(a)\} / N(t) \quad (19)$$

Buscamos ahora expresiones analíticas por los siguientes 3 indicadores de la mortalidad: la tasa instantánea de mortalidad a la edad a $\mu(a)$; las defunciones anuales, $D(t)$, y la tasa anual de la mortalidad, $d(t)$, bajo la condición de que la mortalidad queda constante en el tiempo.

$\mu(a)$ se define como $\lim n^{\text{qa}}/n$, donde n^{qa} representa la probabilidad que tiene una persona de edad a de fallecer antes de alcanzar la edad $a+n$. Esto significa,

$$\mu(a) = -(1/p(a)) \cdot dp(a)/da = -d \ln p(a)/da \quad (20)$$

El total de las defunciones anuales, $D(t)$, se halla considerando que éste representa la suma a lo largo de todas las edades de las defunciones de cada edad exacta a , las cuales se obtienen al aplicar $\mu(a)$ a los sobrevivientes de edad a , esto es:

$$D(t) = \int_0^{\infty} B(t-a) \cdot p(a) \cdot \mu(a) da = - \int_0^{\infty} B(t-a) \cdot \frac{dp(a)}{da} da \quad (21)$$

Conviene destacar aquí que si bien partimos del supuesto $p(a,t) = p(a)$ las defunciones anuales sí dependen del tiempo: la función $p(a)$ se refiere a la estructura de la mortalidad, mientras que $D(t)$ es un número absoluto que depende además de $p(a)$ y de $\mu(a)$, de los nacimientos que, como veremos más adelante, crecen según una ley exponencial.

La fórmula para $d(t)$, la tasa anual de mortalidad, se deduce a partir de su definición, $d(t) = D(t)/N(t)$ y la ec. (21) como sigue:

$$d(t) = \frac{D(t)}{N(t)} = \int_0^{\infty} \frac{B(t-a) \cdot p(a)}{N(t)} \cdot \mu(a) da = \int_0^{\infty} c(a,t) \cdot \mu(a) da$$

(a partir de la ec. (19)), que a su vez es igual a:

$$-\int_0^{\omega} c(a,t) \cdot \frac{d \ln p(a)}{da} \cdot da \quad (\text{donde hemos usado ec. (20)}) \quad (22)$$

Introducimos ahora el supuesto (b.) de que la distribución por edad de la población es invariable en el tiempo: $c(a,t) = c(a)$. Con esta condición adicional se establece todas las restantes ecuaciones. En cuanto a las tasas de cambio - las tasas anuales instantáneas de natalidad, $b(t)$, de mortalidad, $d(t)$ y de crecimiento de la población total, $r(t)$ - se tiene que:

$$b = c(0) = \text{constante, ya que } b(t) = c(0,t) \text{ y, al considerar la condición } c(a,t) = c(a), \text{ se tiene } c(0,t) = c(0) = b, \text{ para cualquier } t; \quad (23)$$

$$d = -\int_0^{\omega} c(a) \cdot \frac{d \ln p(a)}{da} da = \text{constante (24) ya que ya no depende de } t, \text{ y, como la tasa anual instantánea de crecimiento es la diferencia entre las tasas anuales instantáneas de natalidad y mortalidad respectivamente, } r(t) = b(t) - d(t), \text{ se verifica que debe ser constante también, esto es: } r = b - d. \quad (25)$$

Por cuanto a la forma de crecimiento total de la población, de los nacimientos y de las defunciones, puede demostrarse fácilmente que las siguientes relaciones valen:

$$N(t) = N(0) \exp. (r \cdot t), \quad (26)$$

$$B(t) = B(0) \exp. (r \cdot t), \text{ y} \quad (27)$$

$$D(t) = D(0) \exp. (r \cdot t) \quad (28)$$

En otras palabras, la población total así como los nacimientos y las defunciones siguen un tipo de crecimiento exponencial, lo que indujo a Lotka a llamar "maltusianas" a estas poblaciones.

Finalmente presentamos 2 ecuaciones que resumen el comportamiento de las poblaciones maltusianas:

$$c(a) = b \cdot \exp(-r \cdot a) \cdot p(a) \quad ,y \quad (29)$$

$$b = \frac{1}{\int_0^{\infty} \exp(-ra) \cdot p(a) da} \quad \text{16/} \quad (30)$$

Renunciamos a desarrollar el resto de las igualdades que constituyen el modelo de población maltusiana porque para nuestros propósitos es suficiente la cantidad de relaciones establecidas. Concluimos esta sección con la observación que las relaciones (29) y (30) no son independientes y por eso insuficientes para determinar por completo los valores de \underline{b} y \underline{r} . Veremos en la siguiente sección cómo se deduce una relación complementaria para determinar dichos valores en ciertas condiciones.

B.) . El Modelo de Población Estable:

Señalamos al final de la sección anterior que las relaciones (29) y (30) son incompletas en cierto sentido ya que no nos permiten determinar las características del modelo en forma definitiva: a cada valor de \underline{r} (r arbitrario) corresponde un valor distinto de \underline{b} y de las restantes características. Para fijar y obtener una relación única de las diferentes características, Lotka introdujo la fecundidad por edades, $m(a)$, de la población. Al hacer esto, él derivó una relación adicional suplementaria, la cual permite calcular en forma endógena (interna) la tasa de crecimiento que ya no es un valor arbitrario, sino la denominada tasa intrínseca de crecimiento (TIC). Vemos ahora cómo la fecundidad por edad de la población entra en 'nuestro' modelo. Para tratar este tema conviene trabajar solo con la población femenina, para la cual el período reproductivo está definido con mayor precisión que en la población masculina.

Sea $m(a)$ definida como el número de hijas nacidas vivas por año, per capita de mujeres de edad a y además, en el caso que nos ocupa supongamos que sea independiente del tiempo t (A.J. Lotka, Teoría Analítica..., 1976, pág. 124). Entonces, tenemos que de las $(B(t-a) \cdot p(a))$ mujeres de edad a nacerán, en el curso del año t , $(B(t-a) \cdot p(a) \cdot m(a))$ niñas. Al sumar esta última expresión por todas las edades de las mujeres comprendidas entre los límites del período

16/ Relación (29) se halla al combinar la definición de $c(a)$, $c(a) = \frac{N(a,t)}{N(t)}$, con las ecuaciones (26) y (27). Por lo que toca a (30), en virtud de la relación $\int_0^{\infty} c(a) = 1$, se tiene, usando ec. (29) : $1 = b \int_0^{\infty} \exp(-r \cdot a) \cdot p(a)$ de manera que $b = 1 / \int_0^{\infty} \exp(-r \cdot a) \cdot p(a) da$.

reproductivo, resulta la suma total anual de los nacimientos (femeninos) en el año (o más general, la época t), esto es:

$$B(t) = \int_u^v B(t-a) \cdot p(a) \cdot m(a) da = \int_0^{\infty} B(t-a) \cdot p(a) \cdot m(a) da \quad (31)$$

donde u es el límite inferior y v el límite superior del intervalo reproductivo.

Esta última ecuación resulta del hecho de que para una edad $a < u$ o $a > v$, supongamos que la función $m(a)$ será cero, de modo que podemos integrar entre 0 e ∞ sin afectar el valor de ec. (31). Esta misma relación vincula los nacimientos anuales de las niñas en la época t , con los nacimientos anuales de las madres en el período que precede.

Para resolver la ec. (31), Lotka ensayó la serie exponencial:

$$B(t) = Q_1 \cdot e^{r_1 t} + Q_2 \cdot e^{r_2 t} + Q_3 \cdot e^{r_3 t} + \dots (32) \text{ la cual, al}$$

substituir en (31) nos da:

$$1 = \int_0^{\infty} e^{-r_n \cdot a} p(a) \cdot m(a) da, \text{ para } n = 1, 2, 3, \dots \quad (33)$$

En consecuencia, los valores de los parámetros r_1, r_2, r_3, \dots , quedan determinados como las raíces de la ecuación (33)

La ecuación fundamental (33) tiene solamente una raíz real, que denominamos ρ , y un infinito número de raíces complejas los cuales introducen oscilaciones en la evolución de los nacimientos anuales. Sin embargo, puede fácilmente demostrarse que a largo plazo el término que contiene a la raíz real ρ , que es la T.I.C. a que ya nos referimos arriba, va a dominar la evolución de los nacimientos, ya que en relación a él, todos los otros términos de la solución (32) se vuelven despreciables.

De lo que hemos dicho anteriormente surge una conclusión importante: cuando la mortalidad por edad y la fecundidad por edad se mantienen constantes en el tiempo - $p(a, t) = p(a)$ y $m(a, t) = m(a)$ - después de un cierto tiempo, $B(t)$ se va a aproximar más y más a

$$Q \cdot e^{\rho \cdot t} \text{ y , en el límite } B(t) = Q \cdot e^{\rho \cdot t} \quad (34)$$

Desde el momento en que la relación (34) vale aproximadamente, se tiene:

$$N(t) = \int_0^{\infty} B(t-a) \cdot p(a) da = (\text{al substituir (34) en esta fórmula})$$

$$\left\{ \rho \int_0^{\infty} \exp(-\rho \cdot a) \cdot p(a) da \right\} e^{\rho \cdot t} \quad (35)$$

Vale decir que la expresión dentro parentésis no depende del tiempo, o sea, es una constante que denominamos, siguiendo Lotka, con K , de modo que la expresión (35) queda como: $K \cdot e^{\rho \cdot t}$ (36)

En esta expresión reconocemos una población malthusiana que crece (o disminuye) según la T.I.C. En otras palabras esa relación (36) nos dice que bajo los supuestos de que las leyes de fecundidad y mortalidad por edad son constantes en el tiempo, $N(t)$ tenderá a crecer según la tasa de crecimiento $r = \rho$, llamada T.I.C.

La T.I.C. nos informa acerca de la verdadera capacidad de crecimiento que tiene una población, liberada de la influencia perturbadora de una distribución inicial por edad de una población arbitraria. Mientras que la tasa 'bruta' de crecimiento r , está influida por la distribución por edad, y esta distribución misma depende de factores que podríamos llamar, siguiendo Lotka, adventicios que han actuado en el pasado, la T.I.C. está completamente libre de esos factores.

Resumiendo podemos decir que al introducir la fecundidad por edad en el modelo de población malthusiana, se encuentra una relación independiente y suplementaria que nos permite determinar los valores 'estables' de las características fundamentales de dicho modelo (las ecuaciones (29) y (30)). Esta relación independiente la tenemos en la ecuación (33) :

$$\int_0^{\infty} e^{-r \cdot a} p(a) \cdot m(a) da = 1$$

Esta ecuación tiene una única raíz real, ρ , lo cual define por entero las características de la población malthusiana con distribución estable, la cual se suele llamar población estable.

Dichas características son:

$$b_p = 1 / \left\{ \int_0^{\infty} e^{-p \cdot a} p(a) da \right\} ; \quad (37)$$

$$c_p(a) = b_p \cdot e^{-p \cdot a} \cdot p(a) ; \quad y \quad (38)$$

$$l = \int_0^{\infty} e^{-p \cdot a} p(a) \cdot m(a) da \quad (39)$$

donde el subíndice p de b y $c(a)$, nos hace recordar que estas características pertenecen a una población que ha llegado al estado estable.

A partir de lo que hemos dicho anteriormente, puede definirse una población estable de dos maneras distintas:

- I. Una población estable es una población cerrada en la que tanto las leyes de mortalidad y fecundidad (por edad), y, como consecuencia la estructura de la población, permanecen constantes en el tiempo y son conocidas;
- II. Una población estable es una población a cuyas características se llega en el límite de la evolución que sufre una población cuando quedan invariables las leyes de mortalidad y fecundidad por edad que rigen en esta población^{17/} (R. Corona V., et al., Manual de Técnicas , 1978, págs. 158 - 171)

^{17/}La primera definición ubica a las poblaciones estables como un subconjunto de las maltusianas por 2 razones: primero se les añade una cuarta condición, esto es, además de las condiciones de que la población debe ser cerrada, $c(a,t) = c(a)$ y $p(a,t) = p(a)$, se requiere también que el patrón de fecundidad por edad sea constante: $m(a,t) = m(a)$. Segundo, se supone conocida la mortalidad, la fecundidad y la estructura de la población (siempre por edad), lo que no necesariamente debe ser el caso en una población maltusiana. La segunda definición nos dice que cuando permanecen invariables la mortalidad y la fecundidad en una población dada, esta población se convierte, con el paso de tiempo, en una población con estructura constante.

C.). Uso de los Modelos Teóricos de la Población en el Análisis Demográfico:

En la actualidad no existen poblaciones cuya evolución se comporte según los supuestos ya mencionados. Por ejemplo en muchos países ha descendido la mortalidad, principalmente desde la Segunda Guerra Mundial; en algunos casos seguido por un descenso en la fecundidad. En otros países, los movimientos migratorios internacionales constituyen un componente significativo en el crecimiento de la población.

A pesar de estas consideraciones, los modelos teóricos desempeñan un papel importante en el análisis demográfico. Dichos modelos se utilizan para dos propósitos principales:

1. Para estudiar las relaciones analíticas que pueden establecerse entre las diferentes variables demográficas. Utilizando relaciones analíticas de las variables podemos determinar con precisión cuál es el efecto de un cambio en una variable sobre las otras variables, efectos que quedan más o menos ocultos cuando se analizan datos reales. Así, dichos modelos aumentan nuestra noción en las interrelaciones y dinámica de los fenómenos demográficos que determinan las características de una población (Ortega, apuntes de clase, 1985)

2. Para obtener estimaciones demográficas a partir de información fragmentaria disponible. Cuando se dispone de muy poca información respecto a una población, los modelos permiten derivar estimaciones aproximadas, y además pueden ser útiles en el estudio de compatibilización y coherencia de las variables demográficas. Además, existe otro concepto que pertenece a poblaciones con estructuras por edad que no cambian, o cambian poco, en el tiempo. Es posible demostrar que en tales poblaciones rigen las mismas relaciones entre la mortalidad, la fecundidad y la estructura por edad, como las que valen en una población estable. En consecuencia, por lo que toca a dichas relaciones, sociedades en las cuales las estructuras no han cambiado mucho en el pasado, pueden asimilarse a un modelo de población estable. Para expresar el hecho que poblaciones con estructuras

por edades más o menos constantes poseen algunas características que valen en una población estable^{18/}, se ha llamado a dichas poblaciones 'parcialmente estables'. Muchas poblaciones reales pueden considerarse como parcialmente estables, lo que justifica el uso de algunas características encontradas en el modelo de población estable en el análisis demográfico.

Dado el hecho de que las sociedades reales se alejan cada vez más de las condiciones de estabilidad, se han emprendido varios intentos destinados a menguar la rigidez de los modelos de poblaciones maltusianas y estables. J. Chachiel y G. Macció (1978, pág. 2, op. cit.) mencionan dos esfuerzos en este sentido:

1. "Algunos autores intentan, manteniendo los mismos modelos, confeccionar coeficientes correctores de las estimaciones por efectos del no cumplimiento de los supuestos de estabilidad.
2. Otros intentos constituyen los modelos cuasi - estables^{19/} que implican descensos de mortalidad. También se han hecho esfuerzos en torno a la creación de modelos de población en transición que suponen descensos en la mortalidad y en la fecundidad".

Más adelante veremos algunas aplicaciones de los modelos discutidos en este parágrafo.

^{18/}Fenómenos que incluyen factores en donde intervienen p. ej. el pasado (o la historia demográfica) de un individuo, no puede analizarse con la ayuda de modelos de poblaciones estables. El número medio de niños sobrevivientes por familia, la proporción de viudos y viudas en la población, la proporción de huérfanos, el número absoluto de la población, de los nacimientos, de las defunciones, etc. son ejemplos de tales fenómenos (El Concepto de Población Estable, 1970, pág. VII).

^{19/}"Una población cuasi-estable se define como aquella donde la fecundidad (medida a través de la tasa bruta de natalidad o de la tasa bruta de reproducción) se mantiene a niveles altos y constantes, y donde la mortalidad (medida a través de la esperanza de vida al nacer o de la tasa bruta de mortalidad) se encuentra en un proceso de continua disminución (pero dentro de los límites de la mortalidad contemplados en las Tablas Modelo de Mortalidad de Naciones Unidas)" (Manual de Técnicas..., 1978, pág. 171). Este concepto surgió de la observación de que en poblaciones donde la mortalidad se encuentra en un proceso de descenso, mientras que la fecundidad se mantiene a niveles altos (y constantes), las estructuras por edades varían poco en el tiempo.

Capítulo III. METODOS INDIRECTOS PARA ESTIMAR LA MORTALIDAD EN LA NIÑEZ

3.1 Introducción:

Una de las variables demográficas sobre la cual existe un interés muy especial, es la mortalidad en la niñez. Este interés surge de diversas razones entre las cuales puede mencionarse su incidencia en el nivel de la mortalidad general y el hecho que la mortalidad infantil (mortalidad entre niños en el primer año de vida) está estrechamente vinculada con el medio ambiente: frecuentemente se utiliza la tasa de mortalidad infantil como un buen indicador de las condiciones sanitarias de un país o de las distintas regiones del mismo (A. Ortega y M. Rincón, 1975). Sin embargo, en los países con estadísticas vitales de mala calidad, es difícil conocer la magnitud de ésta (y otras) variable(s) a partir de (estos) sistemas de información pertinentes. Dadas estas limitaciones de los sistemas de registro de hechos vitales, que usualmente se presentan en los países de menor desarrollo, se han elaborado métodos indirectos de estimación, entre los cuales los de mayor utilidad se obtienen mediante preguntas retrospectivas incluidas en censos y encuestas.

En este capítulo será descrito brevemente un método que se usa con frecuencia para obtener indicadores sobre la mortalidad infantil y juvenil, o sea, un método ideado por W. Brass y dos variantes desarrolladas respectivamente por J.M. Sullivan y T.J. Trussell.

3.2 Procedimientos para estimar la mortalidad al comienzo de la vida: los métodos de Brass, Sullivan y Trussell.

Estos métodos emplean información, proporcionada generalmente por la madres, sobre la incidencia de la mortalidad entre los hijos tenidos. Más específico, la información básica requerida, es la siguiente:

- Población femenina por grupos quinquenales de edad, de 15 a 49 años;
- Número de hijos nacidos vivos, clasificados por grupos de edades de las madres;
- Número de hijos sobrevivientes (o fallecidos), según grupos de edades de las madres.

Puede obtenerse esta información mediante preguntas retrospectivas como por ejemplo: Cuántos hijos nacidos vivos ha tenido? y, después, cuántos de éstos están vivos actualmente (o han fallecido)?

Estas preguntas se formulan por lo general a mujeres de 15 años y más de edad.

Una vez que se dispone de esta información, puede calcularse la proporción de hijos fallecidos con respecto al total de hijos nacidos vivos según la edad de la madre, esto es:

$$D(i) = \frac{HF(i)}{HNV(i)} \quad \text{o} \quad D(i) = \frac{1-HV(i)}{HNV(i)} \quad \text{siendo:}$$

$HF(i)$ = número de hijos fallecidos de las madres en el grupo quinquenal de edad i ($i = 1$ para madres de 15-19 años, $i = 2$ para madres de 20-24 años, ...etc.);

$HV(i)$ = el complemento de $HF(i)$, o sea, número de hijos sobrevivientes de las madres en los mismos grupos de edades;

$HNV(i)$ = el número total de hijos nacidos vivos clasificados por los mismos grupos (quinquenales) de edades de las madres.

Es bien conocido que las proporciones de hijos fallecidos con respecto al total de hijos nacidos vivos, $D(i)$, por sí misma constituyen un buen indicador de la mortalidad, ya que los nacimientos de un grupo de madres siguen una distribución en el tiempo y el tiempo transcurrido desde el nacimiento es igual al tiempo a que están expuestos estos niños, al riesgo de morir.

Sin embargo, la proporción $D(i)$ tiene la limitación de no ser una medida convencional y además que está referida a la edad de las madres y no a la de los niños. Para superar estos problemas, Brass desarrolló un procedimiento que permite convertir las proporciones $D(i)$ en las probabilidades de morir desde el nacimiento hasta edades exactas $x : q(x)$. Él demostró que existe una relación empírica entre $D(i)$ y $q(x)$, la cual se establece a través de las siguientes expresiones:

$$D_1 \doteq 1q_0, \quad D_2 \doteq 2q_0, \quad D_3 \doteq 3q_0, \quad D_4 \doteq 5q_0,$$

$$D_5 \doteq 10q_0, \quad D_6 \doteq 15q_0 \quad \text{y} \quad D_7 \doteq 20q_0$$

Brass calculó una serie de factores que permiten convertir las proporciones observadas $D(i)$ en los respectivos valores de $q(x)$ mediante la relación:

$$q(x) = k(i) * D(i) \quad (1)$$

donde el coeficiente $k(i)$ es un factor muy próximo a uno que tiene por objeto eliminar el efecto de otros elementos que determinan el valor de $D(i)$ y que no se relacionan con la mortalidad. Entre dichos elementos el que tiene mayor peso es el patrón de fecundidad por edades puesto que este patrón determina el tiempo de exposición al riesgo de morir (de los niños). Utilizando un modelo de fecundidad de un parámetro, o sea la edad en que se inicia el proceso de procreación, y un modelo de mortalidad del propio Brass, el llamado "estándar general" (véase capítulo 2, párrafo 3 "El sistema logito de Brass"), él calculó un juego de valores de $k(i)$. Por razón de la influencia predominante ya mencionada que tiene la estructura de fecundidad, los parámetros de entrada para obtener los valores de $k(i)$ deben reflejar esta estructura. Para ese fin se usa generalmente $P(1)/P_2$ o $P(2)/P(3)$, donde $P(i)$ es el número medio de hijos de las mujeres del grupo de edad i . Por ejemplo, Brass eligió $P(1)/P(2)$ como parámetro de entrada.

Las condiciones teóricas que requiere la aplicación del método de Brass, son las siguientes:

- a) Que la fecundidad y la mortalidad hayan permanecido invariables en años recientes (por ejemplo en los últimos 10 años);

- b) Que las leyes de mortalidad y fecundidad usadas en el desarrollo del método no sean muy distintos de las condiciones actuales en las poblaciones en estudio;
- c) Que los riesgos de muerte de los hijos sean independientes de la edad de la madre. Se ha observado, por ejemplo, que la mortalidad en la niñez de madres jóvenes es relativamente mayor que el promedio general. Este tiende a sesgar hacia arriba la estimación de $q(1)$;
- d) Que no exista asociación entre la mortalidad de las madres y de los hijos. Es claro que no se dispone de información sobre la mortalidad de los niños cuyas madres han muerto. Si la mortalidad de estos niños fuera mayor que la de los niños cuyas madres están vivas (al momento del censo o encuesta), las estimaciones tenderían a ser demasiado bajas.

Además de estos supuestos teóricos, la información básica debe cumplir con ciertas condiciones:

- a) Se espera que la declaración por edad de las mujeres sea correcta;
- b) Que no haya omisión diferencial en la declaración de los hijos nacidos vivos y sobrevivientes, y,
- c) Que no haya mortalidad diferencial entre los hijos de las mujeres que declaran y las que no declaran la información (CELADE "la mortalidad infantil en Bolivia, abril 1985).

Estos supuestos y exigencias con respecto a la calidad de los datos rara vez se cumplen exactamente en la realidad. No obstante, se ha mos-

trado en muchas experiencias, que el método conduce a estimaciones satisfactorias^{20/}.

Diversos autores han desarrollado variantes de este método con la intención de aumentar su flexibilidad, entre ellos G. Feeney, J.M.Sullivan y J.T. Trussell.

Partiendo de los mismos supuestos a los que mencionamos arriba, Sullivan calculó otro juego de multiplicados, $k(i)$, basándose en un conjunto de tablas empíricas de fecundidad y en las tablas modelo de mortalidad de Coale y Demeny. El obtuvo los coeficientes $k(i)$ mediante una regresión lineal con respecto a $P(2)/P(3)$:

$$k(i) = \frac{q(x)}{D(x)} = a(i) + b(i) \cdot \left\{ \frac{P(2)}{P(3)} \right\}, \text{ donde } a(i) \text{ y } b(i) \text{ son parámetros} \quad (2)$$

metros cuyos valores dependen del grupo de edad de las mujeres y del patrón de la mortalidad que se seleccione en las tablas modelo de vida de Coale y Demeny. El método de Sullivan es ligeramente más flexible que el de Brass, pues permite seleccionar una "familia" dentro del conjunto de las tablas modelos de Coale y Demeny, pero en la práctica los resultados obtenidos con ambos procedimientos no difieren mucho (H. Behm y D.A. Primante, 1978).

^{20/} El método funciona generalmente muy bien con datos suministrados por las mujeres de 20 a 34 años que permiten derivar estimaciones sobre probabilidades de morir entre el nacimiento y las edades 2, 3 y 5. Fuera de este tramo de edades la información a menudo está afectada en mayor medida por errores de diversa índole (principalmente la información asociada a mujeres de mayor edad) que hace las estimaciones menos satisfactorias.

J.T. Trussell estimó un tercer conjunto de multiplicadores $k(i)$, siguiendo esencialmente el mismo procedimiento y razonamiento que Sullivan, pero usando modelos de fecundidad desarrollado por el mismo Trussell y A. J. Coale. El llegó a multiplicadores distintos, debido al hecho que los datos usados fueron diferentes. La ventaja principal de los multiplicadores de Trussell es que están basados en un rango más amplio de datos. Sus ecuaciones de regresión tienen la siguiente forma general:

$$k(i) = \frac{q(x)}{D(i)} = a(i) + b(i) \frac{P(1)}{P(2)} + c(i) \frac{P(2)}{P(3)} \quad (3)$$

donde $k(i)$, $D(i)$, $P(i)$, $a(i)$, $b(i)$ y $c(i)$ ya definimos anteriormente.

Otro camino que se han seguido para hacer el método más flexible se refiere al supuesto de que la mortalidad en el recién pasado se haya mantenido constante. Como se sabe, la mortalidad en la mayoría de los países en desarrollo se encuentra en un proceso de descenso. G. Feeney fue el primero en examinar los efectos de una disminución en la mortalidad sobre las estimaciones de la mortalidad infantil y juvenil. El descubrió que al suponer un descenso lineal de mortalidad cualquiera sea esta disminución, la mortalidad estimada es válida para un momento en el tiempo anterior al censo o encuesta. Este fue un descubrimiento interesante porque sabemos que cada $q(x)$ estimada (por este método), corresponde a un momento distinto antes del censo o encuesta, pues a mayor edad de la madre, los niños de este grupo de madres han estado expuestos más tiempo al riesgo de morir, con lo cual la estimación de su posibilidad de morir corresponde a un pasado más lejano.

A partir de esa idea, Feeney, Brass y Trussell han desarrollado procedimientos para determinar valores de $t(x)$, número de años antes del censo o encuesta a que pertenecen las estimadas $q(x)$. Entonces podemos ubicar cada $q(x)$ estimada, en el tiempo, lo que hace el supuesto de mortalidad constante en el recién pasado, menos rígido: ahora basta suponer que la mortalidad tenga una evolución lineal a través del tiempo.

Por último, cabe señalar que exista una variante de los métodos descritos arriba que, en lugar de utilizar datos clasificados por grupos de edades de las madres, usa datos clasificados por duración del matrimonio. En ciertas culturas se encontró que las mujeres dan mejor información sobre la duración del matrimonio que con respecto a su edad. En este caso el procedimiento que se basa de estos datos parece funcionar mejor. Sin embargo, cuando la duración no puede fijarse con exactitud, los resultados suelen ser peor a los que usualmente se obtienen a partir de datos clasificados por edades de las madres (Manual X, 1983).

Capítulo IV : ESTIMACION DE LA MORTALIDAD ADULTA A PARTIR DE INFORMACION SOBRE ORFANDAD Y VIUDEZ.

4.1 Introducción:

Como hemos visto en el capítulo anterior, se han ideado métodos para estimar el nivel de la mortalidad infantil y juvenil a partir de la declaración de las mujeres respecto al número de sus hijos que han sobrevivido o que han fallecido. Ya mencionamos que por lo general al ampliar estos métodos para obtener estimaciones más allá de los 5 o de los 10 años de edad, se llega a resultados que son poco confiables, debido a, por ejemplo, una tendencia de omitir selectivamente a los hijos muertos en las declaraciones de mujeres de mayor edad.

Si bien podría elegirse en un sistema de tablas modelo de mortalidad un nivel compatible con los valores más confiables de $q(a)$ estimados por el método descrito en el capítulo III, éste generalmente conduce a resultados poco satisfactorios. Por ejemplo, seleccionando una tabla modelo de vida a partir de los valores $q(2)$, $q(3)$ y $q(5)$ implica que se debe aceptar la relación que existe entre la mortalidad en la niñez y la mortalidad adulta que refleja el modelo seleccionado. Además, sabemos que generalmente la relación entre la mortalidad juvenil y la mortalidad adulta no es muy fuerte.

W. Brass, K.H. Hill y T.J. Trussell han desarrollado métodos alternativos para estimar la mortalidad adulta que resultan más adecuados. Dichos métodos se apoyan en información, recogida en un censo o encuesta, sobre las condiciones de orfandad y viudez en la población bajo investigación.

Evidentemente, las proporciones de entrevistados de una edad determinada cuyas madres, padres o esposos(as) han fallecido, nos indica algo sobre la mortalidad a que estaban expuestos esos grupos en el pasado.

En los siguientes párrafos describiremos, en forma breve, los llamados métodos de orfandad y viudez propuestos por Brass, Hill y Trussell.

4.2 El Método de Orfandad:

Ya hace mucho tiempo se conoce la relación existente entre la mortalidad adulta y las proporciones de huérfanos en una población. Lotka, por ejemplo, hizo cálculos directos relacionando tasas de mortalidad por edad de adultos con las proporciones de huérfanos. A partir de esa idea, Brass desarrolló una técnica que permite derivar estimaciones de las probabilidades de supervivencia de una tabla de mortalidad (Métodos para estimar..., selección de trabajos de W. Brass, 1974, pág. 220).

La información básica para derivar esas estimaciones consiste en:

- a) La distribución de la población total, por grupos quinquenales de edad en el intervalo 15-64 (o 15-70) años;
- b) Número de personas que tienen la madre viva (o padre vivo), para los mismos grupos de edad usados para la población.

Esa información puede obtenerse mediante preguntas muy sencillas como: Está viva su madre? o, para conseguir información sobre la mortalidad masculina: Está su padre vivo? 21/.

Un primer indicador que puede calcularse de estos datos es la proporción de personas de cada grupo de edad cuyas madres están vivas, esto es:

21/ Ya que la derivación y aplicación del método de la orfandad paterna es muy similar a la de la orfandad materna, basta con la discusión del método de la orfandad materna. La diferencia principal entre ambos procedimientos es que el período de procreación en el caso de los hombres es menos preciso y más amplio, por lo cual el modelo de fecundidad utilizado en el desarrollo del método, difiere del usado en el caso de las mujeres.

$$P(x, x+4) = M(x, x+4) / N(x, x+4), \text{ donde:} \quad (1)$$

$M(x, x+4)$ = el número de personas con edades comprendidas entre x y $x+4$,
cuya madre está viva;

$N(x, x+4)$ = el número de personas censadas o entrevistadas con edades $x, x+4$.

Brass y Hill (1973) desarrollaron una metodología que consiste en transformar esas proporciones de no-huérfanos, por grupos quinquenales de edad, en probabilidades de supervivencia desde la edad exacta x hasta la edad exacta $x+N$, mediante la siguiente relación:

$$l(x+N) / l(x) = w(N) \times P(N-5, 5) + [1-w(N)] \times P(N, 5) \quad (2)$$

donde:

- N es la edad superior del grupo de edad de los hijos informantes, y
- $w(N)$ es un factor de ponderación que depende de N y la ubicación del período reproductivo, o sea, la edad media de las madres, generalmente denotado por M ^{22/}.

En el caso de la orfandad materna, la probabilidad que se estima es:
 $l(25+N) / l(25)$.

La serie de factores de ponderación, $w(N)$, fue generada utilizando determinados modelos de fecundidad y mortalidad. El primero es un polinomio de tercer grado (en el caso de los hombres de cuarto grado) que es

^{22/} Cabe destacar que esta M no es la edad media de la fecundidad ($m = a(i) \times f(i) / f(i)$, donde $f(i)$ representa la tasa de fecundidad del grupo de edad i , y $a(i)$ el punto central del grupo de edad i) sino el promedio de la diferencia entre las edades de las madres y de los hijos en la población. Para su cálculo se toma en consideración, dentro de los ponderadores, a la distribución por edades de la población femenina (o masculina) $M = a(i) \times f(i) \times N(i) / f(i) \times N(i)$.

una función de la edad en que se inicia el proceso de procreación^{23/} y el segundo es un patrón de mortalidad que se construyó alrededor del sistema logito del propio Brass, la llamada "Estándar Africana".

Posteriormente, Hill y Trussell (1977) han propuesto otro procedimiento que se basa en la siguiente ecuación:

$$l_{25+N} / l_{25} = a(N) + b(N) \times M + c(N) \times P(N-5,5) \quad (3)$$

siendo:

$a(N)$, $b(N)$ y $c(N)$ coeficientes estimados por medio de regresión lineal, y M y $P(N-5,5)$ ya lo hemos definido antes.

Los datos usados, fueron derivados utilizando conjuntos de tablas de fecundidad generados por los modelos de Coale y Trussell (1974) y, por lo que toca a la mortalidad, tablas de vida generadas por el sistema logito de Brass, usando las 4 familias de las tablas modelo de vida de Coale-Demeny, como estándar.

Cuando $N < 30$ años, ambos procedimientos conducen a resultados similares; en el caso de $N > 30$, el método de regresión parece dar mejores resultados (por lo menos en simulaciones). Además, tiene la ventaja de una mayor facilidad en su aplicación.

Cabe señalar que para el método de la orfandad paterna no existen las ecuaciones de regresión igual a las que desarrollaron Hill y Trussell en el caso de la orfandad materna. Hace falta entonces aplicar la siguiente relación derivada por Brass:

$$l_{35+N} / l_{32,5} = w(N) \times P(N-5,5) + [1-w(N)] \times P(N,5) \quad (4)$$

^{23/} Cada ubicación de la edad en este polinomio está asociado con un valor particular de M .

El desarrollo de esta ecuación siguió en el fondo el mismo camino recorrido para elaborar la relación (2). En general, el método de la orfandad paterna da resultados sustancialmente peores a los que provienen del método de la orfandad materna. Sólo en casos donde no se dispone de otro tipo de recursos, se recomienda su uso.

Cuando se aplica un método cualquiera, siempre es necesario tener presente sus limitaciones y fuentes de error que puedan afectar las estimaciones. En el caso del método de orfandad, debe considerarse que:

- a) no deba existir relación alguna entre la experiencia de mortalidad y el número de hijos sobrevivientes. La información que se capta, se refiere a mujeres con hijos vivos. Mujeres que nunca han tenido hijos y/o mujeres que no tienen hijos sobrevivientes no están representadas en el cálculo, mientras que mujeres que tienen muchos hijos sobrevivientes, tienen mucho peso en las estimaciones finales.
- b) Otro problema que surge a menudo es que los niños muy jóvenes cuyas madres han muerto, son generalmente adoptados por otras mujeres y consecuentemente es posible que en los censos y las encuestas aparezcan como no-huérfanos. Esto conduciría a estimaciones de mortalidad muy bajas para los primeros grupos de edad (especialmente en el grupo de 15-19 años).
- c) Es posible que la mortalidad de mujeres que nunca hayan tenido hijos sea diferente de las que ya los hayan tenido. Además puede existir una asociación entre la mortalidad de la madre y la del hijo: por ejemplo, podría ocurrir que madres con alta mortalidad no estén representadas por el hecho de que sus hijos también tendrían alta mortalidad.
- d) Los modelos utilizados en la derivación de los factores de ponderación deben reflejar en forma adecuada la realidad en los países donde se intenta aplicar este método.

Aunque inicialmente este método, al igual que los métodos descritos en el capítulo anterior, se basaba en el supuesto de que la mortalidad ha quedado constante en el pasado; ahora se está en condiciones de ubicar cada estimación en el tiempo a través de un procedimiento propuesto por Brass y Bamgboye (véase por ejemplo, Manual X, 1983, págs. 98 y 106).

4.3 Estimación de la Mortalidad Adulta a Partir de Información sobre Viudez.

Una pregunta muy sencilla, insertada en un cuestionario de un censo o una encuesta sobre la sobrevivencia del primer(a) esposo(a) o compañero(a), permite aplicar otro método para estimar la mortalidad adulta. Este método, llamado el método de viudez, fue desarrollado por Hill (marzo, 1977) y revisado posteriormente por Hill y Trussell (mayo, 1977).

Dicho método parte del hecho de que el factor principal y determinante del patrón de viudez es la mortalidad. En otras palabras, existe una relación muy estrecha entre la mortalidad por un lado y el nivel de viudez por otro. Sin embargo, existen otros factores asociados que contribuyen a estructurar el patrón de viudez, entre los cuales cabe destacarse los patrones de nupcialidad según la edad de las parejas y la frecuencia y rapidez con que se contrae un nuevo matrimonio después de un divorcio o la muerte del primer esposo(a). A fin de evitar, en cierta medida, los problemas en cuanto a segundas nupcias, y además para asegurar que sólo hay una persona expuesta al riesgo de morir por respondente, los datos recogidos deberían referirse a la sobrevivencia del primer esposo (la primera esposa) o compañero(a). En otras palabras, este método busca determinar el riesgo de morir que tenía una persona en el período comprendido entre la fecha del primer matrimonio (o unión estable) y la fecha del censo o la encuesta.

De lo anterior surge que con este método existe también la posibilidad de utilizar datos clasificados por duración del matrimonio. Discutiremos más adelante esta posibilidad; ahora nos restringimos a discutir la aplicación del método a datos clasificados por (grupos) de edad.

Como ya hemos mencionado, el propósito final del método de viudez es estimar ciertas probabilidades de sobrevivencia a partir de las proporciones no viudas del esposo(a) o compañero(a). En la formulación original, su autor, K. Hill, generó, al igual que en el método de Brass (orfandad) un conjunto de factores de ponderación para convertir las proporciones de no-viudos(as) de dos grupos de edad adyacentes, en ciertas probabilidades de sobrevivencia masculina (y/o femenina).

Actualmente se utiliza con mayor frecuencia un procedimiento más simple y flexible que fue desarrollado por Hill y Trussell (1977). Aplicando métodos de regresión a información con respecto a la mortalidad suministrada por las tablas modelo de vida de Coale-Demeny, y a modelos de nupcialidad derivada por Coale (1972), ellos estudiaron la forma en que ciertas probabilidades de sobrevivencia a partir de la edad exacta 20, se relacionaban con las edades medias al contraer el primer matrimonio (de ambos sexos) y con las proporciones de no-viudos(as). Establecieron al final de su estudio unas funciones de regresión de la forma:

caso 1: Viudez masculina para estimar la mortalidad adulta femenina:

$$l(N)/l(20) = a(N) + b(N) \times SMAMf + c(N) \times SMAMm + d(N) \times NVm(N) \quad (5)$$

caso 2: Viudez femenina para estimar la mortalidad adulta masculina:

$$l(N)/l(20) = a(N) + b(N) \times SMAMf + c(N) \times SMAMm + d(N) \times NVf(N-5) \quad (6)$$

donde: -m y f indican el sexo masculino y femenino respectivamente;

-a(N), b(N), c(N) y d(N) son los coeficientes de regresión, que dependen de N (N > 20) y del sexo del informante;

-SMAMf y SMAMm son las edades medias al contraer el primer matrimonio, generalmente calculados a partir de las proporciones de solteros(as) por grupos quinquenales de edad;

-NVm(N) y NVf(N-5) son las proporciones de hombre y mujeres alguna vez casados(as), no-viudos(as).

Los datos requeridos para estimar las probabilidades de sobrevivencia a partir de la edad 20, son:

- la población total de hombres (mujeres) clasificada por grupos quinquenales de edad;
- la población soltero(a) también clasificadas por grupos quinquenales de edad.

Con estos datos se puede calcular las edades medias al contraer el primer matrimonio (o unión estable), SMAM. Para estimar las proporciones de hombres y/o mujeres, según el caso, alguna vez casados(as) y no-viudos(as) al momento del censo o encuesta, se necesita además:

- el número de informantes cuyo primer esposo estaba vivo (o fallecido, cada posibilidad basta) al momento del censo o encuesta, clasificados por grupos quinquenales de edad;
- el total de los respondientes, alguna vez casados, que declararon la condición de sobrevivencia de su primer esposo o compañero.

Comparando el método de viudez con el método de orfandad, puede decirse que las limitaciones de ambos métodos son muy similares. Por ejemplo, el método de viudez, al igual que el método de orfandad, no se refiere al total de la población sino más bien mide la incidencia de la mortalidad entre las personas alguna vez casadas. Entonces, para ser válido para el total de la población, la mortalidad entre las personas que nunca se han casado, debe ser igual a la de las personas alguna vez casadas.

Además no debe existir relación alguna entre la probabilidad de morir del informante y la mortalidad del esposo(a) o compañero(a).

Otra limitación es que se supone que la mortalidad y la nupcialidad se haya mantenido constante en el pasado reciente. No obstante, el trabajo de Brass y Bamgboye (1981) ha relajado algo el supuesto de la mortalidad constante (véase el parágrafo anterior).

Una desventaja específica del método de viudez, utilizando datos clasificados por edad, es que el período de exposición al riesgo de morir debe estimarse también, así introduciendo otro nivel de aproximación. Por otro lado, el método de viudez tiene dos ventajas en comparación con el método de orfandad.

La primera es que sólo hay un informante por persona: en "orfandad", como ya hemos visto, existe la posibilidad de más de un informante, esto es, el número de hijos sobrevivientes que tiene una mujer (un hombre).

La segunda ventaja es que no existe un efecto similar al que produce en "orfandad" el problema de las adopciones. Dado el hecho que el método de orfandad materna, a pesar de las limitaciones inherentes a este método, da por lo general estimaciones bastante confiables, mientras que en el caso de la orfandad paterna los resultados frecuentemente son peores, el método de viudez se utiliza con frecuencia para obtener estimaciones sobre la mortalidad masculina adulta.

Como ya hemos indicado, existe una variante del método de viudez que se apoya en observaciones agrupadas por duración del matrimonio. Esta variante tiene algunas ventajas sobre el procedimiento que usa datos clasificados por edad.

Primero hay razones para creer que los errores de declaración con respecto a la duración de la unión son de menor monto y extensión que los de la edad. Además, posee esta variante la ventaja de limitar la experiencia de la mortalidad a un intervalo pequeño y mejor definido, del pasado.

Desgraciadamente, son muy raras las ocasiones en que se registra la duración del matrimonio. Por lo tanto, los modelos de duración son de aplicación muy limitada. Además, en países donde el concepto de matrimonio está mal definido, entonces los supuestos de la variante que utiliza datos clasificados por duración del matrimonio, son obviamente violados. De manera similar, si las uniones son a menudo informales, como ocurre en parte de América Latina, la duración del matrimonio no es un concepto bien definido y el uso de esta variante no es recomendable. Basta entonces con señalar la existencia de esta variante y seguimos en el siguiente párrafo indicando algunas maneras de vincular las estimaciones de la mortalidad en la niñez con las de la mortalidad adulta.

4.4 La Conexión entre la Mortalidad en la Niñez y la Mortalidad Adulta

En los diferentes métodos presentados en párrafos anteriores, podían estimarse solamente probabilidades condicionales de sobrevivencia, esto es, probabilidades de sobrevivencia después de haber alcanzado una edad, 25 en el caso del método de orfandad y 20 en el de la viudez. Cuando se quiere convertir esas probabilidades en un conjunto completo de valores de $l(x)$, se necesitan estimaciones con respecto a la mortalidad en la niñez puesto que, como ya hemos indicado, a un nivel dado de la mortalidad adulta puede corresponder un amplio rango de niveles de la mortalidad infantil y juvenil. Para ese fin, a menudo se utiliza una estimación de $l(2)$, casi siempre obtenida con los métodos descritos en el capítulo anterior.

Para combinar la mortalidad juvenil con la mortalidad adulta, resulta conveniente ajustar una tabla modelo de mortalidad. Se requiere por lo menos dos parámetros a fin de lograr ese ajuste, a menos que se combine, en forma arbitraria, lo que no es recomendable. El sistema logito de Brass proporciona en este sentido una solución particularmente útil. Una descripción detallada no es objeto de este trabajo; puede encontrársela en, por ejemplo, "Métodos para estimar la fecundidad y la mortalidad en poblaciones con datos limitados", Selección de trabajos de W. Brass, CELADE, 1974.

El Manual X presenta otro método basado en ecuaciones de regresión distintas, dependientes del método utilizado para estimar la mortalidad adulta (orfandad o viudez). En vista de que estos métodos son en el fondo extensiones de las técnicas condicionales expuestas en este capítulo, los supuestos son los mismos, pero la incorporación de $l(2)$ en el modelo requiere supuestos adicionales.

Primero, por razón del hecho que las funciones de regresión están basadas en datos simulados, el supuesto principal es que los modelos usados representan en forma adecuada las condiciones de la población en estudio.

Segundo, la relación entre la mortalidad en la niñez y la mortalidad adulta se supone que está dentro el rango comprendido en las tablas modelo utilizadas en la simulación.

Cuál de los procedimientos considerados es el mejor, no se puede decir; un único procedimiento no es siempre el mejor para todos los casos. Probablemente sea juicioso ensayar todos los procedimientos con el fin de indagar el grado de coherencia de los métodos y, en el fondo de los datos básicos utilizados.

Capítulo 5: LA ESTIMACION DE LA MORTALIDAD ADULTA A PARTIR DE DOS O MAS DISTRIBUCIONES POR EDAD

5.1: Introducción

En el capítulo anterior hemos visto cómo pueden estimarse indicadores sobre la mortalidad adulta a partir de solo una distribución por edad (y sexo). En este capítulo describiremos algunos métodos que buscan estimar indicadores sobre la mortalidad adulta a partir de dos distribuciones por edad y sexo suministradas por dos censos consecutivos^{24/}.

En el primer párrafo se describe una metodología sencilla para estimar un nivel de la mortalidad adulta utilizando probabilidades de supervivencia intercensal por cohortes.

En el párrafo siguiente se presenta una variante de ese método que hace uso de proyección y acumulación con el objeto de reducir efectos de la mala declaración de la edad.

El final del capítulo se dedica a una técnica que requiere además de dos distribuciones por edad, información adicional del patrón de mortalidad por edad en el período intercensal.

Aunque todos esos métodos tienen limitaciones bastante grandes, su aplicación puede ser útil puesto que si los errores en los datos básicos no son graves, es posible obtener buenas estimaciones de la mortalidad adulta y aún cuando los errores sean serios, por lo menos es posible conseguir una idea con respecto a la índole y magnitud de los errores involucrados.

^{24/} Conviene destacar aquí que las distribuciones por edad deberían obtenerse de enumeraciones "completas", ya que encuestas por muestreo pueden introducir una fuente de error adicional, o sea, errores de muestreo que suelen distorsionar los resultados en una medida inadmisibles. Los procedimientos descritos en los capítulos precedentes son más robustos ante dichos errores y pueden ser aplicados con éxito a datos provenientes de grandes encuestas por muestreo.

5.2: Estimación de la Mortalidad Adulta a partir de Tasas Intercensales de Supervivencia

Supóngase que se enumera a una población no afectada por migraciones exteriores, esto es, una población cerrada, en 2 censos separados por exactamente 10 años y que ambos censos incluyen tabulaciones (por grupos) de edades (quinquenales) y por sexo.

Supóngase además que los datos básicos no contienen errores. Entonces, cada cohorte enumerada en el primer censo se cuenta nuevamente en el segundo censo, 10 años más tarde. De esta manera es posible calcular las relaciones de supervivencia de cada cohorte, $P(x+10,5)/P(x,5)$, las cuales equivalen aproximadamente a $L(x+10,5)/L(x,5)$ en una tabla de mortalidad que represente los riesgos de morir que tenía la población en cada grupo quinquenal de edad en el decenio entre ambos censos.

La coherencia de estas relaciones de supervivencia por cohortes puede examinarse al hallar el nivel de la mortalidad de cada una de estas tasas en, p.ej., el sistema de las tablas modelo de vida de Coale y Demeny. Al promediar los niveles correspondientes a las relaciones de supervivencia más consistentes, se obtiene una sola estimación del nivel de la mortalidad adulta (separado por sexo o ambos sexos juntos).

Esta sería una situación ideal. En la realidad se tiene que contar con muchos problemas, a veces insuperables, que puedan sesgar las estimaciones y/o para los cuales se tiene que hacer un ajuste antes de aplicar el método. A continuación discutimos algunos de estos problemas que surgen frecuentemente en la práctica.

1. Cambios de frontera y migración internacional:

En ceteris paribus condiciones, esto es cuando los demás factores varían, un aumento de la cobertura territorial en el intervalo intercensal; inflaría las tasas de supervivencia pues se cuenta personas adicionales en el segundo censo que no estaban presente en el primer censo. Entonces, si los 2 censos no se refieren a la población del mismo territorio, se tiene que ajustar uno de los 2 censos para asegu-

rar la comparabilidad entre ambos censos. Cuando la población abarcada no es grande y además tiene características aproximadamente iguales a los de la población original, el ajuste para hacer comparable ambos censos puede realizarse multiplicando las cifras del primer censo por:

$$1. \left[N^{t/2}(\text{orig.}) + N^{t/2}(\text{agr.}) \right] / N^{t/2}(\text{orig.}) \quad \text{donde:}$$

$N^{t/2}(\text{orig.})$ = la población total original (auténtico) a la mitad del período intercensal;

$N^{t/2}(\text{agr.})$ = la población "agregada", esto es, la población del territorio que se han agregado al país, también refiriéndose al momento central entre ambos censos.

Alternativamente puede multiplicarse cada grupo de edad en el segundo censo por el recíproco de ese factor 1.

Si la población comprendida en el ajuste constituye una porción apreciable de la población total y/o si su estructura es muy atípica, una corrección más refinada, o sea, por grupos individuales de edades y por sexo, de uno u otro censo será deseable.

En cuanto a la migración internacional valen las mismas consideraciones como en el caso de cambios en la cobertura territorial. Si la migración internacional fue sustancial en el período intercensal pero no se sabe su composición por edades y sexo, ni su magnitud, no tiene sentido aplicar este método. Cuando sí se dispone de esta información (que no es una situación común) puede aplicarse este método después de haber corregido uno de los 2 censos (p.ej. en el caso de inmigración neta, restar de cada grupo de edad en el segundo censo los inmigrantes, tomando en cuenta su mortalidad; en la situación de emigración neta, la corrección será al revés).

Si el número de los migrantes es relativamente pequeño, puede simplemente suponerse que sus características demográficas (mortalidad, fecundidad y distribución por edades) eran similares a las del resto de la población y basta con multiplicar una u otra distribución por edad

des por un factor igual al que se utiliza en el caso de un cambio pequeño de frontera, esto es, la población total a la mitad del período intercensal más el saldo migratorio neto, entre la población total a dicha fecha (o su recíproco)^{25/}.

2. Personas no Clasificadas por Edad:

En cada censo se da una cierta porción del total que no declara su edad. A menos que el número de esas personas sea pequeño, las personas de edad desconocida puede distribuirse proporcionalmente, es decir en la misma manera que las personas con edades conocidas. Este ajuste se hace multiplicando la población clasificada según la edad por el coeficiente:

$$(2) \quad \left[\frac{\text{Población total}}{\text{Pobl. total} - \text{Pobl. de edades desconocidas}} \right]$$

3. Período Intercensal no Igual a 10 Años:

Cuando el período intercensal es divisible por 5 no existen problemas, ya que es posible calcular razones del tipo $N(x+t,5)/N(x,5)$ ($t=k.5 \wedge k \in \mathbb{N}$) y las tasas de sobrevivencia correspondientes en una población estacionaria puede hallarse directamente (mediante interpolación) en las tablas modelo de mortalidad de Coale y Demeny.

En el caso que el intervalo intercensal no sea un múltiplo de 5 años, la situación se complica algo. Si se dispone de un censo con una distribución por edades simples, pueden construirse grupos correspondientes a cohortes convencionales (quinquenales) en el otro censo después de haber corregido por la mala declaración de edad. Cuando sólo se cuenta con 2 distribuciones por edad en grupos quinquenales, son

^{25/} Esta manera de calcular el factor de corrección implica también que se supone que la migración se distribuye aproximadamente de manera uniforme durante el intervalo intercensal. Otra vez queremos subrayar que esta forma de corregir sólo es válida cuando la magnitud de la migración internacional es pequeña: dado que los migrantes suelen estar concentrados en ciertos grupos de edades y sexo, es obvio que una migración importante, corregida de esta manera introduciría un fuerte sesgo en las estimaciones finales.

necesarios algunos pasos adicionales.

El procedimiento más sencillo para resolver este problema es suponer que la distribución por edades y la tasa de crecimiento intercensal observada no hayan variado durante el período que se debe añadir o restar del intervalo intercensal real para que este intervalo sea un múltiplo entero de 5 años. Entonces, basta multiplicar cada grupo de edad registrada a la fecha del segundo censo con el factor:

$$(3) \exp(r * \Delta t) \text{ , siendo:}$$

r = la tasa de crecimiento observada en el período intercensal
 Δt = número adicional de años , o menos el número de años, que faltan para llevar el período al múltiplo de cinco más cercano 26/.

Otro método consiste en calcular una distribución no-convencional en algunos niveles del conjunto de tablas modelos de vida de Coale y Demeny, hallar las probabilidades de sobrevivencia (también no-convencional) y por medio de interpolación entre las tasas más cercanas (a ambos lados) de las tasas observadas, estimar el nivel correspondiente a los modelos. El cálculo de la distribución no-convencional en las tablas modelos de vida, puede efectuarse en 2 maneras:

- lo más simple es ponderar 2 grupos de edad adyacentes y convencionales con la proporción de ambos grupos abarcada por el $L(x, 5)$ no-convencional. Por ejemplo: $L(23, 5)$ en la población estacionaria (eso es en la tabla modelo) comprendido entre las edades 23-28, contiene 0.4 del grupo 20-24 y 0.6 del grupo 25-29, entonces es posible aproximar $L(23, 5)$ como: $\left(\frac{2}{5}\right) \cdot L(20, 5) + \left(\frac{3}{5}\right) \cdot L(25, 5)$, donde $L(20, 5)$ y $L(25, 5)$ puede sacarse directamente de las tablas modelo de vida.
- cuando se requiere algo más preciso, es posible estimar $L(x+n, 5)$

26/ Este mismo procedimiento se utiliza también para llevar el período intercensal a un número exacto de años. Por ej., cuando el intervalo tiene la duración 9.64 años, conviene prolongar el intervalo a 10 años exactos, y cuando el intervalo tenga 10.38 años, se contrae el período a 10 años exactos.

($0 < n < 5$) a través de valores tabulados (Coale-Demeny) de $l(x)$, $l(x+5)$ y $l(x+10)$, usando la siguiente relación:

$$L(x+n,5) = a(n).l(x) + b(n).l(x+5) + c(n).l(x+10) , \text{ donde: } \quad (4)$$

x = un múltiplo de 5 años; $0 < n < 5$; y $a(n)$, $b(n)$ y $c(n)$ son coeficientes estimados ajustando un polinomio de segundo grado a los valores de $l(x)$. Una tabulación de estos valores puede encontrarse en el Manual X (1983).

4. Estimación de la Mortalidad en la Niñez:

El procedimiento descrito arriba no permite estimar las tasas de sobrevivencia para la infancia y la niñez a menos que se haya registrado el número de nacimientos ocurrido en el período intercensal. Sin embargo, generalmente faltan registros de nacimientos adecuados, entonces para construir una tabla de vida completa hace falta estimar la mortalidad en la niñez con métodos indirectos como los que hemos descrito en el capítulo III.

Otra posibilidad, aunque sea menos satisfactoria, es simplemente aceptar la relación entre la mortalidad juvenil y adulta como se da en la tabla modelo de vida elegida a base de las tasas de sobrevivencia, como representativa para toda la población.

5. Mala Declaración de Edad y Cobertura Diferencial en Ambos Censos:

La mala declaración de edad y una cobertura diferencial de los censos pueden causar problemas insuperables. Aunque el uso de distribuciones acumuladas puede amortiguar los efectos de la preferencia por dígitos en cierta medida, así como una agrupación en grupos de edades no-convencionales (si los datos permiten hacerlo: se necesita distribuciones por edades simples), las transferencias sistemáticas pueden conducir a estimaciones erróneas. Lo mismo cabe decir en cuanto a los efectos de una omisión diferencial entre los censos. Generalmente se verá obligado entonces a corregir las distribuciones por edades originales antes de aplicar este método (y muchos otros). Sin embargo, dado el hecho que una evaluación y corrección forman una parte esencial de cada operación censal, esto no es necesariamente una desventaja (Manual IV, 1968, pág. 7).

5.3: La Mortalidad Intercensal Estimada Utilizando Proyección y Acumulación:

Como ya hemos visto, las tasas de sobrevivencia calculadas en la manera indicada en el párrafo precedente pueden ser muy variables en cuanto al nivel de mortalidad que indican, debido al efecto de la información errónea con respecto a las edades. Si existen indicaciones que el volumen de la mala declaración de edad es grande, será mejor aprovechar el efecto amortiguador que tenga la acumulación de la información respecto a la edad. Más específicamente, puede tratarse de determinar el nivel de la mortalidad a partir de las proporciones de sobrevivientes de la primera población entera con la población de i (i representa la longitud del intervalo intercensal) y más años en el segundo censo; la población de 5 y más en el primer censo con la de $i+5$ y más años en el segundo censo y así sucesivamente.

A diferencia de las tasas de sobrevivencia de las cohortes por grupos quinquenales, esas tasas ($N_1(5, \omega) / N_2(5+i, \omega)$, p. ej.) no pueden expresarse directamente como niveles en un conjunto de tablas modelo de vida. Para hacer esto, es necesario proyectar la población empadronada en el primer censo a la segunda fecha, aplicando las tasas de supervivencia de las tablas modelo de vida de diferentes niveles de mortalidad.

Si el intervalo i no es un múltiplo de 5, será necesario primero calcular valores de $L(x+i, 5)$ con los procedimientos descritos en el párrafo anterior, en las tablas modelo de vida, para distintos niveles y, después, aplicar las tasas $L(x+i, 5)/L(x, 5)$ para proyectar la población inicial entera, la población de 5 años y más, la población de 10 años y más.....etc., del primer censo, a la fecha del segundo censo. Al comparar las proporciones de sobrevivientes observadas con las que se obtienen de las proyecciones usando tablas modelo a diferentes niveles, se obtiene una serie de estimaciones de niveles de mortalidad congruente con el juego de las tasas de sobrevivencia registradas, o sea, 0 años y más, 5+, 10+, 15+, ...etc.

Esta secuencia de niveles se ve a menudo mucho menos afectada por

la información errónea sobre las edades. La selección de un nivel único es en el fondo igual que en el caso de tasas de supervivencia por cohortes de grupos quinquenales. La regla práctica más satisfactoria resulta ser la selección del nivel mediano de mortalidad determinado por los primeros 9 grupos (0+, 5+, 10+, ..., 40+), o los valores más coherente en la serie.

Cabe hacer notar 2 cosas: primero, aunque se reduce los efectos de la mala declaración de edad en el segundo censo (sólo queda el efecto de las transferencias a través de cada edad límite), los efectos de la mala declaración de edad en la distribución inicial no se ve limitado. Segundo, teóricamente no existe razón alguna para preferir una proyección hacia adelante de la primera distribución (para hacerla comparable con la segunda), sobre una proyección hacia atrás de la segunda distribución (o sea, la enumeración de las personas por edad en el segundo censo) para hacerla comparable con la primera. Sin embargo, cabe esperar que los dos alternativas darán resultados diferentes a causa de los distintos errores en las dos distribuciones. La proyección hacia atrás se hace en una manera análoga a la de hacia adelante. Entonces, elegir una de las 2 posibilidades contiene un elemento arbitrario. Para apartar esta dificultad algún tanto, puede emplearse ambos procedimientos, compararlos y basar la estimación final en un promedio de los resultados.

5.4: Estimación del Grado de Cabalidad en el Registro de las Muertes a partir de Sobrevivencia Intercensal con Conocimiento Adicional sobre la Estructura de la Mortalidad:

En este párrafo damos una descripción de un método, desarrollado por S.H. Preston y K.Hill (1980), que mide tanto la cabalidad del registro de defunciones como la subenumeración relativa entre 2 censos.

Como ya hemos indicado, en una población cerrada los problemas de la mala declaración de edad y cobertura diferencial entre los censos pueden sesgar las estimaciones de la mortalidad adulta a partir de relaciones de supervivencia, en gran medida. Los efectos de la mala de-

claración de edad puede reducirse algo, utilizando acumulación pero el efecto de una omisión diferencial entre ambos censos es más difícil de manejar. Un cambio en la cobertura relativa, aún cuando sea constante a través de las edades, tiene un efecto diferencial por edad: inflará (deflará, según el caso) las defunciones estimadas en una medida proporcional con respecto a la población de cada edad, más que proporcionalmente con respecto al número de muertes de cada edad. Por eso, el efecto sobre las estimaciones de la mortalidad de las edades jóvenes donde hay más personas y menos muertes, será mayor que el efecto sobre las estimaciones por las edades más avanzadas donde la población constituye una fracción más pequeña en comparación con el número de las defunciones.

Sin embargo, un conocimiento adicional sobre la estructura de la mortalidad en el período intercensal, nos permite aplicar un procedimiento simple con que se puede estimar, bajo ciertos supuestos, tanto la omisión diferencial en los censos, como el grado de cabalidad del registro de las muertes. Este procedimiento se basa en la idea de que el número de personas en una cohorte en el primer censo es igual a los sobrevivientes de la misma cohorte en el segundo censo más las muertes que ha experimentado la cohorte en el período intercensal.

$$\text{En símbolos: } N_1^*(x,n) = N_2^*(x+i,n) + D^*(x,n) \quad (5)$$

en la que: $N_1^*(x,n)$ = el número verdadero de personas en el grupo de edad $(x, x+n)$ en el primer censo;

$N_2^*(x+i,n)$ = el número verdadero de las personas en el grupo de edad $(x+i, x+n+i)$ al momento del segundo censo;

$D^*(x,n)$ = el número verdadero de defunciones que ha experimentado la cohorte que tenía $(x, x+n)$ años a la fecha del primer censo, durante el intervalo intercensal; y,

i = intervalo intercensal en años.

En términos de personas observados, suponiendo que la cobertura no varía con la edad en el primero y el segundo censo y tampoco en cuanto al registro de muertes, podemos escribir:

$$\frac{N_1(x,n)}{c_1} = \frac{N_2(x+i,n)}{c_2} + \frac{D(x,n)}{k} \quad (6)$$

en la que c_1 y c_2 indican el grado de cabalidad de la enumeración en el primero y en el segundo censo respectivamente, k es el grado de cabalidad del registro de las muertes, $N_1(x,n)$ y $N_2(x+i,n)$ representan los personas enumeradas en el primero y segundo censo resp. y $D(x,n)$ son las muertes registradas en el período intercensal.

Al multiplicar la ecuación (6) por c_1 y después dividiendo entre $N_2(x+i,n)$, llegamos a la ec. (7):

$$\frac{N_1(x,n)}{N_2(x+i,n)} = \frac{c_1}{c_2} + \frac{c_1}{k} \times \frac{D(x,n)}{N_2(x+i,n)} \quad (7)$$

Si el supuesto de c_1 , c_2 y k constantes por edad se cumple aproximadamente, entonces existe una relación lineal entre $N_1(x,n)/N_2(x+i,n)$ y $D(x,n)/N_2(x+i,n)$ en que la ordenada y la cobertura relativa del primer censo respecto al segundo, es la ordenada y la cobertura relativa del primer censo respecto al grado de cabalidad del registro de muertes, constituye la pendiente.

Entonces, si se representa gráficamente para un caso concreto, los puntos $\left[\frac{D(x,n)}{N_2(x+i,n)}, \frac{N_1(x,n)}{N_2(x+i,n)} \right]$, (perteneciendo a las distintas cohortes) se debería obtener una tendencia aproximadamente lineal. Si esto es así, se justifica el ajustar una recta, la cual conduce a estimaciones de $\frac{c_1}{c_2}$ y $\frac{c_1}{k}$.

La ecuación (7) vale para cualquier cohorte inicial, p.ej. una población dividida en grupos quinquenales de edad, la población por encima de edades sucesivas, esto es:

$$\frac{N_1(x,\omega)}{N_2(x+i,\omega)} = \frac{c_1}{c_2} + \frac{c_1}{k} \times \frac{D(x,\omega)}{N_2(x+i,\omega)}, \quad (x = 0, 5, 10, \dots) \quad (8)$$

ó la población por encima de edades sucesivas pero bajo una cierta edad fija, digamos 65:

$$\frac{N_1(x, 65-x)}{N_2(x+i, 65+i-x)} = \frac{c_1}{c_2} + \frac{c_1}{k} * \frac{D(x, 65-x)}{N_2(x+i, 65+i-x)}, \quad (x=0, 5, 10, \dots) \quad (9)$$

Cada posibilidad tiene sus ventajas y sus limitaciones: trabajando con grupos quinquenales se tiende a poner de manifiesto las desviaciones del supuesto de subenumeración y subregistro constante, pero a menudo los resultados se ven afectados por la mala declaración de edad; por otro lado, utilizando acumulación (o acumulación truncada), tenderá a reducir los efectos de la mala declaración por edad, principalmente preferencia de dígitos, pero nos da poca noción sobre la validez del supuesto de la constancia de subenumeración y subregistro a través de las edades. Probablemente la opción más razonable es calcular 2 o 3 de estas posibilidades y, después de un examen profundo, elegir una de éstas o, cuando las estimaciones no difieren mucho entre sí, sacar un promedio de ellas.

- Procedimiento del Cálculo:

Los datos que se requieren para la aplicación del método son los siguientes:

- a. Dos censos con personas clasificadas por (grupo de) edad y sexo, no espaciado por más de 15 años;
- b. Información sobre las muertes en el período intercensal clasificada también por edad y sexo; puede utilizarse las defunciones registradas en cada año, pero basta de usar las muertes de cada cinco años porque la importancia de esa información se toma de la estructura (el patrón) de la mortalidad. En ausencia de esta información es posible suplir esta deficiencia con una tabla modelo de vida que representa adecuadamente el patrón de la mortalidad de la población en estudio.

Los pasos que se deben seguir en cuanto a la información proveniente de ambos censos, son muy parecidos a los que ya hemos descrito en

los párrafos anteriores y no los repetiremos acá. Sólo el tratamiento de la información sobre las defunciones ocurridas en el intervalo intercensal, suministrada por el registro, merece más atención.

Las defunciones registradas normalmente se tabulan por año calendario, grupos quinquenales de edad, y sexo. La acumulación de las muertes puede hacerse, bajo el supuesto que las muertes se distribuyen igualmente con respecto a la edad, tomando las muertes registradas en cada año y aplicando factores de ponderación para adjudicar las defunciones a las distintas cohortes ^{27/}. Por ejemplo, las muertes experimentadas por la cohorte que tenía 5-9 años al principio del año en que se levantó el primer censo, año t , se calculan como:

$$D(5,5) = 0.9d^t(5,5) + 0.1d^t(10,5) + 0.7d^{t+1}(5,5) + 0.3d^{t+1}(10,5) + \\ 0.5d^{t+2}(5,5) + 0.5d^{t+2}(10,5) + \dots + 0.1d^{t+9}(10,5) + \\ 0.9d^{t+9}(15,5) \quad \text{28/} \quad (\text{véase gráfico 5.1}).$$

Este ejercicio debe repetirse para cada cohorte. Sin embargo, a causa del hecho de que la información sobre las muertes se toma del patrón, más que su nivel exacto, los cálculos puede simplificarse considerablemente. Si se levantó el primer censo en el año t , y las cohortes se definen por grupos quinquenales convencionales de edad, las defunciones perteneciendo a la cohorte que tenía x a $x+4$ años en el año t , ocurridas en el período $(t, t+5)$, puede aproximarse como la suma de las muertes en el año t de las personas de $(x, x+4)$ años y las muertes de los personas con edades entre $(x+5, x+9)$ en el año $t+5$, multiplicado por 2,5. En símbolos:

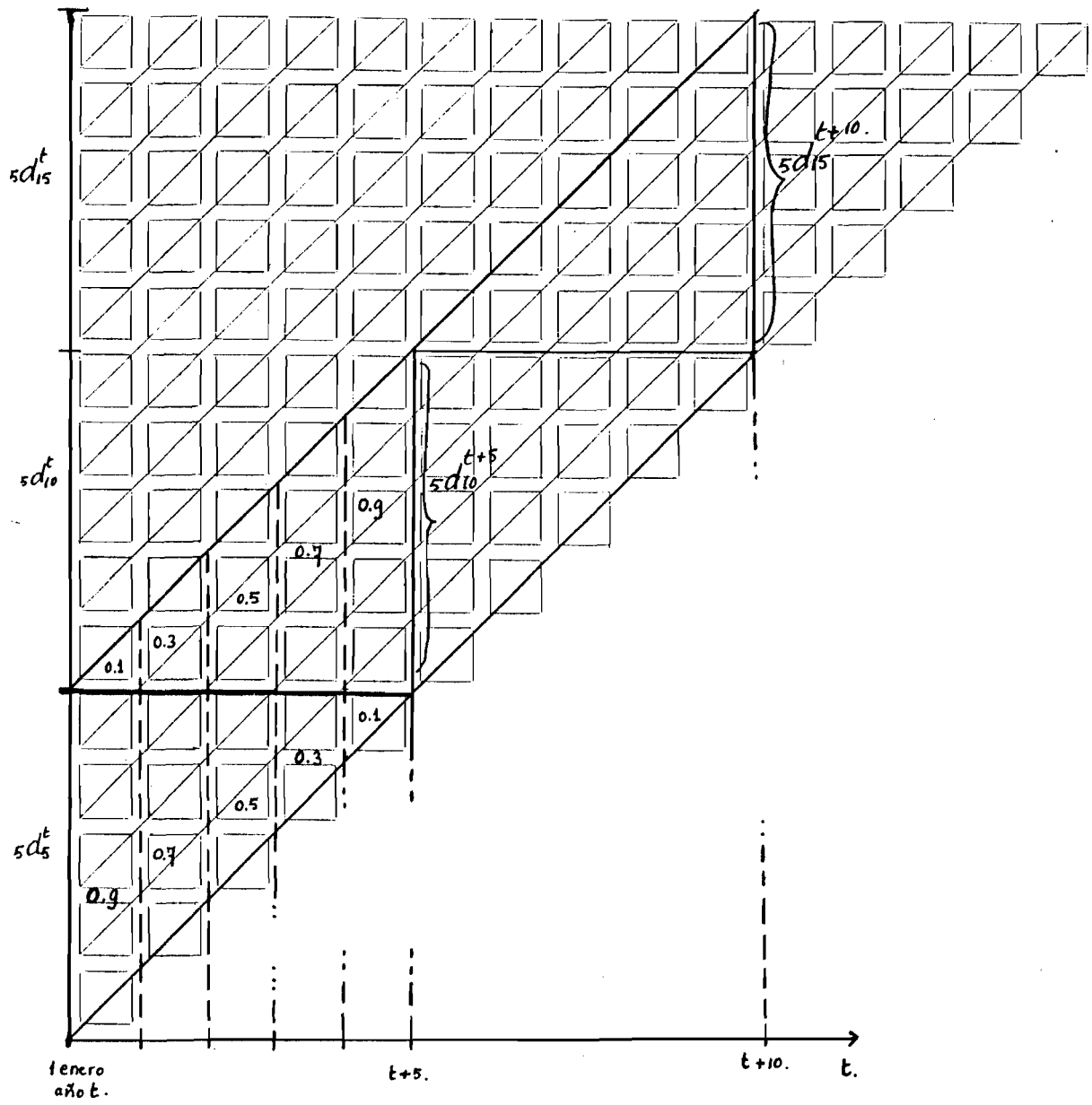
$$\sum_{j=t}^{t+5} D^j(x, x+4) = 2,5 * \left[d^t(x, 5) + d^{t+5}(x+5, 5) \right] \quad (10.)$$

Una aproximación similar se obtiene para un segundo período de 5

^{27/} Antes de empezar con los cálculos, es necesario trasladar la población a la fecha 1 de enero en cada censo, aplicando la tasa de crecimiento intercensal observada, a cada grupo de edad.

^{28/} En el caso de un intervalo intercensal, i , de 10 años.

Gráfico 5.1



años, como:

$$\sum_{j=t+5}^{t+10} D^j(x, x+4) = 2,5 * \left[d^{t+5}(x+5, 5) + d^{t+10}(x+10, 5) \right] \quad (11)$$

Si el intervalo intercensal no es un múltiplo de 5 años, aproximaciones adecuadas (en la mayoría de los casos) puede obtenerse de una manera que es una extensión lógica del procedimiento descrito arriba. A título de ejemplo supongamos que el intervalo es 13 años. Las muertes de las cohortes de los primeros 10 años se obtiene mediante las 2 ecuaciones precedentes, y las muertes en los otros 3 años se estima sacando un promedio del número de muertes registradas en los años $t+10$ y $t+13$ que pertenecen a los apropiados grupos de edad y, después, ponderar estos promedios conforme al número de años entre $t+10$ y $t+13$. En símbolos:

$$\bar{D}(x+5, 5) = 0,5 * \left[d^{t+10}(x+5, 5) + d^{t+13}(x+5, 5) \right], y \quad (12)$$

$$\bar{D}(x+10, 5) = 0,5 * \left[d^{t+10}(x+10, 5) + d^{t+13}(x+10, 5) \right] \quad (13)$$

y, finalmente:

$$\sum_{j=t+10}^{t+13} D^j(x, x+4) = w(13-10) * \bar{D}(x+5, 5) + ((13-10)-w(13-10)) * \bar{D}(x+10, 5) =$$

$$w(3) * \bar{D}(x+5, 5) + (3-w(3)) * \bar{D}(x+10, 5), \text{ donde los factores de}$$

ponderación se hallan de la manera indicada en el gráfico 5.2 (para un período intercensal de 11, 12 o 14 años el procedimiento es exactamente igual).

Una vez obtenidas las estimaciones de las defunciones de las distintas cohortes, podemos graficar los puntos; como ya hemos indicado ha 3 maneras de hacerlo:

1. en el caso que se trabaja con grupos quinquenales de edad se grafica los puntos $\left[D(x, 5)/N_2(x+5, 5), N_1(x, 5)/N_2(x+5, 5) \right]$ ^{29/}. Si e

^{29/} $D(x, 5) = \sum_{j=x}^{x+4} D^j(x, x+4)$

Gráfico 5.2

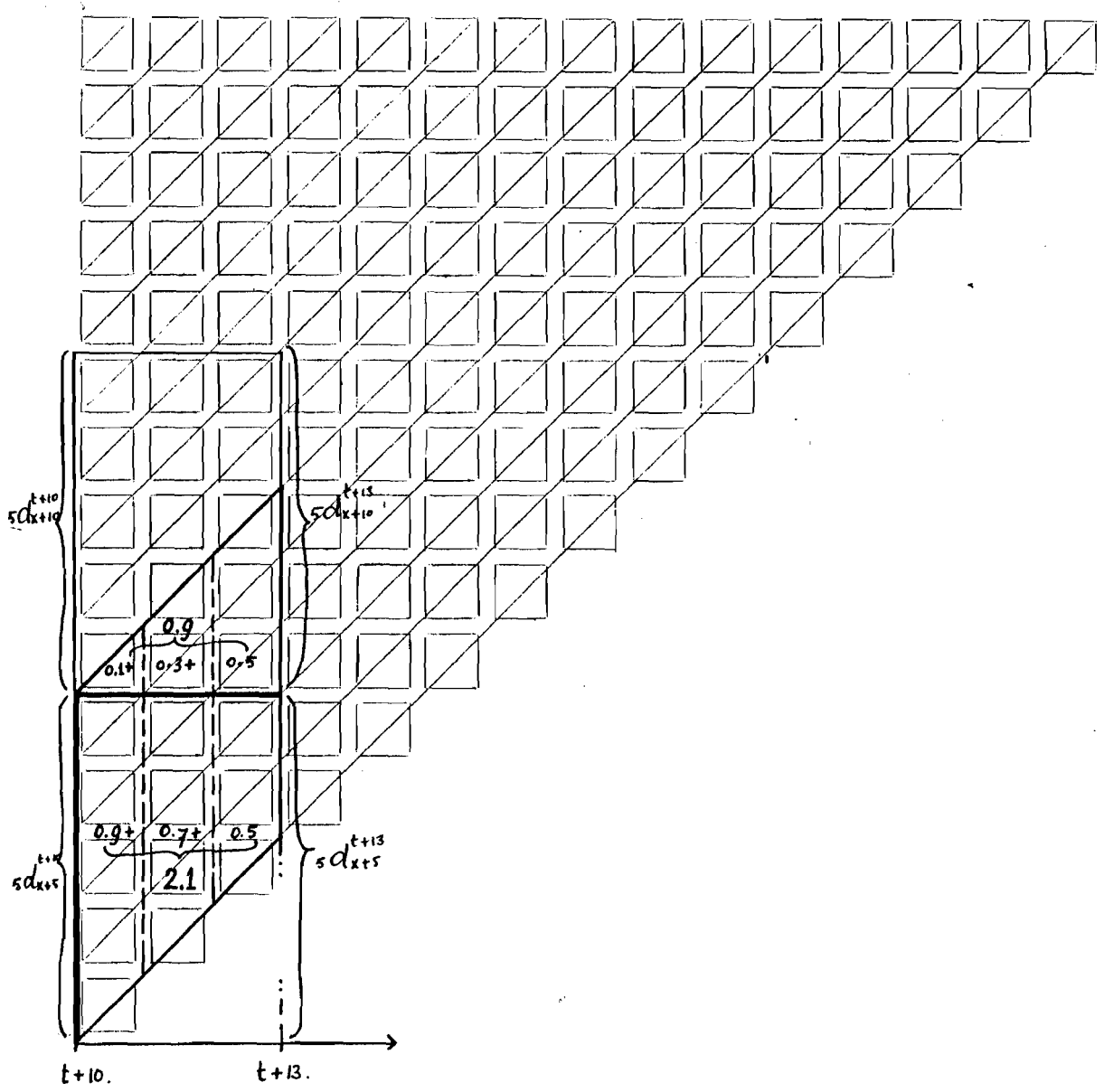


gráfico muestra una tendencia aproximadamente lineal, se puede ajustar una recta con el método de semi-promedios, obteniendo así un factor que hace posible corregir las muertes registradas (la pendiente) respecto a la cobertura del primer censo, mientras que la ordenada da una estimación de la cobertura del primer censo relativa al segundo.

2. otra posibilidad es graficar los puntos

$\left\{ D(x, \omega) / N_2(x+i, \omega) , N_1(x, \omega) / N_2(x+i, \omega) \right\}$ para eliminar algunas irregularidades causadas por la mala declaración de edad;

3. finalmente puede optarse por la posibilidad de usar las cohortes en su forma truncada, aprovechando así las ventajas de la acumulación, sin tomar en cuenta la información que se vea a menudo distorsionada seriamente por la exageración de edad. Los puntos que se grafica serán entonces:

$\left\{ D(x, A-x) / N_2(x+i, A+i-x) , N_1(x, A-x) / N_2(x+i, A+i-x) \right\}$

donde A representa la edad máxima hasta que se acumula. Unas ventajas de esta última posibilidad son:

- suavizamiento de las irregularidades causadas por la mala declaración de edad;
- el supuesto de la constancia del grado de cabalidad del registro de muertes a través de las edades, probablemente es mejor para estos grupos de edad.

Una desventaja es que la pendiente de la recta ajustada puede ser sensible a la edad A que se elija como límite.

Además de los supuestos que ya hemos mencionado en lo anterior (población cerrada y cobertura de los censos así como el subregistro de las muertes no varían con la edad) es necesario llamar la atención hacia el hecho que en los cálculos hemos asumido también que las muertes se distribuyen igualmente en el tiempo. Finalmente queremos subrayar una vez más que la exageración de las edades, fenómeno muy común en los grupos de edades avanzadas, puede sesgar los resultados en tal

medida que deben tomarse con las reservas correspondientes las estimaciones resultantes. Sin embargo, desviaciones de todas las restricciones mencionadas arriba afectan principalmente la pendiente; por otro lado, la ordenada aparentemente es menos sensible a estas desviaciones; entonces, la utilidad principal de este método es proporcionar la cobertura relativa de dos censos sucesivos.

Capítulo 6: DOS METODOS PARA LA ESTIMACION DEL GRADO DE CABALIDAD EN EL REGISTRO DE LAS MUERTES

6.1: Introducción

El presente capítulo tiene como objetivo presentar en forma resumida dos métodos destinados a estimar el grado de cabalidad en el registro de las defunciones. Ambos métodos, uno ideado por Brass, de equilibrio del crecimiento (Brass, 1975), y otro derivado por Preston y sus colegas (Preston, Coale, Trussell y Weinstein, 1980) parten de relaciones encontradas en poblaciones estables y requieren información sobre la estructura por edad de las defunciones.

El método de Brass permite, entre otras cosas, determinar un factor de corrección para hacer consistente la información de un censo con la del registro de las muertes.

Preston y otros desarrollaron otro método en el cual la distribución por edades de una población se estima a partir de la distribución de las muertes. La omisión en el registro de muertes se estima entonces a partir de la razón entre la población estimada y la población observada.

6.2: El Método de Brass

Es bien sabido que en muchos países en desarrollo los registros de defunciones no son completos. Como consecuencia, las tasas (brutas y específicas) de mortalidad estimadas a partir de las defunciones registradas, suelen ser subestimadas.

Ya desde hace varios años diversos autores han propuesto procedimientos para ajustar los datos suministrados por esos registros. Brass (1975) desarrolló, basándose en la teoría de las poblaciones estables, una metodología que presenta dos variantes:

- 1 la primera permite estimar la tasa anual media de crecimiento natural y un factor de corrección para las defunciones registradas, y
- 2 la segunda permite estimar la tasa bruta de mortalidad y la tasa anual media de crecimiento natural (A.Castellanos, 1976).

La información requerida para la aplicación de dicha técnica consiste en:

- una enumeración de la población por grupos de edades y, preferentemente también por sexo; el último grupo de edad debe ser un intervalo abierto;
- las defunciones por grupos de edades y también, aunque no necesariamente por sexo, para el año censal o un período anual próximo al censo (o encuesta); el último grupo debe ser un intervalo abierto, es decir, debe incluir todas las muertes a partir de alguna edad A.

El método se basa en dos supuestos:

- estabilidad de la población en estudio; sin embargo, el método es razonablemente robusto con respecto a recientes cambios en la fecundidad y descensos graduales en la mortalidad;
- el segundo supuesto es que la omisión no sea diferencial por edades en el registro de defunciones y en la enumeración de la población; una y otra fuente pueden tener omisiones diferentes entre sí pero dentro cada una de ellas esta omisión debe ser

constante por edad.

En la realidad se encuentra, frecuentemente, diferentes niveles de omisión de niños relativo a los de adultos. Dado el hecho que es posible obtener estimaciones robustas de la mortalidad en la niñez, se aplica este método a menudo solamente a la población adulta, suponiendo que, a partir de cierta edad \underline{z} la estructura de las defunciones no resulta seriamente distorsionada por el subregistro, o sea, el supuesto 2 se cumple solamente a partir de cierta edad mínima \underline{z} .

El método parte de 2 relaciones que se cumplen en una población estable:

$$(1) \quad N(a) = B \cdot \exp(-r \cdot a) \cdot p(a) \quad , \quad \text{en la que}$$

$N(a)$ = el número de personas de edad exacta \underline{a} ;

B = el número de nacimientos anuales;

$p(a)$ = la probabilidad de sobrevivir del nacimiento a la edad exacta \underline{a} ; y

r = la tasa anual media de crecimiento natural.

$$(2) \quad D(a+) = \int_a^{\infty} N(a) \cdot \mu(a) da \quad , \quad \text{donde}$$

$D(a+)$ = las defunciones de personas de edad mayor o igual a \underline{a} ;

$\mu(a)$ = la tasa instantánea de mortalidad a la edad exacta \underline{a} .

Reemplazando $\mu(a) = \frac{-p'(a)}{p(a)}$, siendo $p'(a)$ la derivada de $p(a)$ con

respecto a la edad \underline{a} , y también el valor de $N(a)$ dado (en la relación

(1)) en la relación (2), se obtiene:

$$2 \quad D(a+) = -B \cdot \int_a^{\infty} \exp(-r \cdot a) \cdot p'(a) da$$

Integrando esta relación por partes, resulta:

$$D(a+) = -B \cdot \exp(-r \cdot a) \cdot p(a) \Big|_a^{\infty} - r \cdot \int_a^{\infty} B \cdot \exp(-r \cdot a) \cdot p(a) da$$

Por definición $p(\infty) = 0$ y, sabiendo que $N(a+) = \int_a^{\infty} B \cdot \exp(-r \cdot a) \cdot p(a) da$,

donde $N(a+)$ representa la población acumulada de edad a y más, podemos escribir:

$$(4) \quad D(a+) = N(a) - r \cdot N(a+), \text{ que se suele escribir en la forma:}$$

(5) $N(a) = r \cdot N(a+) + D(a+)$. Esta es la ecuación de la que se derivan las dos variantes.

1a. variante:

Dividiendo ambos lados de la ec. 5 por la población de edad a y más, o sea, $N(a+)$ se tiene:

$$(6) \quad \frac{N(a)}{N(a+)} = r + \frac{D(a+)}{N(a+)}, \text{ que es en definitiva la ecuación de la primera variante del método de Brass,}$$

de la distribución por edad de las muertes.

El primer miembro de la ec. 6 puede interpretarse como una "tasa de natalidad", o sea, entradas en la población de edad mayor o igual a a , mientras que el cociente $D(a+)/N(a+)$ puede considerarse la tasa de mortalidad correspondiente a la misma población. Entonces la ec. 6 simplemente nos dice que en una población cerrada la "tasa de natalidad" es igual a la suma de la tasa de crecimiento y la tasa (bruta) de mortalidad (siempre para edades mayores o igual a a)

Sin embargo, en la práctica cabe esperarse que las defunciones registradas, $D_r(a)$, representan sólo un cierto porcentaje del verdadero número de defunciones ocurridas. Invocando ahora el supuesto 2, que a partir de cierta edad mínima z las muertes registradas están afectadas de un porcentaje de omisión que sea constante a través de las edades mayores o igual a z , puede suponerse entonces que exista un factor constante K , que al multiplicar este factor por el número registrado de muertes con edades mayores que z , da el número correcto de las defunciones a edades $\geq z$, esto es:

$$(7) \quad D(a+) = K \times D_r(a), \text{ siendo}$$

$D(a+) =$ las defunciones verdaderas de edades mayores o igual a a ;

$D_r(a+) =$ las defunciones registradas de edades mayores o igual a a ; y

$K =$ un factor de corrección.

La ec. (6) toma, al reemplazar (7) en (6) la forma:

$$(8) \quad \frac{N(a)}{N(a+)} = r + K \cdot \frac{D_r(a+)}{N(a+)}$$

Dado que la información sobre la población proviene de un censo o una encuesta, tiene que tenerse presente que el factor K es la inversa del grado de cabalidad en el registro de defunciones relativo a la omisión en el censo!

Si designamos el grado de cabalidad en el registro por c y el porcentaje de omisión en el censo por d , entonces, tenemos que

$$K = \left[\frac{c}{d} \right]^{-1}.$$

Como puede apreciarse en la ec. 8, tenemos que entre $\frac{N(a)}{N(a+)}$ y $\frac{D_r(a+)}{N(a+)}$ existe una relación lineal en que r es la ordenada de la recta y K la pendiente.

Graficando los puntos $\left[\frac{N(a)}{N(a+)}, \frac{D_r(a+)}{N(a+)} \right]$ se debería obtener una tendencia aproximadamente lineal. Si esto es así, se ajusta una recta, usando p.ej. regresión lineal ó el método de Wald (semi-promedios), para obtener las estimaciones de r y K .

Cabe destacar que si no es posible determinar una edad inferior z a partir de la cual se observa una tendencia lineal, la aplicación del método no está justificada. Si los puntos no se alinean, es muy probable que el supuesto de constancia por edad de la omisión en el censo o en el registro de las defunciones, no se cumple, ya que el método es bastante robusto a desvíos respecto a la estabilidad.

2da variante:

Al dividir la ec. 5 por el total de la población, N , se llega a

$$\frac{N(a)}{N} = r \cdot \frac{N(a+)}{N} + \frac{D(a+)}{N}, \quad \text{que es igual a:}$$

$$\frac{N(a)}{N} = r \cdot \frac{N(a+)}{N} + \frac{D(a+)}{D} \cdot \frac{D}{N}, \quad \text{siendo } D \text{ el total de las defunciones}$$

La ec. (6) toma, al reemplazar (7) en (6) la forma:

$$(6) \quad \frac{N(a)}{N(a+)} = r + K \cdot \frac{D_r(a+)}{N(a+)}$$

Dado que la información sobre la población proviene de un censo o una encuesta, tiene que tenerse presente que el factor K es la inversa del grado de cabalidad en el registro de defunciones relativo a la omisión en el censo!

Si designamos el grado de cabalidad en el registro por \underline{c} y el porcentaje de omisión en el censo por \underline{d} , entonces, tenemos que

$$K = \left[\frac{\underline{c}}{\underline{d}} \right]^{-1}.$$

Como puede apreciarse en la ec. 8, tenemos que entre $\frac{N(a)}{N(a+)}$ y $\frac{D_r(a+)}{N(a+)}$ existe una relación lineal en que \underline{r} es la ordenada de la recta y K la pendiente.

Graficando los puntos $\left[\frac{N(a)}{N(a+)}, \frac{D_r(a+)}{N(a+)} \right]$ se debería obtener una tendencia aproximadamente lineal. Si esto es así, se ajusta una recta, usando p.ej. regresión lineal ó el método de Wald (semi-promedios), para obtener las estimaciones de \underline{r} y K .

Cabe destacar que si no es posible determinar una edad inferior \underline{z} a partir de la cual se observa una tendencia lineal, la aplicación del método no está justificada. Si los puntos no se alinean, es muy probable que el supuesto de constancia por edad de la omisión en el censo o en el registro de las defunciones, no se cumple, ya que el método es bastante robusto a desvíos respecto a la estabilidad.

2da variante:

Al dividir la ec. 5 por el total de la población, N , se llega a:

$$\frac{N(a)}{N} = r \cdot \frac{N(a+)}{N} + \frac{D(a+)}{N}, \quad \text{que es igual a:}$$

$$\frac{N(a)}{N} = r \cdot \frac{N(a+)}{N} + \frac{D(a+)}{D} \cdot \frac{D}{N}, \quad \text{siendo } D \text{ el total de las defunciones.}$$

Recordando que $\frac{D}{N}$ representa la tasa bruta de mortalidad \underline{d} , obtenemos:

$$\frac{N(a)}{N} = r \cdot \frac{N(a+)}{N} + d \cdot \frac{D(a+)}{D}$$

Dividiendo luego ambos lados por el factor $N(a+)/N$, para aislar la tasa de crecimiento, llegamos a:

$$(9) \quad \frac{N(a)}{N(a+)} = r + d \cdot \frac{D(a+)}{N(a+)} \cdot \frac{N}{D}, \text{ que es la ecuación de la segunda variante.}$$

Después se grafican los puntos $\left[\frac{D(a+)}{N(a+)} \cdot \frac{N}{D}, \frac{N(a)}{N(a+)} \right]$ ^{30/}

Si el gráfico justifica ajustar una recta, esto es, si los puntos siguen aproximadamente un comportamiento lineal, se obtendría la tasa de crecimiento (la ordenada) y la tasa bruta de mortalidad \underline{d} (la pendiente).

La información básica necesaria y los supuestos son los mismos en ambas variantes.

^{30/} En la práctica se suele trabajar con las defunciones registradas, entonces debe hacerse la sustitución de $D(a+)$ y D por $D_r(a+)$ y D_r , respectivamente.

6.3: Estimación del Grado de Cabalidad en el Registro de las Muertes en Poblaciones Aproximadamente Estables: Variante de Preston y Otros^{31/}

La manera convencional de calcular tasas de mortalidad por edad y sexo es combinar el número de las muertes registradas (por edad y sexo) durante un período dado, con el número de personas-años que la población estuvo expuesta al riesgo de morir, suministrada por un censo levantado aproximadamente en el mismo período.

En muchos países en desarrollo, sin embargo, las muertes presentan un subregistro significativo, y los censos como ya hemos indicado anteriormente traen sus propios problemas en cuanto a omisión y la mala declaración de edad.

En los últimos años se han venido desarrollando varios métodos a fin de corregir la omisión en el registro de muertes. En el capítulo 5 hemos descrito un método de sobrevivencia intercensal de cohortes, desarrollado por Preston y Hill (1980) y en el párrafo anterior hemos visto otro método, ideado por Brass (1975) destinado al mismo fin.

Preston y otros (1980) derivaron otra técnica utilizando, igual que Brass (1975) el modelo de población estable. Ellos demostraron que para cualquier momento en el tiempo, el número de personas de edad a es igual a:

$$(10) \quad N(a) = \int_a^{\omega} D^*(x) \cdot \exp[r(x-a)] dx \quad , \text{ en la que:}$$

$D^*(x)$ = el número verdadero de defunciones de personas de edad x en ese momento;

r = la tasa de crecimiento de la población, constante en el tiempo y para toda edad; y

$(x-a)$ = la diferencia entre la edad a la muerte x y la edad actual a.

^{31/} Preston, S., Coale, A. J., Trussell, J. and Weinstein, M.: "Estimating the Completeness of Reporting of Adult Deaths in Populations that are Approximately Stable"; Population Index, 46(2), 1980, pp. 179-202.

La ecuación (10), viene a decir que en una población estable el número de personas de una determinada edad \underline{a} es igual a la suma de todas las muertes de personas que actualmente tienen la edad \underline{a} y que van a morir sucesivamente a una edad \underline{x} , $x \in [a, \omega]$.

La validez de la ec.(10). puede demostrarse de la siguiente manera:

En una población estable el número de defunciones de personas de edad exacta \underline{x} es igual a:

$$(11) \quad D(x) = N(x) \cdot \mu(x) \quad , \text{ donde:}$$

$N(x)$ = el número de personas de edad exacta \underline{x} en el momento \underline{t} ;

$\mu(x)$ = la tasa instantánea de mortalidad a la edad exacta \underline{x} .

$N(x)$ puede ser escrito como:

$$(12) \quad N(x) = B(t-x) \cdot p(x) \quad , \text{ donde:}$$

$B(t-x)$ = la densidad de nacimientos en el momento $\underline{t-x}$; y

$p(x)$ = la probabilidad de sobrevivir desde nacer hasta la edad \underline{x} . En una población estable $p(x)$ es constante en el tiempo.

$B(t-x)$ a su vez puede escribirse como:

$$(13) \quad B(t-x) = N^T(t-x) \cdot b \quad , \text{ en la que:}$$

$N^T(t-x)$ = la población total en el instante $\underline{t-x}$; y

b = la tasa bruta de natalidad, constante en el tiempo.

Finalmente, al escribir $N^T(t-x)$ como:

$$(14) \quad N^T(t-x) = N^T(t) \cdot \exp(-r \cdot x) \quad \text{y, reemplazando las ecuaciones}$$

(12), (13) y (14) en la ec. (11), resulta:

$$(15) \quad D(x) = N^T(t) \cdot \exp(-r \cdot x) \cdot b \cdot p(x) \cdot \mu(x).$$

Al multiplicar ambos lados de la ec. (15) por $\exp r(x-a)$ y, luego integrando entre \underline{a} y ω , tenemos que:

$$(16) \int_a^{\omega} D(x) \exp[r(x-a)] dx = \int_a^{\omega} N^T(t) \exp(-r \cdot x) \cdot b \cdot p(x) \cdot \mu(x) \cdot \exp[r(x-a)] dx.$$

La integral a la derecha puede ser escrita alternativamente como:

$$N^T(t) \cdot b \cdot \exp(-r \cdot a) \cdot \int_a^{\omega} p(x) \cdot \mu(x) dx = N^T(t) \cdot b \cdot \exp(-r \cdot a) \cdot p(a).$$

Sabiendo que: $c(a) = b \cdot \exp(-r \cdot a) \cdot p(a)$, tenemos que:

$$(10) \int_a^{\omega} D(x) \cdot \exp[r(x-a)] dx = N^T(t) \cdot c(a) = N(a) \quad \text{Q.E.D.}$$

Una vez establecida la validez de la ec. (10) se puede demostrar (véase p.ej. apéndice 1) que:

$$(17) \hat{N}(a-5) = \hat{N}(a) \cdot \exp(5 \cdot r) + D(a-5, 5) \cdot \exp(2, 5 \cdot r) \quad , \text{ siendo:}$$

$D(a-5, 5)$ = el número de defunciones ocurridas a personas con edades entre $a-5$ y a ; y,

$\hat{N}(a-5)$ = el número estimado de personas de edad exacta $a-5$.

Mediante la ec. (17) puede estimarse, entonces, en forma iterativa la composición de la población por edad, a partir de la distribución por edad de las muertes.

Para empezar los cálculos, sin embargo, se necesita una densidad de partida a partir de la cual el resto de los valores puede ser derivado mediante la ec. (17).

Preston y sus colegas proponen el siguiente procedimiento:

Si designamos A al límite inferior del intervalo abierto, puede demostrarse que:

$$(18) \hat{N}(A) \doteq D(A+) \cdot [1 + r \cdot e^{\circ}_{(A)}] \quad , \quad y$$

$$(19) \hat{N}(A+) \doteq \hat{N}(A) \cdot e^{\circ}_{(A)} \cdot (1 - r \cdot \hat{y})$$

Ad. (18) La ec. (10). puede escribirse, substituyendo la integral por la sumatoria, como: $\hat{N}(a) = \sum_{x=a}^{\omega} D(x) \cdot \exp[r(x-a)]$. El valor de $N(A)$ podemos aproximarlos ahora como:

$$\hat{N}(A) \doteq \exp[r(\bar{A}_d - A)] \cdot \sum_{x=A}^{\omega} D(x) \doteq D(A+) \cdot \exp(r \cdot e^{\circ}_{(A)}) \quad , \text{ donde:}$$

\bar{A}_d = la edad media de las muertes por encima de \underline{A} ; y
 $e^o_{(A)}$ = la esperanza de vida a la edad \underline{A} .

Usando la aproximación $\exp[r \cdot e^o_{(A)}] \doteq 1 + r \cdot e^o_{(A)}$, (que es igual a tomar los primeros 2 términos del desarrollo de Taylor), obtenemos :

$$(18) \hat{N}(A) \doteq D(A+) \cdot [1 + r \cdot e^o_{(A)}].$$

Ad (19) La relación (19). se halla, siguiendo la teoría de poblaciones estables en las cuales se cumple la relación:

$$e^o_{(A)} = \int_0^{\omega} \frac{N(A+y) \cdot \exp(y \cdot r) dy}{N(A)}$$

Aplicando el teorema del valor medio resulta:

$$e^o_{(A)} = \exp(\hat{y} \cdot r) \cdot \frac{\hat{N}(A+)}{\hat{N}(A)}. \text{ Despejando } \hat{N}(A+) \text{ se obtiene:}$$

$\hat{N}(A+) = \hat{N}(A) \cdot e^o_{(A)} \cdot \exp(-\hat{y} \cdot r)$. Aproximando $\exp(-\hat{y} \cdot r)$ otra vez por $(1 - r \cdot \hat{y})$ resulta:

$$(19) \hat{N}(A+) \doteq \hat{N}(A) \cdot e^o_{(A)} \cdot (1 - r \cdot \hat{y}), \text{ en la cual } \hat{y} \text{ es la edad media de la población estacionaria por encima de } \underline{A} \text{ menos } \underline{A}.$$

$e^o_{(A)}$ debe estimarse independientemente utilizando, p.ej. los valores dados por Preston y sus colegas en el mismo artículo o cualquier otro procedimiento apropiado. Nosotros proponemos aquí usar el procedimiento propuesto por Preston y Bennett (1983; véase también capítulo 4, parte II de este trabajo) que tiene la ventaja de proporcionar a la vez una estimación de \hat{y} .

Una vez estimada esta densidad final de apoyo, el resto se estima iterativamente utilizando la ec. (17) y, a partir de las densidades así obtenidas, Preston y sus colegas proponen comparar los valores $\hat{N}(a, 5)$ calculados como $\frac{5}{2} [\hat{N}(a) + \hat{N}(a+5)]$ con los valores observados $N(a, 5)$ o sea la razón $\hat{N}(a, 5)/N(a, 5)$, para estimar el grado de cabalidad en el registro de las muertes.

Sin embargo, la mala declaración de edad puede conducir a un patrón

muy irregular de la serie $\hat{N}(a,5)/N(a,5)$. Los efectos que provocan la distorsión puede suavizarse algo, comparando valores de $\hat{N}(a+)/N(a+)$, donde:

$$\hat{N}(a+) = \sum_{x=a}^{A-5} \hat{N}(x,5) + \hat{N}(A+) \quad \text{para } a=5 \text{ ó } 10, 15, 20, \dots, A-5.$$

Luego, la cabalidad del registro de las muertes puede estimarse, p.ej., de la mediana de los valores más coherentes de $\hat{N}(a,5)/N(a,5)$ y/o $\hat{N}(a+)/N(a+)$.

A continuación consideramos los efectos que pueden tener algunos errores típicos en los datos, sobre el patrón de los valores $\hat{N}(a,5)/N(a,5)$ y $\hat{N}(a+)/N(a+)$ ^{32/}.

Sensibilidad al error:

En esta sección consideramos los efectos de algunos errores en los datos y los que pueden tener el no cumplimiento de los supuestos básicos. Recordamos que los supuestos principales son:

- estabilidad de la población en estudio; y,
- constancia de la cabalidad del registro de las defunciones a partir de una cierta edad baja como p.ej. 5 o 10 años.

Seguimos en esta sección, en parte, el análisis de sensibilidad dado por Preston y sus colegas en el mismo artículo. Ellos calcularon los valores de las series \hat{N}/N por una población estable hipotética, o sea, usando una tabla modelo de vida, modelo Oeste, con una esperanza de vida al nacer de 50 años y una tasa de crecimiento $r=0,025$. Después introdujeron varios sesgos para luego recalculan los valores de \hat{N}/N . Al graficar esta serie de razones, resultaron desviaciones muy particulares; esto significa que a menudo se estará en condiciones de detectar los errores predominantes en los datos básicos o el no cumplimiento de alguno de los 2 supuestos. No repetimos este ejercicio acá: en lugar de éste, indicaremos solamente cómo las desviaciones de

^{32/} De aquí en adelante designaremos $\hat{N}(a,5)/N(a,5)$ y $\hat{N}(a+)/N(a+)$ por \hat{N}/N cuando estamos hablando sobre estas series en general.

la situación ideal pueden afectar las series \hat{N}/N .

1. \hat{N}/N cuando r está estimada incorrectamente:

Una sobreestimación de r inflará los valores de $\hat{N}(a) (= \int_a^{\omega} D(x) \exp[r(x-a)] dx)$ a cada edad pero proporcionalmente más en las edades jóvenes.

Por cuanto que la distribución proporcional de $D(x) \cdot \exp[r(x-a)]$ es igual a la distribución de las muertes por encima de la edad a en la población estacionaria, podemos escribir:

$$\frac{1}{N(a)} \cdot \frac{d(N(a))}{dr} = \frac{\int_a^{\omega} D(x) \cdot (x-a) \cdot \exp[r(x-a)] dx}{\int_a^{\omega} D(x) \cdot \exp[r(x-a)] dx} = e^{\circ}(a).$$

Cuando el error cometido en la estimación de r , Δr , es pequeño, resulta una estimación errónea de $\hat{N}(a)$ tal que:

$$\frac{1}{N(a)} \cdot \frac{\Delta N(a)}{\Delta r} = e^{\circ}(a) \Rightarrow \frac{\Delta N(a)}{N(a)} = e^{\circ}(a) \cdot \Delta r, \text{ esto es:}$$

el error proporcional de $N(a)$ es igual a la esperanza de vida a la edad a multiplicada por el error en la estimación de r .

Dado que $e^{\circ}(a)$ baja gradualmente con la edad se tiene que la serie $\hat{N}(a,5)/N(a,5)$:

- a. disminuye gradualmente cuando Δr es positivo;
- b. aumenta gradualmente cuando Δr es negativo.

Sin embargo la tendencia a disminuir o aumentar en $\frac{\hat{N}(a,5)}{N(a,5)}$ es

ocultada como efecto de la erratía de la secuencia $\hat{N}(a,5)$ creada por una mala declaración de la edad. Estos efectos puede evitarse algo, trabajando con la serie $\hat{N}(a+)/N(a+)$, la distribución acumulada, que produce el mismo patrón aunque poco más moderado.

Cuando no se conoce la tasa de crecimiento, puede estimársela por aproximaciones sucesivas hasta que se encuentra un valor de r que produce una tendencia aproximadamente horizontal de las \hat{N}/N .

2. \hat{N}/N cuando se sobreestima la edad a la muerte:

Como ya hemos visto, puede aproximarse $N(a)$ como:

$$\exp[r(\bar{a}_d - a)] \cdot \sum_{x=a}^{\infty} D(x) .$$

La sobreestimación de la edad a la muerte es un fenómeno muy común entre personas de edades mayores. Cuando ésta sobreestimación empieza en, digamos, el grupo 55-60 años, todos los valores de $\hat{N}(a)$ por encima de ese grupo de edad serán demasiado altos. Además, la sobreestimación de las edades a las que murieron las personas, conduce también a un valor exagerado de \bar{a}_d en todas las edades. Por lo tanto, cuando r tiene un valor positivo, $\hat{N}(a, 5)$ estará elevada en todas las edades pero crece más rápido a partir de la edad 55.

Como los valores de $\hat{N}(a+)$ son la suma de los valores de $\hat{N}(a, 5)$, la secuencia $\hat{N}(a+)/N(a+)$ está siempre por arriba de la de $\hat{N}(a, 5)/N(a, 5)$ manteniendo esencialmente el mismo patrón (aunque un poco menos cóncavo).

3. La cabalidad del registro varía con la edad:

Ya que por lo general la cabalidad de los registros de muertes no varían sistemáticamente con la edad, es decir, si hay fluctuaciones éstas a menudo no siguen un patrón típico, es difícil decir algo en forma definitiva sobre los efectos que podría tener la violación de este supuesto básico del método.

Sin embargo, hay otro punto que vale destacar aquí. En los métodos de Preston y Hill (§5.3) y de Brass (§6.2), la bondad del registro se infiere de la pendiente de una recta ajustada a los datos. Si la cabalidad varía con la edad, la estimación de la pendiente estará sesgada. Por ejemplo, cuando la cabalidad aumenta con la edad es fácil demostrar que la pendiente estará sesgada hacia arriba.

Empero, en el presente método de Preston y otros, así como en el método de Bennett y Horiuchi (1981), que será descrito más adelante, el valor estimado de \underline{C} , el grado de cabalidad del registro de las de-

funciones, será un promedio ponderado del grado de cabalidad actual del registro por edad sobre (por encima de) la edad \underline{a} , $J(x)$.

El hecho que \underline{C} , estimada mediante estos procedimientos (Preston y otros; Bennett y Horiuchi) es un promedio ponderado de la cabalidad por edad del registro, aumenta su valor relativo a otros métodos.

Para demostrar la aserción que \underline{C} estimada por el presente método funciona como un promedio ponderado de la cabalidad por edad, recurriremos a una ecuación encontrada por Preston y Hill en 1980:

$$(20) \quad C = \left(\frac{d}{r} \right) \cdot \left[\int_0^{\omega} \delta(x) \cdot \exp(r \cdot x) dx - 1 \right] \quad \text{donde:}$$

d = la tasa bruta de mortalidad registrada;

r = la verdadera tasa de crecimiento;

$\delta(x)$ = la proporción de muertes registradas que ocurrieron a la edad \underline{x}

Dado que normalmente empezamos nuestras estimaciones a una edad \underline{a} 0 (p.ej. 5 o 10 años) y además que a menudo queremos basar nuestra estimación final a una serie de estimaciones de $C^{33/}$, como la serie $N(a+)/N(a+)$. Para lograr esto, podemos cambiar la ec. (20) de la siguiente manera:

$$(21) \quad C = \frac{d(a+)}{r(a+)} \cdot \left[\int_a^{\omega} \frac{D(x)}{D(a+)} \cdot \exp[r(x-a)] dx - 1 \right], \quad \text{para } \underline{a} = 5, 10, 15, \dots, A$$

donde: $d(a+)$ = la tasa bruta de mortalidad registrada por encima de la edad \underline{x} ;

$D(x)$ = el número registrado de las muertes a la edad \underline{x} ;

$D(a+)$ = el número registrado de las muertes a edades mayores o igual a \underline{x} ;

$r(a+)$ = \underline{r} = la verdadera tasa media anual de crecimiento.

Introduciendo ahora $J(x)$, la cabalidad actual a la edad \underline{x} , podemos

^{33/} Como p.ej. se obtiene mediante la serie de valores $\hat{N}(a+)/N(a+)$; cabe destacar que el valor de la serie $\hat{N}(a+)/N(a+)$ es teóricamente igual al valor de la expresión dado arriba (véase Preston y otros, Population Index 46(2), 1980, nota 5, pág. 201).

reescribir la ecuación (21) en la forma:

$$(22) \quad C = \frac{\int_a^{\omega} D^*(x) \cdot J(x) dx}{\int_a^{\omega} D^*(x) \cdot \exp[r(x-a)] dx - \int_a^{\omega} D^*(x) dx} \cdot \left[\frac{\int_a^{\omega} D^*(x) \cdot J(x) \cdot \exp[r(x-a)] dx}{\int_a^{\omega} D^*(x) \cdot J(x) dx} - 1 \right]$$

en la que: $D^*(x)$ = el verdadero número de muertes a la edad x ; y el resto de las variables ya ha sido definido anteriormente.

La relación (22) es, a su vez, igual a:

$$\int_a^{\omega} \left\{ \frac{D^*(x) \cdot J(x) \cdot \exp[r(x-a)] - D^*(x) \cdot J(x)}{\int_a^{\omega} \{ D^*(x) \cdot \exp[r(x-a)] - D^*(x) \} dx} \right\} dx = \int_a^{\omega} \frac{J(x) [D^*(x) \{ \exp[r(x-a)] - 1 \}]}{\int_a^{\omega} D^*(x) \{ \exp[r(x-a)] - 1 \} dx} dx$$

Q.E.D.

4. Efectos sobre \hat{N}/N de la sobreestimación de la edad de la población sólo, y en combinación con la sobreestimación de la edad de las muertes:

a. Sobreestimación de las edades solamente en la población:

Este error se encuentra a menudo en la población de edades avanzadas. A título de ejemplo, suponemos otra vez que la sistemática sobreestimación de la edad comienza en el grupo 55-59 años.

El error a que se hace referencia no afecta el numerador $\hat{N}(a)$ (y desde luego tampoco los numeradores $\hat{N}(a,5)$ y $\hat{N}(a+)$), pues ese se estima a partir de la distribución de las muertes.

En cuanto a $N(a)$, esta variable resulta afectada desde la edad 60 (el grupo 55-59 en $N(a,5)$). La medida en que resultarán ser afectadas, depende del patrón y el nivel de la sobreestimación de la edad. Preston y sus colegas consideraron un patrón de sobreestimación progresivamente mayor para los grupos de edades sucesivas: 2,4,8,16, 32 y 40%, empezando en el grupo 55-59 años. Resultó que en los primeros grupos por arriba de 55 años, el denominador $N(a,5)$ se bajó como resultado de es-

ta sobreestimación creciente, pero en el último segmento de las edades avanzadas, $N(a,5)$ sube como consecuencia del hecho que un grupo en ese segmento recibe más personas del grupo anterior (que es mucho más grande) que el número transferido hacia el siguiente grupo de edad. Entonces el gráfico mostrará un leve aumento después de la edad 55, para luego descender cada vez más rápido.

En cambio el gráfico de la serie $\hat{N}(a+)/N(a+)$, mostrará una disminución después de la edad 60 como resultado del hecho que todos los valores de $N(a+)$, $a \geq 60$ aumentarán de modo que la razón $\hat{N}(a+)/N(a+)$ se bajará.

b. Sobreestimación de las edades tanto en las muertes como en la población:

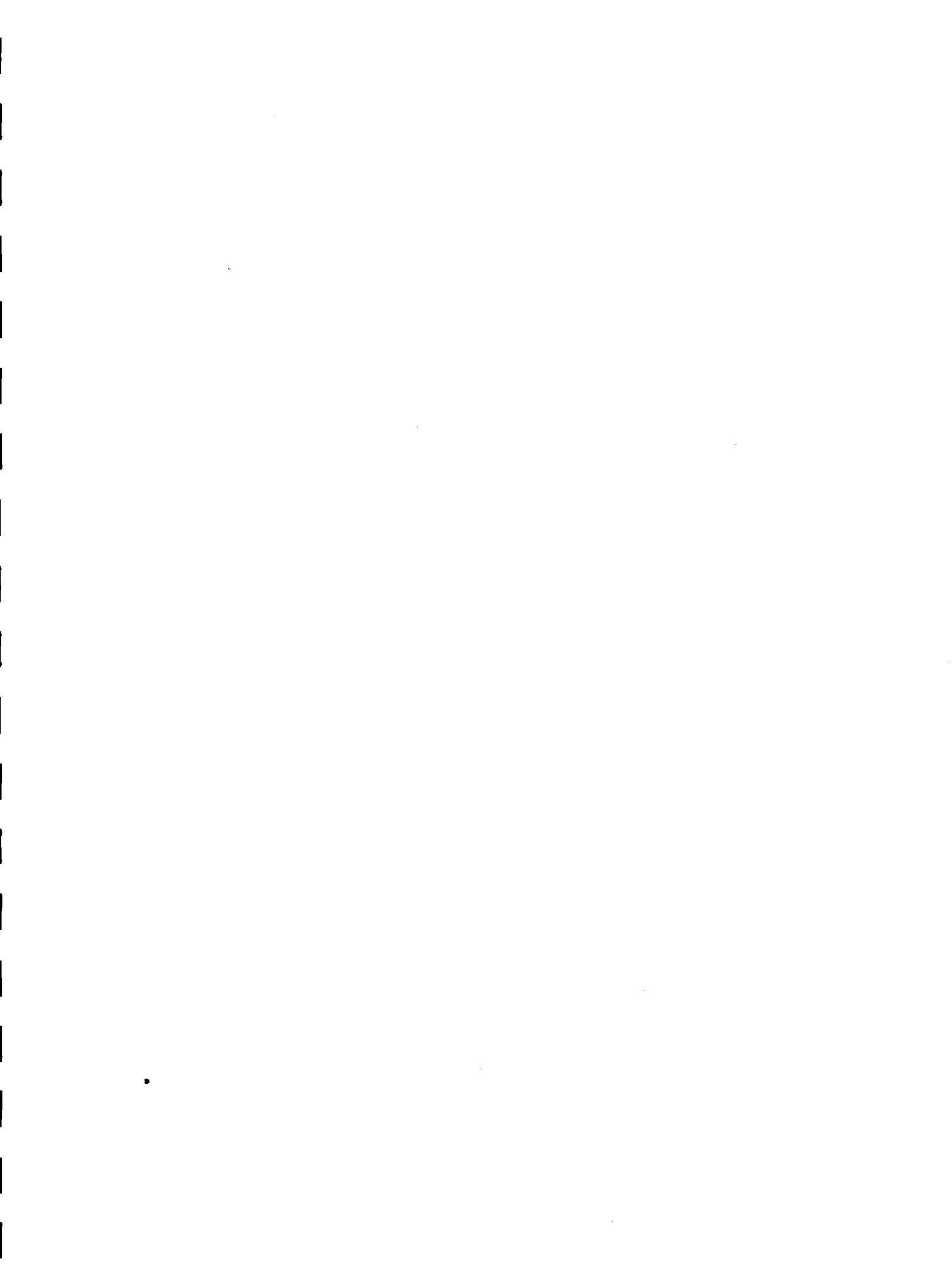
Ya que las muertes son acumuladas por encima de la edad a en el cálculo de $\hat{N}(a)$, el denominador domina la secuencia $\hat{N}(a,5)/N(a,5)$, que aumenta (véase el punto 2 de este párrafo) pero en forma irregular.

La serie $\hat{N}(a+)/N(a+)$ va subiendo también pero en forma moderada como resultado de la tendencia descendiente de los valores de $N(a+)$.

En resumen, podemos decir que aunque este método es vulnerable a ciertos errores en la declaración de la edad, los errores más frecuentemente encontrados muestran un patrón, a través de las razones \hat{N}/N muy particular, lo que a veces hace posible la detección de estos tipos de error.

Sin embargo, cuando se está frente a una aplicación a datos reales la situación es diferente en el sentido de que probablemente todos los errores considerados separados arriba, estarán presentes con diferente intensidad.

No obstante, los errores predominantes podrán, tal vez, detectarse y, en combinación con el uso juicioso de diferentes intervalos abiertos y tasas de crecimiento, debería obtenerse por lo menos una idea aproximada acerca del grado de cabalidad del registro de las muertes.



PARTE II



CAPITULO I: Introducción

Como consecuencia del hecho de que en la mayoría de los países en vías de desarrollo se verificaron fuertes descensos en la mortalidad y, en menor medida, también en la fecundidad, las distribuciones por edad de dichos países han dejado de ser, ni siquiera aproximadamente, asimilables a una estructura estable. Esta circunstancia, entre otras cosas, introdujo la necesidad y la subsecuente búsqueda por métodos más flexibles que los que están basados en el modelo de población estable. Recientemente se han desarrollado varios procedimientos de estimación demográfica que para su aplicación ya no dependen del supuesto de estabilidad de la población en estudio.

En los capítulos siguientes se presentará una descripción de tres de tales métodos, así como una aplicación a datos provenientes de Honduras del período 1950-1974. Dichos métodos son:

- a) "Estimating the completeness of death registration in a closed population", publicado en Population Index, 47(2), 1981, por N.G.Bennett y S.Horiuchi. Una versión traducida en español apareció en la revista "Notas de Población", No. 35, 1984.
- b) "An integrated system for demographic estimation from two age distributions", publicado en Demography, Vol. 20, No. 2, 1983, por S.H.Preston. La versión en español fue publicada en el mismo número de Notas de Población, ya mencionado.
- c) "A census-based method for estimating adult mortality", por S.H. Preston y N.G.Bennett, publicado en Population Studies, 37(1983)

Los métodos a los que nos referimos arriba tienen en común que están basados en modelos de población en los que las tasas de crecimiento varían con la edad. Pueden considerarse como extensiones del modelo de población estable, lo que está caracterizado por una tasa de crecimiento

constante e igual a cualquier subgrupo de la población.

Ya que se trata de una metodología bastante nueva, existe la necesidad de comprobar el funcionamiento de tales procedimientos en datos reales, (en situaciones reales). Esperamos que este documento contribuirá algún tanto en ese respecto.

En los capítulos 2,3 y 4, los métodos de Bennett y Horiuchi, Preston y, Preston y Bennett respectivamente, serán descritos en forma detallada. El capítulo 5 se dedicó a la aplicación de ellos a datos provenientes de Honduras los cuales pertenecen a los períodos 1950-'61 y 1961-'74. En este capítulo aprovechamos ampliamente los resultados de un seminario sobre procedimientos de estimaciones demográficas con tasas de crecimiento por edad que se efectuó en Santiago de Chile (noviembre, 1984). Por último, en el capítulo 6 se revisan los principales resultados y conclusiones que han surgido en capítulos precedentes.

+++++

Capítulo 2. ESTIMACION DEL GRADO DE CABALIDAD EN EL REGISTRO DE
LAS MUERTES EN UNA POBLACION CERRADA

2.1 Introducción :

Este capítulo tiene como propósito describir una técnica de estimación indirecta que permite evaluar la omisión en el registro de defunciones relativa a la cobertura de dos censos consecutivos. Después de la descripción, aplicaremos esta técnica (cap. 5) a datos provenientes de Honduras de censos que se levantaron en los años 1950, 1961, y 1974.

Esta técnica fue originalmente presentada por N.G. Bennett y S. Horiuchi en un artículo publicado en "Population Index" en 1981 y posteriormente traducido al español, versión que puede encontrarse en la revista "Notas de Población" ^{1/}.

Bennett y Horiuchi (B. y H.) elaboraron este método, basándose en un procedimiento originalmente presentado por Preston y otros (1980), haciéndolo apropiado para cualquier población cerrada mediante el uso de tasas de crecimiento por edad.

2.2 Descripción de la Técnica :

Como hemos visto en el capítulo 6 de la parte 1 de este trabajo, Preston y sus colegas (1980) desarrollaron un método para estimar el grado de cabalidad en el registro de defunciones en poblaciones aproximadamente estables. Utilizando relaciones que se dan en el modelo de una población estable, ellos obtuvieron la siguiente ecuación:

$$N(a) = \int_a^{\infty} D^*(x) \cdot \exp[r(x-a)] dx \quad (1)$$

^{1/} Neil G. Bennett y Shiro Horiuchi: "Estimating the completeness of death registration in a closed population", Population Index, Vol. 47(2): pag. 207-222, 1981.
La versión en español ha salido en: Notas de Población, No. 35, págs. 11-33, 1984.

donde: $N(a)$ = la población a la edad a ;

$D^*(x)$ = el verdadero número de muertes de personas con edad x en la población en el momento actual ;

r = la tasa de crecimiento de la población, constante para todas las edades ; y,

$(x-a)$ = la diferencia entre la edad a la muerte x y la edad actual a .

En palabras esta relación nos dice que, en una población estable el número de personas que actualmente tienen la edad a , es igual a la suma, a lo largo de cada edad por encima de a , de las muertes, ponderada por una exponencial del producto de r y la diferencia entre la edad a la muerte x y la edad a .

Luego, suponiendo que el subregistro de las muertes sea constante a partir de cierta edad a , podemos escribir:

$$\therefore D^*(x) = k \cdot D(x) \quad \text{para todo } x \geq a \quad , \quad (2)$$

en la que: $D(x)$ representa el número de muertes registradas de personas de edad x , y

k es la inversa del grado de cabalidad en el registro de muertes

Al substituir la ec.(2) en la ec.(1) resulta:

$$N(a) = k \int_a^{\infty} D(x) \cdot \exp[r(x-a)] dx .$$

$$\text{Luego, definiendo } \hat{N}(a) = \int_a^{\infty} D(x) \cdot \exp[r(x-a)] dx \quad , \quad (3)$$

estamos en condiciones de estimar el grado de cabalidad del registro de defunciones por medio del cociente $\hat{N}(a)/N(a)$, suponiendo que r , $N(a)$ y $D(x)$ están conocidas.

A fin de efectuar cálculos numéricos podemos estimar la composición por edad de la población en forma iterativa mediante la fórmula:

$$\hat{N}(a-5) = \hat{N}(a) \cdot \exp[5 \cdot r] + D(a-5,5) \cdot \exp[2,5 \cdot r] \quad (4)$$

donde: $D(a-5,5)$ es el número de muertes ocurridas de personas con edades comprendidas entre $a-5$ y a , y el resto ya ha sido definido anteriormente.

Sin embargo, en la mayoría de las poblaciones actuales no se cumplen las condiciones de estabilidad de las que parte esta técnica. Cuando una población se desvía de la estabilidad, el supuesto de constancia de la tasa de crecimiento resulta, a menudo, una pobre aproximación a la realidad.

Sobre este aspecto radica la modificación introducida por B. y H. En las poblaciones actuales, las tasas de crecimiento por sexo y edad reflejan la historia de cada cohorte en cuanto a condiciones particulares experimentadas de fecundidad, mortalidad y migración. En otras palabras, toda la historia pertinente está contenida en la función de las tasas contemporáneas de crecimiento por edad, y esto habrá que tomarlo en cuenta para estimar el número de personas a una edad a (Preston y Coale, 1982).

B. y H. han propuesto la siguiente modificación de la ec.(1) para adecuarla al uso en poblaciones no-estables, o sea, cualquier población cerrada:

$$N(a) = \int_a^{\infty} D^*(x) \cdot \exp \left[\int_a^x r(u) du \right] dx \quad (5)$$

Al igual que en el procedimiento introducido por Preston y otros, el número de personas de edad a puede estimarse por una ecuación similar a la ec.(4) pero modificada de manera tal que ahora contenga la variación de las tasas de crecimiento por (grupos quinquenales de) edad:

$$\hat{N}(a-5) = \hat{N}(a) \cdot \exp \left[5 \cdot r(a-5,5) \right] + D(a-5,5) \cdot \exp \left[2,5 \cdot r(a-5,5) \right] \quad (6)$$

donde: $r(a-5,5)$ es la tasa de crecimiento experimentada por el grupo de población con edades entre $a-5$ y a , y las otras variables ya han sido definidas antes.

Una prueba de las ecuaciones (5) y (6) puede encontrarse en el apéndice 1.

Para poder usar la ec. (6) necesitamos una densidad de apoyo para que luego podamos estimar las otras densidades en forma iterativa. En principio podemos tomar como punto (inicial) de apoyo la edad más alta que permiten los datos originales disponibles. Sin embargo, hay amplia evidencia en poblaciones en vías de desarrollo que a medida que se avanza en la edad, la declaración de edad adolece más y más de inexactitud, p.ej. la sistemática exageración de la edad, de tal manera que las estimaciones podrían ser sesgadas seriamente. Para resolver esta dificultad, B. y H. han propuesto ampliar el intervalo abierto hasta una edad inferior por abajo de la cual puede suponerse que los datos están relativamente libres de errores con respecto a la declaración de edad, tanto de la población como de las muertes. Esto implica que, a veces, se tiene que expandir el intervalo abierto hasta una edad relativamente baja, p.ej. 50 o 60 años. Por esta razón la densidad de apoyo (de aquí en adelante denotada por $\hat{N}(A)$), necesita un tratamiento diferente de lo que han propuesto Preston y otros (1980; véase también cap. 6 de la parte I de este documento), para hacerlo más adecuado para un límite inferior, \underline{A} , bastante bajo.

B. y H. presentaron entonces una relación para el punto de apoyo, basándose en la teoría de poblaciones estables y una relación empírica que se da entre la esperanza de vida a la edad \underline{a} y la varianza de la edad a la muerte por encima de esta edad \underline{a} . Llegaron así a la siguiente relación:

$$\hat{N}(A) \doteq D(A+) \cdot \left\{ \exp \left[r(A+) \cdot e_{(A)}^{\circ} \right] - \left(\left[r(A+) \cdot e_{(A)}^{\circ} \right]^2 / 6 \right) \right\} \quad (7)$$

en la que \underline{A} es la edad inicial del grupo abierto final,

$D(A+)$ es el número de muertes ocurridas de personas de \underline{A} y más años,

$r(A+)$ es la tasa de crecimiento del grupo abierto final, y

$e_{(A)}^{\circ}$ es la esperanza de vida a la edad inicial del intervalo abierto.

En razón de la importancia de esta ecuación en el procedimiento de estimación de B. y H., hemos incorporado una prueba completa en el apéndice 2.

Para las aplicaciones prácticas, las tasas de crecimiento se refieren a un período entre t y $t+h$, donde h representa la magnitud del intervalo intercensal en años, esto es, el tiempo comprendido entre las fechas del primero y el segundo censo. Entonces las defunciones, así como la esperanza de vida están referidas a la mitad del intervalo intercensal. Mientras que $r(A+)$ proviene de la información censal misma, $e^0_{(A)}$ debe ser obtenida independientemente de tal información (p.ej. de una tabla modelo de vida elegida a partir de los resultados obtenidos mediante la aplicación del método de Preston y Bennett que será descrito en el capítulo 4, parte II de este documento).

Una vez estimado el valor de $\hat{N}(A)$ mediante la ec.(7), los valores restantes se calculan en forma iterativa usando la ec.(6). De los valores $\hat{N}(a)$ podemos derivar luego, valores de $\hat{N}(a,5)$, esto es, el número de personas con edades entre a y $a+5$. B. y H. proponen utilizar la siguiente fórmula de aproximación para las edades jóvenes y adultas: $\hat{N}(a,5) = 2,5 \cdot [\hat{N}(a) + \hat{N}(a+5)]$, (8)

que es igual a suponer un comportamiento lineal a través de estas edades. Para la parte correspondiente a las edades avanzadas donde generalmente se acentúa la curvatura dentro de cada grupo quinquenal de edad, B. y H. proponen "imponer una curva correspondiente a una población estable a lo largo del intervalo quinquenal y después determinar el área bajo esta curva" (B. y H., 1981, *op.cit.*). La manera de hacerlo es bastante compleja y hemos diferido su discusión al apéndice 3.

Sin embargo, hay evidencia ^{2/} que los resultados que se consiguen calculando $\hat{N}(a,5)$ bajo el supuesto de que el número de personas de cada edad sigue un comportamiento exponencial con la edad, o sea,

$$\hat{N}(a,5) = \frac{\hat{N}(a+5) - \hat{N}(a)}{r(a,5)} \quad \text{3/} \quad (9), \text{ no difieren significativamente}$$

^{2/} Véase p.ej. D.L. de Lera, Tesis de Grado, 1984, pág.9 ; y, Notas de Población, No.37, 1985, pág.33

^{3/} Este resultado se obtiene integrando $\int_0^5 N(a+x) dx = \int_0^5 N(a) \cdot \exp[r(a,5) \cdot x] dx$

de los que se obtiene siguiendo el procedimiento propuesto por B. y H. Por esta razón, utilizamos este último procedimiento (que es más fácil) en la aplicación del método de B. y H. a los datos de Honduras.

En cuanto al valor proveniente de la población observada, con el que hay que comparar los valores de $\hat{N}(a,5)$, éstos pueden aproximarse de distintas maneras:

- Un promedio aritmético, esto es,

$$\bar{N}(a,5) = \frac{N(a,5,t) + N(a,5,t+h)}{2} \quad , \text{ donde:} \quad (10)$$

$N(a,5,t)$ es el número de personas con edades entre a y $a+5$ observada al momento del primer censo (fecha t),
 $N(a,5,t+h)$ igual al anterior pero ahora a la fecha $t+h$,
 $\bar{N}(a,5)$ es la población media observada en el grupo quinquenal de edad a y $a+5$, referida al momento central del intervalo intercensal, o sea $t/2$.

- Un promedio geométrico, suponiendo un crecimiento exponencial de la población, esto es: $N(a,5,t+h) = N(a,5,t) \cdot \exp[h \cdot r(a,5)]$, por lo cual puede aproximarse $\bar{N}(a,5)$ como:

$$\bar{N}(a,5) = N(a,5,t) \cdot \exp\left[r(a,5) \cdot \frac{h}{2}\right] = \left[N(a,5,t) \cdot N(a,5,t+h)\right]^{\frac{1}{2}} \quad (11)$$

- Una tercera posibilidad es, suponiendo que las tasas de crecimiento por edad no varían en el período intercensal, estimar el número promedio de personas-años vividos en un determinado grupo quinquenal como:

$$\bar{N}(a,5) = \frac{N(a,5,t+h) - N(a,5,t)}{r(a,5) \cdot h} \quad (12)$$

Si el intervalo es aproximadamente 10 años existen aún otras posibilidades de calcular una distribución de la población media ("observada") a la mitad del período intercensal, tomando en cuenta la varia-

ción en el número de personas de las distintas cohortes:

- Un promedio geométrico por cohortes:

$$\bar{N}(a,5) = \left[N(a-5,5,t) \cdot N(a+5,5,t+h) \right]^{\frac{1}{2}} \quad (13)$$

- Un promedio aritmético por cohortes, esto es:

$$\bar{N}(a,5) = \left[N(a-5,5,t) + N(a+5,5,t+h) \right] / 2 \quad (14)$$

- Usar el procedimiento desarrollado por V. García en su tesis de grado (1984), que hemos descrito en el apéndice 4.

Una vez calculados los valores de $\hat{N}(a,5)$ y $\bar{N}(a,5)$, B. y H. proponen estimar la cabalidad del registro de las muertes por la mediana de la serie $\hat{N}(a-5,10) / \bar{N}(a-5,10)$.

Los datos básicos que se necesitan, por consiguiente, son dos enumeraciones de la población, clasificadas por edad y sexo, suministradas por dos censos consecutivos, y las defunciones registradas anualmente también por sexo y edad, durante el período intercensal.

En el siguiente párrafo discutimos la sensibilidad de este método a algunas formas de error, basándonos principalmente en los resultados de un seminario sobre el uso de tasas de crecimiento por edad en la estimación demográfica, que tuvo lugar en el CELADE (Santiago, Chile), noviembre de 1984.

2.3. Sensibilidad al Error:

1. A fin de evaluar la bondad de este método, el CELADE^{4/} hizo algunas aplicaciones del método a datos controlados. En primera instancia,

^{4/} Más específicamente, el CELADE asignó a 3 estudiantes, la aplicación y evaluación de los métodos descritos acá en los capítulos 2, 3 y 4. En este documento hemos utilizado varios resultados de sus trabajos. Este párrafo (2.3) se basa en parte al trabajo de Diego L. de Lera, que fue uno de los 3 estudiantes ya mencionados.

esta técnica fue aplicada a datos libres de errores. En tal situación ideal, se espera que los valores de $\hat{N}(a,5)/\bar{N}(a,5)$ ^{5/}, el cociente entre el valor estimado mediante las relaciones de B. y H., y el valor observado, sean iguales a la unidad para cada sexo y edad a.

Sin embargo, se encontró que $K(a,5)$ muestra un comportamiento muy irregular a través de las edades. Además surgió de estas aplicaciones que el nivel de $K(a,5)$ depende en gran medida del valor de A, la densidad de partida, que se elija.

Luego, se trató de reducir las variaciones a través de las edades calculando la población media, $\bar{N}(a,5)$, de 2 maneras diferentes, tomando en cuenta la reducción en el número de personas de cada cohorte^{6/}:

- 1) mediante un promedio geométrico por cohorte, esto es, usando la ec.(13).
- 2) mediante un promedio aritmético por cohorte, o sea, aplicando la ec.(14).

Pero, otra vez los resultados mostraron un patrón lejos de lo que se esperaba. Un mejoramiento en la regularidad de la serie de K, se logró por último, calculando $K(a) = \hat{N}(a)/\bar{N}(a)$, esto es, el cociente de la densidad de personas a edades exactas en vez de calcular los cocientes para grupos quinquenales de edad. El numerador de $K(a)$ se derivó direc-

^{5/} De aquí en adelante designaremos este cociente por $K(a,5)$. Vale mencionar acá cómo se calcularon el numerador y el denominador del cociente $K(a,5)$. En cuanto al numerador se siguieron los siguientes pasos:

- 1) La densidad de partida $\hat{N}(A)$ fue calculada mediante la ec.(7).
- 2) A partir de este valor $\hat{N}(A)$ se obtuvo el resto de los valores $\hat{N}(a)$ mediante la fórmula iterativa (6).
- 3) Los valores de $\hat{N}(a,5)$ finalmente, fueron estimados utilizando la ec. (9) ; a diferencia de lo que proponen B. y H. la razón para elegir la ec.(9) es que por un lado se encontró que las diferencias entre ambos procedimientos eran triviales y por otro lado la ec. (9) es más fácil de aplicar (Notas de Población No.37, Abril 1985 y D.L. de Lera, 1984, pág. 9)

El denominador, $\bar{N}(a,5)$, fue aproximado bajo el supuesto de un crecimiento exponencial de la población en el tiempo, mediante la ec.(11) o sea, $\bar{N}(a,5) = [N(a,5,t) \cdot N(a,5,t+h)]^{\frac{1}{2}}$

^{6/} Ya que el intervalo intercensal en este país es de 10 años, se justifica hacer estas interpolaciones dentro de cada cohorte.

tamente de la ec.(6) y el denominador se calculó a partir de la población media estimada por cohortes mediante interpolación geométrica e interpolación aritmética, esto es:

$$\begin{aligned}\bar{N}(a,5) &= \left[N(a-5,5,t) \cdot N(a+5,5,t+h) \right]^{\frac{1}{2}} & y \\ \bar{N}(a,5) &= \left[N(a-5,5,t) + N(a+5,5,t+h) \right] / 2 & y, \text{ después,} \\ \bar{N}(a) &= \left[\bar{N}(a-5,5) + \bar{N}(a,5) \right] / 10 & \text{7/} \quad (15)\end{aligned}$$

Resumiendo, podemos decir que al usar la ec.(7) para estimar la densidad de apoyo, se comete un sesgo pequeño^{8/} que acarrea después al resto de las densidades por la característica iterativa de su cálculo. Esto se puso de manifiesto en una aplicación con datos libres de errores en que, utilizando diferentes valores de \underline{A} , los niveles de $K(a,5)$ y $K(a)$ diferieron según los distintos valores de \underline{A} usados.

En cuanto a la variabilidad de los valores de $K(a,5)$ (se esperaría una línea recta en vez de oscilaciones; véase p.ej. Notas de..., No.37, 1985, págs.33-39), ésta pudiera atribuirse tal vez a la estimación de la población media (el denominador de $K(a,5)$), por las tasas de crecimiento $r(a,5)$ (puede ser que el supuesto de constancia dentro de cada grupo quinquenal era demasiado crudo) y/o por la integración hecha para estimar los valores de $\hat{N}(a,5)$ (p.ej. el no-cumplimiento del supuesto de crecimiento exponencial a través de la edad).

Cualquiera que sea la causa, usando una serie de $K(a)$ en lugar de $K(a,5)$ conduce a resultados que acercan más la situación que se debiera esperar. Cabe destacar acá que esto se logró calculando $\bar{N}(a)$, el denomi

7/ Sin embargo, cabe destacar nuevamente que rigurosamente hablando, este procedimiento sólo es aplicable cuando el intervalo intercensal es aproximadamente igual a 10 años. En el caso de un intervalo \neq 10 años, tal vez sea mejor estimar la población media en grupos quinquenales por medio de la ec. (11) o (12) y después derivar la densidad "observada" a una edad exacta \underline{a} , $\bar{N}(a)$, mediante la relación (15)

8/ Probablemente esto se debe al no-cumplimiento de algún supuesto hecho en la derivación de la ec. (7) Para más información véase el apéndice 2.

nador de $K(a)$, mediante un promedio por cohorte y, como ya hemos indicado, éste no puede hacerse ,estríctamente hablando, cuando el período intercensal no es igual a 10 años.

2) Efectos de información inadecuada sobre migración internacional:

Considerando el efecto de la inmigración, podemos decir que este fenómeno afecta tanto al numerador como al denominador. En cuanto al numerador, esto se debe al hecho que las tasas de crecimiento usadas están elevadas por la presencia de los migrantes en el segundo censo. Por lo tanto los valores de $\hat{N}(a)$ están sesgados hacia arriba, efecto que se va acumulando a medida que se pasa de las edades avanzadas a las más jóvenes por la forma iterativa de su cálculo (ec.(6)). Además, cabe esperarse que el número de muertes registradas aumente algo por el efecto de la inmigración.

Por lo que toca al denominador, $\bar{N}(a)$, es claro que los valores de $\bar{N}(a)$ aumentan también cuando hay inmigración (la inmigración aumenta la población media), pero en estos valores el efecto no es acumulativo lo que hace que el cociente $\hat{N}(a)/\bar{N}(a)$ vaya aumentando a medida que se pasa a edades más jóvenes.

En presencia de saldos netos de migración negativa, esto es, emigración, los efectos sobre los valores de $K(a)$ serán al revés. Por lo tanto se hace necesario ajustar los datos antes de aplicar este método, cuando la migración externa tiene un tamaño significativo.

3) Sensibilidad a diferencias en la cobertura de los censos:

Los efectos producidos por una diferencia en la enumeración de los censos, son similares a los que causa la migración internacional por las mismas razones ya indicadas en la sección anterior. Una menor diferencia surge en cuanto a la pendiente de la serie $K(a)$ (o $K(a,5)$) cuando se trata de una diferencia en la cobertura constante para todas las edades. En este caso el efecto comienza de los primeros valores de $K(a)$ y sigue ininterrumpido hasta las edades más jóvenes,

produciendo así una pendiente casi constante, mientras que en el caso de migración las desviaciones de una recta horizontal se tienden a acentuar algo en las edades donde la migración toma más importancia. Si la diferencia en la enumeración de los censos es bastante constante a través de las edades, es posible aumentar o disminuir el conjunto de valores observados de $r(a,5)$ mediante la adición de una constante tal que haga que la secuencia de valores de $K(a)$ se torne regular. Específicamente, cuando designamos c_1 y c_2 al grado de cabalidad de la enumeración en el primero y en el segundo censo respectivamente, entonces todas las tasas de crecimiento estarán sesgadas en la misma medida:

$$\Delta r = \ln \left[\frac{c_2}{c_1} \right] / h, \text{ donde } h \text{ es la amplitud del intervalo intercensal.}$$

Esto se deriva del hecho que es posible expresar un valor particular de $r(a,5)$ como:

$$r(a,5) = \ln \left[\frac{c_2}{c_1} \cdot \frac{N^*(a,5,t+h)}{N^*(a,5,t)} \right] / h, \text{ donde:}$$

$N^*(a,5,t)$ y $N^*(a,5,t+h)$ representan el verdadero número de personas en el grupo de edades $(a,a+5)$ en el momento t (primer censo) y $t+h$, respectivamente.

$$\text{Entonces: } r(a,5) = \ln \left[\frac{c_2}{c_1} \right] / h + \ln \left[\frac{N^*(a,5,t+h)}{N^*(a,5,t)} \right] / h \Rightarrow$$

$$r(a,5) - \ln \left[\frac{c_2}{c_1} \right] / h = \ln \left[\frac{N^*(a,5,t+h)}{N^*(a,5,t)} \right] / h.$$

Como se puede apreciar, están bajo el supuesto de constancia de la subenumeración relativa a través de las edades^{9/}, todas las tasas de crecimiento afectadas por un factor constante, o sea: $(-\ln \left[\frac{c_2}{c_1} \right] / h)$

Si designamos este factor por δ podemos estimar la diferencia en la

9/ Sin embargo, a menudo ocurre que en el grupo de edades más jóvenes, la omisión censal es diferente a la que se produce en el resto de la población. En este caso es recomendable descartar los valores de $K(a)$ (o $K(a,5)$) correspondientes a estos grupos y basar la estimación del grado de cabalidad del registro de las muertes a los valores de $K(a)$ por encima de estas edades. Una estimación de la cabalidad, $\hat{K}(a)/\bar{K}(a)$ (o $\hat{N}(a,5)/\bar{N}(a,5)$) no está afectada por errores en las cifras por debajo de estas edades.

cabalidad entre los dos censos como:

$$\frac{c_2}{c_1} = \exp[-\delta.h] \doteq 1-\delta.h \quad .$$

4) Efecto de un 10% de omisión en ambos censos en los grupos de edades 20-24 y 25-29 :

En su trabajo, D.L. de Lera hizo una aplicación del método de B. y P simulando una omisión de 10% en los grupos de edades 20-24 y 25-29 igual en ambos 'censos' (proyecciones). El conjunto de las tasas de crecimiento intercensal por edad no es afectado por este error y, consecuentemente tampoco los valores de $\hat{N}(a)$ y $\hat{N}(a,5)$. Sin embargo, el denominador de $K(a)$ sí resultó afectado y el efecto es diferente según la manera de calcular $\bar{N}(a)$ (o $\bar{N}(a,5)$).

Si se deriva $\bar{N}(a)$ mediante un promedio geométrico de población inicial y final del mismo grupo de edades, sólo $K(20)$, $K(25)$ y $K(30)$ están por arriba del resto de los valores $K(a)$. Usando $K(a,5)$, sólo $\bar{N}(20,5)$ y $\bar{N}(25,5)$ se reducen por este error, así aumentando $K(20,5)$ y $K(25,5)$.

Cuando la población media se obtiene mediante un promedio geométrico por cohorte, la omisión en los grupos de edades 20-24 y 25-29 se manifiesta no sólo en dichos grupos sino también en los grupos 15-19 y 30-34 años, y la magnitud del error disminuye algo. Esto se explica por el hecho de que dichas poblaciones medias resultan de la combinación de un grupo con omisión y otro sin ella.

5) Efecto de una omisión simulada de un 20% en el registro de muertes:

Sólo el numerador resultó afectado con esta omisión, porque en la ec.(6) intervienen las muertes registradas. No es así en la derivación de la población media. Se encontró (D.L. de Lera, 1984; y, Notas de Población, No.37, 1985) que la técnica detecta esta omisión con bastante exactitud (como era de esperar).

Resumiendo, podemos decir que el método parece dar resultados más

coherentes cuando se utiliza la densidad (número de personas que alcanzan una edad exacta a , durante el intervalo intercensal) que cuando se trabaja con poblaciones por grupos de edades. Además, surgió, de las aplicaciones que hizo D.L. de Lera, que el método es moderadamente sensible al procedimiento que se utiliza para estimar $\hat{N}(A)$, la población en el punto inicial A . Se ha observado también que los resultados obtenidos están afectados por la forma de calcular la población a la mitad del intervalo intercensal (población media), así como la forma de calcular la integral de $\hat{N}(a)$ para obtener la población por grupos quinquenales de edad.

Finalmente se verificó que la técnica es muy sensible al no-cumplimiento de los supuestos:

- A) población cerrada; y,
- B) comparabilidad entre los censos en cuanto a la cobertura.

A pesar de estas limitaciones el método de B. y H. constituye una herramienta valiosa cuando se aplica este método cuidadosamente, teniendo presente los posibles sesgos introducidos por el no-cumplimiento de algún supuesto hecho en su derivación.

Especialmente cuando los censos están separados por un intervalo que no es un múltiplo de 5 años, la aplicación del presente método se hace más fácil que, p.ej. el método de Preston y Hill o el método de proyección hacia adelante (véase el cap.5, parte I de este trabajo). Otra ventaja de este método es que prescinde del supuesto de estabilidad de la población en estudio, lo que le proporciona una ventaja sobre los métodos de Brass, Preston, y otros descritos en el capítulo 6, parte I, de este documento.

+ + + + + + + + +

Capítulo 3. UN SISTEMA INTEGRADO DE ESTIMACIONES DEMOGRAFICAS A PARTIR
DE DOS DISTRIBUCIONES POR EDAD ^{10/}

3.1. Descripción de la Técnica

En este capítulo, la atención se centra en un método, presentado por Preston en 1983, que busca estimar tanto la tasa de natalidad como un nivel de mortalidad para un período intercensal. Esta técnica se basa en un modelo lineal que integra el sistema logito de Brass y una ecuación desarrollada recientemente por Bennett y Horiuchi ^{11/}, que en la teoría de las poblaciones estables permite calcular la distribución por edad de una población. Conforme a dicha ecuación, la densidad de distribución de una población cerrada en cualquier momento está dado por:

$$c(a,t) = b(t) \cdot \exp \left[- \int_0^a r(x,t) dx \right] \cdot P(a,t) \quad (10)$$

en la que $c(a,t)$ es la proporción de la población de edad a en un momento t ;

$b(t)$ es la tasa de natalidad en el momento t ;

$r(x,t)$ es la tasa anual de crecimiento de personas con edad x en el momento t , y

$P(a,t)$ es la probabilidad de sobrevivir de un recién nacido hasta la edad a de acuerdo con la tabla de vida del período correspondiente al momento t .

A menos que se indique de otra manera, todas las funciones que se consideran en lo que sigue, pertenecen a un momento particular del tiempo t , entonces dejaremos de aquí en adelante, por razones de conveniencia, de escribir la letra t .

^{10/} Preston, S.H.: "An integrated system for demographic estimation from 2 age distributions"; Demography, Vol.20, No.2, 1983.

Una traducción en español de este artículo puede encontrarse en: Notas de Población, Año XII, No. 35, 1984.

^{11/} See Bennett, C. who previously extended it by Horiuchi and Coale (1982)

Al trasponer términos de la ec. (16) obtenemos:

$$\frac{1}{p(a)} = \left\{ b \cdot \exp \left[- \int_0^a r(x) dx \right] \right\} / c(a) \quad (17)$$

Para ver como puede integrarse la transformación logito en la ecuación (17) repetimos la relación fundamental del sistema logito

acá:

$$\ln \left[\frac{q(a)}{p(a)} \right] = \alpha + \beta \ln \left[\frac{q^s(a)}{p^s(a)} \right] \quad (18)$$

donde: $q^s(a)$ y $p^s(a)$ son las funciones $q(a)$ y $p(a)$ en el estándar adoptado y α y β son parámetros que relacionan la mortalidad de cualquier tabla de mortalidad con la tabla elegida como estándar (véase p.ej. cap.2 §2 de la parte I de este trabajo). Como ya hemos visto, α tiene mayor relación con el nivel ^{12/} de mortalidad y β está estrechamente vinculada con la estructura.

Despejando $\left[\frac{q(a)}{p(a)} \right]$ de la ec. (18) y, recordando que $q(a)=1-p(a)$, podemos escribir:

$$\frac{1-p(a)}{p(a)} = \exp(\alpha) \cdot \left[\frac{q^s(a)}{p^s(a)} \right]^\beta \quad \delta$$

$$\frac{1}{p(a)} = \exp(\alpha) \cdot \left[\frac{q^s(a)}{p^s(a)} \right]^\beta + 1 \quad (19)$$

Ahora tenemos dos expresiones para $p(a)^{-1}$; igualando (17) y (19), se obtiene:

$$\frac{b \cdot \exp \left[- \int_0^a r(x) dx \right]}{c(a)} = \exp(\alpha) \cdot \left[\frac{q^s(a)}{p^s(a)} \right]^\beta + 1 \quad , \delta$$

^{12/} Cabe aclarar acá que en la relación empleada en el método de Preston $\alpha = 2 \cdot \hat{\alpha}$, donde $\hat{\alpha}$ es el valor utilizado por Brass en su sistema logito.

$$\frac{\exp\left[-\int_0^a r(x)dx\right]}{c(a)} = \exp(\alpha) \cdot \frac{1}{b} \cdot \left[\frac{q^s(a)}{p^s(a)}\right]^\beta + \frac{1}{b} \quad (20)$$

Si se supone que $\beta = 1$, se obtiene una relación lineal entre el miembro del lado izquierdo y el cociente $q^s(a)/p^s(a)$. Para que podamos suponer que β sea igual a uno, se necesita una tabla de vida estándar que tenga el mismo patrón de mortalidad que la población en estudio.

Una vez establecida la relación (20) se obtiene una serie de valores (de la ordenada y de la pendiente) las que después se ajustan a una recta, utilizando cualquier procedimiento adecuado como p.ej. mínimos cuadrados o el método de Wald (semi-promedios). De esta manera se consigue una estimación de la tasa de natalidad, \underline{b} , que será el inverso de la ordenada al origen, y un factor $K = \exp(\alpha)$ con el cual se podría modificar el cociente $q^s(a)/p^s(a)$ de la tabla estándar para obtener el cociente equivalente para la población en estudio.

Como ya hemos indicado en capítulos anteriores, la relación entre la mortalidad en la niñez y la mortalidad adulta, a menudo no es muy fuerte: niveles de la mortalidad juvenil pueden divergir mucho en comparación con el nivel de la mortalidad adulta. Entonces no parece conveniente aceptar la relación entre la mortalidad juvenil y la mortalidad adulta como se da en una tabla elegida como estándar (lo que es igual a suponer que $\beta = 1$).

Afortunadamente existe la posibilidad de integrar una estimación de la mortalidad al comienzo de la vida en el procedimiento de estimación y, dado el hecho que estimaciones de la mortalidad en la niñez son típicamente las más confiables estimaciones demográficas derivadas en países de menor desarrollo, esto debe hacerse cada vez que la información esté disponible ^{13/}.

^{13/} Como ya hemos visto en el capítulo 3, parte I, esta información se deriva de las preguntas sobre el número de hijos tenidos y sobrevivientes (o fallecidos).

El índice de la mortalidad en la niñez que sirve para nuestro propósito es $p(5)$, la probabilidad de sobrevivir a la edad 5 de un recién nacido. La mayor utilidad de $p(5)$ se deriva, entre otras cosas, del hecho que cuando se estima $p(5)$ de los datos suministrados por el segundo de los dos censos, separados aproximadamente por 10 años, $p(5)$ se refiere aproximadamente a la mitad del período intercensal, fecha a la que se refiere también la estimación del nivel de la mortalidad adulta que se busca.

Entonces en el caso de que se disponga de una estimación de $p(5)$, se puede hacer una ligera modificación para incorporar $p(5)$ en el procedimiento, suponiendo que la linealidad de la transformación logito de un parámetro (α) se da solamente por encima de la edad 5 ^{14/}.

Para ver como puede integrarse la estimación de $p(5)$ en este método, definimos primero $p^s(5, a-5)$ y $q^s(5, a-5)$ como la probabilidad de sobrevivir hasta la edad a y de morir antes de la edad a , respectivamente, de cualquier persona que ha sobrevivido hasta la edad 5 en la tabla de vida elegida como estándar. Por lo tanto $q^s(5, 5) = 0$ y $p^s(5, 5) = 1$.

Ahora, bajo el supuesto que la transformación logito de un parámetro se da solamente para la mortalidad por encima de 5 años, esto es (en símbolos):

$$\frac{q(5, a-5)}{p(5, a-5)} = K \cdot \left[\frac{q^s(5, a-5)}{p^s(5, a-5)} \right], \quad a \geq 5,$$

podemos escribir, al reordenar términos:

$$\frac{1}{p(5, a-5)} = \frac{p(5)}{p(a)} = K \cdot \left[\frac{q^s(5, a-5)}{p^s(5, a-5)} \right] + 1.$$

Para proceder a la igualación con las fórmulas anteriores, es necesario multiplicar el lado izquierdo de la ec. (20) por $p(5)$, la estimada probabilidad de sobrevivir hasta la edad 5, obteniendo así:

^{14/} Conviene destacar que esta información adicional de $p(5)$ hace menos exigente la linealidad de la transformación logito de $p(a)$, exigiéndola sólo para la mortalidad por encima de la edad 5.

$$\frac{p(5) \cdot \exp\left[-\int_0^a r(x) dx\right]}{c(a)} = \frac{1}{b} + \frac{K}{b} \cdot \left[\frac{q^5(5, a-5)}{p^5(5, a-5)} \right] \quad (21)$$

Esta ec.(21) sigue siendo una simple ecuación lineal cuyos parámetros pueden estimarse rápidamente con cualquier procedimiento adecuado, pero ahora integra información importante adicional con respecto a la mortalidad en la niñez.

3.2. Formulación Práctica de la Técnica:

La información básica requerida para la aplicación del método consiste en 2 enumeraciones censales, clasificadas por edades simples o grupos quinquenales, y sexo (aunque no es necesario: puede aplicarse el método para la población total) así como una tabla estándar de mortalidad.

Ya que es actualmente muy común ^{15/} que un país tenga información sobre niveles de mortalidad en la niñez, es recomendable incorporar una estimación de $p(5)$.

A fin de efectuar cálculos numéricos, suponemos $r(x)$ en la ec.(21), constante a lo largo del período intercensal y, también, dentro de cada grupo de edad, $x \in [a, a+5)$, que es consecuentemente igual a la tasa media anual de crecimiento, $r(a, n)$, del grupo correspondiente, esto es:

$$r(a, n) = \ln \left[\frac{N(a, n, t+h)}{N(a, n, t)} \right] / h, \text{ en la que} \quad (22)$$

$N(a, n, t)$ es el número de personas empadronadas con edades comprendidas entre a y $a+h$ en el momento t (primer censo) y h es la amplitud del intervalo intercensal expresado en un número exacto de años.

^{15/} Por ejemplo en América Latina todos los países que levantaron censos alrededor de 1980, han incluido preguntas sobre hijos tenidos y sobrevivientes, las cuales permiten estimar independientemente $p(5)$. (C.Arretx y J.Chackiel, "Algunos problemas relativos a la recolección de datos demográficos en los censos de población de América Latina en la década del '80; pág.7, 1985).

La información puede ser tratada de una manera similar independientemente de los grupos de edad en relación al valor observado de $p(5)$ con un asterisco.

Bajo estos supuestos y tomando en consideración que normalmente se trabaja con grupos quinquenales de edad ($n=5$ en la ec.(22)), podemos estimar

$$\int_c^a r(x)dx \text{ como } 5 \sum_{x=0}^{a-5} r(x,5) \text{ y, por lo tanto la ec.}$$

(21) queda como:

$$\frac{p^*(5) \cdot \exp\left[-5 \sum_{x=0}^{a-5} r(x,5)\right]}{c(a)} = \frac{1}{b} + \frac{K}{b} \cdot \left[\frac{q^s(5, a-5)}{p^s(5, a-5)} \right] \quad (23)$$

donde el conjunto de valores de $r(x,5)$ puede ser calculado para $x=0,5,10,\dots$ hasta una edad final arbitraria.

En cuanto a $c(a)$, la proporción de la población de edad a en un momento dado, Preston propone calcularla como el cociente entre el número de personas que alcanzan la edad a y el promedio de años-personas vividos durante el período $(t, t+h)$ ^{16/}. Para hacer esto se estima primero los años-persona vividos entre a y $a+5$ en el período

$$(t, t+h) \text{ como: } \hat{5}N_a(t, t+h) = \frac{{}_5N_a(t+h) - {}_5N_a(t)}{r(a,5) \cdot h} \quad (24)$$

para cada grupo de edad.

Esto es equivalente a suponer que el número de personas con edades cumplidas entre a y $a+5$, crece exponencialmente en el tiempo con una tasa constante, o sea, en símbolos:

$$\begin{aligned} {}_5N_a(t+m) &= {}_5N_a(t) \cdot \exp[r(a,5) \cdot m] \text{ . Luego, integrando entre } 0 \text{ y } h, \text{ tenemos:} \\ \int_0^h {}_5N_a(t+m) dm &= {}_5N_a(t) \cdot \int_0^h \exp[r(a,5) \cdot m] dm = \frac{{}_5N_a(t)}{r(a,5)} \cdot \exp[r(a,5) \cdot m] \Big|_0^h \\ &= \frac{{}_5N_a(t)}{r(a,5)} \cdot \left\{ \exp[r(a,5) \cdot h] - 1 \right\} = \frac{{}_5N_a(t+h) - {}_5N_a(t)}{r(a,5)} \quad (25) \end{aligned}$$

^{16/} Más adelante consideramos otra forma de calcular $c(a)$, ya que en varias aplicaciones con datos controlados, resultó que, bajo ciertas condiciones, puede mejorarse algo la estimación de $c(a)$.

La expresión (25) representa el total de años-persona vividos en el grupo de edades $[a, 5)$ en el período $(t, t+h)$. Dividiendo la relación (25) entre el número exacto de años que tiene el período intercensal, h , obtenemos el tiempo vivido promedio anual, o sea, la ecuación (24).

El número de personas que alcanzan la edad a durante el intervalo, se estima luego como un décimo del tiempo vivido dentro de dos grupos quinquenales adyacentes, $(a-5, a)$ y $(a, a+5)$, con lo cual la fórmula para el cálculo de $c(a)$ queda como sigue:

$$c(a) = \frac{{}_5\hat{N}_{a-5}(t, t+h) + {}_5\hat{N}_a(t, t+h)}{10 \int_{x=0}^{\omega} {}_5N_x(t, t+h)} \quad (26) \quad \text{17/}$$

Ahora estamos en condiciones de calcular los valores del miembro izquierda de la ec. (23), suponiendo que disponemos de una estimación de $p^*(5)$. Por ejemplo para $a = 15$, la variable dependiente

$$Y(a) = \left\{ p^*(5) \cdot \exp \left[-5 \sum_{x=0}^{a-5} r(x, 5) \right] \right\} / c(a), \text{ se calcula como:}$$

$$Y(15) = \left\{ p^*(5) \cdot \exp \left[-5 \cdot (r(0, 5) + r(5, 5) + r(10, 5)) \right] \right\} / c(15), \text{ y así para}$$

$$a = 5, 10, 15, \dots$$

Adoptando ahora una tabla estándar de mortalidad que debe ser lo más próxima posible a la estructura de la mortalidad de la población en estudio, podemos calcular la variable independiente como:

$$X(a) = \frac{q^s(5, a-5)}{p^s(5, a-5)} = \frac{l^s(5) - l^s(a)}{l^s(a)}, \text{ donde el } s \text{ indica que estamos tra-}$$

bajando con la tabla estándar de vi

17/ Cabe aclarar que para obtener el tiempo vivido total es necesario estimar el tiempo vivido en el grupo abierto final. Esto se logra dándole a ese grupo el mismo tratamiento, esto es:

$$\frac{{}_{\omega-A}N_A(t, t+h)}{{}_{\omega-A}N_A(t+h) - ({}_{\omega-A}N_A(t))} \quad , \text{ donde } r(A, \omega-A) \text{ se}$$

$$\text{define como: } \ln \left[\frac{{}_{\omega-A}N_A(t+h)}{{}_{\omega-A}N_A(t)} \right] / h$$

, y A representa el grupo de edad con que comienza el intervalo abie

Luego podemos graficar los puntos $\{X(a), Y(a)\}$. El gráfico debe mostrar una tendencia aproximadamente lineal. Si esto es así puede ajustarse una línea recta con cualquier procedimiento adecuado. En la mayoría de los casos el procedimiento para ajustar la línea será mediante semi-promedios, puesto que este método, aparte del hecho que es muy sencillo, tiende a dar menos peso a puntos aislados.

Sin embargo, en algunas aplicaciones del método de Preston a datos sin errores, se ha comprobado que los puntos $\{X(a), Y(a)\}$ no muestran exactamente una tendencia lineal. Esta observación tendría que explicarse ó por las aproximaciones hechas al integrar numéricamente la $r(x, t)$ o en la estimación de $c(a)$ ó por ambos factores juntos.

V. García que en su tesis de grado (1984) investigó, entre otras cosas, este problema más ampliamente; concluyó que la falta de linealidad en la aplicación del método de Preston a datos libre de errores, tiene su origen fundamentalmente en la estimación de $c(a)$. En sus palabras: "El problema parece provenir del hecho de que para estimar el número de personas a mitad del período de una determinada edad, la fórmula se apoya en dos cohortes totalmente ajenas..... En el caso de una población que tenga tasas de crecimiento muy regulares a través de la edad, esta fórmula puede ser buena, sin embargo si las tasas son muy variables, el procedimiento puede tener algunas deficiencias".

El mismo autor desarrolló luego un nuevo procedimiento para la estimación de $c(a)$, que a pesar del hecho de que las diferencias en los valores de $c(a)$ obtenidos mediante ese nuevo método no son muy grandes en comparación con los que se obtienen con el procedimiento propuesto por Preston, sí logra una aproximación a una tendencia lineal en los puntos observados. Esto hace pensar que esta técnica de Preston es relativamente sensible a diferencias en los valores de $c(a)$. En el apéndice 4 el nuevo procedimiento será descrito en detalle y, en la aplicación de este método a datos de Honduras volvemos también a considerar esta manera de calcular $c(a)$. Sin embargo, en el próximo párrafo seguimos por el momento los pasos indicados por Preston.

Cualquiera sea el procedimiento para estimar $c(a)$ o ajustar la recta, una vez obtenida la recta, la tasa de natalidad b se halla como la recíproca de la intersección, y, K se encuentra dividiendo la pendiente por la intersección. Con este K se multiplica los valores de $q^s(5, a-5)/p^s(5, a-5)$ a fin de estimar la mortalidad adulta de la población en estudio.

3.3. Sensibilidad al Error:

En este párrafo intentamos analizar la sensibilidad del método de Preston a varias formas de error en los datos básicos que frecuentemente surgen en poblaciones en vías de desarrollo.

1. Cambios en el Grado de Cobertura en Dos Censos Consecutivos:

Sólo los valores de $Y(a) = \left\{ p^*(5) \cdot \exp \left[-5 \cdot \sum_{x=0}^{a-5} r(x, 5) \right] \right\} / c(a)$ serán afectados. En cuanto al numerador: un deterioro en la cobertura del segundo censo implica que se subestima las tasas de crecimiento lo que hace que el numerador resulte cada vez más grande ya que la exponencial es negativa y se acumula las tasas $r(x, 5)$ a través de todas las edades. En el caso de una omisión relativamente más grande en el primer censo los efectos serán al revés.

En cuanto al denominador, $c(a)$, un deterioro en la cobertura del segundo censo, que es igual para cada edad, no tiene ningun efecto sobre $c(a)$, esto es, el denominador no está afectada por una omisión diferencial relativa entre ambos censos si esta omisión es la misma (%) para todas las edades.

En general, el gráfico mostrará una curva cóncava (vista desde abajo) en el caso de una omisión más grande en el primer censo. En la situación de una omisión relativa en el segundo censo, la curva será convexa (vista desde arriba).

Dado el hecho que los valores de $Y(a)$ serán superiores a los valores reales en el caso de una omisión relativa en el segundo censo, la recta que se ajustaría estará generalmente arriba de la 'verdadera' recta (en ceteris paribus condiciones) por lo cual la intersección s

levanta algo y, por lo tanto b , la tasa bruta de natalidad será subestimada. A causa de la convexidad de la curva, es probable que se sobreestime la pendiente. Esto tiende a tener por consecuencia que se sobreestima K ^{18/} también lo que conduciría finalmente a una sobreestimación de la mortalidad adulta.

Sin embargo, la magnitud del error en las estimaciones finales dependerán del procedimiento de ajuste que se utilice, así como los puntos incorporados en el mismo.

2. Información Inadecuada sobre Migraciones Externas:

La migración externa puede tener efectos diferentes que dependerán de la incidencia por edad de la migración. Consideramos ahora algunos errores en la información sobre emigración:

a) Emigración Neta Invariable con la Edad:

Si no corregimos por la emigración neta bajo el supuesto de que no varía con la edad, entonces el efecto en las estimaciones será formalmente equivalente al efecto de una cobertura diferencial en los dos censos, esto es, omisión relativa en el segundo censo.

b) Emigración neta en las Edades Adultas:

Si la emigración es mayor de la que se ha supuesto sólo en las edades adultas, digamos a partir de 25 años, cabe esperar que el gráfico mostrará al principio una tendencia lineal, después un aumento rápido seguido por un aumento más gradual (por el hecho de que el efecto de la migración en las $r(x,5)$ es acumulativo) por un patrón de emigración típico (pues en las edades avanzadas usualmente no hay mucha migración externa). Este fenómeno se explica otra vez por los efectos que tiene la emigración sobre las tasas de crecimiento, aumentando el numerador

^{18/} Recordamos que $K = \frac{\text{pendiente}}{\text{ordenada}}$; aunque la ordenada será sobreestimada, la pendiente generalmente se levantará más, por lo cual K tendrá un valor demasiado alto.

de $Y(a)$ a partir de 25-30 años. Cabe esperar que $c(a)$ está afectada también pero sólo ligeramente y en forma irregular ^{19/}.

Ajustar una recta conducirá probablemente a estimaciones exageradas de la mortalidad (toda vez que se toma a las emigrantes por muertes); la tasa de natalidad no se modificará en gran medida ya que los puntos para edades jóvenes están muy concentrados de la ordenada al origen y no están afectados por un patrón de emigración que consideremos aquí (Preston, Notas de Población No.35, 1984, pág.114).

c) Subestimación de Emigración en las Edades Jóvenes:

Si se subestima la emigración solamente en las edades más jóvenes, digamos ≤ 15 años, los valores $Y(5)$, $Y(10)$ y $Y(15)$ estarán falsamente elevados. La ordenada estará elevada también en mayor o menor medida (depende del procedimiento de ajuste utilizado), lo que conduce a una subestimación de \underline{b} .

En cuanto al efecto sobre la mortalidad adulta, es probable que se subestime la pendiente un poco, debido a los tres primeros valores altos, que tenga por consecuencia una subestimación de la mortalidad.

Estos efectos, principalmente la subestimación de \underline{b} , pueden ser muy engañosos, puesto que la estructura envejecida en el segundo censo, que resulta de una emigración "joven", se tiende a atribuir a la baja fecundidad (la \underline{b} observada está subestimada) y, en menor medida a la baja mortalidad (K está subestimada también).

d) Subestimación de la Emigración en las Edades Adultas Jóvenes:

Cuando la emigración es más alta de lo que se suponga, sólo en el tramo de edades 15-35 p.ej., el efecto sobre \underline{b} no será grande: como

19/ Véase p.ej. "Notas de Población" No.37, 1985 (pág. 77) y V.García Tesis de Grado, Santiago, Chile, diciembre 1984).

ya hemos indicado anteriormente, los puntos para edades jóvenes están muy concentrados en valores bajos, esto es, cerca de la intersección y cabe esperar entonces que los procedimientos más adecuados para ajustar una recta no diferirán mucho en cuanto a la ordenada al origen que estimen.

El gráfico mostrará un quiebre hacia arriba a partir de la edad 15 y éste conduce a estimaciones exageradas del coeficiente angular y, por lo tanto a estimaciones sesgadas hacia arriba de la mortalidad.

e) Sobreestimación de la Emigración:

Prácticamente igual a una subestimación de la inmigración neta, entonces los resultados serán en el sentido inverso de los que se han descrito arriba.

3. Errores en la Declaración de la Edad y Omisión Diferencial de Ciertos Grupos de Edades:

Otras fuentes de error que siempre están presentes en datos reales son la mala declaración de edad y omisión diferencial en ciertos grupos de edades. Todos los métodos de estimación indirecta son en menor o mayor medida vulnerable de estos errores y el presente método no es una excepción. Véamos cuáles efectos pueden tener algunas formas de error que frecuentemente surgen en los datos recolectados en países en desarrollo.

a) Omisión Diferencial del Grupo de 0-4 años en Ambos Censos:

Si la omisión diferencial de los niños en el grupo 0-4 años es igual en ambos censos, entonces el numerador de $Y(a)$ no se verá afectado. En cambio, el denominador, $c(a)$, sí sufre una "modificación". Para demostrar esta afirmación, recordemos la forma de calcular $c(a)$ como propone Preston.

Primero, él propone estimar el promedio de los años-persona vividos entre las edades a y $a+5$ en el período $(t, t+h)$ como:

$$\hat{N}_a(t, t+h) = \frac{{}_5N'_a(t+h) - {}_5N_a(t)}{5} \quad (24)$$

Entonces, en el cálculo de ${}_5N_0(t, t+h)$ el numerador baja un cierto porcentaje relativo al valor verdadero, mientras que el denominador no está afectado. Mediante $c(5) = \frac{{}_5\hat{N}_5(t, t+h) + {}_5\hat{N}_0(t, t+h)}{10 \cdot \sum_{x=0}^{\infty} {}_5\hat{N}_x(t, t+h)}$, en la

$$(26)$$

cual tanto el numerador como el denominador contienen el valor sesgado, ${}_5\hat{N}_0(t, t+h)$, el valor de $Y(5)$ está sesgado hacia arriba, porque el valor bajo ${}_5N_0(t, t+h)$ tiene relativamente más peso en el numerador.

Entonces, $c(5)$ estará subestimada por lo cual el punto $Y(5)$ se eleva algo. En cuanto a los otros puntos, sin embargo, el numerador de la ec. (26) no está afectado, pero el denominador queda sesgado por el punto (bajo) ${}_5\hat{N}_0(t, t+h)$; en efecto todos los otros valores están sobreestimados algún tanto, por lo cual los puntos $Y(a)$, $a > 5$, caen por debajo de su valor verdadero. El efecto sobre las estimaciones finales de b y K serán, una ligera sobreestimación de b ^{20/}, mientras que K por lo general resulta muy poco afectado (Preston, Notas de..., No. 3 pág. 115)

b) Un Mismo Porcentaje de Omisión en Ambos Censos en los Grupos de Edades 20-24 y 25-29:

Formalmente igual a la situación descrita arriba: las tasas $r(a, 5)$ no resultan afectadas, en cambio todos los valores de $c(a)$ sí, puesto que el tiempo vivido total es menor como consecuencia de una subestimación del tiempo vivido entre las edades 20-29 en el período $(t, t+h)$. Las conclusiones inferidas en la sección a) valen también en esta situación.

c) Errores en la Declaración de la Edad:

Según Preston los errores en las declaraciones de edad que son

^{20/} Esto se explica por el hecho de que si bien el punto $Y(5)$ está demasiado alto, los otros valores están por debajo y estos puntos juntos tienen más peso en el ajuste de la recta, Por lo tanto la intersección se baja algo y por consecuencia se sobreestima b (ligera

esencialmente aleatorios, así como transferencias de población en grupos de edades a intervalos adyacentes, tienden a dispersar los puntos $Y(a)$ sin afectar las estimaciones finales en gran medida.

La sistemática sobreestimación de la edad en edades avanzadas merece un poco más de atención ya que se trata de un fenómeno que sí puede sesgar los resultados en gran medida y además ocurre frecuentemente en países en desarrollo. Siguiendo un razonamiento similar al que hicimos en las secciones anteriores, podemos decir que tal sobreestimación elevará los valores de $Y(a)$ en las edades medias y maduras que estarán afectadas por evasiones, y disminuirá aquéllos en el tramo de edades más avanzadas que estarán erróneamente aumentados. En un gráfico este patrón parecería en la forma de una colina. Vale destacar acá que este patrón de dispersión aparece similar al que sería producido por un valor de $\beta < 1$: hasta que $q^s(5, a-5) = p^s(5, a-5) \Rightarrow$

$$\left[\frac{q^s(5, a-5)}{p^s(5, a-5)} \right]^{\beta < 1} > \left[\frac{q^s(5, a-5)}{p^s(5, a-5)} \right]^{\beta = 1}$$

entonces $Y(a)$ será demasiado alto; después, $q^s(5, a-5) > p^s(5, a-5)$, el valor de $Y(a)$ será abajo del valor de $Y(a)$ que generaría un valor de K igual a la unidad. Entonces será difícil distinguir entre los efectos que pueden tener la mala declaración de edad (la sistemática exageración) y los que tienen una tabla estándar de vida con un $\beta < 1$.

4. Error en la Estimación de $p^*(5)$:

La estimación de \underline{h} es inversamente proporcional a $p^*(5)$. La estimación de la mortalidad no será afectada por un error en $p^*(5)$. Por ejemplo, una sobrestimación de $p^*(5)$ de 5% conduciría a una elevación de todos los valores de $Y(a)$. Entonces \underline{h} será subestimada en un 5% y K , el cociente entre la pendiente y la intersección, que están distorsionadas por el mismo factor, no será afectada. Sin embargo, gracias al éxito de los métodos descritos en el capítulo III de la parte I, es posible estimar $p^*(5)$ con mucha confiabilidad.

5. Errores en el Nivel y en el Patrón de la Tabla de Vida Elegida como Estándar:

Si se elige como estándar un nivel equivocado de mortalidad, dentro del sistema logito de tablas de mortalidad de un parámetro, las estimaciones finales no resultarán afectadas (Preston, Notas de Población No. 35, 1984, pág. 116 y 117).

Cuando se elige un patrón erróneo de mortalidad, la situación es más seria. Como fuera el caso si hubiéramos elegido un nivel equivocado, solamente los puntos del eje x serían afectados pero ahora no con un factor constante. En un tramo de edades los puntos serán agrupados demasiado cercanos (mortalidad en la estándar más baja que en la situación real), en otra parte del eje x se tiene puntos demasiado dispersos. Esto introduce una sinusidad en la curva, lo que hace "procarrio" el ajuste de una línea recta.

+++++

En resumen, podemos decir que el sistema de estimación descrito en este capítulo, parece dar estimaciones de la tasa de natalidad b , razonablemente robustas. Sin embargo, la estimación del nivel verdadero de la mortalidad es más sensible a errores en los datos básicos. Entre las ventajas del sistema, además de la robustez de la estimación de b podría mencionarse que el uso de tasas de crecimiento por edades hace muy conveniente este método en casos donde el intervalo intercensal no es un múltiplo de 5 años.

La simplicidad de este procedimiento facilita también el análisis de la sensibilidad a varias formas de error en los datos básicos. Aunque discutimos sólo el efecto de desviaciones aisladas de una situación ideal, situación muy lejos de una aplicación a datos reales en la cual varios tipos de error se dan a la vez, un examen cuidadoso de los datos y resultados podría ayudar a detectar los errores predominantes.

+++++



Capítulo 4. EL METODO DE PRESTON Y BENNETT PARA ESTIMAR LA MORTALIDAD ADULTA
A PARTIR DE DOS DISTRIBUCIONES POR EDAD ^{21/}

4.1 Descripción de la Técnica:

En este capítulo describimos un procedimiento para estimar la mortalidad adulta, a partir de 2 distribuciones por edad de una población, suministrada por dos censos consecutivos. El método fue desarrollado por S.H.Preston y N.G.Bennett en 1983, y parte de una ecuación derivada por N.G.Bennett y S.Horiuchi dos años antes (véase cap. 2, parte 2 de este documento).

Bennett y Horiuchi mostraron que en cualquier momento la siguiente relación se cumple en una población cerrada:

$$N(x) = N(a) \cdot p(a, x-a) \cdot \exp\left[-\int_a^x r(u) du\right], \quad (27)$$

donde: $N(x)$ = el número de personas de edad x en un momento dado;

$p(a, x-a)$ = la probabilidad que tiene una persona de sobrevivir de la edad a hasta la edad x según las tasas de mortalidad por edad que rigen en el momento considerado;

$r(u)$ = la tasa de crecimiento de la población con edad u en ese momento.

Si comparamos la ec.(27) con la expresión que (equi-)vale en el modelo de poblaciones estables, vemos que la única diferencia es la sustitución, en la exponencial, de la tasa intrínseca de crecimiento multiplicada por el número de años entre las edades a y x , o sea, $\exp[-r(x-a)]$, por la exponencial de la integral de las tasas de crecimiento variables entre a y x , esto es: $\exp\left[-\int_a^x r(u) du\right]$.

La ec.(27) nos indica cómo puede vincularse el número de personas de dos edades distintas en el momento t , mediante las tasas de mortalidad por edad y las tasas (variables) de crecimiento entre ambas eda-

^{21/} Preston, S.H. y N.G. Bennett. "A census-based method for estimating adult mortality", Population Studies, 37(1), 1983, pp. 91-104.

des que rigen en la época t .

Un enfoque diferente es considerar la relación (27) como una población estacionaria sometida a dos "leyes" de disminución, las cuales son: - las tasas de 'crecimiento' por edad, y
- la mortalidad por edad

(ambas leyes de (de-)crecimiento están referidas a un momento particular de tiempo t).

Para despejar el efecto de la mortalidad actual, se multiplica simplemente el cociente $N(x)/N(a)$ por $\exp\left[\int_a^x r(u)du\right]$, esto es:

poniendo $a=0$ en la ecuación (27), se tiene:

$$N(x) = N(0) \cdot \exp\left[-\int_0^x r(u)du\right] \cdot p(x), \text{ despejando } p(x) \text{ se llega a:}$$

$$p(x) = \left\{ N(x) \cdot \exp\left[\int_0^x r(u)du\right] \right\} / N(0) \quad (28)$$

Ya que $p(x)$ es igual a $l(x)/l(0)$ en la notación convencional de una tabla de vida, se tiene que $N(0)$ es análogo a $l(0)$, la raíz de un tabla de mortalidad contemporánea, y $N(x) \cdot \exp\left[\int_0^x r(u)du\right]$ es directamente comparable con $l(x)$, el número de personas que sobreviven desde el nacimiento hasta la edad x . Como el tamaño de la raíz es arbitrario, podemos elegir $l(0) = N(0)$, lo que nos permite derivar las otras funciones de la tabla de vida.

De esta manera encontramos:

$$L(y, n) = \int_y^{y+n} N(x) \cdot \exp\left[\int_0^x r(u)du\right] dx, \quad (29)$$

que, en términos discretos, usando grupos quinquenales de edad, puede aproximarse como:

$$L(y, 5) = N(y, 5) \cdot \exp\left[2,5 \cdot r(y, 5)\right] \cdot \exp\left[5 \cdot \sum_{x=0}^{y-5} r(x, 5)\right], \text{ que es igual a:}$$

$$L(y, 5) = N(y, 5) \cdot \exp\left\{5 \cdot \sum_{x=0}^{y-5} r(x, 5) + 2,5 \cdot r(y, 5)\right\} \quad (30)$$

Una vez obtenidos los valores de $L(y, 5)$ mediante la relación (30) estamos en condiciones de estimar la esperanza de vida a la edad j , $e^0(j)$, de la siguiente manera:

$$T(j) = \sum_{y=j}^{\omega} L(y, 5) \quad ; \quad l(j) \text{ puede aproximarse en forma satisfactoria, por:}$$

$$l(j) \doteq (L(j, 5) + L(j-5, 5)) / 10 \quad , \quad \text{y, sabiendo que } e^0(j) = T(j) / l(j)$$

se llega a la ecuación básica propuesta por Preston y Bennett:

$$e^0(x) = \left\{ \sum_{y=x}^{\omega} N(y, 5) \cdot \exp \left[5 \sum_{u=x}^{y-5} r(u, 5) + 2,5 \cdot r(y, 5) \right] \right\} / l(x) \quad (31)$$

Para emplear la ec. (31) es conveniente disponer de una distribución por edad, perteneciente a la mitad del intervalo censal, puesto que las tasas de crecimiento por edad se refieren al período intercensal. Para estimar esta "población media" puede seguirse varios caminos como los hemos indicado en el capítulo 2, § 2 de esta parte). En la aplicación del método de Preston y Bennett (véase el cap. 5) a datos reales de Honduras, trabajaremos con la opción propuesta por los autores, esto es calcular la población media como:

$$\hat{N}(x, 5) = \left[N(x, 5, t+h) - N(x, 5, t) \right] / (r(x, 5) \cdot h) \quad (12)$$

La expresión (12) resulta del caso en que se define una tasa (de crecimiento, p.ej.) como el cociente entre los hechos demográficos y el número de años-personas vividos por la población en la que ocurrieron. Supongamos que ese número de años-personas vividos sea Y , y además que las tasas de crecimiento por edad se mantienen constantes en el intervalo entre los censos. De estos supuestos resulta que:

$$N(x, 5, t+h) = N(x, 5, t) \cdot \exp [r(x, 5) \cdot h] \quad \text{de donde resulta:}$$

$$r(x, 5) = \ln \left[\frac{N(x, 5, t+h)}{N(x, 5, t)} \right] / h.$$

Por otro lado se tiene: $[N(x, 5, t+h) - N(x, 5, t)] / Y$ (por definición),

$$\text{con lo cual se llega a: } Y = \{N(x, 5, t+h) - N(x, 5, t)\} / r(x, 5) \quad (25)$$

Para obtener el número promedio de años-personas vividos en el período intercensal, se divide la expresión (25) por h , esto es:

$$\hat{N}(x, 5) = \{N(x, 5, t+h) - N(x, 5, t)\} / [r(x, 5) \cdot h]$$

Del supuesto que las tasas de crecimiento por edad no varían en el período considerado, resulta una propiedad interesante de la tabla de vida derivada con este procedimiento. Dicho supuesto implica que la tabla de mortalidad así obtenida es un promedio ponderado de cada tabla contemporánea que prevaleció durante el período intercensal. El factor de ponderación es $B(t)$, los nacimientos del momento t , dividido entre el número total de los nacimientos entre los censos, $\int_t^{t+h} B(t) dt$.

La prueba de esta afirmación es como sigue:

Integramos la ecuación (27) (con $a=0$) entre t y $t+h$, tenemos:

$$\int_t^{t+h} N(x, t) dt = \int_t^{t+h} B(t) \cdot \exp\left[-\int_0^x r(u) du\right] \cdot p(x, t) dt$$

Bajo el supuesto de que la exponencial es constante con respecto al tiempo t , podemos sacarla fuera de la integral. Multiplicando luego ambos lados por: $\exp\left[\int_0^x r(u) du\right]$ y dividiendo por h , se llega a:

$$\frac{\int_t^{t+h} N(x, t) dt}{h} \cdot \exp\left[\int_0^x r(u) du\right] = N(x, \bar{t}) \cdot \exp\left[\int_0^x r(u) du\right] =$$

(aplicando el teorema del valor medio)

$$\frac{\int_t^{t+h} B(t) \cdot p(x, t) dt}{h} ; \text{ Dividiendo, finalmente, ambos lados por el promedio de los nacimientos en la época intercensal, o sea, } \frac{\int_t^{t+h} B(t) dt}{h} = B(\bar{t}) \text{ se llega a:}$$

$$p(x, \bar{t}) = \frac{N(x, \bar{t}) \cdot \exp\left(\int_0^x r(u) du\right)}{B(\bar{t})} = \frac{\int_t^{t+h} B(t) \cdot p(x, t) dt}{\int_t^{t+h} B(t) dt}$$

En la primera parte de esta ecuación se reconoce la ec. (28), (podemos quitar la constante \bar{t} , recordando que esta relación se deriva de la experiencia intercensal; asimismo se tiene que $B(\bar{t})=N(0)$).

Hemos diferido hasta ahora la consideración del intervalo abierto que siempre está presente en los datos censales. En cuanto al tratamiento de este intervalo tenemos tres posibilidades:

- a) Substituir simplemente $L(x,5)$ por $L(x,a)$ y $N(x,5)$ por $N(x,a)$ en la ec. (30). Aunque la relativa importancia del intervalo abierto en este método es menor que en las técnicas que requieren la distribución de las defunciones como entrada, este procedimiento es innecesariamente burdo; porque en el cálculo de la esperanza de vida a partir de la edad x el intervalo abierto siempre interviene, parece justificado de tratar con más cautela este intervalo apoyándose en procedimientos más sofisticados.
- b) El Manual X (1983) propone, por un razonamiento similar, un procedimiento basado esencialmente en una ecuación derivada de "poblaciones estables simuladas". Si denominamos por $R(x)$ el factor de expansión en la ec. (30), esto es:

$$R(x) = 2\frac{1}{2} \cdot r(y,5) + 5 \cdot \sum_{x=5}^{y-5} r(x,5) \quad , \quad x=5,10,\dots,A-5 \quad (32)$$

siendo A la edad con lo cual comienza el intervalo abierto.

El Manual X da por $x=A$ la relación: $R(A) = \rho(A) + 5 \cdot \sum_{y=5}^{A-5} r(y,5)$, donde $\rho(A)$ es una ecuación de regresión que tiene la forma:

$$\rho(A) = a(A) + b(A) \cdot r(10+) + c(A) \cdot \ln \left[\frac{\bar{N}(45+)}{\bar{N}(10+)} \right] \quad , \quad \text{siendo} \quad (33)$$

$$- \quad r(10+) = \ln \left[\frac{N(10+, t+h)}{N(10+, t)} \right] / h \quad ;$$

$$- \quad \bar{N}(10+) = \frac{1}{2} \cdot [N(10+, t+h) + N(10+, t)] \quad ;$$

$$- \quad N(45+) = \frac{1}{2} \cdot [N(45+, t+h) + N(45+, t)] \quad , \quad y$$

$a(A)$, $b(A)$ y $c(A)$ son coeficientes cuyos valores dependen del valor de A , y los cuales puede encontrarse en el cuadro 185, pág. 219 del mismo Manual X. Una vez calculada $R(A)$, puede estimarse $T(A)$ como:

$T(A) = L(A, \omega - A) = \bar{N}(A, \omega - A) \cdot \exp[R(A)]$, tomando como aproximación de $\bar{N}(A, \omega - A)$ simplemente un promedio aritmético del número de personas en los intervalos abiertos correspondientes a la población inicial y final.

c) Los autores recomiendan un procedimiento en donde se supone que la población por encima de la edad $U = A - 5$ es estable (A representa la edad con que empieza el intervalo abierto). Los pasos son los siguientes:

1. A partir del supuesto que la población por encima de edad U es estable, podemos escribir:

$$e^0(U) = \left\{ \int_0^{\infty} N(U+y) \cdot \exp[y \cdot r(U+)] dy \right\} / N(U) \quad , \quad (34)$$

donde $r(U+)$ es la tasa de crecimiento de la población con edad $\geq U$.

Aplicando el teorema del valor medio, la ec. (34) queda como:

$$e^0(U) = \exp[\bar{y} \cdot r(U+)] \cdot N(U+) / N(U) \quad , \quad (35)$$

siendo, $N(U+)$ la población de edad U y más, y \bar{y} se define así, que las ecuaciones (34) y (35) dan el mismo valor por $e^0(U)$.

$N(U)$ puede aproximarse como:

$$N(U) = \left\{ \bar{N}(U, 5) \cdot \exp[2,5 \cdot r(U, 5)] + \bar{N}(U-5, 5) \cdot \exp[-2,5 \cdot r(U-5, 5)] \right\} / 10 \quad .$$

Luego, debe tomarse un valor inicial de \bar{y} , y substituir éste en la ec. (35). Con la estimación de $e^0(U)$ así obtenida, puede, mediante la siguiente ecuación de regresión ^{22/}.

^{22/} Esta ecuación está basada en datos suministrados por modelos de poblaciones estables, con patrones de mortalidad obtenidos a través de la función de Gompertz.

$$\bar{y} = e^{\circ}_{(U)} \cdot \left[0,802 - 0,0106 \cdot e^{\circ}_{(U)} - 1,34 \cdot r(U+) \right] , \quad (36)$$

hallarse una nueva estimación de \bar{y} que se substituye de nuevo en la ec.(35) etc. Este proceso iterativo se repite hasta que la secuencia de valores de $e^{\circ}_{(U)}$ no difiere más que un constante arbitrario (p.ej. 0,001). Una vez $e^{\circ}_{(U)}$ ha sido estimada, puede calcularse $T(U)$ como $N(U) \cdot e^{\circ}_{(U)}$ (lo que equivale a $1(U) \cdot e^{\circ}_{(U)}$).

4.2. Sensibilidad del Método a Varias Formas de Error:

1) Error en las tasas de crecimiento:

Una desventaja sería de métodos que confían en tasas de crecimiento por edad) intercensales, consiste en el hecho de que normalmente no se les conoce con alta precisión. En este sentido cabe destacar dos fenómenos que a menudo afectan los datos básicos y, con los datos las tasas de crecimiento por edad, conduciendo así a estimaciones erróneas. Dichas fuentes de error son:

- a) Cobertura diferencial de los censos; y,
- b) La migración internacional.

Discutimos los efectos que pueden introducir dichos fenómenos, abajo:

Ad a) Cobertura diferencial:

Supongamos que la cobertura no varía con la edad ^{23/}. Entonces, todas las tasas de crecimiento tienen el mismo error, Δr . Para obtener una idea sobre la manera en que las variaciones en r afectan los estimados niveles de $e^{\circ}_{(x)}$, podemos derivar $e^{\circ}_{(x)}$ con respecto a r . Resulta que:

$$\frac{d(e^{\circ}_{(x)})}{dr} = e^{\circ}_{(x)} \cdot (A_x^s - x) , \text{ donde :}$$

^{23/} Este supuesto es menos rígido a partir de la edad 5 o 10, porque es un hecho real en la mayoría de los censos levantados en países en vías de desarrollo, que las personas de 0-4 años, frecuentemente están subenumerados en mayor medida que las personas con edades superiores.

A_x^s = la edad media de la población estacionaria por encima de la edad x , correspondiente a la tabla de vida proveniente de las condiciones de mortalidad que prevalecieron en el período intercensal.

Cuando Δr está cerca de cero, podemos escribir:

$$\frac{\Delta e^o(x)}{\Delta r} \doteq e^o(x) \cdot (A_x^s - x) \Leftrightarrow \text{al multiplicar ambos lados por } \Delta r \text{ y}$$

luego dividiendo entre $e^o(x)$, se llega a: $\frac{\Delta e^o(x)}{e^o(x)} \doteq \Delta r \cdot (A_x^s - x)$. (37)

La ec. (37) nos muestra que el error proporcional de la esperanza de vida a la edad x estimada, es igual al error (constante) en las tasas de crecimiento multiplicado por un factor que va disminuyendo a medida que la edad aumenta. Esto implica que cuando las tasas de crecimiento son demasiado altas, los valores de $e^o(x)$ también se sobreestiman (a cada edad pero proporcionalmente más en las edades bajas).

Los autores proponen un procedimiento para corregir esta tendencia basándose en la observación de que en las tablas modelo de vida de Coale-Demeny, los cambios en $e^o(x)$, dentro el intervalo $5 \leq x \leq 50$, son aproximadamente equiproporcionales para cualquier nivel de $e^o(0)$. Las fluctuaciones puede atribuirse a la mala declaración de edad, pero no se espera una tendencia clara. Sin embargo, si existe una tendencia fuerte, entonces puede utilizarse distintos valores de Δr en la ecuación (37) hasta que se encuentre un valor que elimina esta inclinación. Para una exposición más detallada remitimos el lector al trabajo de Preston y Bennett (págs. 96 y 97).

Ad b) La Migración Internacional:

Otro factor que puede sesgar las estimaciones de $e^o(x)$ es la migración internacional. En el caso de saldos netos de migración positiva (por encima de la edad x) la estimación de $e^o(x)$ tiende a estar sesgada hacia arriba. En la presencia de saldos netos de migración negativa, la situación será al revés. Por lo tanto, si la migración internacio-

nal tiene un tamaño significativo, se hace necesario un ajuste previo de la información. Preston y Coale ^{24/} mostraron que puede ajustarse las tasas de crecimiento, por vía de las cuales las estimaciones de $e^0(x)$ ($x = 5, 10, \dots, U$) están afectadas, simplemente mediante restar de ellas las tasas medias anuales de migración, antes de aplicar el método.

Otra manera consiste en "cerrar" la población (por edad) del segundo censo antes de calcular las tasas de crecimiento por edad. Desgraciadamente la información cuantitativa con respecto a los flujos de migración internacional (por edad) a menudo no está disponible y cuando existe esa información, suele ser de muy mala calidad.

Si los saldos de migración neta tienen un tamaño significativo entonces, los métodos de orfandad y viudez pueden aplicarse con más éxito, es decir, dan resultados más satisfactorios en cuanto a los niveles y patrones de la mortalidad.

2). La Mala Declaración de Edad:

La mala declaración de edad está presente en la mayoría de los censos y encuestas que se han levantado en países en desarrollo. Esta forma de error constituye un problema grande en casi todos los métodos de estimación (in-)directa, y también en este procedimiento puede sesgar los resultados. Sin embargo, diversos tipos de dicho error no afectan las estimaciones, $e^0(x)$, en gran medida.

Por ejemplo, cuando el patrón del sesgo en la declaración de la edad es lo mismo en ambos censos, esto es, si los porcentajes de distorsión en la distribución por edades son (aproximadamente) iguales, las tasas de crecimiento por edad no estarán afectadas (seriamente). Además, la estimación del conjunto de valores de $e^c(x)$ introduce un cierto suavizamiento. Recordemos la ec.(31), puede verse que tanto

^{24/} Preston, S.H. y Coale, A.J.; "Estructuras por edades, crecimiento, salidas y entradas: una nueva síntesis", Notas de Población No.35, 1984, págs. 35-96.

la población por grupos de edades como las tasas de crecimiento observadas, se acumulan, lo que hace que la preferencia de dígitos no tenga mucho peso en las estimaciones finales. No obstante, los efectos de la mala declaración de edad no operan sólo a través de las tasas de crecimiento, sino también interviene en la estructura de la población. Por ejemplo, en el cálculo de la serie de $l(x)$ el suavizamiento a que nos referimos arriba, no está presente.

En muchos países en vías de desarrollo es común observar una traslación sistemática hacia arriba de personas en grupos de edades avanzados. En otras palabras existe una tendencia sistemática de mencionar una edad que es más alta que la que actualmente tienen esas personas. Este fenómeno tiende a exagerar las estimaciones de $e^0(x)$, cada vez más con el ascenso de la edad.

Preston y Bennett presentan una relación que vale la pena reproducir aquí, porque nos permite formar una idea sobre el orden de magnitud que pueden tener los efectos de este tipo de la mala declaración de edad.

Supongamos que estamos estimando la esperanza de vida a la edad x y además que un cierto porcentaje de las personas con edad z ($z > x$) se declaran como si tuvieran la edad t ($t > z$); el efecto sobre $e^0(x)$ será entonces:

$$\Delta e^0(x) = \left\{ -G(z) \cdot \exp \left[\int_x^z r(a) da \right] + G(z) \cdot \exp \left[\int_x^t r(a) da \right] \right\} / N(x) \quad (38)$$

que es igual a:

$$\left\{ \frac{G(z)}{N(z)} \cdot N(z) \cdot \exp \left[\int_x^z r(a) da \right] \cdot \exp \left[\int_z^t r(a) da \right] - \frac{G(z)}{N(z)} \cdot N(z) \cdot \exp \left[\int_x^z r(a) da \right] \right\} / N(x)$$

que, a su vez, puede escribirse como:

$$\left\{ \frac{G(z)}{N(z)} \cdot N(z) \cdot \exp \left[\int_x^z r(a) da \right] \cdot \left\{ \exp \left[\int_z^t r(a) da \right] - 1 \right\} \right\} / N(x) \quad (39)$$

$$\text{Recordando que: } p(x, z-x) = \left\{ N(z) \cdot \exp \left[\int_x^z r(a) da \right] \right\} / N(x) \quad , \quad (28)$$

llegamos a la siguiente relación:

$$\Delta e^o(x) = \frac{G(z)}{N(z)} \cdot p(x, z-x) \cdot \left\{ \exp \left[\int_z^t r(a) da \right] - 1 \right\} \quad (40)$$

En palabras, esta ecuación (40) nos indica que el error en la estimación de la esperanza de vida es el producto de tres componentes, los cuales son:

- $G(z)/N(z)$ = la proporción de la verdadera población con edad z , que se declara como mayor;
- $p(x, z-x)$ = la probabilidad de sobrevivir de la edad x (en el momento que se considere) hasta la edad z , según las tasas de mortalidad que rigen en ese momento;
- una función exponencial de las tasas de crecimiento acumuladas entre z y t .

Pongamos, por ejemplo, las tasas de crecimiento igual a 0,025, y sacamos los valores de $p(x, z-x)$ de una tabla modelo de mortalidad (modelo Oeste, $e^o_{(0)}=60$) y consideremos cuál será el efecto sobre $e^o(x)$ cuando 50% de la población total por encima de la edad 60 se declararan con 10 años más:

$$\Delta e^o_{(10)} = 0,50 \cdot \frac{T(60)}{1(10)} \cdot (1,248 - 1) = 1,48 \text{ años. El efecto sobre } e^o_{(30)},$$

usando la misma tabla será: $\Delta e^o_{(30)} = 1,57$.

Puede apreciarse en este ejemplo que, a pesar de un supuesto tan extremo, el efecto no es muy grande.

Finalmente cabe hacer notar que el método expuesto arriba requiere menos atención con respecto al intervalo abierto a consecuencia del hecho de que acá se utilizan los personas como entrada en lugar de la distribución de las muertes por edad. Como se sabe, las muertes se concentran más en las edades avanzadas que las personas. Por lo tanto el presente método es menos sensible a la mala declaración de edad que,

p.ej. las técnicas de Bennett y Horiuchi, Preston/Coale/Trussell y Weinstein, y el método de Brass (véase el cap. 6, parte I de este documento).

Resumiendo podemos decir que el método de Preston y Bennett tiene algunas ventajas sobre los otros procedimientos que tratan de estimar la mortalidad adulta a partir de dos distribuciones por edad suministradas por dos censos consecutivos. Estas ventajas son:

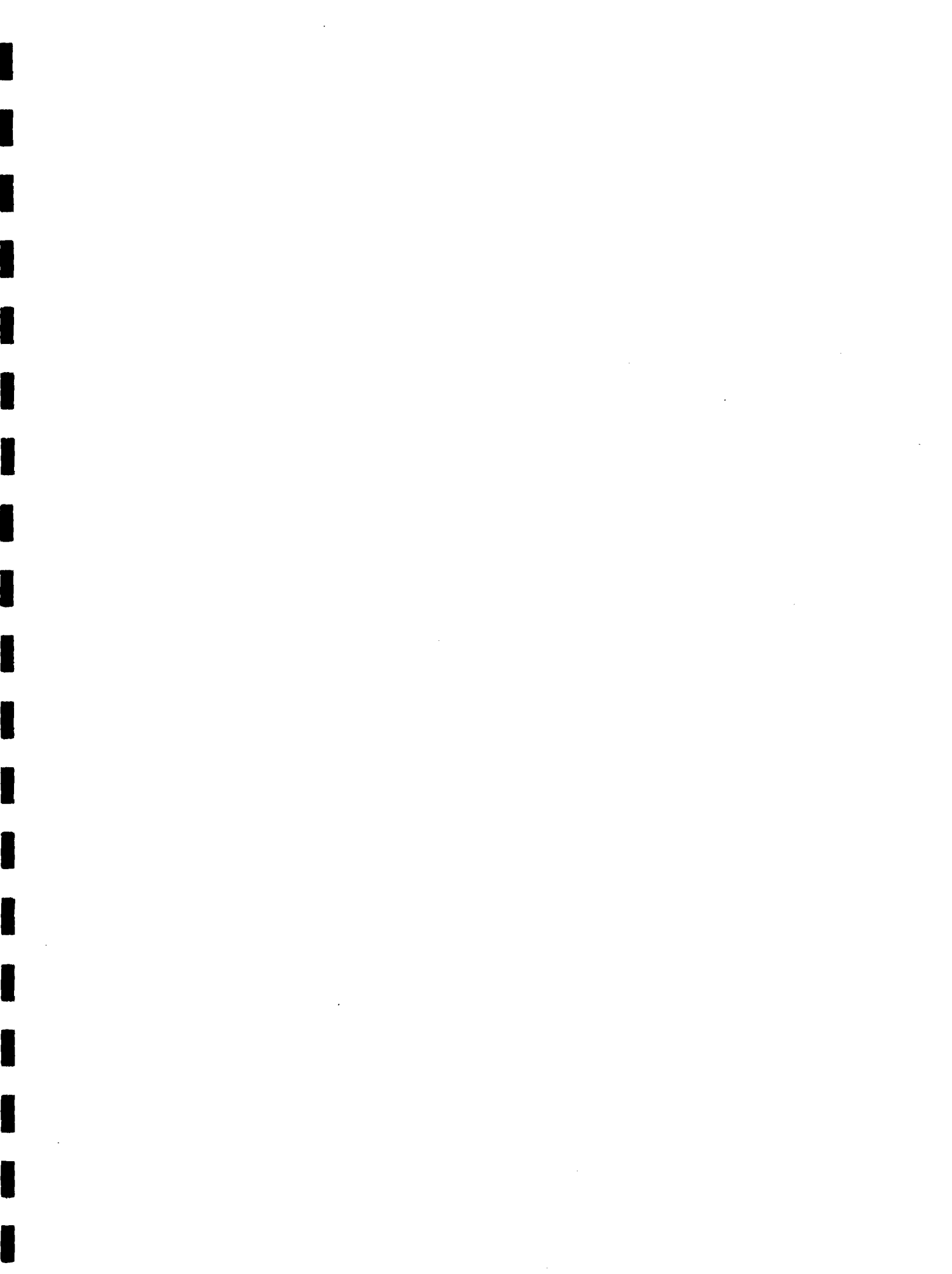
- la aplicación es relativamente simple, aún cuando el intervalo censal no sea un múltiplo de 5 años: el uso de tasas de crecimiento por edad elimina la necesidad de hacer ajustes complejos y/o laboriosos.
- es fácil de analizar la sensibilidad al error de este método y los resultados obtenidos arriba permiten cuantificar en alguna medida, los efectos que tienen las distintas fuentes de error que se presentan a menudo en los censos levantados en países en desarrollo.
- las condiciones de mortalidad que prevalecieron en el período intercensal, se derivan inmediatamente de los datos. No interviene el uso de las tablas modelos de mortalidad o otros 'parámetros', aunque cuando la mala declaración de edad o la cobertura diferencial de los censos, tiene mucho peso en las estimaciones, los modelos pueden ser útiles en el diagnóstico y corrección de los datos y estimaciones finales.

Otras conveniencias que vale la pena mencionar aquí, y las cuales el presente método tiene en común con los procedimientos convencionales basados en dos distribuciones por edad (procedimientos de estimación intercensal), son:

- los datos requeridos para su aplicación generalmente existen en los países en vías de desarrollo;
- Ningún supuesto sobre estabilidad de la población es necesario;
- los resultados pertenecen a un momento bien definido.

Entre las desventajas del método puede mencionarse la sensibili-

dad a la migración internacional, la cobertura diferencial de los censos y el hecho que no provee estimaciones de la mortalidad en la niñez. La dificultad principal con respecto al último punto, es la ausencia de una raíz por la población estacionaria en la forma del número de los nacimientos ocurridos en el período intercensal. Rara vez se dispone de buenas estimaciones de la tasa bruta de natalidad en países en desarrollo. Pero, el método de Preston descrito en el capítulo anterior puede, a veces, ayudarnos en este sentido, porque las estimaciones de las tasas brutas de natalidad obtenidas mediante ese método parecen bastante robustas.



Capítulo 5: ANALISIS DE LOS RESULTADOS DE LA APLICACION DE LOS
METODOS DE BENNET Y HORIUCHI, PRESTON, Y PRESTON Y
BENNET.

5.1 Introducción:

Un elemento indispensable en la planificación del desarrollo económico y social, lo constituye la información con respecto al fenómeno demográfico.

Entre la información básica necesaria sobre la población, puede mencionarse la composición por edad y sexo así como las tasas de fecundidad y mortalidad. Tal información es imprescindible para la formulación de planes de salud pública, educación, empleo y muchas otras funciones importantes del gobierno y de organizaciones particulares.

Sin embargo, en la mayoría de los países en desarrollo la información necesaria para obtener indicadores fidedignos sobre la población y su dinámica, es en general, notoriamente insuficiente, tanto en cantidad como en calidad.

Las fuentes de datos básicos en materia demográfica son los censos de población, las encuestas por muestreo y las estadísticas vitales. Como ya hemos visto en los países de escaso desarrollo, cada uno de ellos conlleva sus propios problemas en cuanto a errores de omisión, declaración de la edad y otras cosas por el estilo.

Ante tal situación se han creado una gran variedad de métodos indirectos, tales como los descritos en capítulos anteriores.

El presente capítulo tiene como propósito describir y analizar los resultados obtenidos de la aplicación de los 3 métodos que hemos presentado en los 3 capítulos precedentes, a datos de Honduras pertenecientes al período 1950 - 1974.

Los 3 métodos a que se hace referencia son: un método desarrollado por Bennett y Horiuchi destinado a medir el grado de cabalidad del registro de las muertes, un procedimiento propuesto por Preston para estimar la tasa de natalidad en el período intercensal así como un nivel de la mortalidad, y por último un método presentado por Preston y Bennett que tiene por objeto estimar un nivel de mortalidad adulta.

Sin embargo, antes de empezar con la exposición de la investigación propiamente tal, discutimos primero las fuentes de información más importantes que hemos utilizado en este trabajo.

5.2. Fuentes de Datos:

A continuación discutiremos en forma general, las fuentes de datos más importantes que hemos utilizado en este trabajo: las referencias detalladas puede encontrarse en la bibliografía. Las fuentes empleadas pueden clasificarse en:

- Censales,
- Estadísticas Vitales, y
- Estudios especiales.

5.2.1 Censales:

Los censos de población constituyen una fuente importante para la aplicación de métodos indirectos. Los tres métodos que forman el tema de este trabajo, tienen en común que entre otras cosas necesitan como información de entrada dos distribuciones por edad y sexo, provenientes de dos censos consecutivos.

La historia censal de Honduras se remonta hasta fines del siglo 18, desde entonces a la fecha se han levantado en total 18 censos de población, de los cuales el último se realizó en 1974 (Rincón y Camisa, 1981, pág. 3).

Recientemente la atención se ha centrado en los último 4 censos, o sea los de 1945, 1950, 1961, y 1974.

Este interés se explica por la gran importancia que tienen las proyecciones de población, las cuales actualmente tienen como punto de partida el año 1950 ^{25/}. De ahí surgieron los esfuerzos de compatibilizar dichos censos a fin de obtener bases para efectuar dichas proyecciones.

No obstante la gran tradición censal que tiene el país, los análisis que se han efectuado muestran grandes deficiencias en los datos recolectados en esos últimos censos.

A continuación discutimos algunos aspectos de los últimos 3 censos que son, entre otras cosas los que utilizaremos para comprobar el funcionamiento de las 3 técnicas a las que nos referimos arriba.

a. El censo de Población de 1950:

Carmen Arretx en su trabajo de proyecciones de la población de Honduras (C. Arretx, 1972), señaló, basándose en un examen de relaciones de supervivencia entre, por un lado los censos de 1945 y 1950 y, por otro, las de los censos de 1950 y 1961, que el censo de 1950 no es comparable con los de 1945 y 1961. Específicamente, ella concluyó que la población de 50 años y más está exagerada en el censo de 1950, mientras que en las edades jóvenes (0-40 años) el tipo de error parece ser una mayor omisión relativa a los censos de 1945 y 1961.

En este respecto parece interesante la observación que se encuentra en el resumen del censo de población de 1950:

"El grado de omisión fue relativamente moderado; sin embargo, en ciertas secciones urbanas y rurales alcanzó altos niveles. Se procedió a corregir la falta de enumeración total que se verificó en algunos pueblos y aldeas. Los ajustes de esta naturaleza no son numerosos. De 1333 598 habitantes enumerados efectivamente se pasó a una población de 1368 605, que consideran las tabulaciones finales." (Honduras Censo de Población 1950 Resumen, págs. 6 y 7).

^{25/} Este año fue proclamado por las Naciones Unidas como Año del Censo de las Américas.

Eliana B. Courtois en su trabajo final de investigación (1976) advirtió con respecto a esta corrección: "... se dedujo que se habían efectuado correcciones probablemente arbitrarias, lo que parece reflejarse en la pirámide de población..." (E.B. Courtois, 1976, pág. 10).

Dicha pirámide muestra una estructura envejecida en comparación con las de 1945 y 1961, esto es, el porcentaje de la población a partir de 40 años es mayor, mientras que en las edades menores el porcentaje es más bajo que en los censos de 1945 y 1961.

Ella probablemente alude a la posibilidad (real) que se haya incluido una gran proporción de las 35007 personas (la diferencia entre la población ajustada y la originalmente enumerada) en las edades mayores.

Otro punto que vale destacar aquí es la estimación de la omisión censal como aparece en el mismo resumen del censo de 1950 ya mencionado. Con base algunas fuentes de estadísticas demográficas se estimó que el tamaño de la población a la fecha del censo era aproximadamente de 1430000 habitantes. Esto significaría un grado de omisión menor de 7%, esto es:

$$\left[\left(1 - \frac{1333598}{1368605} \right) + \left(1 - \frac{1368605}{1430000} \right) \right] \times 100 = 2,56\% + 4,29\% = 6,85\% \text{ de omisión.}$$

Debe recordarse que 1333598 es el tamaño de la población originalmente enumerada, mientras que 1368605 representa el número de habitantes que figura en las tabulaciones finales (Honduras Censo de Población: Resumen, 1950).

Otra estimación importante del verdadero tamaño de la población a la fecha del censo de 1950, puede encontrarse en las proyecciones de población que hicieron Rincón y Gamisa (Vol. 1, 1981), en que los resultados del último censo (1974) fueron conciliados con los de los 2 censos precedentes (1950 y 1961 respectivamente).

Ellos llegaron a un total de 1399588 personas, lo que implica una omisión del orden de 2,2% con respecto al total que consideran las tabulaciones fina.

Entonces existe una discrepancia de 2% relativa a la estimación descrita arriba: (4,29% - 2,2%). Ya que en este trabajo utilizaremos los datos como han sido corregidos por Rincón y Camisa (1981), conviene tener presente esta diferencia en la interpretación de los resultados de la aplicación de los métodos de Bennett y Horiuchi, Preston, y Preston y Bennett.

El gráfico 1 da una idea sobre la naturaleza de las correcciones que se hicieron en el caso del censo de 1950. La función graficada es:

$$\frac{N(x,5) \text{ corregida}}{N(x,5) \text{ enumerada}} \quad (41)$$

Como se puede apreciar en el gráfico, se hicieron las correcciones conforme a los resultados que encontró C. Arretx (1967), o sea, una corrección muy fuerte a partir de la edad 45, y una corrección en sentido contrario en las edades jóvenes. Sin embargo, conviene tener presente que los resultados a las cuales se hacen referencia son relativos de un censo respecto al otro.

b. El censo de población de 1961:

El censo de 1961 es el único de los 3 considerados, que ha sido objeto de una evaluación directa post-censal a fin de estimar el grado de omisión censal. Dicha evaluación directa da un 5,3% de omisión (Zobel y Avila, 1962) estimación que no difiere significativamente del porcentaje que estimaron Rincón y Camisa (1981) y que es de un 5,6%.

En el gráfico 2 se muestran las correcciones hechas. Surge claro la no-comparabilidad de las enumeraciones originales de 1950 y 1961, eso es, por supuesto, suponiendo que las correcciones introducidas sean correctas.

c. El censo de población de 1974:

Contrariamente a lo que se esperaría, el censo de 1974 presentó una omisión considerablemente mayor que los 2 anteriores: las estimaciones varían entre un 8,4% (E.B. Courtois, 1976) y 10,4% (M. Rincón y Z. Camisa, 1981).

Pop. Corregida entre Pop. Censada
por sexo y grupos de edades, 1950.

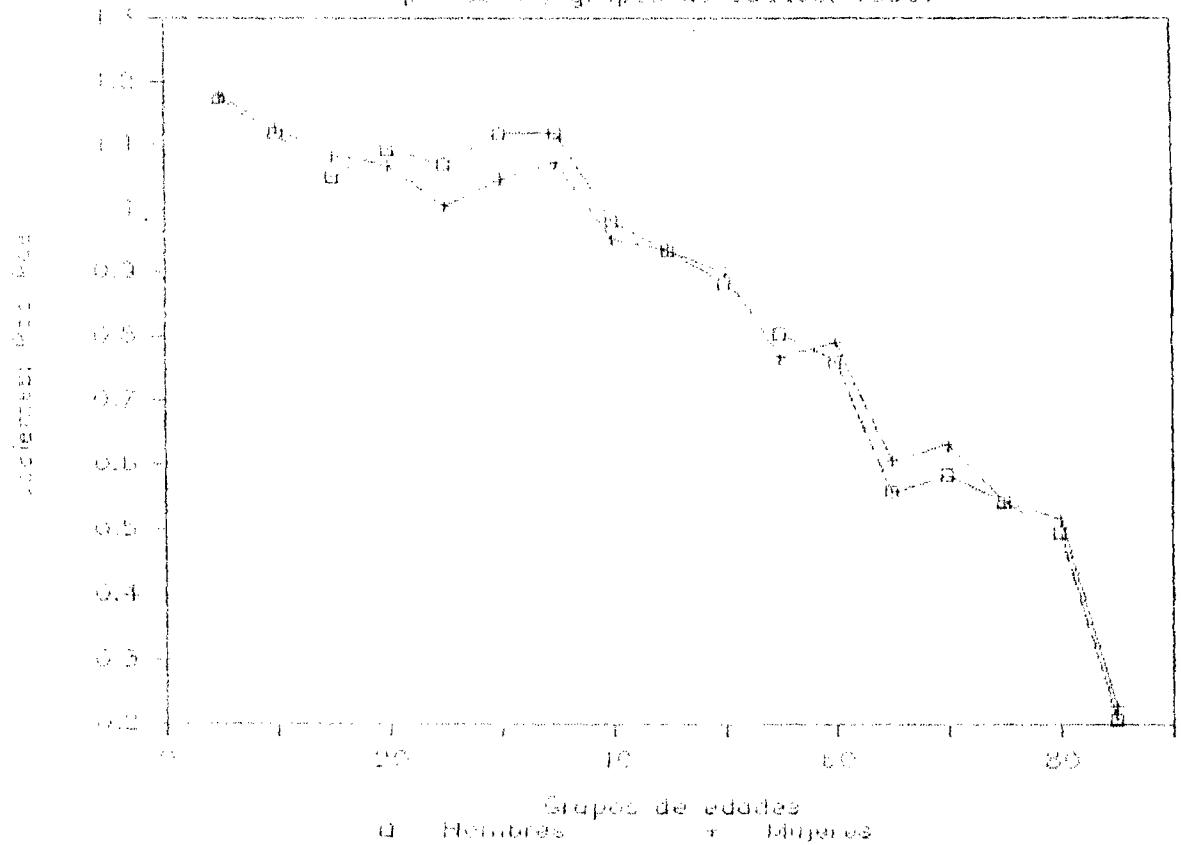
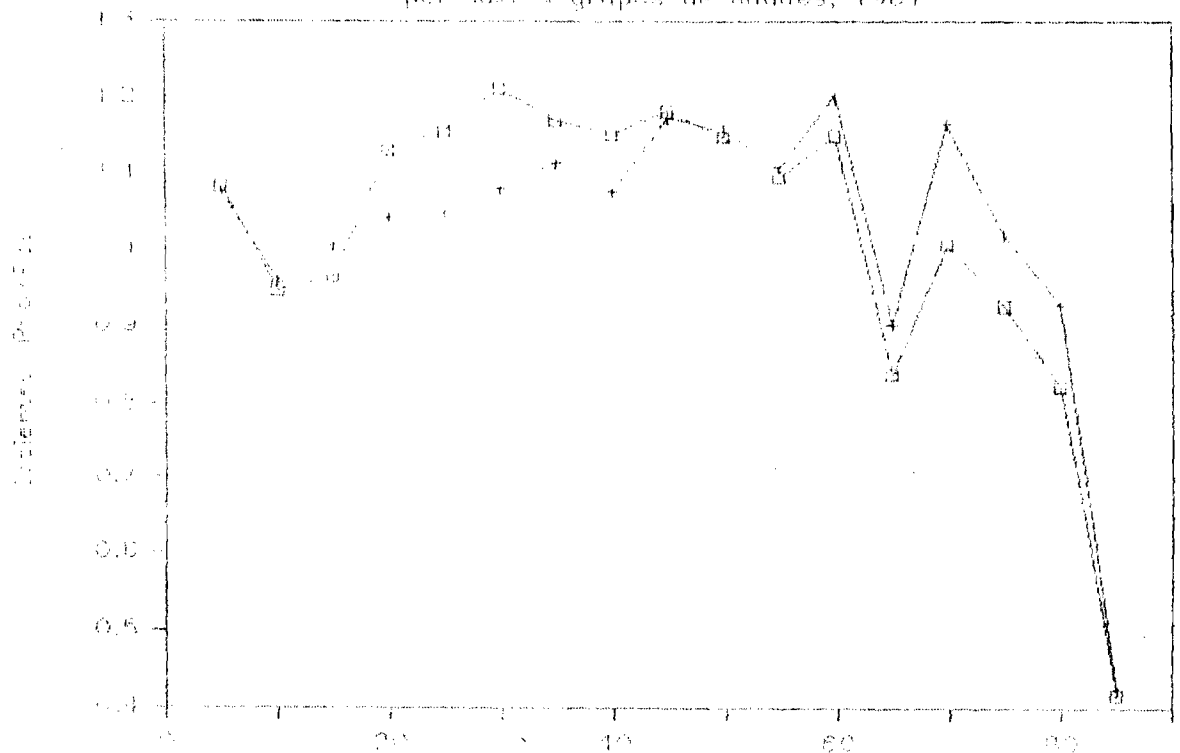


Gráfico 2

Pop. Corregida entre Pop. Censada
por sexo y grupos de edades, 1961



Este fenómeno de un desmejoramiento en cuanto a la omisión de los censos levantados alrededor de 1970 relativo a los de la década anterior, se comprobó también en otros países. Por ejemplo en Guatemala en que la omisión del censo de 1973 fue sustancialmente mayor que en el censo de 1964 (J. Chackiel, 1976).

Con respecto al patrón de la omisión por sexo y edad, aceptando la bondad de las correcciones que hicieron Rincón y Camisa, se observa en el gráfico 3 una omisión apreciable en el grupo de 0-4 años que parece ser igual para ambos sexos. Sorprendentemente esa omisión no fue tan manifiesta en el censo de 1961, aunque es un hecho corriente en los censos.

Se advierte además, tanto en el censo de 1961 como en el de 1974, una mayor omisión en la población masculina en las edades adultas jóvenes (15-45 años), fenómeno que es responsable por el hecho que en los tres censos considerados el nivel de omisión es más alto para los hombres que para las mujeres ^{26/}.

La omisión en esas edades puede atribuirse a:

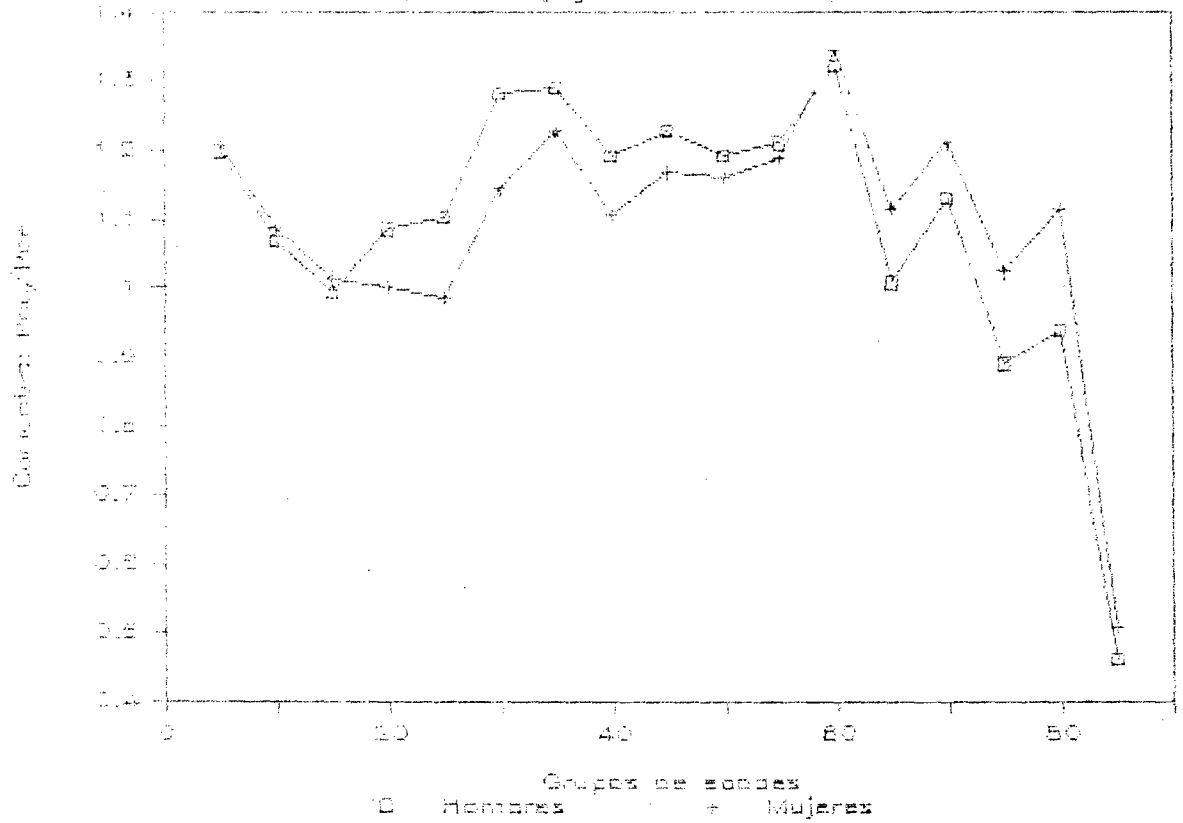
- Movimientos migratorios sobre los que no se dispone de información acerca de su magnitud y estructura;
- Omisión diferencial de hombres de esas edades que puede ser explicada por la importante proporción de solteros en esas edades en combinación con el hecho de que esos individuos desarrollan a menudo determinadas actividades que hace difícil su captación durante el empadronamiento censal. (Seminario sobre...., 1972, pág. 397).

Eliana B. Courtois (1976, pág. 53) encontró que en el censo de 1961 los grupos de edades 5-9 y 10-14 están sobreenumerados: esto se advierte también en el gráfico 2. En general se considera que dichos grupos son los mejor enumerados pero aparentemente puede suceder también que se presente una sobreestimación atribuible, en parte a la mala declaración de edad.

^{26/} Si bien a partir de la edad 60 la omisión es aparentemente mayor para las mujeres, esto no tiene tanto peso como en las edades más jóvenes por el número pequeño de personas en las edades avanzadas.

Gráfico 3

Pob. Corregido entre Pob. Censada
por sexo y grupos de edades, 1974.



Luego, surge de los gráficos a los que nos referimos, que los errores en la declaración de las edades, no son sustancialmente diferentes entre ambos sexos. Una pequeña excepción se da en el censo de 1974 en la población femenina entre los 15 y 24 años. E.B. Courtois llamó también la atención a ese hecho: "Se advierte además un aparente rejuvenecimiento en la población femenina, ya que la omisión de mujeres entre los 15 y 24 años es baja (hasta pueden estar sobreenumeradas), mientras que es mayor en los grupos de edades siguientes." (E.B. Courtois, 1976, pág. 53).

Finalmente se nota una sobreestimación considerable en las edades más avanzadas. El hecho que se encuentran tantas personas en las edades mayores no puede explicarse completamente por un envejecimiento de la población. Más bien se explica este fenómeno por la tendencia conocida de la exageración de la edad en esas edades. Las correcciones hechas podrían parecer exageradas pero se debe tener en cuenta que el número de personas en esas edades es bastante pequeño: por lo tanto, un traslado de un número de personas pequeño a un grupo de edad mayor conduciría a un aumento sustancial del porcentaje.

Podemos concluir que los resultados respecto de la omisión censal y las correcciones resultantes son bastante coherentes aunque se debe tener en cuenta que no son completamente independientes los estudios mencionados (por ej. tanto el trabajo de E.B. Courtois como el de Rincón y Camisa se apoyan en parte en el estudio de C. Arretx).

5.2.2. Las Estadísticas Vitales:

Para los propósitos de este trabajo nos interesa particularmente el registro de las defunciones. Así como en el caso de los censos, Honduras tiene una historia larga en cuanto al registro de las muertes (desde el año 1881), pero aquí también persisten deficiencias serias en las defunciones registradas.

En la "Monografía de la población de Honduras" se mencionan algunas causas de la baja calidad del registro de hechos vitales que vale la pena repetir acá:

1. "En términos de las bases legales del Sistema de Estadísticas Vitales, no existen normas de coacción o estímulo, recolección o ejecución, supervisión y evaluación, sobre la información a recolectar, y cuando existen, no se dispone de los medios de implementación.

2. De acuerdo con la organización de un Sistema de Estadísticas Vitales se observa falta de coordinación entre el organismo recolector (Oficinas de Registro Civil), el procesador (DGEC) y el usuario de los datos. Asimismo se encuentran dificultades que surgen en el procesamiento de las Estadísticas Vitales.

3. Teniendo en cuenta la función del registro se encuentran como obstáculos la dispersión de la población residente en el área rural, inaccesibilidad a los lugares de registro, inscripción tardía de los hechos, bajos niveles educativos, y desconocimiento de la importancia de los registros vitales.

4. En cuanto a personal se tienen bajos niveles de capacitación técnica y motivacional en las personas encargadas de elaborar los registros.

5. En lo concerniente a financiamiento se detecta falta de apoyo económico y administrativo para tales funciones por parte del estado.

6. Por parte de la colectividad, falta de motivación para la inscripción de hechos vitales, así como de promoción del registro por parte de las autoridades." (Secretaría Técnica del CONSUPLANE, 1984, pág. 4)

No debe sorprender entonces, que en las diferentes evaluaciones que se hayan realizado hasta el momento, se encontraron altos grados de omisión. C. Arretx encontró, aplicando la ecuación compensadora entre la población total de 1951 y 1961, un porcentaje de omisión de 51 (C. Arretx, 1972, Anexo 2).

Posteriormente, Ortega y Rincón encontraron con base en la información recolectada en la EDENH, un grado de omisión de 43,7%. Llegaron a este porcentaje comparando la tasa bruta anual de mortalidad obtenida de los resultados de la EDENH con la proveniente de los registros vitales.

Esta estimación se refiere aproximadamente al año 1971 (EDENH, Fascículo 4, 1975).

Más tarde, en 1980, K. Hill estimó, utilizando técnicas indirectas de medición la omisión en los registros de defunciones en un 20% para el período intercensal 1961-1974.

La monografía, ya mencionada, acepta basándose en los resultados descritos arriba, un porcentaje de subregistro que varía entre 40 y 50 por el período 1951-1974, rechazando con esto la estimación de Hill.

Sin embargo, en 1982 Rincón encontró porcentajes de omisión muy parecidos a los estimados por Hill. A continuación presentamos los porcentajes estimados por Rincón:

Año	Sexo	
	Hombres	Mujeres
	% de omisión	% de omisión
1945	18,3	15,9
1961	29,2	23,3
1974	15,8	17,8

- Fuente: M. Rincón, 1982, pág. 57.

Debemos destacar que estos porcentajes de omisión de las defunciones, se refieren a la población de 5 años y más.

Con motivo de sobredichos resultados queremos destacar 2 puntos acá:

1. Tanto Hill como Rincón usaron técnicas indirectas de estimación. Dichas técnicas estiman la omisión en los registros de defunciones relativo a los datos provenientes de un censo, que a su vez pueden sufrir una omisión fuerte (véase p.ej. el párrafo anterior). Para obtener una idea de la verdadera omisión en los registros vitales, debiera sumarse el porcentaje de la omisión censal a estos resultados.

2. Los métodos indirectos que utilizaron Hill y Rincón no son aptos para estimar el grado de cabalidad de los registros de defunciones, incluyendo la población menor que 5 años. Pero, exactamente en estas edades la omisión suele ser muy grande. En la EDENH p.ej. el subregistro estimado para las defunciones menores de un año es de un 68,8%, mientras que el subregistro de las muertes de 1-4 años por lo menos alcanzó un 50,3% (Rincón, 1982). De hecho, suponiendo que dichos porcentajes han permanecido constantes durante el período 1930-1974 y aceptando la omisión de las muertes de personas de 5 años y más como estimado mediante las técnicas indirectas, Rincón llegó a las siguientes tasas brutas de mortalidad:

Año	Observadas <u>a/</u>	Corregidas <u>b/</u>
1945	16,72	30,0
1961	9,67	18,6
1974	7,46	13,4

- Fuente: M. Rincón, 1982, pág. 3.

a/ Tasas calculadas a partir de las estadísticas vitales y los censos de población sin corregir.

b/ Niveles derivados de las tasas de mortalidad corregidas conforme los resultados (% de omisión y supuesto de constancia durante el período considerado) indicados arriba.

Comparando entonces estas tasas brutas de mortalidad, se llega a los siguientes porcentajes de omisión:

$$\begin{array}{l}
 1945 \quad \left(1 - \frac{16,72}{30,00}\right) \times 100 = 44,27 \\
 1961 \quad \left(1 - \frac{9,67}{18,60}\right) \times 100 = 48,01 \\
 1974 \quad \left(1 - \frac{7,46}{13,40}\right) \times 100 = 44,33
 \end{array}$$

De esto se deduce que las estimaciones de Hill y Rincón no sean necesariamente incompatibles con las de la EDENH y C. Arretx, y que la discrepancia probablemente se debe a las 2 consideraciones expuestas arriba. Más adelante veremos otra indicación que parece sostener esta hipótesis.

5.2.3 Estudios Especiales

En este trabajo empleamos los censos corregidos y los saldos migratorios netos, como aparecen en la obra de Zulma C. Camisa y Manuel J. Rincón: Honduras, Proyecciones de Población, Vol. 1, San José-Costa Rica, 1981, por el hecho que al momento de escribir esta tesis dicho trabajo era la última publicación en que se han efectuado estas correcciones, incorporando los resultados de muchos estudios realizados sobre la situación demográfica de Honduras.

Para la aplicación del método de Preston se necesita una estimación de la probabilidad de sobrevivir hasta la edad 5 de un recién nacido, $p(0,5)$. Para el período 1961-1974 adoptamos la estimación con base en información retrospectiva sobre hijos nacidos vivos e hijos sobrevivientes declarados por las madres, como aparece en el fascículo 4 (mortalidad) de la EDENH (Ortega y Rincón, 1975, pág. 23): $p(0,5) = 1 - q(0,5) = 1.0,2003 = 0,7997$.

Sin embargo, este valor se refiere a ambos sexos. Para separar esta estimación en valores para cada sexo aparte, hicimos los siguientes pasos:

1. Primero calculamos valores de $p(0,5)$ correspondiente a ambos sexos en el modelo Sur de Coale-Demeny para encontrar 2 niveles entre los cuales se encuentra el valor de $p(0,5)$. Así llegamos a los siguientes valores:

$$\text{Nivel 14, Sur} \text{ ----} 0.78991 \times 0,512 + 0,80326 \times 0,488 = 0,79642$$

$$\text{Nivel 15, Sur} \text{ ----} 0.80983 \times 0,512 + 0,82308 \times 0,488 = 0,81629$$

Entonces, tenemos: $0,79642 < 0,7997 < 0,81629$.

2. Con estos valores, calculamos factores de ponderación:

$$\frac{0,7992 - 0,79642}{0,8163 - 0,79642} = 0,16507 \text{ y } 1 - 0,16507 = 0,83493$$

llegando así a estimaciones de $p(5)$ para cada sexo por separado:

$$p(5) \text{ (hombres)} = 0,7932$$

$$p(5) \text{ (mujeres)} = 0,80653$$

Si hubieramos interpolado en el modelo Oeste (entre los niveles 12 y 13) en vez de en el modelo Sur, las estimaciones serían: $p(5) = 0,79000$ y,

$$p(5) = 0,80989 \text{ para los hombres y mujeres respectivamente.}$$

De esto se infiere que, por lo menos en cuanto a las estimaciones de $p(5)$, la opción entre los modelos Oeste y Sur no sesgaría los resultados en forma significativa.

Para el período 1950-1961 no se dispone de estimaciones de $p(5)$ que refieren aproximadamente a la mitad del intervalo censal. Hicimos varias interpolaciones (lineales) pertenecientes a ese período, pero encontramos un gran variabilidad: los valores difieren, para los hombres, de $p(5) = 0,69$ a $p(5) = 0,737$ y, para las mujeres de $p(5) = 0,707$ a $p(5) = 0,754$.

Decidimos entonces graficar todas las estimaciones de $p(5)$, por sexo, pertenecientes al período 1950-1974, y ajustamos (método de Wald) una recta. Así llegamos a una estimación de 0,73 para los hombres y 0,74 para las mujeres.

Este procedimiento es, por supuesto, muy burdo principalmente en vista del hecho de que la mortalidad en la niñez bajó muy rápido (volveremos a discutir este punto más adelante), especialmente en la década del '50, período a que corresponden las estimaciones que se buscan.

Sin embargo, exactamente esa fue una consideración importante para aceptar, provisionalmente, estos valores altos de $p(5)$. Además, el método de Preston parece dar estimaciones de \underline{b} , la tasa bruta anual de natalidad, bastante robustas en la mayoría de los errores típicos que se suele encontrar en los censos pero errores en la estimación de $p(5)$ repercuten de un modo sistemático en el valor de \underline{b} . Específicamente, la sensibilidad del valor estimado de \underline{b} , a errores en la estimación de $p(5)$ puede ser expresada como: la estimación de \underline{b} es inversamente proporcional a la de $p(5)$.

Entonces, cuando encontramos una b que al parecer es muy baja, podemos suponer que esto puede atribuirse, en parte a que hemos elegido valores de $p(5)$ demasiado altos (y al revés). Queremos destacar con énfasis que esto no debería significar que se debe buscar un valor de $p(5)$ que da una b satisfactoria (lo que sería igual a adaptar los resultados a lo que sea conveniente para el investigador), si no más bien que debemos tener presente esas posibilidades en la interpretación de los resultados obtenidos.

Concerniente al resto de los estudios especiales, fuera de los que ya mencionamos, merecen la atención algunos estudios de índole metodológico. En cuanto a las técnicas de Bennett y Horiuchi, y de Preston, las publicaciones que hemos empleado con mayor frecuencia son:

1. No. 35 de 'Notas de Población', Agosto, 1984.
2. No. 37 de 'Notas de Población', Abril, 1985.
3. Las tesis de grado de D.L. de Lera y V. García, Santiago, Chile, Diciembre, 1984.

- ad 1. En este número aparecen las descripciones de dichas técnicas.
- ad 2. En este número figuran los principales resultados obtenidos de las tesis mencionadas bajo el punto 3.
- ad 3. Son investigaciones al funcionamiento de los métodos de Bennett y Horiuchi y de Preston respectivamente, a datos sin errores y a datos artificialmente distorsionados, es decir, introduciendo errores típicos (frecuentemente encontrados en los censos de América Latina) uno a uno.

Respecto al método de Preston y Bennett, hemos utilizado principalmente dos publicaciones:

- La descripción original del método que aparece en 'Population Studies', Vol. 37 (1), March 1983; y,
- Manual 10, Indirect Techniques for Demographic Estimation, Chapter 9 Section D, 1983; en la cual se dan tanto una descripción (breve) del método como algunas aplicaciones a datos reales.

Otras publicaciones usadas (de menor importancia para este trabajo) las mencionaremos en sitio oportuno.

5.3 Aplicación del Método de Preston y Bennett:

5.3.1 Procedimiento del Cálculo:

Decidimos aplicar primero este método para ver si podemos lograr tablas (modelos) de mortalidad con base en los niveles de mortalidad adulta estimados que pudieran servir como estándar en la aplicación del método de Preston.

Otra consideración importante fue que, como los resultados suministrados por el método de Preston, la estimación del nivel de la mortalidad obtenida a través de la aplicación del procedimiento de Preston y Bennett, pertenecen al mismo momento, esto es, la mitad del intervalo intercensal.

Finalmente, una serie consistente de niveles de mortalidad obtenida mediante la aplicación del método en estudio, da confianza en la tabla modelo de vida así estimada en cuanto a su capacidad de reflejar bien la estructura de la mortalidad que prevaleció en el período intercensal. Así se hace posible plantear la hipótesis que el valor de K (estimado con el método de Preston) será muy próximo a la unidad, al usar dicha tabla modelo como estándar. Entonces, de esta manera, se puede juzgar en forma optima la coherencia de las estimaciones así obtenidas.

A continuación indicaremos los pasos seguidos en el procedimiento de cálculo.

1. Ajuste para los efectos de saldos netos migratorios:

Los métodos cuya aplicación hace el objeto de este trabajo comparten con otros métodos de estimación intercensal la sensibilidad al fenómeno de la migración intercensal.

Los saldos netos migratorios afectan principalmente las tasas de crecimiento por edad; los sesgos que puede introducir este fenómeno sobre las estimaciones, están descritos en forma detallada en los capítulos anteriores (2, 3 y 4). Por lo tanto, si la migración externa tiene un tamaño significativo, se hace necesario un ajuste previo de la información.

Desgraciadamente la migración es el componente de cambio demográfico cuyos datos son los de peor calidad en comparación con la mortalidad y la fecundidad. Las fuentes de información con respecto a ese fenómeno, si existen en un país, suelen adolecer de un alto grado de omisión y además, la información proveniente de ellas es a menudo de muy mala calidad.

El caso de Honduras no constituye una excepción a esa regla. Debido a la escasez de la información confiable, sólo es posible determinar la existencia y dirección de los flujos migratorios con cierta seguridad. Sin embargo, no es así en cuanto a su magnitud y menos aún con respecto a la incidencia por edad.

En vista de estas consideraciones hicimos una operación, necesariamente cruda, para cerrar las poblaciones (corregidas) de 1961 - para las estimaciones del periodo 1950 - 1961 - y de 1974, para las estimaciones perteneciendo al segundo periodo: 1961 - 1974.

En primer instancia calculamos relaciones de supervivencia para llevar los saldos migratorios netos correspondientes a los periodos 1950 - '55 y 1955 - '60, al año 1961. Utilizamos el modelo Sur, nivel 10^{27/} de las Tablas Modelo de Coale-Demeny, para efectuar esta operación. El procedimiento y los valores obtenidos se presentan en el cuadro 1.

^{27/} Existen indicaciones que el modelo Sur es el que refleja mejor la estructura de la mortalidad en Honduras. Volveremos con este asunto en la discusión de los resultados. El nivel 10 parece aproximar bastante bien el promedio de los niveles estimados en varios estudios importantes que se tratan (entre otras cosas) de la mortalidad en Honduras en ese periodo: C. Arretx (1967 y 1972), E.B. Courtois (1976), K. Hill (1980), M. Rincón y Z. Camisa (1981) y M. Rincón (1982).

Cuadro 1

CALCULO DEL EFECTO TOTAL DE LA INMIGRACION EN EL PERIODO 1950 - 1961.

Periodo y sexo	Saldo Neto de migración internacional	Relación de Supervivencia	Efecto de la migración hasta el Año 1961
1950 - '55			
Hombres	8614	0.84813 <u>a/</u>	7289
Mujeres	8578	0.85015 <u>a/</u>	7293
1955 - '60			
Hombres	8614	0.93284 <u>b/</u>	8035
Mujeres	8578	0.93461 <u>b/</u>	8017
1960 - '61			
Hombres	861 <u>c/</u>	0.98916 <u>d/</u>	852
Mujeres	895 <u>c/</u>	0.98946 <u>d/</u>	886

a/ Probabilidad de que la población total sobreviva 8,5 años, obtenida mediante interpolación lineal dentro de las Tablas Modelo de Vida de Coale-Demeny, Familia Sur, Nivel 10.

b/ Probabilidad de que la población total sobreviva 3,5 años, obtenida mediante interpolación lineal dentro de las Tablas de Coale-Demeny, Modelo Sur, Nivel 10.

c/ $0,2 \times$ "multiplicado por" (saldo migratorio neto de 1960 - 1965).

d/ Probabilidad de que la población total sobreviva 0,5 años, obtenida mediante interpolación lineal en las Tablas Modelo de Coale-Demeny, Modelo Sur, Nivel 10.

- Fuentes: - M. Rincón y Z. Camisa, Honduras; Proyecciones de población,
Vol. 1, Pág. 29, 1981
- Tablas Modelo de Vida de Coale-Demeny, 1966.

Después de haber multiplicado el saldo neto migratorio total con las propias relaciones de supervivencia, se distribuyó los totales resultantes sobre los distintos grupos quinquenales de edad, manteniendo la misma estructura que los totales originales. Restando luego los resultados de la población corregida de 1961, se obtuvieron las poblaciones corregidas y cerradas (como figuran en los cuadros 3 y 4, columna 3).

Para el período 1961 - 1974 efectuamos una operación similar: se restaron los totales del período 1960 - '65 ^{28/} de los pertenecientes a los períodos 1965 - '70 y 1970 - '75 ^{28/} combinado. El resultado fue distribuido sobre los períodos 1965 - '70 y 1970 - '74 de acuerdo con la proporción de los totales originales y, luego, fueron llevados al año 1974 usando las relaciones de supervivencia $T(6,5)/T(0)$ y $T(2)/T(0)$ respectivamente. Estas relaciones de supervivencia las sacamos del modelo Sur, nivel 14 (este nivel se acerca más a los niveles estimados en estudios anteriores ya mencionados).

Los términos resultantes se distribuyeron, manteniendo el patrón original, sobre los grupos quinquenales de edad (véase el cuadro 2). Finalmente sumamos los saldos migratorios netos por edad así obtenidos, a la población corregida de 1974; el resultado aparece en los cuadros 5 y 6 (columna 3). Se presentan los pasos seguidos (en forma resumida) así como los valores obtenidos, en el cuadro 2.

^{28/} 0,8 * (totales de estos períodos).

Cuadro 2

CALCULO DEL EFECTO TOTAL DE LA MIGRACION INTERNACIONAL EN EL
PERIODO 1961-1974

Periodo y sexo	Saldo Neto de Migración	Relación de Supervivencia	Efecto de la mi- gración hasta el Año 1974
1965 - '70			
Hombres	42211 <u>a/</u>	0,89245 <u>b/</u>	37671
Mujeres	38711 <u>a/</u>	0,89674 <u>b/</u>	34714
1970 - '75			
Hombres	16743 <u>a/</u>	0,96528 <u>c/</u>	16162
Mujeres	17394 <u>a/</u>	0,96671 <u>c/</u>	16815

a/ Estos valores fueron calculados de la manera indicada abajo: Suponiendo una distribución igual de los migrantes sobre cada año, se hicieron las siguientes operaciones:

Hombres: $0,8 \times 4307 = 3446$ ($0,8 \times$ saldo migratorio neto de 1960 - '65)
 $0,8 \times 22152 = 17722$ ($0,8 \times$ saldo migratorio neto de 1970 - '75).

Después, sumando los totales de los emigrantes correspondientes a los periodos 1965 - '70 y 1970 - '74, o sea, $44678 + 17722 = 62400$ y, luego restando los inmigrantes del periodo 1961 - '65 del total de la emigración que hubo en el periodo 1965 - '74, se obtiene: $62400 - 3446 = 58954$. Este valor lo distribuimos sobre las épocas 1965 - '70 y 1970 - '74 conforme a la distribución original, esto es: $(44678/62400) \times 58954$ y $(17722/62400) \times 58954$, obteniendo así los valores que aparecen en el cuadro 2. El mismo procedimiento se aplica a la población femenina.

b/ Probabilidad de que la población total sobreviva 6,5 años, obtenida mediante interpolación lineal en las Tablas Modelo de Vida de Coale-Demeny, Familia Sur, Nivel 14.

c/ Probabilidad de que la población total sobreviva 2 años, obtenida mediante interpolación lineal en las Tablas Modelo de Vida de Coale-Demeny, Modelo Sur, Nivel 14.

Fuentes: - M. Rincón y Z. Camisa, Honduras: Proyecciones de Población, Vol. 1, pág. 30, 1981

- Tablas Modelo de Vida de Coale-Demeny, 1966.

La crudeza de las operaciones efectuadas arriba, p. ej. el no considerar la mortalidad entre los (in-)migrantes del periodo 1960 - '65 (en el segundo periodo: 1961 - 1974), el uso de solo un nivel de mortalidad para el periodo entero y el no llevar los saldos netos migratorios a la fecha exacta de los censos de 1961 y 1974, puede justificarse algo considerando que los datos usados son ya de por sí aproximaciones crudas: un refinamiento en los cálculos no podría mejorar la información básica. No pretendemos ser exactos con estas estimaciones del efecto de la migración en los periodos en estudio. Debe tenerse entonces muy en cuenta la probable mala calidad de ellas en la interpretación de los resultados.

2. El cálculo de las tasas de crecimiento por edad:

Las tasas de crecimiento experimentadas por cada grupo quinquenal de edad, $r(x,5)$, fueron calculadas como:

$$r(x,5) = \frac{\ln N(x,5,t+h) - \ln N(x,5,t)}{h} \quad (22)$$

siendo: $N(x,5,t)$ = el número de personas con edades entre x y $x+5$ en el momento t (el primer censo); y, h = la amplitud del periodo intercensal expresado en un número exacto de años.

Cabe señalar que ambas distribuciones por edad, deben compartir el mismo intervalo abierto, $A+$. Aquí hemos elegido como punto inicial del intervalo abierto la edad 75 ($A=75$).

3. El cálculo de la población media:

Dado que las tasas de crecimiento por edad, así como las estimaciones finales están referidas a la mitad del intervalo intercensal, buscamos una distribución por edades de la población que también se refiere a ese momento. Por razones expuestas en el capítulo 4 (Parte 2), estimamos esta distribución mediante la siguiente fórmula:

$$\bar{N}(x,5,t/2) = \frac{N(x,5,t+h) - N(x,5,t)}{r(x,5) \cdot h} \quad (12)$$

donde $\bar{N}(x,5,t/2)$ es el número promedio de años-vividos en un grupo quinquenal de edad $(x,5)$ en el período intercensal. Los otros términos ya han sido definidos anteriormente.

4. Cálculo del factor de expansión, $R(x)$:

En el cálculo de la función $L(x,5)$, que representa el tiempo vivido o número de años-personas vividos por la generación de la tabla de vida que se busca entre las edades \underline{y} e $\underline{y+5}$, se necesita el factor:

$$\exp \left[5 \times \sum_{x=0}^{y-5} r(x,5) + 2,5 \times r(y,5) \right] \quad (42)$$

La expresión entre paréntesis la hemos llamado $R(x)$, el factor de expansión. Este factor no puede calcularse cuando $y=0$ (el valor de $L(0,5)$ se estima de otra manera, véase paso 5). Cuando $\underline{y}=5$, $R(x)$ se reduce a: $2,5 \times r(5,5)$ y cuando \underline{y} toma, p.ej., el valor 20, $R(x) = 2,5 \times r(20,5) + 5 \times [r(5,5) + r(10,5) + r(15,5)]$.

El último valor que figura en los cuadros 3 y 6 (columna 7), es:

$$R(x) = 2,5 \times r(70,5) + 5 \times \sum_{x=5}^{y=65} r(x,5). \quad (32)$$

5. Reducción de la distribución por edades de una población estacionaria:

Todos los valores de $L(x,5)$ a partir de la edad 5 fueron calculados como:

$$\begin{aligned} \hat{L}(x,5) &= N(x,5,t/2) * \exp[R(x)] \\ \text{col. (8)} &= \text{col. (5)} * \exp[\text{col. (7)}] \end{aligned} \quad (30)$$

Ya hemos visto que no es posible estimar el valor de $L(0,5)$ de esta manera. Preston y Bennett (1983, nota 5, pág. 94) han propuesto calcular este valor, necesario para obtener una estimación de $e^{\circ}(5)$, la esperanza de vida a la edad 5, de la siguiente manera:

$$\hat{L}(0,5) = N(0,5,t/2) * \exp[-2,5 * r(0,5)] \quad (43)$$

Los valores de $l(x)$, el número de personas que sobreviven desde el nacimiento hasta la edad exacta x , se estimaron como:

$$\hat{l}(x) = \frac{L^{\wedge}(x,5) + L^{\vee}(x-5,5)}{10} \quad y, \quad (44)$$

$T(x)$, el tiempo vivido total entre las edades x y ω , calculamos como:

$$T(x) = \sum_{x=x}^{\omega} L(x,5) \quad (45)$$

Sin embargo el último valor de $T(x)$, $T(U)$ ($U=70$ años en este caso, es decir, 5 años menor que la edad con que comienza el intervalo abierto), se calculó como $l(U) * e^{\circ}(U)$, donde $e^{\circ}(U)$ fue estimada de la manera indicada por los autores, o sea, aplicando, en forma iterativa las fórmulas:

$$e^{\circ}(U) = \exp[\hat{y} * r(U+)] * N(U+)/N(U) \quad (35)$$

$$y, \quad \hat{y} = e^{\circ}(U) * \{0,802 - 0,0106 * e^{\circ}(U) - 1,34 * r(U+)\} \quad (36)$$

(véase el capítulo 4 para una explicación más amplia).

Damos un ejemplo acá para ilustrar el procedimiento; elegimos la población masculina en el período 1950 - 1961:

Para poder calcular la ecuación (35) necesitamos los valores de $r(U+)$, $N(U+)$ y $N(U)$. Ya que el intervalo abierto comienza con la edad 75, el valor de U es 70.

$$\rightarrow r(u+) = \ln \left[\frac{N(70+, 1961)}{N(70+, 1950)} \right] / 10,83 = \ln \left[\frac{9331}{6808} \right] / 10,83 = 0,02931$$

$$\rightarrow N(u+) = 4268 + 3738 = 8006 \text{ (pobl. media de 70 años y más)}$$

$$\rightarrow N(u) = \left[\bar{N}(70,5) \cdot \exp(2,5 \times r(70,5)) + \bar{N}(65,5) \cdot \exp(-2,5 \times r(65,5)) \right] / 10 = \\ \left[4268 \times \exp(2,5 \times 0,03736) + 7272 \times \exp(-2,5 \times 0,0439) \right] / 10 = 1120$$

Adoptamos como valor inicial de \hat{y} , ($\hat{y} = 5,5$), entonces se tiene:

$$\hat{e}(u) = \exp \left[5,5 \times 0,02931 \right] \times 8006 / 1120 = 8,4$$

Sustituyendo $\hat{e}(u) = 8,4$ en la ecuación (36) se llega a:

$$\hat{y} = (0,802 - 0,0106 \times 8,4 - 1,34 \times 0,02931) \times 8,4 = 5,66$$

Sustituimos $\hat{y} = 5,66$ en la ec. (35), se obtiene una nueva estimación de $\hat{e}(70)$, o sea $\hat{e}(70) = 8,44$. Este valor se sustituye otra vez en la ec. (36) y así sucesivamente. El valor finalmente adoptado de $\hat{e}(70)$ es 8,45. Rara vez este procedimiento exige más que 4 iteraciones.

Repetimos este ejercicio con el procedimiento propuesto en el Manual X (1983, pág. 219). Los resultados que obtuvimos son:

- Período 1950 - '61, pobl. masculina: $\hat{e}(70) = 8,31$
pobl. femenina: $\hat{e}(70) = 8,75$
- Período 1961 - '74, pobl. masculina: $\hat{e}(70) = 8,37$
pobl. femenina: $\hat{e}(70) = 8,90$

A continuación presentamos un ejemplo de los cálculos que hicimos para obtener los valores de $\hat{e}(70)$ mediante la aplicación de dicho procedimiento. Otra vez elegimos la población masculina del período 1950 - 1961.

$$R(u)_{65} = R(70) = \rho(70) + 5 \times \sum_{y=5}^{65} r(y,5) ; \\ 5 \times \sum_{y=5}^{65} r(y,5) = 5 \times 0,4175 = 2,087$$

$$\rho(70) = a(70) + b(70) \times r(10+) + c(70) \times \ln \left[\frac{N(45+)}{N(10+)} \right], \text{ donde:}$$

- $r(10+)$ es la tasa de crecimiento experimentado por la población de 10 años y más;

- $N(10+)$ y $N(45+)$ son las poblaciones de 10 años y más y 45 años y más respectivamente, pertenecientes a la mitad del intervalo censal; y,
- $a(70)$, $b(70)$ y $c(70)$ son coeficientes dependientes de la edad con que comienza el intervalo abierto (aquí $U=70$) y cuyos valores aparecen en el cuadro 185 del mismo Manual X.

$$- r(10+) = \ln \left[\frac{N(10+, t+h)}{N(10+, t)} \right] / h = \ln \left[\frac{645192}{476239} \right] / 10,83 = 0.028036$$

$$- \bar{N}(10+) = (645192 + 476239)/2 = 560716$$

$$- \bar{N}(45+) = (76576 + 113115)/2 = 94845 \quad \left. \vphantom{\bar{N}(10+)} \right\} \Rightarrow \ln \left[\frac{\bar{N}(45+)}{\bar{N}(10+)} \right] = -1.777$$

$$- a(70) = 0.086 ; b(70) = 8.77 \text{ y } c(70) = 0.102$$

$$\text{Entonces: } \rho(70) = 0.086 + 8.77 \times 0.028036 + 0.102 \times -1.777 = 0.15062$$

$$\text{Luego: } R(70) = 0.15062 + 2.087 (=5 \times \sum_{y=5}^{65} r(y,5)) = 2.2376$$

$$- L(U, \omega - U) = T(U) = T(70) = \bar{N}(U, \omega - U) \times \exp(R(U)) = 8006 \times \exp(2,2376)$$

$$= 75023$$

$$- l(U) = \frac{L(U-5,5) + L(U,5)}{10} = 9031, \text{ y, finalmente: } e^{\circ}(U) = \frac{T(70)}{l(70)} = 8.3$$

La diferencia máxima entre las estimaciones de $e^{\circ}(70)$ obtenida a través de los 2 procedimientos se da en el caso de las mujeres en el periodo 1961 - '74, y es de 0,66 año. Tenemos la impresión que no existen razones importantes para preferir un procedimiento sobre el otro dado que las diferencias en $e^{\circ}(x)$ causadas por una estimación errónea de $e^{\circ}(U)$ y, consecuentemente en $T(U)$, gradualmente pierden importancia a medida que la edad x disminuye, hasta que se hacen despreciables a partir de cierta edad (p.ej. 45 o 50). Esto se debe al hecho que la diferencia entre los valores de $T(U)$, estimada por ambos procedimientos, queda constante a través de todas las edades, mientras que $T(x)$ crece rápidamente, haciendo así la discrepancia relativa cada vez más pequeña. Si se basa la estimación final del nivel en un promedio de los niveles referidos al tramo de las edades 5(010) - 50, lo que es recomendable cuando se encuentran valores que crecen muy rápido en las edades avanzadas, la diferencia será en nuestro caso, a lo sumo 0,1 a 0,2 de nivel.

Además debe tomarse con la cautela debida las estimaciones de los niveles en las edades avanzadas, visto que un pequeño error en los datos básicos puede

tener grandes consecuencias dado los números pequeños de personas involucradas. Por ejemplo, se estima una esperanza de vida a la edad 75, $e^{\circ}(75)$, de 6.55 mientras que el valor verdadero debiera ser 6.1. Esto significaría una diferencia en términos de niveles (modelo Sur) de 3 (nivel 16 $\rightarrow e^{\circ}(75) = 6.556$, nivel 13, $e^{\circ}(75) = 6.098$; población masculina). Una desviación de la misma magnitud a la edad 25 ($e^{\circ}(25)$) significa un error de menos de medio nivel.

Sin embargo precisamente en estas edades los datos suelen estar muy distorsionados por la mala declaración de edad (exageración sistemática de la edad lo que es responsable por la tendencia creciente de los niveles con el avance de la edad frecuentemente encontrado en la aplicación de este método).

Entonces, a menudo se verá obligado descartar las estimaciones pertenecientes a las edades avanzadas. Por lo tanto no es muy importante cual de los dos procedimientos se adopta para estimar $e^{\circ}(A)$.

6. Interpolación en las Tablas Modelo de Coale-Demeny para encontrar los niveles correspondientes a las $e^{\circ}(x)$ estimadas:

Los niveles correspondientes a los distintos valores de $e^{\circ}(x)$ ($x=5, 10, \dots, 70$), los obtuvimos interpolando linealmente en el modelo Sur de las Tablas Modelo de Vida de Coale-Demeny.

La razón para elegir la familia Sur, se basa en el hecho que hay evidencia que esta familia refleja en forma más correcta la estructura de la mortalidad por edades de Honduras (véase p.ej. EDENHII, 1983, Informe General, pág. 45 y 51, y: A. Castellanos R., Honduras: Estimaciones demográficas....., 1971, pág. 12)

Los resultados de la aplicación del método de Preston y Bennett, aparecen en los cuadros 3-6.

Anexo 3. Estimación de mortalidad intercensal, población masculina, Honduras 1950-1961.

Grupo de edad	Población censal corregida		Tasa de crecimiento intercensal (a), (5)	Población Media 1950-1961 (a), (5)	Tasa de crecimiento anualizado (a), (5)	Factor de expansión (a), (7)	Población Estacionaria			Esperanza de vida a la edad (a), (11)	Nivel de mortalidad Modelo Sur (a), (12)
	1950 (a)	1961 (a)					(b)	(c)	(d)		
0-4	126725	176116	0.013308	151804	0.000000	---	147220	---	---	---	---
5-9	161400	147004	0.004227	152692	0.004227	0.982007	138840	17906	1406213	50.34	8.4
10-14	177211	115169	0.01498	100937	0.05919	0.20368	117497	26134	1281487	48.84	9.6
15-19	71330	94731	0.00419	8510	0.00388	0.98769	126141	25264	1144974	48.32	10.4
20-24	65726	86332	0.02618	75261	0.01976	0.43287	122403	24754	1019793	41.20	10.2
25-29	50788	73671	0.002158	14314	0.03474	0.56862	116306	24071	897390	37.28	9.8
30-34	48184	50412	0.0027	53722	0.01241	0.74090	117766	13187	776081	33.60	9.5
35-39	37508	51193	0.000000	44665	0.01260	0.88758	106016	22138	667715	31.07	9.8
40-44	26021	40488	0.000000	30976	0.02487	1.04373	100100	21012	657196	28.60	9.3
45-49	14684	30071	0.000000	24500	0.02548	1.20801	95625	19779	485534	23.67	9.5
50-54	18292	16442	0.01424	21395	0.09263	1.30762	87633	19305	389486	19.14	10.7
55-59	11608	14974	0.00048	16615	0.00016	1.53709	77888	18552	272276	15.45	10.8
60-64	8644	13142	0.00074	11287	0.00000	1.78915	65547	14343	194388	11.53	11.8
65-69	5861	9118	0.000000	7272	0.01741	1.97727	52829	11808	128841	10.51	12.82
70-74	3420	5167	0.000000	4298	0.05477	2.18043	37776	9031	78312 b)	8.45 c)	13.81
75+	3147	4061	0.000000	3738	0.07492	---	---	---	---	---	---

Aplicación del método de Preston y Bennett a datos corregidos de Honduras y Guatemala, 1961.

(a) De los registros sobre nacimientos migratorios.

(b) $(a_1 - a_0) \cdot \ln(a_1/a_0) / (a_1 - a_0) \cdot \ln(a_1/a_0) \cdot 10.00$

(c) $(a_1 - a_0) \cdot \ln(a_1/a_0) / (a_1 - a_0) \cdot \ln(a_1/a_0) \cdot 10.00$

(d) = parte de (c)

(e) $(a_1 - a_0) \cdot \ln(a_1/a_0) / (a_1 - a_0) \cdot \ln(a_1/a_0) \cdot 10.00$

(f) $(a_1 - a_0) \cdot \ln(a_1/a_0) / (a_1 - a_0) \cdot \ln(a_1/a_0) \cdot 10.00$

(g) $(a_1 - a_0) \cdot \ln(a_1/a_0) / (a_1 - a_0) \cdot \ln(a_1/a_0) \cdot 10.00$

(h) $(a_1 - a_0) \cdot \ln(a_1/a_0) / (a_1 - a_0) \cdot \ln(a_1/a_0) \cdot 10.00$

(i) $(a_1 - a_0) \cdot \ln(a_1/a_0) / (a_1 - a_0) \cdot \ln(a_1/a_0) \cdot 10.00$

(j) $(a_1 - a_0) \cdot \ln(a_1/a_0) / (a_1 - a_0) \cdot \ln(a_1/a_0) \cdot 10.00$

(k) Para ver los cálculos véase la forma propuesta por los autores.

Cuadro 4. Estimación de mortalidad intercensal, población femenina, Honduras 1950-1961.

Grupo de edad x, años	Población censal corregida		Tasa de crecimiento intercensal	Población media 1950-1961	Tasa de crecimiento acumulado	Factor de expansión	Población Estacionaria				Esperanza de vida a la edad x	Nivel de mortalidad Modelo Sur
	1950	1961	r(x,5)	N(x,5)	Suma r(x,5)	R(x)	(5)L*(x)	L*(x)	T*(x)		e(x)	(12)
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)	
0-4	124736	139571	0.03668	154895	0.00000	---	140628	---	---	---	---	
5-9	98081	143347	0.03305	119295	0.03585	0.08763	130220	27085	1445530	53.37	9.6	
10-14	94943	113334	0.02613	98457	0.02168	0.24183	125392	25541	1315310	51.48	10.5	
15-19	73514	97168	0.02656	84836	0.02734	0.37254	120132	24852	1189919	47.88	10.6	
20-24	63216	84139	0.02640	73181	0.11573	0.50257	120978	24411	1066726	43.70	10.6	
25-29	53729	71619	0.02630	62337	0.14053	0.63566	117709	23869	945808	39.63	10.2	
30-34	46736	60273	0.02783	52588	0.16836	0.77222	113764	23147	828100	35.78	9.6	
35-39	37615	51070	0.03399	43833	0.19733	0.91423	109357	22312	714335	32.02	9.7	
40-44	30226	42274	0.03362	35996	0.22796	1.06322	104332	21359	604976	28.32	9.8	
45-49	24244	34634	0.03267	29086	0.26062	1.22145	98653	20296	500746	24.68	9.8	
50-54	19122	27442	0.03336	23032	0.29398	1.38650	92147	19061	402083	21.07	10.1	
55-59	14332	21079	0.03662	17489	0.32950	1.55694	83140	17529	309935	17.68	10.7	
60-64	9093	15541	0.04165	12609	0.39125	1.75211	72135	15527	226796	14.61	11.9	
65-69	6365	10462	0.04569	8256	0.41684	1.97022	59217	13135	154661	11.77	13.0	
70-74	3957	6302	0.04297	5039	0.48981	2.19164	45097	10431	95444 b)	9.15 c)	14.1	
75+	4011	5241	0.02470	4599	0.48451	---	---	---	---	---	---	

Aplicación del método de Preston y Bennett a datos corregidos por E. Gamero y M. Rincón, 1981.

(3) Se le restaron saldos netos migratorios.

(4) $r(x,5) = (\ln N2(x,5) - \ln N1(x,5)) / 10.83$

(5) $N(x,5) = (N2(x,5) - N1(x,5)) / r(x,5) * 10.83$

(6) A partir de $x=5$

(7) $R(x) = 2.5 * r(x,5) + 5.0 * [r(x,5) + \dots + r(x-5,5)]$

(8) $\text{col. (8)} = \exp(\text{col. (7)})$

(9) $L^*(x) = (L^*(x-5,5) + L^*(x,5)) / 10$

(10) $\text{col. (10)} = \text{col. (9)}$

a) $L(70,5)$

b) $L(70) = L(70, w=70)$

c) este valor fue calculado según la forma propuesta por los autores.

Cuadro 5. Estimación de mortalidad intercensal, población masculina, Honduras 1961-1974.

Grupo de edad $x, x+4$	Población censal corregida		Tasa de crecimiento intercensal $r(x,5)$	Población Media 1950-1961 $N(x,5)$	Tasa de crecimiento acumulado $\sum r(x,5)$	Factor de expansión $R(x)$	Población Estacionaria			Esperanza de Vida a la edad x $e(x)$	Nivel de Mortalidad Modelo Sur (12)
	1961 (2)	1974 (3)					(5) $L^*(x)$	$l^*(x)$	$l^*(x)$		
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
0-4	196040	268801	0.03270	243822	0.00000	---	224684	---	---	---	---
5-9	148276	239749	0.03728	190364	0.03728	0.09320	268958	43364	2411369	55.61	12.7
10-14	116599	194282	0.03961	152150	0.07689	0.28542	202407	41136	2202411	53.64	13.9
15-19	101205	158105	0.03461	127547	0.11150	0.47096	204271	40658	2000004	49.18	14.0
20-24	87874	124694	0.02715	105213	0.13865	0.52636	196836	40091	1795734	44.79	13.3
25-29	75891	107273	0.02736	90897	0.15601	0.76164	193612	39025	1599098	40.98	13.9
30-34	64018	92037	0.02821	77204	0.19422	0.90056	189998	38361	1405486	36.64	13.6
35-39	53616	77853	0.03893	64985	0.22315	1.04340	184482	37448	1215489	32.46	13.3
40-44	44007	65212	0.03051	53916	0.25366	1.19201	177584	36207	1031006	28.48	13.2
45-49	35215	53666	0.03254	43752	0.28620	1.34965	168709	34829	893423	24.64	13.2
50-54	27492	42917	0.03456	34635	0.32076	1.51739	157946	32665	684713	20.96	13.3
55-59	20741	33057	0.03616	26422	0.35692	1.69418	143796	30174	526768	17.46	13.5
60-64	14762	24047	0.13791	19023	0.39483	1.87936	124584	26838	382972	14.27	14.0
65-69	9566	16300	0.04117	12649	0.43599	2.07705	103946	22553	258368	11.46	14.9
70-74	5476	10085	0.04735	7549	0.48334	2.26833	75166	17611	157442 b)	8.94 c)	16.1
75+	4492	8011	0.04479	6086	0.52814	---	---	---	---	---	---

Aplicación del método de Preston y Bennett a datos corregidos por I. Danisa y R. Rincón, 1981.

(3) Se le restaron saldos netos migratorios.

(4) $r(x,5) = (L^*(x+5,5) - L^*(x,5)) / 12.89$

(5) $N(x,5) = (N^*(x+5,5) - N^*(x,5)) / r(x,5) * 12.89$

(6) A partir de $x=5$

(7) $R(x) = 2.5 * r(x,5) + 5.0 * [r(5,5) + \dots + r(x-5,5)]$

(8) $\text{col. (8)} = \exp[\text{col. (7)}]$

(9) $l^*(x) = (L^*(x-5,5) + L^*(x,5)) / 10$

(10) $\text{col. (10)} / \text{col. (9)}$

a) $L^*(70,5)$

b) $l^*(70) = L^*(70, w=70)$

c) Este valor fue calculado según la forma propuesta por los autores.

Cuadro 6 . Estimación de mortalidad intercensal, población femenina, Honduras 1961-1974.

Grupo de edad $x, x+4$	Población censal corregida		Tasa de crecimiento intercensal $r(x, 5)$	Población Media 1950-1961 $N(x, 5)$	Tasa de crecimiento acumulado Suva $r(x, 5)$	Factor de expansión $R(x)$	Población Estacionaria				Esperanza de Vida a la edad x $e(x)$	Nivel de Mortalidad Modelo Sur (12)
	1961 (2)	1974 (3)					(5) $L^*(x)$	$l^*(x)$	$T^*(x)$	(10)		
0-4	190469	293954	0.03366	238481	0.00000	---	219232	---	---	---	---	---
5-9	144809	235542	0.03785	186393	0.03785	0.09462	204891	42412	2465359	58.13	12.7	
10-14	114768	191040	0.03953	149679	0.07738	0.28807	199649	40454	2260469	55.88	13.8	
15-19	98680	155348	0.03520	124878	0.11258	0.47491	200788	40044	2060819	51.46	13.7	
20-24	85680	123681	0.02848	103521	0.14106	0.63412	195173	39596	1860031	46.98	13.4	
25-29	73553	105582	0.02904	88605	0.16911	0.77542	192406	38758	1664858	42.96	13.4	
30-34	62507	90355	0.02584	75711	0.19795	0.91764	189532	38194	1472452	38.55	12.9	
35-39	52536	76850	0.02951	63924	0.22746	1.06351	185158	37469	1262919	34.24	12.5	
40-44	43632	64525	0.03035	53399	0.25781	1.21317	179641	36480	1097761	30.09	12.1	
45-49	35690	53991	0.03110	43904	0.28891	1.36681	172227	35187	918120	26.07	12.0	
50-54	28432	43328	0.03268	35359	0.32160	1.52627	162684	33491	745893	22.27	12.3	
55-59	21881	34284	0.03484	27620	0.35643	1.69507	150446	31313	583209	18.63	12.7	
60-64	16077	25697	0.03638	20512	0.39282	1.87312	133507	28395	432762	15.24	13.4	
65-69	10636	17566	0.03931	14110	0.43213	2.06236	110971	24448	299255	12.24	14.3	
70-74	6512	11684	0.04535	8647	0.47748	2.27402	85983	19695	188284 b)	9.56 c)	15.4	
75+	5531	10052	0.04635	7568	0.52383	---	---	---	---	---	---	---

Aplicación del método de Preston y Bennett a datos corregidos por L. Davis y N. Rincón, 1981.

(3) Se le restaron saldos netos migratorios.

(4) $r(x, 5) = (\ln N_2(x, 5) - \ln N_1(x, 5)) / 12.89$

(5) $N(x, 5) = (N_2(x, 5) - N_1(x, 5)) / (r(x, 5) * 12.89)$

(6) A partir de $x=5$

(7) $R(x) = 1.5 * r(x, 5) + 5.0 * [r(5, 5) + \dots + r(x-5, 5)]$

(8) col. (5) * exp[col. (7)]

(9) $l^*(x) = (L^*(x-5, 5) + L^*(x, x+5)) / 10$

(11) col. (10) / col. (9)

a) $L(70, 5)$

b) $T(70) = L(70, x-70)$

c) Este valor fue calculado según la forma propuesta por los autores.

5.3.2. Discusión de los resultados:

Empezamos el análisis de los resultados con el periodo 1950 - '61. En cuanto a la población masculina, puede apreciarse que los niveles estimados (col. 12 del cuadro 3), muestran, a partir de la edad 10 hasta 55 años, bastante coherencia entre sí. Desde la edad 60 se nota una tendencia creciente, lo que parece ser bastante común ^{29/}.

Esto puede explicarse parcialmente por la exageración de la edad de personas en edades avanzadas, pero como acá estamos trabajando con datos corregidos, la influencia de este fenómeno no debe ser tan grande (a menos que se suponga que las correcciones hechas son aún deficientes).

Parece más probable que se debe buscar la explicación en un juego de factores como el ajuste crudo que hicimos para cerrar la población, defectos en las correcciones de los censos de 1950 - '61 (como ya hemos visto, pequeños errores pueden tener relativamente grandes efectos en las edades avanzadas por el reducido número de personas en estos grupos de edades) y las aproximaciones que implican los cálculos hechos (p.ej. el procedimiento por el intervalo abierto; el modo de calcular la población media $\bar{N}(x,5)$, $l(x)$ etc.)

También el valor de $e^{\circ}(5)$ difiere algo de los niveles implicados por el tramo de edades 10 - 50 años, y por lo tanto no será incluido en la estimación final de la mortalidad. Cabe destacar que generalmente el procedimiento para calcular $L(0,5)$ o sea:

$$\hat{L}(0,5) = N(0,5, t/2) * \exp [-2.5 * r(0,5)] \quad (43)$$

no debe considerarse satisfactorio. Normalmente esta función requiere más atención: $L(0,1)$ y $L(1,4)$ se calcula, en general, por separado usando factores de separación. Dado también los problemas específicos que lleva el grupo 0 - 4 años en la enumeración y corrección, la estimación de $e^{\circ}(5)$ debe observarse con cautela ^{30/}.

^{29/} (Véase p.ej. Manual X, 1983, pág. 220, y: Preston y Bennett, 1983, pág. 99).

^{30/} $L(0,5)$ ejerce su influencia mediante la función $l(5)$, no está incluida en $T(5)$, la otra función necesaria para el cálculo de $e^{\circ}(5)$.

De cualquier modo, siguiendo la recomendación que figura en el Manual X (1983, pág. 220 op.cit.), o sea:

"Once the life expectancy figures have been calculated, usually for x ranging from 10 to 50, the levels they imply in a model life-table system can be found, and a final estimate of mortality can be obtained by averaging the most reliable estimates of mortality level (those left after discarding any clearly unsuitable values)",

llegamos a una estimación final del nivel de la mortalidad masculina en el periodo 1950 - '61 de 9.9

De un razonamiento similar se llega a un nivel de 10.12, para las mujeres en el mismo periodo.

Recurrimos a estos valores en la aplicación del método de Preston.

En cuanto al periodo 1961 - '74, la población masculina muestra una imagen bastante coherente: todos los niveles correspondientes a las edades 10 - 60 años se encuentran dentro el rango 13.2-14 (incluyendo los límites), con un promedio de 13.6. Sin embargo, no es así con respecto a las estimaciones referidas a la población femenina. Todos los valores estimados de $e^{\circ}(x)$ están por debajo de los correspondientes a la población masculina, siendo una evidente inconsistencia.

Además los niveles estimados decrecen fuertemente con la edad a partir de los 15 años. Esto podría explicarse por una omisión mayor en el segundo censo relativo al primero, pero como acá estamos trabajando con datos ya corregidos, entre otras cosas por omisión censal, no parece probable que la verdadera omisión sea tan grande que, aún corregida (con un porcentaje de 9.6) pueda inducir a tal efecto.

Una explicación más probable es que se subestimó la emigración en este periodo, especialmente en el caso de las mujeres. En algunas otras publicaciones encontramos también indicaciones en esta dirección que podrían corroborar esta información.

En su trabajo final de investigación, E.B. Courtois (1976, pág. 31) observó:

"Por información verbal se tiene conocimiento de que la emigración de retorno a El Salvador está seguramente subestimada, lo que se confirmó en los primeros intentos de conciliación censal. Por ello, ante una alternativa, se ha elegido como estimación aquella que represente un saldo neto migratorio menor, en la convicción de que aún puede estar sobreestimada (subestimación de la emigración)".

En el Informe General de la EDENHII (págs. 100 y 102) encontramos observaciones similares. Una posible explicación puede ser que para medir el impacto de la emigración en un país, se busca frecuentemente a los inmigrantes enumerados en censos levantados en aquellos otros países de los cuales se saben que reciben muchos emigrantes del país en cuestión. En el caso de Honduras, por ejemplo, El Salvador y sobre todo los Estados Unidos son los países de destino principal de los emigrantes hondureños.

Un problema con esta metodología es que los censos no enumeran todos los extranjeros residentes como, por ejemplo, los inmigrantes ilegales. De esta manera se subestima la emigración del país en estudio (EDENHII, Informe General, pág. 100).

Que en este caso se subregistró probablemente la emigración de las mujeres en gran medida, no debe extrañar dada la causa de la fuerte emigración, especialmente a partir de 1969 a El Salvador. En 1969 estalló un conflicto bélico entre Honduras y El Salvador que produjo una masiva migración de retorno a El Salvador. Es posible entonces que sobre todo las mujeres (acompañadas por los hijos) salieran del país.

En cuanto a los hombres, es posible que los bajos niveles de mortalidad estimada a partir de la edad 30 (véase cuadro 5) tengan, en parte su origen también en una subestimación de la emigración (aunque sea ésta menor que en el caso de las mujeres).

Si la migración hacia el exterior verdaderamente está subestimada, entonces

esto significaría que la omisión del censo de 1974 es más baja que la estimada, esto es, parte de la alta omisión del censo de 1974 podría atribuirse a una subestimación de la emigración.

Teniendo en cuenta la probable subestimación de la emigración en ese periodo, continuamos ahora con un análisis de los resultados obtenidos a través de la aplicación del método de Preston.

5.4. El Método de Preston:

5.4.1. Procedimiento de Cálculo:

Partimos de la ecuación ^{31/}:

$$\frac{p^*(5) \cdot \exp\left[-\int_0^a r(x) dx\right]}{c(a)} = \frac{1}{b} + \frac{\exp(\alpha)}{b} \cdot \left[\frac{{}_5q^s(a)}{{}_5p^s(a)} \right]^\beta, \quad a \geq 5 \quad (21)$$

donde: $p^*(5)$ representa una estimación, obtenida independientemente, de la probabilidad de sobrevivir a la edad 5 de un recién nacido;

$r(x)$ es la tasa media anual de crecimiento de personas con edad x , referida a la mitad del intervalo intercensal;

$c(a)$ es la proporción de la población de edad a en el momento central entre ambos censos;

b representa la tasa bruta de natalidad en el mismo momento;

${}_5p^s(a)$ y ${}_5q^s(a)$ los definimos como la probabilidad de sobrevivir hasta la edad a y de morir antes de la edad a , respectivamente, de alguien que ha sobrevivido hasta la edad 5 en la tabla de vida elegida como estándar; y,

α y β son parámetros que relacionan la mortalidad de cualquier tabla de vida, en el sistema logíto de Brass, con la tabla estándar. α puede considerarse como "parámetro del nivel" de la mortalidad, y β es "el parámetro de la pendiente", esto es, determina la estructura de la mortalidad (véase p.ej. cap.2§3, Parte I de este trabajo).

Para que podamos suponer que $\beta = 1$, con lo cual la expresión (21) se transforma en una simple ecuación lineal, necesitamos una tabla estándar de mortalidad cuya estructura refleja en forma adecuada el patrón (por edad) de la mortalidad del país en estudio en el período considerado.

^{31/} Un tratamiento más amplio está dado en el capítulo 3; sólo repetimos acá algunas características importantes del sistema integrado de Preston.

En vista de los resultados que logramos con el método de Preston y Bennett, decidimos adoptar como tablas de vida estándar las que corresponden al nivel 10, modelo Sur, para el período 1950-'61, y al nivel 14 de la misma familia para el segundo período 1961-'74; las tablas provienen de la compilación hecha por Coale y Demeny (1966).

Las estimaciones de la mortalidad al comienzo de la vida, $p^*(5)$, que hemos integrado en la ec.(21), son las que figuran en el párrafo 5.2.3.

Los valores de $c(a)$, la proporción de la población de edad a perteneciendo al momento central del período intercensal, hemos calculado de una manera distinta para cada período; para el período 1950-'61 utilizamos el procedimiento propuesto por V.García (1984; véase también cap. 3 y apéndice 4 de este documento). Este procedimiento aparentemente da resultados más satisfactorios que el método que propone Preston pero requiere, teóricamente, que el intervalo intercensal sea aproximadamente igual a 10 años. Esta restricción se cumple en el primer período; sin embargo, en el período 1961-'74 la magnitud del intervalo intercensal es de 12.89 años por lo cual no se puede justificar el uso de este procedimiento. Recurrimos entonces al modo de calcular $c(a)$ propuesto por Preston mismo.

En el cuadro 7 presentamos, en forma esquemática los resultados de las consideraciones expuestas arriba.

Cuadro 7
Parámetros de Entrada y Procedimiento Usado para
el Cálculo de $c(a)$.

Período y sexo	Estimación de $p^*(5)$	Tabla de vida estándar	Procedimiento para el cálculo de $c(a)$
1950-'61			
HOMBRES 0,73000	Nivel 10	Método de
MUJERES 0,74000	Modelo Sur <u>a/</u>	V.García <u>b/</u>
1961-'74			
HOMBRES 0,79320	Nivel 14	Método de
MUJERES 0,80653	Modelo Sur <u>a/</u>	S.H.Preston <u>c/</u>

Fuente : a/ Coale-Demeny, 1966.

b/ V.García, Tesis de Grado, Santiago, Chile, 1984.

c/ S.H.Preston, Notas de Población, No.35, 1984.

En vista de los resultados conseguidos mediante la aplicación de la técnica de Preston y Bennett, podríamos esperar valores de K , el factor con que eventualmente se podrían modificar los valores de

$$X(a) = \frac{5^q_s(a)}{5^p_s(a)}$$

de la tabla de vida estándar, cercanos a la unidad en

el período 1950-'61 ^{32/}. Específicamente, cabe esperarse un valor de K ligeramente superior a la unidad por la población masculina, y ligeramente inferior a uno para la población femenina.

Con respecto al segundo período, la situación es algo más compleja dado la probable subestimación de la emigración. En todo caso se espera que la subestimación de la emigración (posiblemente en combinación con una subestimación de la omisión de las mujeres en el censo de 1974) en el caso de las mujeres, se refleje en un valor de K superior al que obtendremos para la población masculina.

32/ Pues, además de suponer que el modelo Sur reproduce adecuadamente la estructura de la mortalidad de Honduras en ese período, llegamos a niveles estimados cerca del de las tablas usadas como estándar.

Un resumen del resto de los pasos seguidos, así como los resultados de ellos, aparecen en los cuadros 8-11. Ahora estamos en condiciones de graficar las variables dependientes ($Y(a)$) e independientes ($X(a)$), las cuales, después de haber ajustado una recta, suministran tanto el valor de K como una estimación de la tasa bruta de natalidad media anual.

Para ajustar la recta hemos usado el procedimiento de medias de agrupamientos de puntos (método de Wald), en todos los casos excluyendo el primer punto (que no se alinea con el resto de los valores).

En forma resumida los cálculos que implican el método de Wald, se reducen a los siguientes pasos:

1. Sacar un promedio de los primeros $n/2$ valores de $X(a)$ y $Y(a)$ (si n es impar se omite el punto central), obteniendo así un nuevo punto: (\bar{X}_1, \bar{Y}_1) . En nuestro caso $n=12$, entonces:

$$\left(\frac{\sum_{n=1}^6 X_n}{6}, \frac{\sum_{n=1}^6 Y_n}{6} \right) = (\bar{X}_1, \bar{Y}_1),$$

2. Haciendo lo mismo con los últimos $n/2$ puntos, esto es, calculando: $\left(\frac{\sum_{n=7}^{12} X_n}{6}, \frac{\sum_{n=7}^{12} Y_n}{6} \right) = (\bar{X}_2, \bar{Y}_2)$, se obtiene en total dos puntos,

lo que basta para ajustar una recta;

3. La pendiente, \underline{a} , se halla calculando: $\underline{a} = \frac{\bar{Y}_2 - \bar{Y}_1}{\bar{X}_2 - \bar{X}_1}$, y la intersección se encuentra haciendo: $\underline{b} = \bar{Y}_1 - \underline{a} \cdot \bar{X}_1$.

Los valores encontrados de $\bar{X}_1, \bar{X}_2, \bar{Y}_1, \bar{Y}_2, \underline{a}$ y \underline{b} , para ambos sexos y períodos, se presentan en el cuadro 12.

Cuadro 8

AFILIACION: PRESTON
PAIS: HONDURAS PERIODO: 1950 - 1961
POBLACION: MAEDULINA
ESTIMACION DE LA CAPACIDAD DEL REGISTRO DE DEFUNCIONES

(Continúa...)

EDAD	POBLACIONES		R(a) (3)	TIEMPO				
	INICIAL (1)	FINAL (2)		VIVO (4)	Días (5)	Nº (6)	v(a) (7)	V(a) (8)
0 - 4	126936	195316	0.03835	1731041	0.03369	0.60263	17.8862	0.0010
5 - 9	161467	147364	0.03429	1320502	0.02667	0.56774	19.0364	0.0037
10 - 14	27922	115169	0.02493	1093122	0.02246	0.44825	19.9577	0.0515
15 - 19	76320	94731	0.02469	947742	0.01944	0.39619	20.3644	0.0791
20 - 24	65726	86332	0.02518	816339	0.01667	0.34922	20.9534	0.1227
25 - 29	55795	73671	0.02568	696530	0.01469	0.30723	21.7995	0.1677
30 - 34	46254	62416	0.02767	584091	0.01173	0.26753	22.8123	0.2171
35 - 39	37568	52133	0.02620	481559	0.00959	0.23003	23.9930	0.2742
40 - 44	30056	42625	0.02225	389630	0.00769	0.19577	25.4505	0.3481
45 - 49	21684	34071	0.02358	309346	0.00604	0.15552	27.4135	0.4444
50 - 54	18252	26442	0.02423	239207	0.00459	0.13948	30.3695	0.5830
55 - 59	13503	19971	0.02748	177774	0.00330	0.11565	35.0270	0.7955
60 - 64	8844	14142	0.04334	122234	0.00221	0.09311	42.0950	1.1686
65 - 69	5696	9138	0.04390	78762				
70 y +	6808	9251	0.02931	86775				
INDICADA	0	0						
TOTAL	706607	967564	0.03091	9086734				

CENSOS DE POBLACION DE 1950 Y DE 1961

Información corregida por Z.C.Damias y M.J.Rincón

Volumen I, Honduras: Proyecciones de Población.

Estimación de P(5): .73

(1) 15-6-1950

(2) 16-4-1961

T= 10.87014

(3) $(\text{LOG}(N(a,t)/N(a,p)))/T$ (4) $TV(a) = (N(a,t) - N(a,p))/R(a)$ (5) $D(a) = (TV(a) + TV(a+1))/TV(\text{total})$ (6) $N(a) = P(5) * \text{EXP}(-5 * N)$ (N es la suma de las N(a) desde el primer grupo)(7) $v(a) = N(a)/D(a)$

Cuadro 8

APLICACION: PRESTON
 PAIS: HONDURAS PERIODO: 1950 - 1961
 POBLACION: MASCULINA
 ESTIMACION DE LOS PUNTOS PARA EL CALCULO DE b y k (Conclusión)

EDAD	TASAS DE CRECIMIENTO			POBLACION		I(x)	
	INICIAL (1)	FINAL (2)	MEDIA (3)	MEDIA (4)	O(a) (5)	Y(a) (6)	ESTANDAR (7)
0 - 4	-0.23761	-0.23383	-0.21535	126025	0.03448	17.8322	1.000000
5 - 9	-0.14324	-0.24440	-0.18570	121121	0.02839	19.2399	0.701340
10 - 14	-0.14136	-0.14392	-0.14376	103593	0.02234	20.0817	0.678460
15 - 19	-0.14957	-0.14426	-0.14674	87123	0.01930	20.5200	0.667010
20 - 24	-0.16349	-0.15859	-0.15747	75007	0.01656	21.1005	0.645930
25 - 29	-0.18736	-0.18579	-0.17182	64079	0.01405	21.8666	0.624660
30 - 34	-0.20745	-0.18002	-0.19423	53953	0.01171	22.2422	0.600520
35 - 39	-0.22356	-0.20132	-0.21557	44437	0.00935	24.0605	0.575260
40 - 44	-0.25363	-0.22349	-0.23805	35820	0.00762	25.6790	0.550420
45 - 49	-0.23062	-0.25349	-0.25664	28232	0.00595	27.7952	0.520250
50 - 54	-0.31581	-0.28057	-0.29986	21793	0.00452	30.6803	0.485570
55 - 59	-0.40663	-0.34513	-0.37143	18150	0.00325	35.6323	0.443050
60 - 64	-0.44277	-0.43671	-0.46044	11140	0.00215	43.3887	0.390200
65 - 69	-0.60667	-0.66129	-0.63493	8590			0.322400
70 y +				7769			0.243560
TOTAL				840145			

CENSO DE POBLACION DE 1950 y 1961

Información corregida por E.O. Carisa y M.J. Rincón

Volumen I, Honduras: Proyecciones de Población.

Estimación de P(5): .73

(1) 18- 8-1950

(2) 15- 4-1961

T= 10.82014

(3) $(R(a-3,0)+R(a+3,10))/5$

(5) $Y(a)=W(a)/D(a)$

Cuadro 9

APLICACION: PRESTON
 PAIS: HONDURAS PERIODO: 1950 - 1961
 POBLACION: FEMININA
 ESTIMACION DE LA CUALIDAD DEL REGISTRO DE DEFUNCIONES

(Continúa...)

EDAD	POBLACIONES			TIEMPO				
	INICIAL (1)	FINAL (2)	R(a) (3)	VIVIDO (4)	C(a) (5)	Ny (6)	Y(a) (7)	X(a) (8)
0 - 4	124730	189571	0.03865	1677536	0.03322	0.20998	18.3618	0.0000
5 - 9	98081	143367	0.03505	1291979	0.02638	0.51190	18.4040	0.0356
10 - 14	84943	113334	0.02463	1066305	0.02221	0.44809	20.1785	0.0562
15 - 19	73594	97168	0.02566	918784	0.01914	0.39414	20.5882	0.0862
20 - 24	63218	84139	0.02640	792558	0.01642	0.34541	21.0380	0.1252
25 - 29	53729	71819	0.02680	675120	0.01392	0.30210	21.7027	0.1694
30 - 34	45035	60875	0.02783	569208	0.01158	0.26286	22.5087	0.2174
35 - 39	37315	51070	0.02897	474722	0.00967	0.22741	23.5130	0.2712
40 - 44	30356	42294	0.03062	389838	0.00788	0.19512	24.7464	0.3311
45 - 49	24244	34534	0.03267	315008	0.00631	0.16572	26.2451	0.4008
50 - 54	19122	27442	0.03335	249441	0.00491	0.14028	28.5712	0.4997
55 - 59	14332	21079	0.03562	189410	0.00363	0.11738	32.2977	0.6493
60 - 64	9899	15541	0.04165	135470	0.00252	0.09531	37.8871	0.9279
65 - 69	6385	10462	0.04559	89418				
70 y +	7928	11243	0.03422	104460				
IGNORADA	0	0						
TOTAL	892951	974232	0.03146	8939257				

CENSOS DE POBLACION DE 1950 y 1961

Información corregida por Z.C. Casasa y M.J. Rincón

Volumen 1. Honduras: Proyecciones de Población.

Estimación de PIS: .74

(1) 1950-6-1950

(2) 1961-4-1961

T= 10.833014

(3) $R(a) = (N(a,t) - N(a,c)) / T$ (4) $IV(a) = (N(a,t) - N(a,c)) / R(a)$ (5) $C(a) = (IV(a) + TV(a)) / T$ (total)(6) $N(a) = P(15) * EXP(-5 * W)$; (N es la suma de las R(a) desde el primer grupo)(7) $Y(a) = NY(a) / C(a)$

Cuadro 9

APLICACION: PRESTON
 PAIS: HONDURAS PERIODO: 1950 - 1961
 POBLACION: FEMININA
 ESTIMACION DE LOS PUNTOS PARA EL CALCULO DE σ Y K

(Conclusión)

EDAD	TASAS DE CREDITAMIENTO			POBLACION MEDIA (4)	C(a) (5)	Y(a) (6)	I(x) ESTANDAR (7)
	INICIAL (1)	FINAL (2)	MEDIA (3)				
0 - 4	-0.24036	-0.27936	-0.29377	158732	0.03360	18.1524	1.000000
5 - 9	-0.14381	-0.23507	-0.19233	118326	0.02619	19.5451	0.714890
10 - 14	-0.14342	-0.15390	-0.14359	97623	0.02209	20.2821	0.690310
15 - 19	-0.15197	-0.14397	-0.15068	84540	0.01907	20.6660	0.676850
20 - 24	-0.16264	-0.15232	-0.15851	72714	0.01635	21.1322	0.658150
25 - 29	-0.17651	-0.16533	-0.16901	62356	0.01388	21.7617	0.635350
30 - 34	-0.18894	-0.17563	-0.18243	52406	0.01165	22.5592	0.611310
35 - 39	-0.20640	-0.18855	-0.19524	42667	0.00965	23.5588	0.587250
40 - 44	-0.22483	-0.20270	-0.21782	35922	0.00786	24.6225	0.562390
45 - 49	-0.23733	-0.22987	-0.24353	28891	0.00625	26.5127	0.537070
50 - 54	-0.26834	-0.26360	-0.26896	22646	0.00485	28.9472	0.510330
55 - 59	-0.37006	-0.36480	-0.33780	17306	0.00360	32.6408	0.476700
60 - 64	-0.43848	-0.39573	-0.43353	12345	0.00247	38.6240	0.433450
65 - 69	-0.58653	-0.64519	-0.61871	8002			0.370820
70 y +				9351			0.269130
TOTAL				824529			

CENSOS DE POBLACION DE 1950 Y DE 1961
 Información corregida por L.O. Casisa y M.J. Rincón
 Volumen 1, Honduras: Proyecciones de Población.
 Relación de P(a): .74
 (1) 19 - 6-1950
 (2) 19 - 4-1961
 f = 10.33014
 (3) $(19 - 5.61 + 8(2 + 5.16)) / 5$
 (5) $(19 - 4(19)) / 5(5)$

Cuadro 10

APLICACION: PRESTON
 PAIS: HONDURAS PERIODO: 1961 - 1974
 POBLACION: MASCULINA
 ESTIMACION DE LA CANTIDAD DEL REGISTRO DE DEFUNCIONES (Continúa...)

EDAD	POBLACIONES		R(a)	TIEMPO				
	INICIAL (1)	FINAL (2)		VIVIDO (4)	C(a) (5)	R7 (6)	Y(a) (7)	X(a) (8)
0 - 4	191040	258801	0.03270	3142916	0.03458	0.67357	19.4605	0.0001
5 - 9	146276	239749	0.03728	2453866	0.02726	0.55904	20.4952	0.0155
10 - 14	116599	194282	0.03961	1941271	0.02227	0.45850	20.5889	0.0307
15 - 19	101205	158105	0.03461	1644129	0.01854	0.38273	20.8095	0.0479
20 - 24	87874	124691	0.02716	1356243	0.01558	0.33576	21.6184	0.0746
25 - 29	75341	107273	0.02736	1165254	0.01335	0.29371	22.0052	0.1020
30 - 34	64018	92087	0.02820	995191	0.01132	0.25507	22.5264	0.1332
35 - 39	53619	77853	0.02853	837679	0.00947	0.22072	23.3104	0.1697
40 - 44	44507	65212	0.02951	695003	0.00776	0.18949	24.3629	0.2180
45 - 49	35216	53566	0.03254	563979	0.00624	0.16164	25.7975	0.2826
50 - 54	27492	42614	0.03455	446456	0.00485	0.13549	27.6643	0.3776
55 - 59	20741	33057	0.03616	348595	0.00362	0.11308	31.2449	0.5241
60 - 64	14752	24047	0.03791	245268	0.00262	0.09355	37.0926	0.7750
65 - 69	9586	16300	0.04117	163045				
70 y +	4975	16096	0.04621	175768				
IGNORADA	0	0						
TOTAL	1604702	1546045	0.00043	16166240				

CENSOS DE POBLACION DE 1961 Y DE 1974

Información corregida por Z.C. Canisa y M.J. Rincón

Volumen 1, Honduras: Proyecciones de Población.

Estimación de P(5): .7532

(1) 10- 4-1961

(2) 6- 3-1974

T= 12.89041

(3) $(LOG(N(a,t)/N(a,0)))/T$

(4) $W(a)=(N(a,t)-N(a,0))/R(a)$

(5) $C(a)=(TV(a)+TV(a+1))/TV(\text{total})$

(6) $N'(a)=P(5)*EXP(-5*W)$; (W es la suma de las R(a) desde el primer grupo)

(7) $Y(a)=N'(a)/C(a)$

Cuadro 10

APLICACION: PRESTON
 PAIS: HONDURAS PERIODO: 1961 - 1974
 POBLACION: MASCULINA
 ESTIMACION DE LOS PUNTOS PARA EL CALCULO DE μ y k

(Conclusión)

EDAD	TASAS DE CRECIMIENTO			POBLACION			1(x)
	INICIAL (1)	FINAL (2)	MEDIA (3)	MEDIA (4)	C(a) (5)	Y(a) (6)	ESTANDAR (7)
0 - 4	-0.20704	-0.22019	-0.24480	246598	0.03535	19.0561	1.000000
5 - 9	-0.24033	-0.21925	-0.23987	194615	0.02773	20.1586	0.789910
10 - 14	-0.14159	-0.20505	-0.23865	150112	0.02163	21.0103	0.774820
15 - 19	-0.14124	-0.20730	-0.14596	120580	0.01793	21.5170	0.766360
20 - 24	-0.15322	-0.15050	-0.14683	104202	0.01549	21.7468	0.753790
25 - 29	-0.16352	-0.15234	-0.16040	89972	0.01329	22.1040	0.735070
30 - 34	-0.17726	-0.16791	-0.17021	75639	0.01127	22.6381	0.716800
35 - 39	-0.19755	-0.17715	-0.16572	64644	0.00943	23.3996	0.697040
40 - 44	-0.22288	-0.19659	-0.20925	53633	0.00775	24.4601	0.675310
45 - 49	-0.24758	-0.22164	-0.24122	43507	0.00620	25.9917	0.648540
50 - 54	-0.28178	-0.26193	-0.26089	34182	0.00478	28.3152	0.615890
55 - 59	-0.34073	-0.31622	-0.33101	25816	0.00354	31.9646	0.573400
60 - 64	-0.43087	-0.38685	-0.40026	18541	0.00247	37.8520	0.519290
65 - 69	-0.67356	-0.64225	-0.65497	12425			0.445020
70 y +				13432			0.353040
TOTAL				1253901			

CENSOS DE POBLACION DE 1961 Y 1974

Información corregida por I.L. Camisa y M.J. Rincón

Volumen 1, Honduras: Proyecciones de Población.

Estimación de P(5): .7932

(1) 15-4-1961

(2) 6-3-1974

T= 12.89041

(3) $(R(a-5,0)*R(a+5,10))^0.5$ (5) $f(a)=Nf(a)/D(a)$

Cuadro 11

APLICACION: PRESTON
 PAIS: HONDURAS PERIODO: 1961 - 1974
 POBLACION: FEMENINA
 ESTIMACION DE LA CAPACIDAD DEL REGISTRO DE DEFUNCIONES

(Continúa...)

EDAD	POBLACIONES		R(a)	TIEMPO				
	INICIAL (1)	FINAL (2)		VIV100 (4)	D(a) (5)	NY (6)	Y(a) (7)	λ(a) (8)
0 - 4	190467	293954	0.03366	3074120	0.03419	0.68155	19.8325	0.0000
5 - 9	144609	235542	0.03785	2402665	0.02705	0.56405	20.6548	0.0192
10 - 14	114768	191040	0.03453	1929425	0.02210	0.46291	20.9461	0.0308
15 - 19	98560	156348	0.03520	1605734	0.01838	0.36820	21.1185	0.0477
20 - 24	85680	123581	0.02848	1234424	0.01546	0.30598	21.7738	0.0700
25 - 29	73550	105582	0.02804	1142152	0.01322	0.27263	22.1282	0.0954
30 - 34	62507	90255	0.02824	975945	0.01124	0.25333	22.5424	0.1236
35 - 39	52536	76850	0.02951	824009	0.00944	0.21659	23.1493	0.1544
40 - 44	43532	64525	0.03035	688375	0.00783	0.18781	23.9820	0.1909
45 - 49	35670	53291	0.03110	565941	0.00638	0.16075	25.2005	0.2349
50 - 54	28432	43028	0.03268	455787	0.00507	0.13652	26.9250	0.2982
55 - 59	21861	34204	0.03484	356032	0.00387	0.11470	29.6091	0.3930
60 - 64	16077	25897	0.03638	264413	0.00279	0.09552	34.3161	0.5627
65 - 69	10835	17965	0.03931	181858				
70 y +	12043	17137	0.04081	211605				
TOTAL	971343	1533502	0.03354	15016490				

CENSOS DE POBLACION DE 1961 Y DE 1974

Información corregida por I. C. Gamiza y M. J. Rincón

Volumen 1, Honduras: proyecciones de Población.

Estimación de $R(a)$: 1.80653

(1) 16- 4-1961

(2) 6- 3-1974

T = 12.8900

(3) $\ln[0.5(N(a,t)/N(a,0))] / T$ (4) $TV(a) = (N(a,t) - N(a,0)) / R(a)$ (5) $D(a) = (TV(a) + TV(a+1)) - TV(a)$ (6) $NY(a) = R(15) * E(R(-5) * W)$ (W es la suma de los $R(a)$ desde el primer grupo)(7) $Y(a) = R(a) * D(a)$

Cuadro 11

APLICACION: PRESTON
 PAIS: HONDURAS PERIODO: 1961 - 1974
 POBLACION: FEMENINA
 ESTIMACION DE LOS PUNTOS PARA EL CALCULO DE b y K (Conclusión)

EDAD	TASAS DE CRECIMIENTO			POBLACION		C(a)	Y(a)	I(x) ESTANDAR
	INICIAL (1)	FINAL (2)	MEDIA (3)	MEDIA (4)	(5)			
0 - 4	-0.27546	-0.22153	-0.24167	242306	0.03490	19.5275	1.000000	
5 - 9	-0.23112	-0.20941	-0.23868	190286	0.02745	20.5517	0.803260	
10 - 14	-0.15103	-0.20662	-0.22954	149882	0.02171	21.3261	0.788150	
15 - 19	-0.14126	-0.22796	-0.15458	119142	0.01785	21.7489	0.779270	
20 - 24	-0.15261	-0.15822	-0.14874	102077	0.01535	21.9360	0.766660	
25 - 29	-0.16273	-0.15243	-0.15870	86146	0.01318	22.2028	0.750720	
30 - 34	-0.17378	-0.16521	-0.16866	75204	0.01119	22.6512	0.733330	
35 - 39	-0.18571	-0.17480	-0.18232	63532	0.00940	23.2588	0.715280	
40 - 44	-0.20092	-0.19129	-0.19608	52944	0.00778	24.1301	0.695820	
45 - 49	-0.21736	-0.20697	-0.21689	43518	0.00634	25.3646	0.674470	
50 - 54	-0.26190	-0.23412	-0.25602	35033	0.00501	27.2239	0.650440	
55 - 59	-0.30823	-0.28830	-0.30568	27120	0.00380	30.1636	0.618760	
60 - 64	-0.39452	-0.35678	-0.35976	19977	0.00274	34.9405	0.576660	
65 - 69	-0.64174	-0.60291	-0.61896	13941			0.513680	
70 y +				16267			0.425300	
TOTAL				1239577				

CENSUS DE POBLACION DE 1961 Y DE 1974
 Información corregida por L.C. Camisa y M.J. Rincón
 Volúmen I, Honduras: Proyecciones de Población.
 Estimación de P(5): .80653
 (1) 16-4-1961
 (2) 8-3-1974
 T= 12.89041
 (3) $(R(a-5, c) + R(a+5, 10)) \cdot 5$
 (5) $Y(a) = NY(a) / C(a)$

Cuadro 12

Estimación de la Pendiente y la Intersección con el
Método de Wald .

Período y sexo	X ₁	Y ₁	X ₂	Y ₂	Pendiente (A)	Intersección (B)
1950-'61						
HOMBRES	0,112	20,94	0,6023	31,24	21,0075	18,587
MUJERES	0,115	20,991	0,5133	29,18	20,5707	18,625
1961-'74						
HOMBRES	0,0680	21,341	0,3912	28,28	21,4682	19,8811
MUJERES	0,0644	21,561	0,3060	27,20	23,3438	20,0590

Fuente : Cuadros 8-11.

Con estas estimaciones se hace posible calcular los valores de K. y b. El valor de K se halla dividiendo la pendiente entre la intersección, y la tasa bruta de natalidad se encuentra tomando la recíproca de la intersección, obteniendo así:

<u>Período</u>	<u>K</u>	<u>b (por mil)</u>
1950-'61		
HOMBRES	1,13	53,76
MUJERES	1,10	53,69
<u>Período 1961-'74</u>		
HOMBRES	1,08	50,30
MUJERES	1,164	49,85

Los resultados de las operaciones efectuadas arriba aparecen en los gráficos 4-7. A efectos de brindar una imagen de los efectos de algunas fuentes de error que se encuentran frecuentemente en los censos de países en desarrollo, hemos incorporado también los gráficos provenientes de la aplicación del método de Preston a datos no corregidos (datos censales).

Las curvas referidas al período 1950-'61 y provenientes de la aplicación a datos censales (sin corregir) muestran claramente la inmigración que hubo en ese período (aunque sea ésta más evidente en el caso de las mujeres que en la población masculina), posiblemente corroborado en alguna medida por una omisión mayor en el primer censo (véase §5.2.1).

La fuerte tendencia creciente que se nota en ambos gráficos, podría explicarse por la muy grave exageración en las edades avanzadas que se observó en el censo de 1950: esto tiene el efecto de bajar las tasas de crecimiento por edad, elevando así los valores de $Y(a)$ (recuérdese que el exponente en el numerador tiene signo negativo).

En cuanto al período 1961-'74 podemos distinguir los efectos de la emigración, así como la omisión relativamente mayor en el segundo censo. Esto vale para ambos sexos. Sin embargo, el aumento de los valores de $Y(a)$ es, por lo que toca a los hombres, relativamente muy marcado en el tramo de edades más jóvenes - en el que la migración se concentra generalmente - y, al parecer, la tendencia creciente se hace menos importante en las edades avanzadas.

En cambio, la curva correspondiente a la población femenina empieza a crecer rápido a partir de la edad 20, que indica la presencia de emigración, sin embargo sigue creciendo hasta las edades más avanzadas. Esto refleja, probablemente, la omisión diferencial mayor en el censo de 1974.

Las irregularidades que se observan en los gráficos están posiblemente causadas por omisiones diferenciales por edad ocasionadas por mala declaración de edad (véase p.ej. Notas de Población, No.37, págs. 74 y 79, para una ilustración del efecto que puede tener la mala declaración de edad sobre el gráfico).

De lo que hemos discutido arriba surge claramente la sensibilidad del método de Preston, así como todos los procedimientos que se basan en la estimación "intercensal", a la migración internacional y la omisión diferencial entre los censos. Fundamos nuestras estimaciones finales

Gráfico 4

Aplicación del Metodo de Preston,
Población Masculina, Honduras, 1950-1981

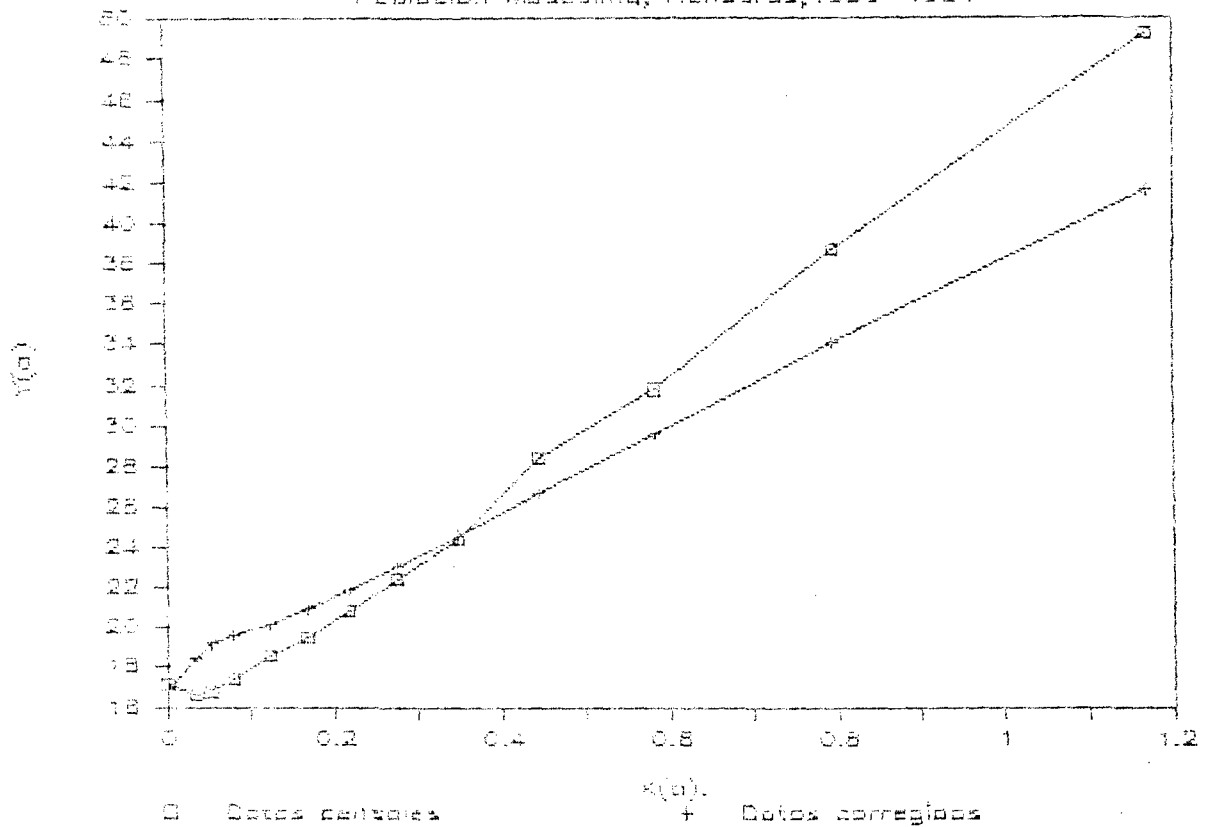


Gráfico 5

Aplicación del Metodo de Preston,
Población Femenina, Honduras, 1950-1981

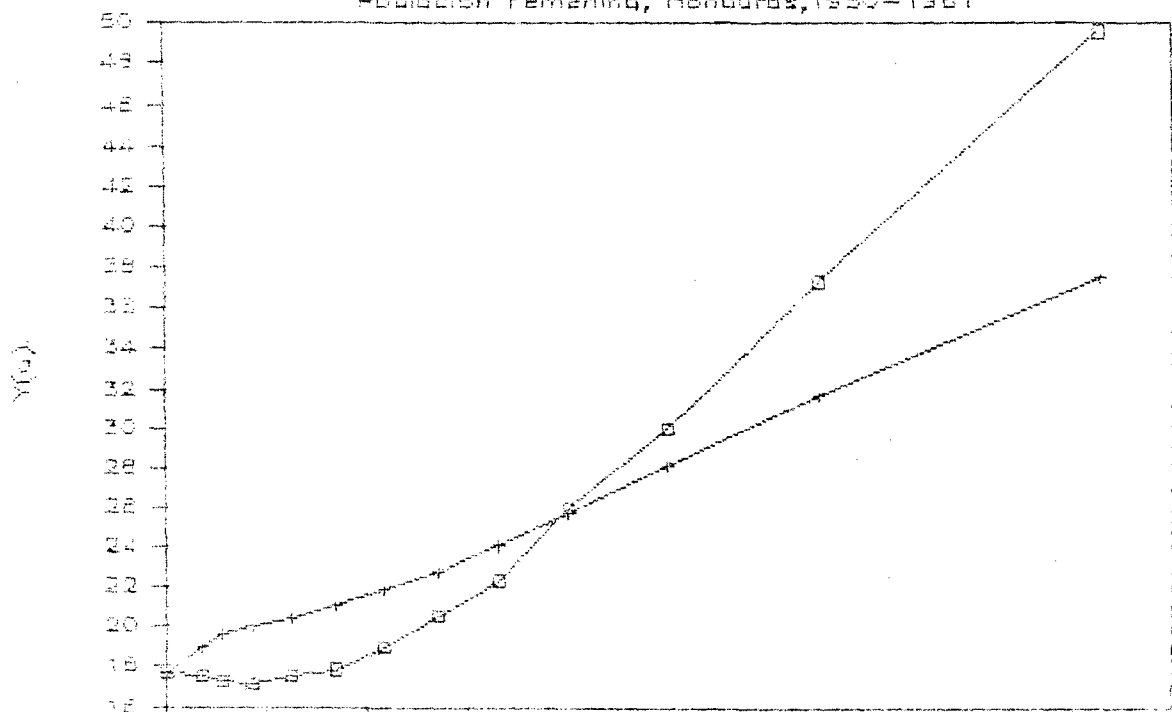


Gráfico 6
 Aplicación del Metodo de Preston,
 Población Masculina, Honduras, 1981-1974

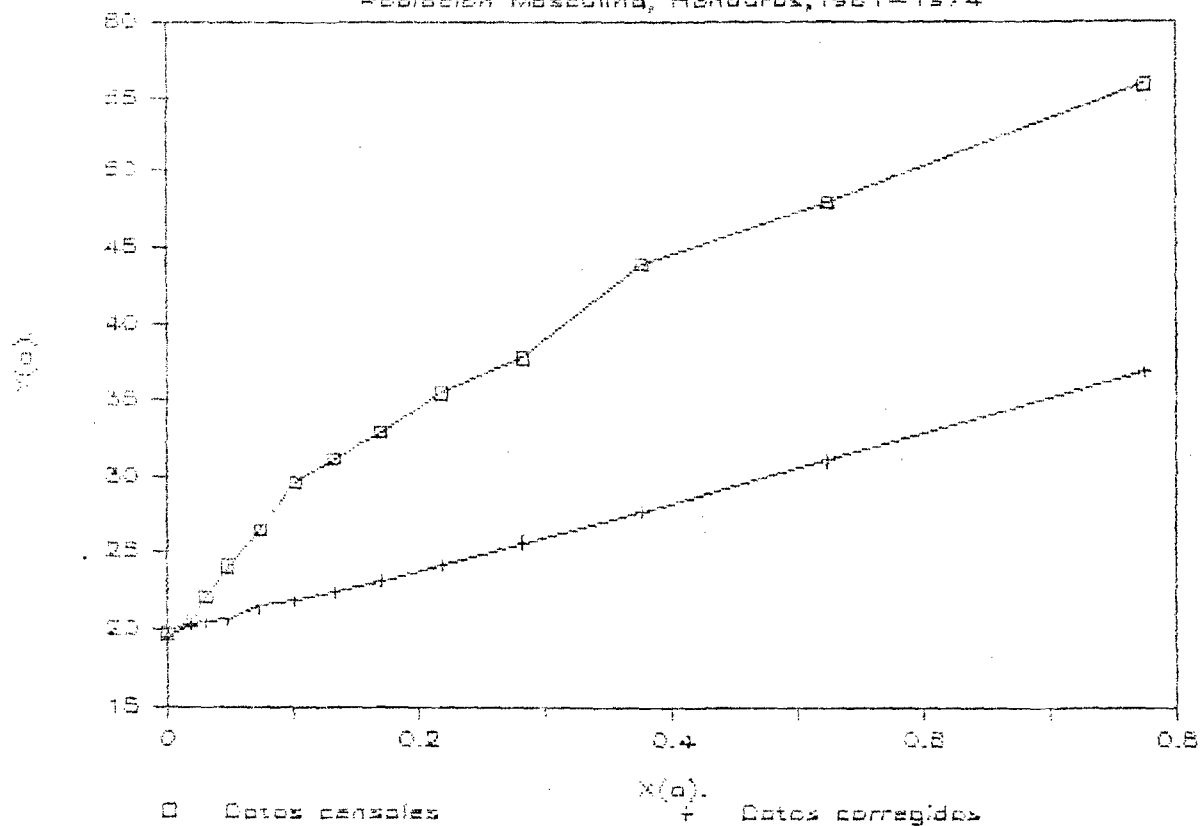
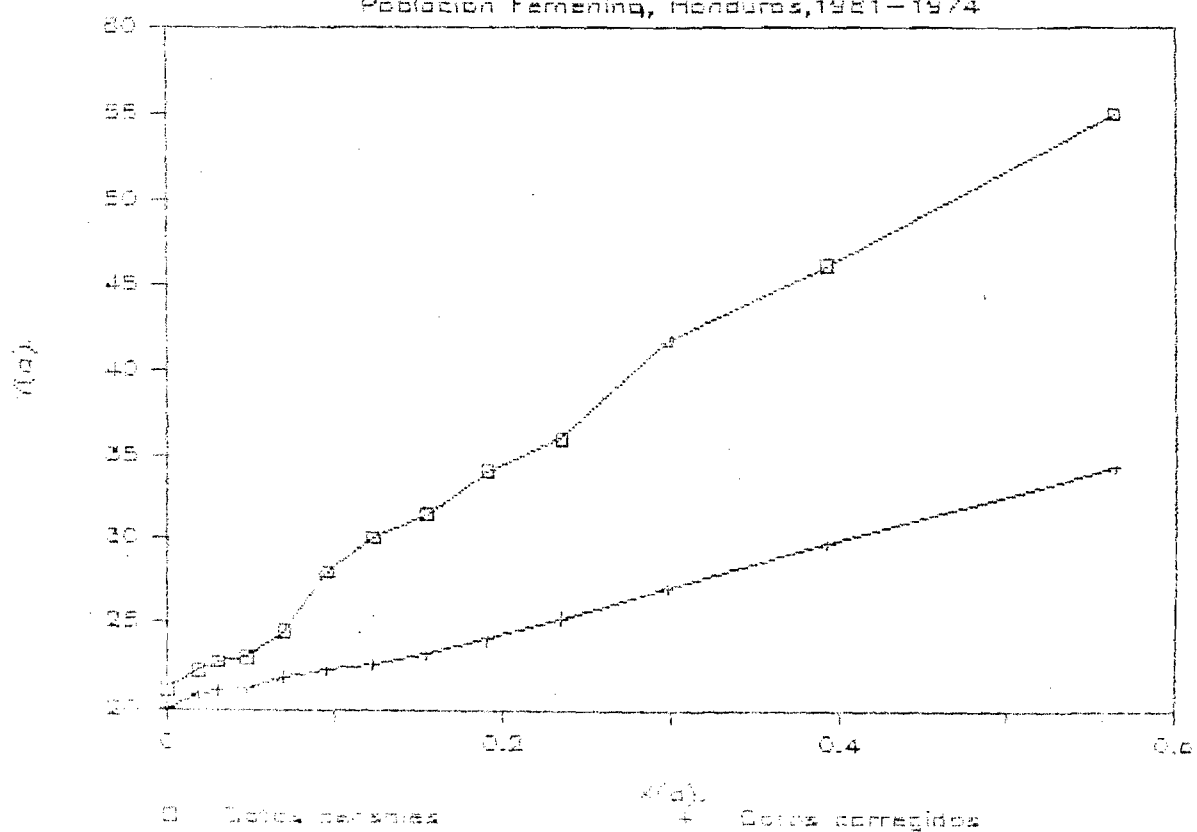


Gráfico 7

Aplicación del Metodo de Preston,
 Población Femenina, Honduras, 1981-1974



entonces, en los resultados que obtuvimos a partir de la aplicación de este método a datos corregidos y "cerrados" para eliminar el efecto de dichas fuentes de error (en la medida que las correcciones hechas lo permiten).

La discusión de las estimaciones finales la diferimos al párrafo 5.4.3. El párrafo que sigue está dedicado a obtener tablas de vida para ambos períodos y para cada sexo.

5.4.2. Elaboración de Tablas de Vida:

Por medio de los valores de K determinados en la sección precedente es posible modificar las tablas de vida que se aceptaron como estándar de manera tal que el nivel se haga consistente con el nivel de la mortalidad correspondiente a la población que se investiga.

Los pasos que debe seguirse para obtener la información necesaria por la construcción de tablas de mortalidad, son los que se presentan a continuación:

1. Ya que disponemos de una estimación de la mortalidad al comienzo de la vida, o sea, $p^*(5)$, podemos suponer que la transformación logito de un parámetro se da solamente para la mortalidad por encima de la edad 5, esto es:

$$\frac{{}_5q(a)}{{}_5p(a)} = K \cdot \frac{{}_5q^s(a)}{{}_5p^s(a)}, \quad a \geq 5 \quad (46)$$

La ec.(46) puede transformarse algebraicamente de la siguiente manera:

$$\frac{(1 - {}_5p(a))}{{}_5p(a)} = K \cdot \frac{{}_5q^s(a)}{{}_5p^s(a)} \rightarrow \frac{1}{{}_5p(a)} = 1 + K \cdot \frac{{}_5q^s(a)}{{}_5p^s(a)} \rightarrow$$

$${}_5p(a) = \frac{1}{1 + K \cdot \frac{{}_5q^s(a)}{{}_5p^s(a)}}$$

Ya que ${}_5P(a) = \frac{p(a)}{p^*(5)}$, ($a \geq 5$), se llega a la ec.(47) que será utilizada

para el cálculo de las tablas de vida:

$$p(a) = \frac{p^*(5)}{1+K \cdot \frac{5^q(a)}{5^p(a)}}, \text{ para } a \geq 5 \quad (47')$$

2. Una vez obtenidos todos los valores de $p(a)$ ($a=10,15,\dots,A$), se calcula los valores correspondientes de $q(a)$. Puesto que a normalmente será un múltiplo de 5 años se obtiene así valores de $q(a,5)$, o sea:

$$q(a,5) = \frac{p(a) - p(a+5)}{p(a)} = \frac{l(a) - l(a+5)}{l(a)}$$

3. Con los valores de $q(a,5)$ construimos las tablas de vida abreviadas, usando el paquete PANDEM. Sin embargo, para que podamos usar dicho paquete, es necesario insertar los valores $q(0,1)$ y $q(1,4)$. Para encontrarlos seguimos el mismo procedimiento para ambos períodos:

interpolando linealmente en el modelo Sur, empleando el nivel correspondiente al valor particular de $p^*(5)$. Así llegamos a las estimaciones presentadas a continuación:

<u>Período 1950-'61</u>	<u>$q(0,1)$</u>	<u>$q(1,4)$</u>
HOMBRES	0,16397	0,12685
MUJERES	0,14755	0,12610
<u>Período 1961-'74</u>		
HOMBRES	0,13310	0,08504
MUJERES	0,11980	0,08372

Es alentador encontrar que si hubieramos empleado la estimación "retrospectiva" de $q(0,1)$ como aparece en el Fascículo IV de la EDENH (Ortega y Rincón, 1975, págs.22 y 33) las estimaciones resultantes de

$q(0,1)$ y $q(1,4)$ habrían sido aproximadamente iguales ^{33/} para el segundo período.

4. Los factores de separación para $L(0,1)$ y $L(1,4)$ fueron calculados según Coale-Demeny (modelo Sur); el valor de $L(70+)=T(70)$ fue estimado según una ecuación de regresión de la forma:

$$\frac{L(x+)}{l(x)} = a + b.l(x) ; \text{ donde: } \underline{a} = 6,632 \text{ y } \underline{b} = 0,0000833 \text{ (para } x = 70)$$

(Ortega, Tablas de Mortalidad, 1982, pág. 27).

Los resultados de todas estas operaciones figuran en los cuadros 13-16. La discusión de ellos la diferimos al siguiente párrafo.

^{33/} Dicho valor de $q(0,1)=0,1263$, corresponde a ambos sexos. Entonces separándolo de modo igual que hicimos con la estimación "retrospectiva" de $p^*(5)$ (véase § 5.2.3) y después, calculando el valor de $q(1,4)$ como:

$$q(1,4) = \frac{d(1,4)}{l(1)} = \frac{d(0,5) - d(0,1)}{l(0) - d(0,1)} = \frac{l(0) \cdot [q(0,5) - q(0,1)]}{l(0) \cdot [1 - q(0,1)]} = \frac{q(0,5) - q(0,1)}{1 - q(0,1)}$$

(recuérdese que ya disponemos de estimaciones de $q(0,5)=1-p^*(5)$, llegamos a: $q(0,1)=0,1328$ y $q(1,4)=0,08533$ para los hombres, y

$q(0,1)=0,1195$ y $q(1,4)=0,08401$ para las mujeres.

Cuadro 13

TABLAS DE MORTALIDAD

PANDEM Vol.00, Marzo 1985

TABLA DE VIDA OBTENIDA MEDIANTE LA APLICACION DEL METODO DE PRESTON,
HONDURAS, POBLACION MASCULINA, PERIODO 1950-1961.

Edad	n	$q(x,n)$	$q(x,n)$	$l(x)$	$d(x,n)$	$L(x,n)$	$T(x)$	$e(x)$	$P(x,n+n)$
								$P(5):$	0.78700
0	1	0.12557	0.12397	100000	12397	88558	4139979	41.40	0.91053
1	4	0.03475	0.12285	87603	10605	305142	4021621	46.42	---
5	5	0.00747	0.03688	72998	2678	356295	3746479	51.32	0.97199
10	5	0.00384	0.01901	70320	1337	348259	3388184	48.18	0.97623
15	5	0.00581	0.02863	68984	1975	339980	3039925	44.07	0.96412
20	5	0.00884	0.04327	67009	2899	327795	2699945	40.29	0.95690
25	5	0.00877	0.04293	64109	2752	313666	2372150	37.00	0.95623
30	5	0.00913	0.04464	61357	2739	299937	2058484	33.55	0.95310
35	5	0.01010	0.04922	58618	2887	285871	1758547	30.00	0.94554
40	5	0.01232	0.05993	55730	3340	270302	1472676	26.42	0.93401
45	5	0.01503	0.07244	52390	3795	252464	1202374	22.95	0.91698
50	5	0.01982	0.09442	48595	4588	231505	949910	19.55	0.89036
55	5	0.02700	0.12645	44007	5565	206123	718404	16.32	0.84766
60	5	0.03997	0.18168	38442	6984	174750	512281	13.33	0.78435
65	5	0.05892	0.25716	31458	9690	137065	337531	10.73	---
70	5	0.11657	1.00000	23368	23368	200466	200466	8.58	---
								$P(65,n):$	0.59392

 $P(0) = 0.2500$ $k = 1.2400$

Cuadro 14

TABLAS DE MORTALIDAD

PERUEN 1961.00, Marzo 1962

TABLA DE VIDA OBTENIDA MEDIANTE LA APLICACION DEL METODO DE PRESTON,
 MONTECASS, POBLACION FEMENINA, PERIODO 1950-1961.

Edad	x	$q(x, a)$	$q(x, a)$	$l(x)$	$S(x, a)$	$L(x, a)$	$T(x)$	$e(x)$	$P(x, x+a)$
								$P(0)$	0.80224
0	1	0.16427	0.14755	100000	14755	89819	4366214	43.66	0.91110
1	4	0.00453	0.12610	85245	10749	311301	4276395	50.17	---
5	5	0.00768	0.03768	74496	2807	365460	3965094	53.23	0.97033
10	5	0.00431	0.02134	71688	1530	354617	3599634	50.21	0.97431
15	5	0.00610	0.03014	70158	2115	345506	3245017	46.25	0.96613
20	5	0.00789	0.03771	66944	2566	333805	2899511	42.61	0.96069
25	5	0.00837	0.04098	65470	2683	320682	2565706	39.18	0.95822
30	5	0.00871	0.04261	62765	2676	307284	2245024	35.75	0.95394
35	5	0.00933	0.04558	60119	2740	293744	1937740	32.23	0.95069
40	5	0.00990	0.04830	57379	2771	279565	1643996	28.65	0.94731
45	5	0.01063	0.05321	54607	2936	265773	1364030	24.96	0.93863
50	5	0.01465	0.07020	51702	3630	249435	1098252	21.24	0.91737
55	5	0.02017	0.09560	45072	4615	236824	848823	17.66	0.87757
60	5	0.03282	0.15166	40457	6591	200810	619999	14.27	0.81298
65	5	0.05165	0.22870	36867	9432	163254	419189	11.37	---
70	5	0.11119	1.00000	28433	28433	255934	255934	9.00	---
								$P(65, 70)$	0.61055

 $i(0) = 0.3100$ $k = 1.3350$

Cuadro 15

TABLA DE MORTALIDAD

PANDEM VOL.00, marzo 1985

TABLA DE VIDA CORRESPONDIENTE A LA POBLACION MASCULINA, HONDURAS
 PERIODO 1961-1974. INFORMACION BASICA PROVIENE DEL METODO DE PRESTON.

Edad	n	$h(x,n)$	$q(x,n)$	$l(x)$	$d(x,n)$	$L(x,n)$	$T(x)$	$e(x)$	$P(x,x+n)$
									$P(b)$: 0.83393
0	1	0.14897	0.13310	100000	13310	96550	4952478	49.52	0.94132
1	4	0.02259	0.08504	86690	7372	326413	4861928	56.08	---
5	5	0.00417	0.02083	79318	1638	392500	4535515	57.18	0.98379
10	5	0.00238	0.01171	77692	909	386136	4143016	53.33	0.98533
15	5	0.00358	0.01788	76773	1358	380473	3756879	48.94	0.97787
20	5	0.00541	0.02819	75417	2012	372852	3378407	44.77	0.97333
25	5	0.00840	0.03888	73404	2957	362129	3004355	40.93	0.97198
30	5	0.00898	0.02946	71448	2105	351978	2642228	36.98	0.96884
35	5	0.00878	0.03331	69343	2310	340939	2290250	33.03	0.96271
40	5	0.00852	0.04222	67032	2830	328088	1949312	29.08	0.95228
45	5	0.01098	0.05345	64202	3472	312432	1621224	25.25	0.93710
50	5	0.01512	0.07286	60731	4429	292761	1308791	21.54	0.91358
55	5	0.02128	0.10193	56342	5842	267478	1016011	18.07	0.87597
60	5	0.03155	0.14751	50649	7471	234584	748533	14.78	0.82200
65	5	0.04727	0.21378	43178	9230	192618	513964	11.90	---
70	5	0.10571	1.00000	33948	33948	321148	321148	9.48	---
									$P(65,70)$: 0.62484

 $\mu(0) = 0.2900$ $k = 1.1-00$

Cuadro 16

TABLAS DE MORTALIDAD

PANDEM VOL.00, Marzo 1985

TABLA DE VIDA CORRESPONDIENTE A LA POBLACION FEMENINA, HONDURAS
PERIODO 1961-1974. INFORMACION BASICA PROVIENE DEL METODO DE FRESTON.

Edad	a	q(x,n)	q(x,m)	l(x)	dx(n)	L(x,n)	l(x)	dx(m)	P(x,n)
									P(0): 0.84694
0	1	0.13060	0.11960	100000	11960	91734	5180597	51.81	0.94186
1	4	0.02221	0.02372	88020	7369	331734	5088853	57.61	---
5	5	0.00442	0.02165	80651	1763	398848	4757119	58.96	0.98251
10	5	0.00262	0.01303	76688	1028	391871	4358271	55.25	0.98419
15	5	0.00376	0.01863	77860	1451	385675	3956399	50.94	0.92871
20	5	0.00486	0.02400	76410	1833	377465	3550723	48.86	0.97472
25	5	0.00539	0.02660	74576	1984	367921	3203258	42.55	0.97266
30	5	0.00570	0.02810	72562	2040	357862	2835337	39.06	0.97049
35	5	0.00525	0.02097	70053	2165	347300	2483475	35.12	0.96717
40	5	0.00700	0.03475	68067	2376	336697	2130174	31.16	0.96257
45	5	0.00821	0.04021	65991	2654	323323	1794277	27.19	0.95270
50	5	0.01126	0.05469	63379	3464	308030	1470954	23.22	0.93510
55	5	0.01574	0.07570	59894	4532	288040	1162924	19.42	0.90304
60	5	0.02552	0.11976	55342	6639	260113	874884	15.81	0.84917
65	5	0.04160	0.18592	48703	9055	220879	614772	12.62	---
70	6	0.10066	1.00000	39648	39648	393893	393893	9.93	---
									P(65,n): 0.64071

i(x) = 0.3100 K = 1.2390

5.4.3. Discusión de los Resultados:

En esta sección los resultados obtenidos en los párrafos precedentes, serán comparados con las estimaciones que aparecen en publicaciones anteriores, como las que mencionamos en los párrafos 5.2.2. y 5.2.3. Debería quedar claro entonces que las conclusiones que sacamos serán relativas a la bondad de las estimaciones con que comparamos nuestros resultados. Dada la mala calidad de los datos básicos, no cabe esperar que todas las correcciones hechas sean exactas. Especialmente, queremos acentuar otra vez que no se dispone de datos muy confiables sobre los flujos de migrantes que hubo en los 2 períodos considerados.

En vista de estas observaciones no se debiera considerar nuestras estimaciones, ni tampoco las de estudios anteriores, más que como indicadores del orden de magnitud de los fenómenos demográficos contemplados.

A. Período 1950-'61:

Natalidad:

Lo que llama más la atención son las tasas brutas de natalidad muy elevadas, para ambos sexos en ese período:

53,76 ‰ para los hombres y,
53,68 ‰ para las mujeres.

Con el propósito de poner nuestras estimaciones en un contexto, así brindando una imagen más elocuente con respecto a la fecundidad en ese período, comparamos luego los valores encontrados con los que provienen de algunas otras fuentes.

- a. C.Arretx (1972, pág. 184) llegó a tasas brutas anuales de natalidad de 52,6 ‰ para el año 1951 y 51,0 ‰ para 1961, al dividir los nacimientos provenientes del registro (corregidos por omisión entre la población censal corregida.
- b. En el Boletín Demográfico No.17 del CELADE (1976, pág. 34) figuran

las siguientes estimaciones:

período 1950-'5554,6 ‰
 período 1955-'6053,29 ‰

c. Para los mismos períodos mencionados sub punto b. , Rincón y Camisa (1981, pág. 35, cuadro 13) presentan tasas brutas anuales de natalidad de 51,34 y 51,19 (por mil) respectivamente.

d. En la "Monografía de ..." (1984, pág. 11) aparecen las siguientes tasas:

195150,9 ‰
196149,3 ‰

Como puede comprobarse, caen nuestras estimaciones de b dentro el marco de referencia puesto por las estimaciones expuestas arriba, aunque son relativamente altas. Sin embargo, hay indicios que en ese período la fecundidad fue muy elevada:

- Es conocido que a niveles sanitarios muy deficientes como existían en Honduras antes de la segunda guerra mundial, la fecundidad puede ser baja debido a niveles mayores de esterilidad y de mortalidad intra-uterina. Cuando el nivel sanitario mejora sustancialmente, como ha ocurrido en, principalmente, el período 1950-'60, la fecundidad aumenta (Monografía de....., 1984, pág.36 y 37);
- Al bajar la mortalidad se produce un aumento en el número de mujeres que llegan a la edad de procreación;
- Además, cuando el descenso de la mortalidad (que hubo en ese período: pone en evidencia que el descenso más apreciable se dio en el período 1945-'61. Regresamos más adelante a este asunto) favorece tanto a hombres como mujeres, como normalmente sucede las mujeres casadas o unidas tendrán un mayor número de años-vividos en estas condiciones (C.Arretx, 1972, pág. 184 y 185).

Este punto es importante ya que se puede fácilmente demostrar que un descenso de la mortalidad que afecta tanto a los hombres como a las mujeres, tiene una incidencia más que proporcional en la sobrevivencia de una pareja. A igualdad de otras condiciones (p.ej. constancia en cuanto a los hábitos concernientes a la reproducción como

en las proporciones de mujeres casadas o unidas) ésta ocasiona un aumento en las tasas de natalidad (Ortega, 1982, págs. 118 y 119). Dado la alta nupcialidad en Honduras (véase p.ej. "Monografía de...", 1984, pág. 20) este factor seguramente ha jugado un papel importante en los elevados niveles de fecundidad pertenecientes al período considerado.

No obstante estas consideraciones, se podría explicar las TBN elevadas que estimamos, también por la posibilidad que hemos subestimado $p^*(5)$ (recuérdese que una subestimación de $p^*(5)$ conduce a una sobreestimación de la TBN). Aunque ya son bastante altos los valores adoptados de $p^*(5)$, hay evidencia que por lo menos no están subestimados.

Al parecer la reducción en la mortalidad infantil fue muy intenso en el período 1945-'60: casi un 50 por ciento (Rincón, 1982, pág. 5). Esto probablemente se debe a los esfuerzos públicos institucionales para mejorar la salud de la población que se iniciaron en la década del '50 (Monografía de..., 1984, pág. 39). Estos hechos justifican una estimación alta de $p^*(5)$ y por eso mismo, tampoco podemos excluir la posibilidad de una subestimación de $p^*(5)$.

Naturalmente existen otras posibilidades que pueden haber conducido a estos valores altos de la TBN, p.ej.:

- las correcciones crudas que se han efectuado;
- la no-representatividad del estándar adoptado con respecto al patrón de la mortalidad en Honduras, etc.

Sin embargo, no disponemos de elementos de juicio para decidir cuáles interpretaciones y estimaciones son las más probables: la gran diversidad de las estimaciones indica ya de por sí el grado de incertidumbre que existe respecto a la situación demográfica de Honduras en ese período.

De cualquier modo podemos concluir que la TBN fue muy alta, probablemente igual a ó mayor que 51 ‰, y además que no podemos rechazar de antemano las estimaciones a las que se llegaron aplicando el método de Preston. Será prudente, sin embargo, considerar todas las estimaciones

nes con las reservas debidas..

Mortalidad:

En cuanto a la mortalidad, el método de Preston da un valor de K poco mayor a la unidad, 1,13, en el caso de los hombres que es lo que esperábamos partiendo de los resultados logrados con el procedimiento de Preston y Bennett. Por lo tocante a la población femenina, el valor de $K=1,1$ encontrado parece un poco alto, casi igual al valor perteneciente a la población masculina. Esto significaría que las diferencias en la mortalidad por sexo muestran conformidad con las que expresa el nivel 10 de la tabla de vida elegida como estándar (modelo Sur, nivel 10, Coale y Demeny) en ese período.

Sin embargo, esto no es imposible y parece razonable postergar nuestro juicio hasta que hayamos discutido algunos indicadores de las tablas de mortalidad construidas mediante los mismos factores K.

Una medida de gran interés para este propósito es la esperanza de vida al nacer, $e^0(0)$, que es el mejor indicador del nivel general de la mortalidad: no está afectada por la composición por edades de la población además de ser una medida única. Esto permite hacer comparaciones directas para un mismo país a través del tiempo.

En lo siguiente comparamos nuestras estimaciones con las que provienen de otras publicaciones, colocándolas siempre entre paréntesis. Conviene tener presente que nuestros valores refieren aproximadamente al año 1956 (1955,9).

a. M. Rincón (1982, cuadro 7, pág. 20) encontró los siguientes valores de $e^0(0)$:

	1945		1961
HOMBRES . . .	29,89	(41,40)	45,38
MUJERES . . .	31,98	(43,66)	48,78

b. E.B.Courtois (1976, cuadro 15, pág. 43) eligió a partir de una investigación de las estimaciones ya existentes y sus propios resultados, los valores de $e^0_{(0)}$ que se presentan a continuación:

	<u>Quinquenio 1955-'60</u>	
HOMBRES	42,10	(41,40)
MUJERES	44,50	(43,66)

c. M.Rincón y Z.Camisa (1981, cuadro 3, pág. 13) llegaron a:

	<u>1949-'51</u>		<u>1960-'62</u>
HOMBRES	39,90	(41,40)	45,44
MUJERES	42,37	(43,66)	48,83

Como se puede ver, las estimaciones de $e^0_{(0)} = 45,44$ y $e^0_{(0)} = 48,83$ para los hombres y mujeres respectivamente, para los años alrededor de 1961, son coherentes con los valores de $e^0_{(0)}$ que estimó Rincón (1982; véase punto a.). Sin embargo, las estimaciones referidas a los años 1949-'51 parecen incompatibles con los valores de $e^0_{(0)}$ para el año 1945 (Rincón, 1982), ya que significaría que en 5 años el valor de $e^0_{(0)}$ aumentó casi 10 años, mientras que en el período en que se piensa fue más intenso la reducción en la mortalidad, sólo creció unos 5,5 años.

De estos resultados podemos concluir (otra vez) que la estimación de $e^0_{(0)}$ obtenida con el método de Preston, no cae fuera del rango de los resultados logrados en otras investigaciones (que usaron una metodología diferente). La coherencia con dichas estimaciones es mayor que en el caso de la TBN, y da confianza en las estimaciones de $e^0_{(0)}$ encontradas.

Otra medida muy importante es la mortalidad infantil, $q(0,1)$ - el número de defunciones de niños menores de un año por cada mil nacidos vivos - por el hecho de que se considera que sus niveles y cambios son muy sensibles a los cambios de las condiciones ambientales y sociales.

Por lo tanto, este indicador expresa en forma resumida el nivel de vida de una población.

Al comparar nuestras estimaciones con las provenientes de otras fuentes importantes, llama la atención la gran variedad que existe entre las distintas estimaciones.

Por un lado los valores encontrados en este trabajo, $q(0,1)=164\%$ y $q(0,1)=148\%$ para hombres y mujeres resp., parecen bajos comparándolos con los que encontró Rincón (1982, cuadro 7, pág. 20), o sea:

	<u>1945</u>	<u>1961</u>
HOMBRES	327,88% (164)	163,78%
MUJERES	299,04% (148)	145,45%

Por otro lado, existe una coherencia satisfactoria entre nuestras estimaciones y las de Rincón y Camisa (1981, cuadro 3, pág. 13) :

	<u>1949-'51 (en %)</u>	<u>1960-'62</u>
HOMBRES	175,6 (164)	148,1
MUJERES	171,2 (148)	132,9

En el "Informe sobre el Estudio de la Mortalidad Infantil en Honduras" de CELADE- UNICEF (cuadro 3, pág. 46, sin fecha) se estimó una tasa de mortalidad infantil (TMI en lo que sigue) de 150 por mil para el año 1960 (ambos sexos) que no es incoherente con nuestra estimación: para ambos sexos será $(0,164 \times 0,512 + 0,148 \times 0,488)$, = 156%, estimación que pertenece al año 1956.

E.B.Courtois (1976, págs. 102 y 103) elaboró tablas de vida para el período 1945-'60 en las que figuran TMI de 177,43 y 152,08 (por mil) para hombres y mujeres resp. Suponiendo que estos valores corresponden aproximadamente a la mitad de este intervalo, o sea el año 1952,5, se aprecia también un cierto grado de coherencia aunque poco menos en el

caso de las mujeres dado el descenso rápido en la década del '50.

Un indicador que también tiene importancia al comparar la estructura de la mortalidad, es la probabilidad de morir entre las edades 1 y 5, $q(1,4)$ (p.ej. una mortalidad alta entre los menores de 5 años es lo que distingue el modelo Sur de las otras familias, principalmente las familias Norte y Oeste, en las Tablas Modelo de Vida de Coale-Demeny).

Comparando los valores de $q(1,4)$ encontrados, 127‰ para los hombres y 126‰ para las mujeres con los que estimaron Rincón y Camisa (1981, cuadro 7, pág. 13), o sea:

	1949-'51(‰)		1960-'62(‰)
HOMBRES	140,7	(127)	101,3
MUJERES	126,4	(126)	95,6

se puede apreciar que el valor $q(1,4)=127‰$ para los hombres cae en el rango determinado por las estimaciones correspondientes a los años 1950 y 1961 (aproximadamente). Sin embargo, no es así respecto a la población femenina. Empero, cabe señalar que en ninguna "familia" de las Tablas Modelo de Vida de C-D, encontramos diferencias tan grandes entre los $q(1,4)$ correspondientes a ambos sexos, como las que presentan Rincón y Camisa, por lo menos en los niveles sobre los cuales estamos hablando. Por supuesto esto puede ser una característica genuina de la mortalidad en Honduras, pero si esto fuera así, las Tablas de C-D no servirían para representar la estructura de mortalidad en Honduras. Sin embargo, hay bastante evidencia en contra de esta afirmación.

Por ejemplo: en 1982 Rincón encontró los siguientes niveles de $q(1,4)$:

	1945 (en ‰)	1961
HOMBRES	175,13 (127)	96,28
MUJERES	171,40 (126)	95,59

Esos valores no sólo son más coherentes con los que encontramos nosotros, si no también más razonables en cuanto a las diferencias entre los sexos, es decir, en relación con las diferencias que aparecen tanto en las Tablas de C-D como las provenientes de otros estudios especiales sobre la mortalidad en Honduras.

E.B.Courtois, p.ej. (1976, págs. 102 y 103) estimó valores de $q(1,4)$ de 126,92 y 126,53 (por mil) para los hombres y mujeres respectivamente (refiriéndolos al período 1945-'60).

Finalmente consideramos un indicador demográfico muy importante, la probabilidad de morir entre 15 y 65 años, $q(15,50) = \frac{l(15) - l(65)}{l(15)}$.

Este indicador deriva su importancia del hecho que, en general, la edad 15 corresponde aproximadamente al comienzo de la vida activa, mientras que la edad 65 marca la terminación de la vida económicamente activa.

Rincón y Camisa (1981, cuadro 3, pág. 13) hallaron las siguientes probabilidades (por mil):

	1949-'51		1960-'62	
HOMBRES	571,5	(543,98)	505,9	
MUJERES	522,2	(474,51)	440,3	

Haciendo lo mismo con las tablas de vida construidas por Rincón (1982) se llega a los valores que presentamos a continuación:

	1945		1961	
HOMBRES	617,02	(543,98)	491,39	
MUJERES	589,18	(474,51)	423,04	

Por último calculamos los valores de $q(15,50)$ como aparecen en las tablas de vida construidas por E.B.Courtois (1976, págs.102,103)

para el período 1945-'60 :

HOMBRES : $q(15,50) = 684,06$ (por mil)

MUJERES : $q(15,50) = 632,79$ (por mil)

Estos valores significarían que la mortalidad entre 15 y 65 años fue mucho mayor en el período 1945-'60 que todas las otras estimaciones contempladas hasta ahora. Puede, posiblemente, explicarse en parte estas diferencias por el hecho de que las estimaciones de ella se refieren a un momento anterior al que se refieren nuestras estimaciones y, tomando en cuenta que el descenso de la mortalidad se aceleró mucho en la década del '50, esto puede ser responsable por una parte de las discrepancias encontradas. Por otro lado, se ve confirmada la incertidumbre con respecto a los parámetros demográficos, debido a la mala calidad y escasa cantidad de los datos básicos del período considerado, lo que se refleja en la divergencia de las estimaciones encontradas.

Esta divergencia no nos permite sacar conclusiones firmes sobre el funcionamiento del método de Preston en la estimación indirecta de los parámetros demográficos. No obstante, las estimaciones en conjunto, caen dentro los márgenes determinados por los distintos estudios considerados, además de tener bastante plausibilidad entre sí. Es de esperar que para el segundo período podremos formarnos una idea más clara sobre la bondad de las estimaciones a las que llegamos aplicando 'Preston', ya que se dispone de material de una mejor calidad con el que podemos comparar nuestras estimaciones.

Período 1961-'74 :

Empezamos, como en la sección precedente, con una discusión de las TBN. Hay evidencia que en Honduras la fecundidad, aún en ese período, ha permanecido en niveles considerablemente altos.

Esta afirmación se fundamenta en el hecho de que la planificación de la familia siguió siendo baja en el período intercensal de 1961-'74 y además en los bajos niveles de vida que todavía persisten en el país.

Un eventual descenso de la fecundidad debería estar respaldado por un

mejoramiento general de vida, eso es, mejores condiciones socio-económicas que, a su vez, podrían conducir a un aumento en la aceptación de medios para prevenir embarazos (Monografía de..., 1984, págs. 10, 11 y 21).

No debería sorprender entonces, encontrar que las TBN fluctúan alrededor de un 50 por mil: 50,3 para los hombres y 49,85 para las mujeres (la TBN correspondiente a ambos sexos sería entonces 50,08%).

Comparando nuestras estimaciones con las que aparecen en otras fuentes, se advierte una coherencia extraordinaria:

- K.Hill estimó, con base en preguntas retrospectivas una TBN de 50,1 por mil (ambos sexos; RETROEDENH, Fasc.VII, 1976, pág.35).
- C.Arretx (EDENH, Fasc.III, 1975, cuadros 8 y 9) llegó a una estimación de 49,2 por mil; sin embargo, la diferencia con el valor anterior se debe en gran parte a la distribución por edades de la población y no a los patrones de fecundidad. Si la estructura de la población encontrada en la EDENH hubiera sido igual a la de la RETROEDENH, la TBN habría sido 50,2% (RETROEDENH, Fasc.VII, pág. 35).
- M.Rincón y Z.Camisa derivaron una TBN de 49,98 por mil para el período 1965-'70 en sus proyecciones de la población de Honduras (1981, cuadro 13, pág. 35).
- El Boletín Demográfico No.17 del CELADE (1976, pág.34) presenta un valor de la TBN de 51,11 por mil para el quinquenio 1965-'70

Estas son solamente algunas estimaciones que encontramos. Como se puede apreciar, esos valores caen (aproximadamente) dentro el rango 49-51 por mil; nuestras estimaciones tienen perfectamente cabida en esa imagen.

Respecto a la mortalidad, llama la atención el valor bajo de K concerniente la población masculina: $K = 1,08$. En términos de niveles estadísticos significaría un nivel de 13,9 a 14 en el modelo Sur de las Tablas Modificadas de Vida de C-D. (recuérdese que encontramos un nivel de 13,6 al us

el procedimiento propuesto por Preston y Bennett). Esto se debe, probablemente a que el método de ajuste de una recta (método de Wald; semipromedios) elimina un parte de los efectos de una posible subestimación de la emigración u omisión censal (en el caso que nos ocupa una subestimación de la omisión en el segundo censo), efectos que pueden conducir a una sobreestimación de la mortalidad.

Ya que el método de Preston como lo hemos aplicado acá, incorpora también información adicional importante con respecto a la mortalidad al comienzo de la vida (que parecen ser confiables), la tabla de vida obtenida en el párrafo anterior merece la preferencia sobre los niveles que estimamos con el método de Preston y Bennett.

Como era de esperar en virtud de los resultados suministrados por el método de Preston y Bennett, el valor de K perteneciente a la población femenina es más alto que el correspondiente a los hombres.

Con el propósito de dar una imagen más elocuente, comparamos los mismos indicadores del nivel y la estructura de la mortalidad, que usamos para el período 1950-'61, de "nuestras" tablas de vida, con los de otras fuentes.

1. La esperanza de vida al nacer, $e^0(0)$:

Como hicimos para el primer período, colocamos nuestras estimaciones entre paréntesis; ellas refieren ahora aproximadamente a la fecha 1967,7.

- Rincón y Camisa (1981, pág. 13) llegaron a:

	<u>1960-'62</u>		<u>1973-'75</u>
HOMBRES	45,44	(49,52)	53,38
MUJERES	48,83	(51,81)	56,93

- Rincón (1982, pág.20) presenta los valores :

	<u>1961</u>		<u>1974</u>
HOMBRES	45,38	(49,52)	53,49
MUJERES	48,78	(51,81)	56,93

- E.B.Courtois eligió como valores de $e^{\circ}_{(0)}$ representativos para el período 1965-'70:

	<u>1965-'70</u>	
HOMBRES	49,3	(49,52)
MUJERES	52,0	(51,81)

- Con base en los datos recolectados en la EDENH(1971-'72), Ortega y Rincón estimaron la $e^{\circ}_{(0)}$ como:

	<u>1971-'72</u>	
HOMBRES	50,91	(49,52)
MUJERES	<u>55,53</u>	(51,81)

- En la RETROEDENH (Fasc.VII,1976, pág. 30) los valores de $e^{\circ}_{(0)}$ estimados son:

	<u>"1972"</u>	
HOMBRES	48,6	(49,52)
MUJERES	50,8	(51,81)

Cabe señalar que en este caso las estimaciones se obtuvieron con base en preguntas retrospectivas, entonces la fecha de referencia es un período anterior, que podría corresponder a 5 años antes.

Como puede apreciarse existe bastante coherencia entre las estimaciones a que llegamos aplicando el método de Preston y las que provienen de otras fuentes, aunque en el caso de las mujeres el valor de $e^{\circ}_{(0)} = 51,81$ parece bajo conforme a lo que se podría esperar en vista de los resultados logrados en párrafos anteriores.

Otro punto que llama la atención es la gran diferencia que existe entre las $e^{\circ}_{(0)}$ para los hombres y las mujeres, como aparece en el fascículo de la EDENH. Una posible explicación es que en la EDENH ha sido

omitido un cierto número de muertes de las mujeres (véase p.ej.fásc. VII, pág. 44 y fásc.IV pág. 39; ambas publicaciones pertenecen a una serie que trata de los resultados obtenidos en la EDENH).

2. Las probabilidades de morir entre determinadas edades exactas al comienzo de la vida: $q(0,1)$ y $q(1,4)$.

Al igual que en el caso anterior comparamos nuestras estimaciones con las que figuran en los mismos trabajos ya mencionados (los valores encontrados en este documento aparecen, otra vez, entre paréntesis para facilitar la comparación).

- Rincón y Camisa (1981, cuadro 3, pág. 13) hallaron los siguientes valores de $q(0,1)$ y $q(1,4)$ (por mil):

		<u>1960-'62</u>		<u>1973-'75</u>
HOMBRES	$q(0,1)$	148,1	(133,1)	125,8
	$q(1,4)$	101,3	(85,04)	67,0
MUJERES	$q(0,1)$	132,9	(119,8)	86,9
	$q(1,4)$	95,6	(83,7)	61,6

- Rincón (1982, págs.26-29) llegó a:
(por mil)

		<u>1961</u>		<u>1974</u>
HOMBRES	$q(0,1)$	163,78	(133,1)	122,82
	$q(1,4)$	96,28	(85,04)	67,92
MUJERES	$q(0,1)$	145,45	(119,8)	106,15
	$q(1,4)$	95,59	(83,7)	68,45

- E.B.Courtois estimó los siguientes valores (por mil) en sus tablas de vida referidos al período 1970-'75:

		<u>1970-'75</u>	
HOMBRES	$q(0,1)$	121,7	(133,1)
	$q(1,4)$	67,54	(85,04)
MUJERES	$q(0,1)$	102,1	(119,8)
	$q(1,4)$	66,19	(83,7)

- Ortega y Rincón (Fásc.IV, págs.49 y 50), basándose en información prospectiva recogida por la EDENH, estimaron los siguientes valores de $q(0,1)$ y $q(1,4)$ (por mil):

		<u>1971-'72</u>	
HOMBRES	{	$q(0,1)$	139,08 (133,1)
		$q(1,4)$	73,27 (85,04)
MUJERES	{	$q(0,1)$	92,09 (119,8)
		$q(1,4)$	60,48 (83,7)

- K.Hill (fásc.VII, pág.30), apoyándose en los datos obtenidos por medio de la RETROEDENH (información retrospectiva), llegó a: ^{34/}

		<u>"1972"</u>	
HOMBRES	{	$q(0,1)$	140,1 (133,1)
		$q(1,4)$	76,0 (85,04)
MUJERES	{	$q(0,1)$	123,0 (119,8)
		$q(1,4)$	68,3 (83,7)

Lo que sorprende encontrar es la gran diferencia entre las mujeres y los hombres en cuanto a las tasas de mortalidad infantil y juvenil, como aparecen en el fascículo IV de la EDENH. Esto probablemente se debe a una omisión de las defunciones de niñas en el tramo de edad 0-4 años (Monografía de...,pág.41; y, fásc.VII pág, 44).

Por otro lado, las estimaciones de la RETROEDENH parecen un poco elevadas aunque se usaron técnicas que, en general, pueden considerarse confiables (Brass y Sullivan; véase cap. 3, parte I de este trabajo). Sin embargo, para construir tablas de vida a partir de información fragmentaria obtenida mediante la aplicación de los métodos de orfandad y viudez, Hill utilizó el sistema logito de Brass y, como se sabe, una limitación de este sistema es que no describe bien la mortalidad infantil (véase, p.ej. J.Hobcraft, Seminario ..., 1977, pág. 43).

^{34/} Como ya hemos indicado estas estimaciones se refieren a un período anterior a 1972.

También puede ser que el Estándar General usado, no representa bien el patrón de la mortalidad en Honduras (K.Hill, fás. VII, pág.37)

De todos modos, las estimaciones logradas con el método de Preston no parecen excepcionales a la luz de las otras estimaciones que hemos considerado y las cuales se obtuvieron usando otras metodologías.

También cabe señalar que existe una mayor coherencia entre las distintas fuentes que utilizamos para este período. Esto acrecienta el valor de las comparaciones que estamos haciendo para juzgar el funcionamiento de los métodos de estimación demográfica indirecta que forman el objetivo de esta tesis.

3. la probabilidad de morir entre la edad 15 y la edad 65, $q(15,50)$:

Las probabilidades $q(15,50)$ que derivamos de las tablas de vida elaborada para el período 1961-'74, son:

HOMBRES $q(15,50) = 437,6$ por mil, y
MUJERES $q(15,50) = 374,5$ por mil.

- Rincón y Camisa (1981, cuadro 3, pág. 13) presentan los valores (por mil):

	<u>1960-'62</u>		<u>1973-'75</u>
HOMBRES	505,9	(437,6)	371,3
MUJERES	440,3	(374,5)	354,6

- De las tablas de vida construidas por Rincón (1982, págs.26-29) derivamos los valores (por mil):

	<u>1961</u>		<u>1974</u>
HOMBRES	491,4	(437,6)	378,4
MUJERES	423,0	(374,5)	327,5

- De las tablas de vida elaborada por E.B.Courtois (1976, págs.104 y 105) inferimos los valores (por mil):

	<u>1970-'75</u>	
HOMBRES	443,0	(437,6)
MUJERES	391,8	(374,5)

- En las tablas de mortalidad publicadas en el fáscc.IV de la EDENH (1975, págs.49 y 50) encontramos las siguientes estimaciones (por mil):

	<u>1971-'72</u>	
HOMBRES	408,9	(437,6)
MUJERES	374,6	(374,5)

- Del fáscc.VII (RETROEDENH 1976, pág.30) puede deducirse valores de la magnitud:

	<u>"1972"</u>	
HOMBRES	460,6	(437,6)
MUJERES	438,8	(374,5)

Observaciones :

Nuestros valores de $q(15,50)$ cuadran perfectamente con las estimaciones que provienen de los estudios efectuados por Rincón y Camisa (1981) y Rincón (1982). Sin embargo, comparándolas con los valores a que llegó E.B.Courtois (1976), se advierte una diferencia bastante grande, esto es, nuestros valores implican una mortalidad entre las edades 15 y 65, mucho más baja que los de ella. Esta diferencia surgió también respecto al período anterior (1950-'61). Empero, ahora sus estimaciones pertenecen a un quinquenio más reciente, entonces no puede explicarse esta diferencia por la alta mortalidad que regía en el pasado. Una posibilidad que sí tiene credibilidad es que ella usó en la elaboración de sus tablas de vida el modelo Oeste (Coale-Demeny). Una cualidad de esta familia es que tiene una mortalidad más alta en

el tramo de las edades 40-60 años (que el modelo Sur). Además, la experiencia de la EDENH muestra una mortalidad particularmente baja entre los 15 y 40 años que bien puede ser una característica propia de la estructura de la mortalidad en Honduras según K.Hill (fásc.VII 1976,pág. 38).

Por lo tanto, los valores derivados de las tablas de mortalidad de E.B.Courtois parecen sobrevaluar la realidad en cuanto a la mortalidad en Honduras.

Este razonamiento vale también para las tablas de vida construidas a través de información retrospectiva. K.Hill sugiere también la posibilidad de que la Tabla General de Vida Estándar de Brass no sea muy apropiada para ser usada en Honduras, puesto que atribuye una mortalidad excesiva a las edades adultas jóvenes (K.Hill, fásc.VII,pág.38). Por eso es probable que sus estimaciones sean ligeramente exageradas.

En cuanto a los valores de $q(15,50)$ que pueden ser derivadas de las tablas de mortalidad construidas por Ortega y Rincón (EDENH,fásc.IV, págs. 49 y 50), hay evidencia que el valor de $q(15,50)$ está subestimado en el caso de la población femenina (K.Hill,fasc.VII, pág. 44), es decir que parece probable que un cierto número de muertes ha sido omitido por la EDENH, particularmente las de niñas pequeñas y las de mujeres adultas.

Si esto es verdad, entonces nuestro valor de $q(15,50)$ referido a las mujeres está subestimado también y en una medida mayor ya que se refiere a unos 4 años antes. A la luz de las otras estimaciones es verdaderamente parece ser el caso. Puede sorprender a primera vista, pues hemos adoptado el supuesto de que la emigración está fuertemente subestimada en el caso de la población femenina (posiblemente acentuada por una subestimación de la omisión en el segundo censo), caso en que la mortalidad debería ser mayor (esto es, sobreestimada en vez de subestimada).

Empero, no debe olvidarse que el procedimiento de Preston modifica por medio del valor de K, la tabla de vida aceptada como estándar (modelo Sur, nivel 14) en forma lineal ,esto es, todos los valores de

$p(x,5)$ (y con ellos de $q(x,5)$) de la estándar en la misma dirección y proporcionalmente igual. Así, la estructura no se cambia lo que significa que también la baja mortalidad entre las edades 40-60 años se mantiene en nuestras tablas de vida.

No obstante, debe tomarse este valor con la cautela debida, porque aún aceptando esta explicación (parcial), el valor de $q(15,50)$ para las mujeres es poco plausible (demasiado bajo).

La estimación de $q(15,50)$ perteneciente a la población masculina parece ser mucho más confiable (así como la tabla de vida generada).

Conclusiones :

Podemos concluir que el método de Preston da resultados que, en conjunto, son bastante satisfactorios (confiables) en relación con las estimaciones con que hemos comparado nuestros resultados. Sin embargo, hay que señalar dos excepciones:

- primero, parece probable que las TBN del período 1950-'61 está sobreestimadas en alguna medida. Por las razones expuestas anteriormente, sin embargo, esta exageración no parece ser muy grande por lo menos pueden tomarse dichos valores como indicaciones que las verdaderas TBN en ese período, fueron mayores que 50 por mil.
- segundo, la tabla de vida construida para la población femenina correspondiente al período 1961-'74, contiene, al parecer, algunas inconsistencias. Por un lado encontramos un nivel general de mortalidad bastante alto, como manifiesta el valor bajo de $e_{(0)}$ por otro lado contiene una muy baja mortalidad entre las edades 15 y 65. Ya que la estimación de $p^*(5)$ puede considerarse fidedigna, esto significaría que la omisión se concentra en las edades 5-15 y ≥ 65 años. Aunque sí es posible que haya omisión en el grupo de mayor edad (≥ 65 años), parece poco probable que ésta sea completamente responsable por el valor bajo de $e_{(0)}$.

De todos modos conviene tomar con cautela las estimaciones suministradas por los métodos indirectos, dado el grado de incertidumbre que existe respecto a la calidad de los datos básicos (p.ej. cuáles peculiaridades de la información son reales y cuáles erróneas), y los supuestos, inherentes a la metodología, que se aceptan al aplicar dichos métodos.

5.5. El Método de Bennett y Horiuchi.

5.5.1. Procedimiento del Cálculo:

En 1981 Bennett y Horiuchi presentaron una técnica destinada a estimar el grado de cabalidad en el registro de las muertes. Basándose en un procedimiento ideado por S.H. Preston, ellos generalizaron dicho procedimiento para hacerlo apropiado para cualquier población cerrada, es decir, que no ha experimentado flujos de migración internacional.

El método se caracteriza por el uso de un conjunto de tasas de crecimiento por edad, observadas entre dos censos consecutivos. Estas tasas, en combinación con información sobre las muertes registradas, clasificadas por edad y, preferentemente también por sexo, permiten estimar el número de personas a una edad. A partir de información censal se puede calcular el número de personas en cada grupo quinquenal de edad correspondiente a la mitad del intervalo censal. Comparando esas estimaciones se obtiene una medida que representa la omisión en el registro de muertes, eso es, si los censos son comparables en cuanto a su cobertura y si no ha habido migración externa durante el período comprendido entre los censos. Una descripción más amplia está dada en el capítulo entonces, basta con hacer algunos comentarios:

1. Como en el caso de los métodos anteriores, utilizamos en la aplicación de la técnica de B. y H. las poblaciones corregidas y cerradas, ya que los censos de 1950, 1961 y 1974 no son comparables en cuanto a su cobertura, ni tampoco se cumple el supuesto que la población estuvo cerrada en las épocas consideradas. Empero, a fin de brindar una imagen de lo que se podría esperar trabajando con datos sin corregir, hemos incorporado en los gráficos los resultados de la aplicación del método

propio a las poblaciones censadas.

2. Las defunciones anuales registradas, (véase el Apéndice 5) se obtuvieron de varias fuentes:

- con excepción del año 1967^{35/}, las muertes registradas correspondientes a los años 1954-1974, fueron tomadas de los Anuarios Estadísticos publicados por la Dirección General de Estadística y Censos (DGEC, Honduras);
- Las defunciones referidas al año 1967 las sacamos del Demographic Yearbook, U.N. 1969;
- Para los años 1951-'53, recurrimos al Demographic Yearbook, U.N. 1957;
- Para el año 1950 dispusimos de un promedio para los años 1949-'51. Sin embargo, a partir de la edad 20 las muertes estaban clasificadas por grupos decenales. Para separarlas en grupos quinquenales utilizamos las coeficientes de interpolación provenientes de la fórmula de Karup-King.

3. La relación básica que permite estimar el número de personas a una edad, o sea:

$$\hat{N}(a-5) = \hat{N}(a) \cdot \exp[5 \cdot r(a-5, 5)] + D(a-5, 5) \cdot \exp[2,5 \cdot r(a-5, 5)] \quad (6)$$

requiere de un punto de apoyo para iniciar el proceso iterativo de estimación. Este punto de partida, $\hat{N}(A)$, se halla mediante la ecuación (7) :

$$\hat{N}(A) \doteq D(A+) \cdot \left\{ \exp[r(A+) \cdot e_{(A)}^{\circ}] - \left([r(A+) \cdot e_{(A)}^{\circ}]^2 / 6 \right) \right\} \quad (7)$$

Como se puede apreciar, esta ecuación necesita a su vez estimaciones de $r(A+)$ y $e_{(A)}^{\circ}$. El valor de $r(A+)$ proviene de la información censal misma, pero $e_{(A)}^{\circ}$ debe ser obtenida independiente de tal información (Bennett y Horiuchi, Notas de Población No. 35 pág. 20)

^{35/} No fue posible conseguir el Tomo 1 de los Anuarios Estadísticos pertenecientes al año 1967 en el que fueron publicadas las defunciones registradas en dicho año.

Puesto que ya disponemos de tablas de mortalidad referidas aproximadamente a los momentos centrales de los períodos intercensales, sacamos los valores de $e^{\circ}_{(\Lambda)}$ de dichas tablas. Decidimos adoptar como "edad de apoyo", $\Lambda=70$, conforme a lo que hicimos en la aplicación de los métodos discutidos en párrafos precedentes. Además, en vista de que estamos trabajando con datos corregidos, parece justificado tomar el último valor de $e^{\circ}_{(x)}$ que aparece en las tablas de vida construidas en el párrafo 5.4.2. Aunque no es completamente independiente de la información básica suministrada por los censos, resultó de varias aplicaciones con distintos valores de $e^{\circ}_{(70)}$ que es de menor importancia tomar un valor de $e^{\circ}_{(70)}$ (en general $e^{\circ}_{(\Lambda)}$) un año más alto o más bajo de lo que aceptamos acá (véase también lo que dicen los mismos B. y H. sobre ese asunto; Notas de Población No. 35, pág. 20)

4. Así como en el caso de Preston, determinamos la población media en forma distinta para cada período (y por las mismas razones). Para el período 1950-'61 utilizamos un promedio geométrico de cohorte, mientras que la población media del segundo período fue calculada mediante un promedio geométrico por edad.

5. Los valores graficados son la serie $K(a) = \frac{\hat{N}(a)}{\bar{N}(a)}$ (densidades,

columna 10 de los cuadros 17-20) ya que de estudios anteriores surgió que esta función muestra un comportamiento menos irregular que los valores de $K(a,5) = \hat{N}(a,5)/\bar{N}(a,5)$ (Somoza, Notas ..., No.37 págs. 33-39, 1985).

Incorporamos también series de valores de $K(a)$ aprovechando el mejoramiento que introdujeron B. y H. en una publicación posterior que consiste en ponderar el factor

$D(a,5) \cdot \exp[2,5 \cdot r(a,5)]$, $a \geq 60$, con una función gamma, proveniente de una regresión (véase cap. 2, Parte II).

6. Para poder juzgar mejor los resultados obtenidos a través de la aplicación del método propuesto por B. y H., introducimos acá una pequeña prueba con un procedimiento simple sugerido por los resultados ya obtenidos. Este procedimiento consiste en multiplicar la

Cuadro 17

AFILIACION: Pobl. CTI y MEXICANA
 PAIS: GUATEMALA PERIODO: 1950 - 1961
 POBLACION: MASCULINA

ESTIMACION DE LA DENSIDAD DEL REGISTRO DE DESPLAZACIONES (Continúa...)

EDAD	POBLACION		DESPLAZACIONES	MEDIA	POBLACION		MEDIA		ESTIMACION		
	(1)	(2)			(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
0 - 4	112425	193318	4762	0.022835					29951	125405	
5 - 9	101421	147024	579	0.004427	121858				20765	94009	0.77147
10 - 14	37322	49129	241	0.004427	105893	22245			18985	79151	0.72629
15 - 19	31334	39731	277	0.004429	87123	16772			14741	62693	0.72345
20 - 24	28721	36203	194	0.004428	74589	16211			12775	59048	0.78743
25 - 29	25761	32671	122	0.00366	64850	13904			10874	50223	0.78413
30 - 34	46254	42411	737	0.00767	53915	11793			9241	42273	0.78429
35 - 39	71965	51337	311	0.003026	44482	9833			7723	35062	0.78925
40 - 44	70768	41133	300	0.003025	35785	2019			6347	28571	0.79808
45 - 49	21134	34731	298	0.003658	26192	6398			5125	22857	0.81075
50 - 54	18251	20492	291	0.003423	21748	4994			4059	17923	0.82411
55 - 59	17763	19931	280	0.003745	16865	3751			3148	13265	0.85057
60 - 64	2584	14142	351	0.04334	11008	3789			2756	9718	0.68126
65 - 69	2686	9132	185	0.04290	5298	1633			1562	6382	
70 y +	2688	3351	194	0.02981							
TOTAL	0	0	19								
TOTAL	76617	91524	4007	0.003091							

datos de afiliación de 1950 y de 1961

Indicaciones corresponden por E. D. Llanusa y M. J. Simón, 1961.

República de Guatemala.

Registros de vida a lo largo de 70: 8.26

(1) Datos por. Inicial: 15-8-1950

(2) Datos por. Final: 10-4-1961

(3) Medida en años

(4) Medida de crecimiento interpersonales por edad

(5) Procedimiento geostático de cohorte

(6) $(1/n) \sum_{i=1}^n (E_i - E) + (5/n) \sum_{i=1}^n (E_i - E)$

(7) $(1/n) \sum_{i=1}^n (E_i - E) \cdot \exp(E_i - E) + (5/n) \sum_{i=1}^n (E_i - E) \cdot \exp(2.5 \cdot (E_i - E))$

(8) $(1/n) \sum_{i=1}^n (E_i - E) / \sqrt{2 \cdot \text{LOG}((1/n) \sum_{i=1}^n (E_i - E))}$

(9) = (8) / E

(10) = (7) / (8)

Cuadro 17

ANÁLISIS DE LA CALIDAD DE LA ESTIMACIÓN
DE LA POBLACION
PÉRIODO 1951 - 1961
MUESTRA DE MEXICALCO

FORMACIÓN DE LA CALIDAD DEL ANÁLISIS DE ESTIMACIONES (Conclusión)

Edad	CENSO		ESTIMACIÓN		POBLACION		ESTIMACIÓN		ESTIMACIÓN	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
0 - 4	128708	128016	4302	0.003342			129996	128987		
5 - 9	101102	100054	876	0.008667	101889		10099	94159	0.00100	
10 - 14	80922	815169	240	0.00293	100593	11245	10493	79165	0.00816	0.00133
15 - 19	71037	89731	277	0.003909	37110	18772	14777	6880	0.0016	0.00094
20 - 24	68704	86032	204	0.00298	74934	16231	10737	67147	0.00817	0.00975
25 - 29	58785	73671	103	0.001768	64060	18904	10810	50210	0.00853	0.00483
30 - 34	48054	61415	547	0.001137	83922	11748	9217	4075	0.0039	0.00067
35 - 39	37862	50110	310	0.000820	44402	5803	7777	75170	0.00117	0.00087
40 - 44	30054	41625	200	0.000667	35786	8019	6710	28624	0.00999	0.00307
45 - 49	20884	34071	288	0.00138	26192	6345	5136	10906	0.00249	0.00070
50 - 54	16131	24440	170	0.00105	21748	4894	4000	17754	0.00200	0.00140
55 - 59	10302	14971	160	0.00154	16666	3981	3156	11700	0.00272	0.00162
60 - 64	3844	10140	101	0.00264	11109	2100	2881	9739	0.00311	0.00165
65 - 69	700	4106	306	0.00437	1000	1600	1685	6260		
70 - 74	600	3001	174	0.00290			1010			
TOTAL	128000	128000	128000	0.00300						

1. Fuente: Censo de Población de 1950 y 1960.

2. Estimación hecha por el autor. Véase el artículo de M. J. García, 1961.

(R) Véase el artículo de M. J. García.

3. Esperanza de vida a la edad 0: 61.50.

(1) Fórmula geométrica de cobertura.

(2) Fórmula de cobertura de M. J. García.

(3) Método de M. J. García.

(4) Fórmula de M. J. García para la estimación de la población.

(5) Procedimiento geométrico de cobertura.

(6) $N(a) = (1 + N(a) - 5) + (5 + N(a) - 1)$.

(7) $N(a) = N(a) + 5 \times \exp(15 \times (5) \times R(a)) + 31 \times (5) \times R(a) + \exp(12.5 \times (5) \times R(a))$.

(8) $N(a) = R(a) \times (1 + 2 \times R(a) + R(a)^2)$.

(9) $(9) = (8) / (5)$.

(10) $(10) = (9) \times b$.

Cuadro 18

APLICACION: BENNETT Y HORIUCHI
 PAIS: HONDURAS PERIODO: 1950 - 1961
 POBLACION: FEMININA

ESTIMACION DE LA CABALIDAD DEL REGISTRO DE DEFUNCIONES

(Continúa...)

EDAD	POBLACION INICIAL	POBLACION FINAL	DEFUNCIONES	R(a)	POBLACION MEDIA (5)N(a)	N(a)	POBLACION ESTIMADA N(a)	(5)N(a)	K(a) quin	densi
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
0 - 4	124730	189571	3839	0.03865			30189	127711		
5 - 9	98081	143367	553	0.03505	118096		21399	96793	0.81410	
10 - 14	84943	113334	203	0.02663	97623	21652	17452	81204	0.83181	0.80665
15 - 19	73594	97168	254	0.02566	84540	18216	15087	70171	0.83003	0.82820
20 - 24	63218	84139	332	0.02640	72701	15724	13032	60226	0.82839	0.82878
25 - 29	53724	71919	317	0.02580	62035	13474	11109	51206	0.82543	0.82452
30 - 34	45035	60875	310	0.02783	52383	11442	9420	43205	0.82479	0.82326
35 - 39	37315	51070	294	0.02897	43643	9603	7906	36079	0.82669	0.82337
40 - 44	30356	42244	280	0.03062	35698	7954	6567	29755	0.82889	0.82558
45 - 49	24244	34534	254	0.03267	28862	6476	5375	24173	0.83753	0.83001
50 - 54	19122	27442	266	0.03335	22606	5147	4322	19294	0.85349	0.84159
55 - 59	14332	21079	270	0.03562	17239	3984	3422	15007	0.87052	0.85878
60 - 64	9899	15541	356	0.04165	12245	2948	2617	10927	0.89234	0.88754
65 - 69	6385	10462	263	0.04559	5309	1755	1864	7412		
70 y +	7963	11643	893	0.03422			1201			
IGNORADA	0	0	12							
TOTAL	892951	974236	2697	0.03146						

CENSOS DE POBLACION 1950 Y 1961

Información corregida por Z.D. Casias y M.J. Rinco, 1981.

REPUBLICA DE HONDURAS.

Esperanza de vida a la edad 70: 9

(1) Fecha pob. inicial: 18- 6-1950

(2) Fecha pob. final: 18- 4-1961

(3) Medias anuales

(4) Tasas de crecimiento intercensales por edad

(5) Promedio geométrico de cohorte

(6) $N(a) = (15)N(a-5) + (5)N(a) / 10$

(7) $R(a) = N(a+5) * \exp[5 * (5)R(a)] + (5)N(a) * \exp[2.5 * (5)R(a)]$

(8) $(N(a+5) - N(a)) / (1.2 * \text{LOG}(N(a+5) / N(a)))$

(9) = (8) / (5)

(10) = (7) / (6)

Cuadro 18

APLICACION: BENNETT Y HORTON
 PAIS: PARAGUAY PERIODO: 1950 - 1961
 POBLACION: FEMININA

POBLACION DE LA COHORTA DEL REGISTRO DE DEFUNCIONES

(Conclusión)

EDAD	POBLACION INICIAL	POBLACION FINAL	DEFUN- CIONES	R(a)	POBLACION (5)N(a)	MEIA N(a)	POBLACION K(a)	POBLACION (8)N(a)	K(a) q.in	K(a) cens
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
0 - 4	10400	10450	307	0.00295			5027	12084		
5 - 9	9651	10217	553	0.00573	11856		21470	9076	0.81511	
10 - 14	8441	10204	207	0.02463	9621	2162	17475	8027	0.83177	0.80710
15 - 19	7074	8716	254	0.00359	8450	18216	15110	70774	0.80131	0.82940
20 - 24	5720	8478	102	0.00174	7000	15724	11982	50714	0.82669	0.83700
25 - 29	5114	7814	317	0.00620	6290	12474	11127	51054	0.80307	0.82683
30 - 34	4705	7583	210	0.00443	5281	11442	8435	4077	0.82617	0.82401
35 - 39	4375	6607	264	0.00602	4364	9002	7420	3540	0.82613	0.82477
40 - 44	3675	4217	100	0.02702	3678	1654	6518	2508	0.83040	0.82774
45 - 49	2944	3484	104	0.03537	2882	8475	5165	24219	0.83913	0.83156
50 - 54	1912	2741	268	0.01398	2206	5347	4040	15337	0.85522	0.84324
55 - 59	1431	2107	271	0.01891	1707	3484	3417	15940	0.87247	0.86056
60 - 64	987	1531	255	0.02600	1245	2748	2623	10947	0.89197	0.88958
65 - 69	635	1043	263	0.04159	839	1755	1807	7417		
70 y +	348	1143	397	0.03422			1261			
TOTAL	61240	97428	8597	0.0148						

CEASOS DE POBLACION 1950 Y 1961

Información corregida por L.O. Garcia y M. A. Rincon, 1981.

REPUBLICA DE PARAGUAY.

Esperanza de vida a la edad 70: 9

(1) Fecha pob. inicial: 18- 2-1950

(2) Fecha pob. final: 16- 4-1961

(3) Medias anuales

(4) Tasa de crecimiento interdecenales por edad

(5) Promedio geométrico de cohorte

(6) $N(a) = [(5)N(a-5) + (5)N(a)/7]^{10}$

(7) $N(a) = K(a) \cdot \exp[5 \cdot (5)R(a)] + a1 \cdot [(5)D(a) \cdot \exp(2.5 \cdot (5)R(a))]$

(8) $K(a) = 5 \cdot (N(a) - N(a-5)) / (1 + \text{LOG}(N(a) + 5) / N(a))$

(9) $= (8) / (5)$

(10) $= (9) / (6)$

Cuadro 19

APLICACION: BARNETT Y MORICCHI
 PAIS: HONDURAS PERIODO: 1961 - 1974
 POBLACION: MASCULINA

ESTIMACION DE LA CALIDAD DEL REGISTRO DE DEFUNCIONES (Continúa...)

EDAD	POBLACION INICIAL	POBLACION FINAL	DEFUN- CIONES	R(a)	POBLACION (S)(a)	MEDIA N(a)	POBLACION ESTIMADA K(a)	(S)(a)	K(a) qu	K(a) dens
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
0 - 4	170040	218801	4027	0.03270			45757	200380		
5 - 9	148276	219744	703	0.03728	186544		34877	157767	0.83475	
10 - 14	110797	194282	752	0.03901	150509	33905	28702	127689	0.94836	0.83485
15 - 19	91105	158105	337	0.03451	126495	27700	22954	104663	0.82741	0.82673
20 - 24	87374	126296	401	0.02738	104676	22117	17602	87787	0.84004	0.82327
25 - 29	75391	107273	382	0.02736	89920	19401	12241	74955	0.83348	0.83453
30 - 34	64010	92087	380	0.02020	76763	16671	12307	63505	0.82709	0.82820
35 - 39	52119	77253	345	0.02893	64610	14139	11656	53410	0.82666	0.82435
40 - 44	44007	65211	332	0.03081	52570	11818	9764	44485	0.83003	0.82823
45 - 49	38215	53568	320	0.03254	43435	9700	8675	35477	0.81956	0.83244
50 - 54	27492	42918	344	0.03458	34350	7778	6568	29314	0.85338	0.84435
55 - 59	20741	33007	357	0.03616	26185	6053	5210	22953	0.87660	0.86666
60 - 64	14752	24047	482	0.03791	18835	4502	4022	17176	0.91194	0.89350
65 - 69	9558	16300	421	0.04117	12501	3134	2908	12093		
70 y +	5975	18096	1311	0.04621	13435	0	1987			
HONDURAS	0	0	97							
TOTAL	1004791	1546045	10756	0.03343						

CENSOS DE POBLACION DE 1961 Y 1974

informacion corregida por J.C. Casasa y M.A. Rizo, 1981.

REPUBLICA DE HONDURAS

Esperanza de vida a la edad 70: 9.46

(1) Fecha pob. inicial: 12-4-1961

(2) Fecha pob. final: 2-3-1974

(3) Medias anuales

(4) tasas de crecimiento intercensales por edad

(5) promedio geométrico por edad

(6) $N(a) = (S)(a) + (S)N(a)/10$

(7) $N(a) = N(a) * \exp(5 * (S)(a)) + (S)N(a) * \exp(2.5 * (S)R(a))$

(8) $(N(a) - N(a)) / (2 * \text{LOG}(N(a) * (S)(a)))$

(9) = (8)/(5)

(10) = (7)/(9)

Cuadro 19

RELACIONES SALARIALES Y ADMINISTRATIVAS
 PERIODO: 1961 - 1971
 FUENTE: Muestreo

RELACIONES SALARIALES Y ADMINISTRATIVAS (Conclusión)

Año	Salarios		Relaciones		Relaciones		Relaciones		Relaciones	
	Real	Índice	Núm.	(Índice)	Núm.	(Índice)	Núm.	(Índice)	Núm.	(Índice)
1961	100000	100	4707	0.00207						
1962	148072	148.072	700	0.00473	180844	180.844	24705	24.705	187101	187.101
1963	116377	116.377	390	0.00246	180809	180.809	27505	27.505	183608	183.608
1964	110075	110.075	700	0.00441	170456	170.456	21700	21.700	184810	184.810
1965	32874	32.874	301	0.00185	184873	184.873	17117	17.117	18000	18.000
1966	75001	75.001	380	0.00236	39930	39.930	19461	19.461	35154	35.154
1967	14118	14.118	310	0.00193	3720	3.720	16871	16.871	37100	37.100
1968	60001	60.001	348	0.00219	64810	64.810	18107	18.107	37477	37.477
1969	44017	44.017	332	0.00205	67070	67.070	11816	11.816	3609	3.609
1970	38005	38.005	300	0.00189	47470	47.470	8100	8.100	3610	3.610
1971	27442	27.442	343	0.00215	53350	53.350	7705	7.705	19305	19.305
1972	20000	20.000	307	0.00191	28100	28.100	6100	6.100	22700	22.700
1973	14000	14.000	400	0.00250	18000	18.000	4000	4.000	17100	17.100
1974	8000	8.000	421	0.00261	12000	12.000	3100	3.100	10100	10.100
1975	6000	6.000	1101	0.00683	10000	10.000	0	0.000	0	0.000
1976	5000	5.000	4	0.00025						
1977	3000	3.000	1000	0.00333						

NOTAS DE EXPLICACIONES DE 1961 A 1974
 Fuente: Muestreo de Salarios por E.L. Salinas y H.P. Salinas, 1981
 Estructura de Salarios
 Separación de 1961 a la edad 70: 8.40
 1. Fecha pub. inicial: 10-4-1961
 2. Fecha pub. final: 1-3-1974
 3. Salarios reales
 4. Salarios nominales internacionales en 1961
 5. Salarios nominales por edad
 6. Salarios nominales (E.L. Salinas)
 7. Salarios nominales (E.L. Salinas) + Salarios nominales (H.P. Salinas)
 8. Salarios nominales (E.L. Salinas) + Salarios nominales (H.P. Salinas)
 9. Salarios nominales
 10. Salarios nominales

Cuadro 20

AFILIACION: BENNETT Y HORIUCHI
 PAIS: HONDURAS PERIODO: 1961 - 1974
 POBLACION: FEMENINA

ESTIMACION DE LA CAPACIDAD DEL REGISTRO DE DEFUNCIONES (Continúa...)

EDAD	POBLACION INICIAL	POBLACION FINAL	DEFUNCIONES	R(a)	(5)N(a)	N(a)	POBLACION ESTIMADA N(a)	(5)N(a)	quin	dens
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
0 - 4	190469	173954	3872	0.03366			43472	150466		
5 - 9	144809	135542	670	0.03765	184558		33178	149507	0.81006	
10 - 14	114768	101040	241	0.03953	149072	33263	26846	121222	0.81657	0.80715
15 - 19	98890	153348	264	0.03520	123613	27129	21815	99377	0.81220	0.80206
20 - 24	86880	123551	259	0.02848	102942	22175	18057	63497	0.81111	0.79514
25 - 29	73553	105582	282	0.02804	88124	19107	15415	71275	0.80850	0.80681
30 - 34	62507	90685	261	0.02884	75277	16340	13154	60559	0.80449	0.80504
35 - 39	52532	76850	190	0.02951	65540	13682	11122	51009	0.80278	0.80148
40 - 44	43832	64525	268	0.03035	53060	11660	9330	42577	0.80243	0.80020
45 - 49	35890	53291	272	0.03110	43611	9667	7749	35216	0.80749	0.80162
50 - 54	28432	43328	296	0.03266	35098	7871	6361	26709	0.81796	0.81074
55 - 59	21861	34284	312	0.03484	27389	6249	5146	22849	0.83472	0.82360
60 - 64	16077	25697	429	0.03638	20326	4771	4038	17396	0.85566	0.84623
65 - 69	10835	17966	406	0.03931	13361	3429	2975	12493		
70 y +	12043	21737	1347	0.04581	16180	0	2076			
IGNORADA	0	0	74							
TOTAL	991393	1833562	9564	0.03384						

CENSOS DE POBLACION DE 1961 Y 1974

Información corregida por Z.C.García y J.J.Sandoz, 1981.

REPUBLICA DE HONDURAS

Esperanza de vida a la edad 70: 9.73

(1) Fecha pob. inicial: 1-4-1961

(2) Fecha pob. final: 6-3-1974

(3) Medias anuales

(4) Tasas de crecimiento intercensales por edad

(5) Promedio geométrico por edad

(6) $N(a) = (5)N(a-5) + (5)N(a) : 10$

(7) $N(a) = N(a)S + \exp[5 \cdot (5)R(a)] + (5)D(a) \cdot \exp[2.5 \cdot (5)R(a)]$

(8) $(N(a)S - N(a)) / (1.2 + \text{LOG}(N(a)S) - R(a))$

(9) = (8)/(4S)

(10) = (7)/(2)

Cuadro 20

REPUBLICA DE HONDURAS
 PAIS: HONDURAS PERIODO: 1961 - 1974
 POBLACION: FEMENINA

ESTIMACION DE LA CAPACIDAD DEL REGIMEN DE DEFUNIONES (Conclusión)

Edad	POBLACION INICIAL	POBLACION FINAL	TIEMPO (Años)	R(1)	POBLACION MEDIA (N1+N2)/2	POBLACION ESTIMADA (N1+N2)/2	POBLACION ESTIMADA (N1+N2)/2	Ratio	Ratio
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
0 - 4	190469	297714	3822	0.037166		43821	190469		
5 - 9	144407	278542	370	0.037888	163598	33229	144407	0.81117	
10 - 14	114766	191040	241	0.037953	148072	33283	26850	0.81975	0.81820
15 - 19	96880	151049	194	0.038220	127813	27459	21844	0.80357	0.80342
20 - 24	85450	128551	219	0.038348	109542	21870	16077	0.81220	0.79720
25 - 29	73837	105892	261	0.038594	89124	19107	15406	0.80761	0.81791
30 - 34	62907	90325	281	0.038834	75077	16340	13173	0.80561	0.82015
35 - 39	52516	76050	290	0.039331	63540	13852	11142	0.80393	0.80261
40 - 44	43522	64325	288	0.039305	53080	11859	9344	0.80352	0.80136
45 - 49	35619	53091	272	0.039110	43611	9657	7761	0.80573	0.80282
50 - 54	28432	43120	292	0.039225	35078	8071	6391	0.81927	0.81001
55 - 59	22041	34254	312	0.039464	27356	6249	5185	0.80564	0.82496
60 - 64	16707	25197	413	0.039636	20726	4771	4346	0.85710	0.84772
65 - 69	12206	17986	401	0.039331	15561	3419	2976		
70 +	12044	21237	1367	0.045661	16189	0	2076		
1961-1974	0	0	11						
TOTAL	991343	1522592	9564	0.038844					

CENSOS DE POBLACION DE 1961 Y 1974

Información corregida por E.D. Casales y M.J. Hincón

REPUBLICA DE HONDURAS

Esperanza de vida a la edad 70: 9.93

(1) Fecha pob. inicial: 10-4-1961

(2) Fecha pob. final: 3-3-1974

(3) Medias anuales

(4) Tasa de crecimiento intercensales por edad

(5) Promedio geométrico por edad

(6) $N(1) = (N(2) - N(1) - S) / (2 + \log(N(2) - N(1) - S))$

(7) $N(2) = N(1) + S * \exp((S * (N(2) - N(1) - S) / (N(2) - N(1) - S)) * \log(2.5 * (N(2) - N(1) - S)))$

(8) $N(1) = (N(2) - N(1) - S) / (2 + \log(N(2) - N(1) - S))$

(9) $R = (S) / (5)$

(10) $R(1) = (7) / (10)$

función $m(x,5)$ de las tablas de mortalidad elaboradas en el párrafo 5.4.2. , por el tiempo vivido (TV) total en cada grupo quinquenal de edad, dividido entre la magnitud del intervalo censal; en símbolos :

$$\left[m(x,5) \cdot TV(x,5) \right] / h \quad (48)$$

Los valores de $TV(x,5)$ o sea, $\left[\frac{N(x,5,t+h) - N(x,5,t)}{r(x,5)} \right]$, provienen de los cuadros 8 - 11 (aplicación Preston, col. 4).

Para obtener una estimación del tiempo vivido medio anual en un grupo quinquenal, hay que dividir $TV(x,5)$ entre h , que representa la magnitud del intervalo censal.

Así se obtienen estimaciones para cada grupo de edad del verdadero número de defunciones medias anuales que ocurrieron en los períodos considerados ^{36/}.

Al comparar estas muertes con las que se obtienen de la aplicación del método de B. y H. (cuadros 17 - 20 , col. 3), es posible calcular porcentajes de omisión para cada grupo de edad mediante la fórmula:

$$\left[1 - \frac{\bar{D}(x,5)}{\hat{D}(x,5)} \right] \times 100, \text{ donde:} \quad (49)$$

- $\bar{D}(x,5)$ es el número medio anual de defunciones registradas;
- $\hat{D}(x,5) = \left[\frac{d(x,5)}{L(x,5)} \times TV(x,5) \right] / h$.

Notése que por lo menos en el caso de las mujeres en el segundo período las estimaciones suministradas por este procedimiento debe tomarse con cautela, ya que uno de los supuestos es que los valores de $m(x,5)$ sean (aproximadamente) correctos. Además, la migración interna-

^{36/} Recuérdese que $m(x,n) = d(x,n)/L(x,n)$ y $L(x,n)$ representa el tiempo vivido entre x y $x+n$ en la tabla de vida. Dado que una tabla de vida parte de una raíz arbitraria a menudo 10 elevada a una potencia, hay que multiplicar las defunciones de la tabla entre las edades x y $x+n$, $d(x,n)$, por el $TV(x,n)$ real para conseguir el "verdadero" número de las muertes medias anuales, con las cuales se puede comparar las muertes registradas.

cional, omisión diferencial en los censos y la mala declaración de la edad, pueden sesgar los valores de $TV(x,5)$.

No obstante, ésta última limitación es compartida por los otros métodos también. A pesar de estas limitaciones, este procedimiento parece producir resultados que al menos podría tomarse como elementos de juicio adicionales que proporcionan una idea acerca del grado de omisión en los registros de defunciones.

Los resultados aparecen en los cuadros 21 - 24. Hemos omitido las muertes con edad ignorada en el período 1950-'61 ya que se trata de números despreciables. En cambio; para el segundo período hemos distribuido proporcionalmente esas muertes, aunque relativamente los números en ese período no tienen tampoco mucho peso.

5.5.2. Discusión de los Resultados :

Empezamos la discusión con los resultados provenientes de la aplicación del método a datos originales, esto es, sin corregirlos por migración internacional, omisión diferencial entre los censos y la mala declaración de edad ^{37/}.

A. Resultados Obtenidos a partir de Datos Sin Corregir :

1. Período 1950-1961 :

Lo que llama inmediatamente la atención, es el bajo nivel en que se encuentran las curvas (véase los gráficos 8 y 9) correspondientes a los datos originales (sin corregir): alrededor de 0,4 para ambos sexos. Esto significaría una omisión en el registro de las muertes de aproximadamente 60 % para la población adulta (entre 5 ó 10 - 65 años). Es poco plausible una omisión de tal magnitud en las edades adultas, aún en el caso de Honduras, país el cual se tiene conocimiento de que la integridad del registro de defunciones es notoriamente deficiente (véase p.ej. la Monografía...., 1984, págs. 3-6).

Además, este nivel de omisión sería completamente inconsistente con los niveles estimados partiendo de datos corregidos (también para

^{37/} Puede encontrarse dichos resultados en el Apéndice G.

CUADRO 21.

Estimación Alternativa del Grado de Casalidad del Registro de Muertes.
Honduras, Período 1950-1961, Población Masculina.

Grupo de Edad a) (1)	m, (2)	T (m, 5) (3)	Defunciones Estimadas D (4)	Defunciones registradas R (5)	% de Cobertura (6)
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
0-4	0.06862	1771041	10968	4262	80.27
5-9	0.00747	1330502	918	879	75.91
10-14	0.00384	1043121	326	243	37.30
15-19	0.00581	947742	508	273	45.52
20-24	0.00354	612329	328	394	41.02
25-29	0.00877	226530	514	383	35.64
30-34	0.00913	234091	492	347	29.53
35-39	0.01010	261559	449	310	29.84
40-44	0.01226	319830	485	300	22.53
45-49	0.01503	389240	429	258	30.59
50-54	0.01982	512287	428	297	32.15
55-59	0.02700	707774	443	260	36.62
60-64	0.03997	1022234	451	181	22.19
65-69	0.05902	151762	429	228	32.90
70+	3.11657	80775	934	754	14.99
Total		9886734	16525	9489	b)

Fuente: Cuadro 8, Párrafo 5.4.1
Cuadro 13, Párrafo 5.4.2
Cuadro 17, Párrafo 5.5.1

(2) Tasa Central de Mortalidad del Grupo (m, 5)

(3) Tiempo vivido Total en el Grupo (m, 5)

(4) $(2) \times (3) / 10,000$

(6) $[1 - (5) / (4)] \times 100$

a) e (70, e-70)

b) Incluye Defunciones con Edad Ignorada.

CUADRO 22.

Corrección Alternativa del Sesgo de Calidad del Registro de Muertes.
Honduras, Período 1950-1981, Población Femenina.

Grupo de Edad	(1), (2)	(3), (4)	Defunciones Estimadas (1), (5)	Defunciones Registradas (1), (6)	% de Corrección
0-4	0.00178	1077531	9018	1319	51.02
5-9	0.00710	1291779	416	570	39.84
10-14	0.01431	1121146	424	1007	52.16
15-19	0.02111	812704	519	254	51.06
20-24	0.02737	732052	563	170	41.01
25-29	0.03637	675120	522	117	39.25
30-34	0.04871	569210	456	310	32.22
35-39	0.06513	474722	407	294	28.11
40-44	0.08590	389320	356	280	21.63
45-49	0.11093	315008	316	254	20.10
50-54	0.01455	249441	335	266	21.63
55-59	0.02017	189410	303	270	23.96
60-64	0.03282	135470	411	356	13.28
65-69	0.05165	89415	426	263	38.33
70+	0.11110 a)	104460	1672	877	16.67
Total		5939267	16930	8684 b)	

Fuentes: Cuadro 9, Parágrafo 5.4.1
Cuadro 14, Parágrafo 5.4.2
Cuadro 18, Parágrafo 5.5.1

(2) Tasa Central de Mortalidad del Grupo (1,5)

(3) Tiempo Vivido Total en el Grupo (1,5)

(4) $(1) \times (3) / (1,5)$

(6) $(1) \times (5) / (4) \times 100$

a) 0.170, w=10'

b) excluye defunciones con Edo. Ignorada.

CUADRO 23.

Estimación Alternativa del Grado de Cobertura del Registro de Muertes.
Honduras, Período 1961-1974, Población Masculina.

Grupo de Edad	$w(x,5)$	$TV(x,5)$	Defunciones Estimadas $D(x,5)$	Defunciones Registradas $R(x,5)$	% de Cobertura
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
0-4	0.04950	2142966	12094	4356	35.90
5-9	0.00417	2453026	794	709	88.09
10-14	0.00236	1981271	359	295	82.15
15-19	0.00355	1644129	454	305	67.16
20-24	0.00541	1356243	559	405	72.43
25-29	0.00540	1155254	486	366	75.09
30-34	0.00798	995191	482	363	75.08
35-39	0.00778	817577	441	348	78.60
40-44	0.00867	672053	482	335	69.51
45-49	0.01095	563479	486	325	66.87
50-54	0.01513	446465	514	341	66.13
55-59	0.02128	340595	582	380	65.26
60-64	0.03183	245308	686	455	66.39
65-69	0.04787	163045	506	415	82.01
70+	0.10571(4)	175753	1441	1023	70.81
Total		16166541	20346	10755 (5)	

Fuente: Cuadro 10, Párrafo 5.4.1
Cuadro 15, Párrafo 5.4.2
Cuadro 19, Párrafo 5.5.1

(1) Tasa Central de Mortalidad del Grupo $w,5$

(2) Tiempo Vivido total en el Grupo $w,5$

(4) $(1) \times (2) / (2.89)$

(5) $(1 - (5)) / (4) \times 100$

(6) $(5) / (4) \times 100$

(7) Defunciones con Edad Ignorada Distribuidas Proporcionalmente.

Cuadro 24

estimación Alternativa del Grado de Calidad del Registro de Muertes.
Mandujos, Período 1961-1974, Población Femenina.

Grupo de Edad x, x+4	h(x,5)	T(x,5)	Defunciones Estimadas D(x,5)	Defunciones Registradas R(x,5)	% de Distorsión
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
0-4	0.04859	2074120	10897	3902	64.19
5-9	0.00442	2492626	824	676	17.95
10-14	0.00142	1939426	392	143	38.04
15-19	0.00176	1697734	476	215	43.38
20-24	0.00436	1304924	632	281	46.12
25-29	0.00539	1142182	472	264	44.72
30-34	0.00573	975945	432	283	34.40
35-39	0.00429	804909	482	392	27.38
40-44	0.00707	689328	378	190	23.13
45-49	0.00821	585741	360	274	23.99
50-54	0.01124	455787	397	298	25.02
55-59	0.01574	358032	456	315	27.54
60-64	0.02052	264413	523	433	17.29
65-69	0.04132	181866	599	409	29.31
70+	0.16061 a)	211595	1352	1356	17.62
Total		1601349c	18721	9564 b)	

Fuente: Cuadro 11, Párrafo 5.4.1
Cuadro 16, Párrafo 5.4.2
Cuadro 20, Párrafo 5.5.1

(2) Tasa Central de Mortalidad del Grupo (x,5)

(3) Tiempo (divido total en el Grupo (x,5)

(4) $(2) \times (3) / 12.89$

(5) $11 - (4) / (4) \times 100$

a) $a(70, a-70)$

b) Defunciones con Edad Ignorada Distribuidas Proporcionalmente.

Gráfico 8

APLICACION DE BENNETT Y HORIUCHI
POBLACION MASCULINA, PERIODO 1980-1981.

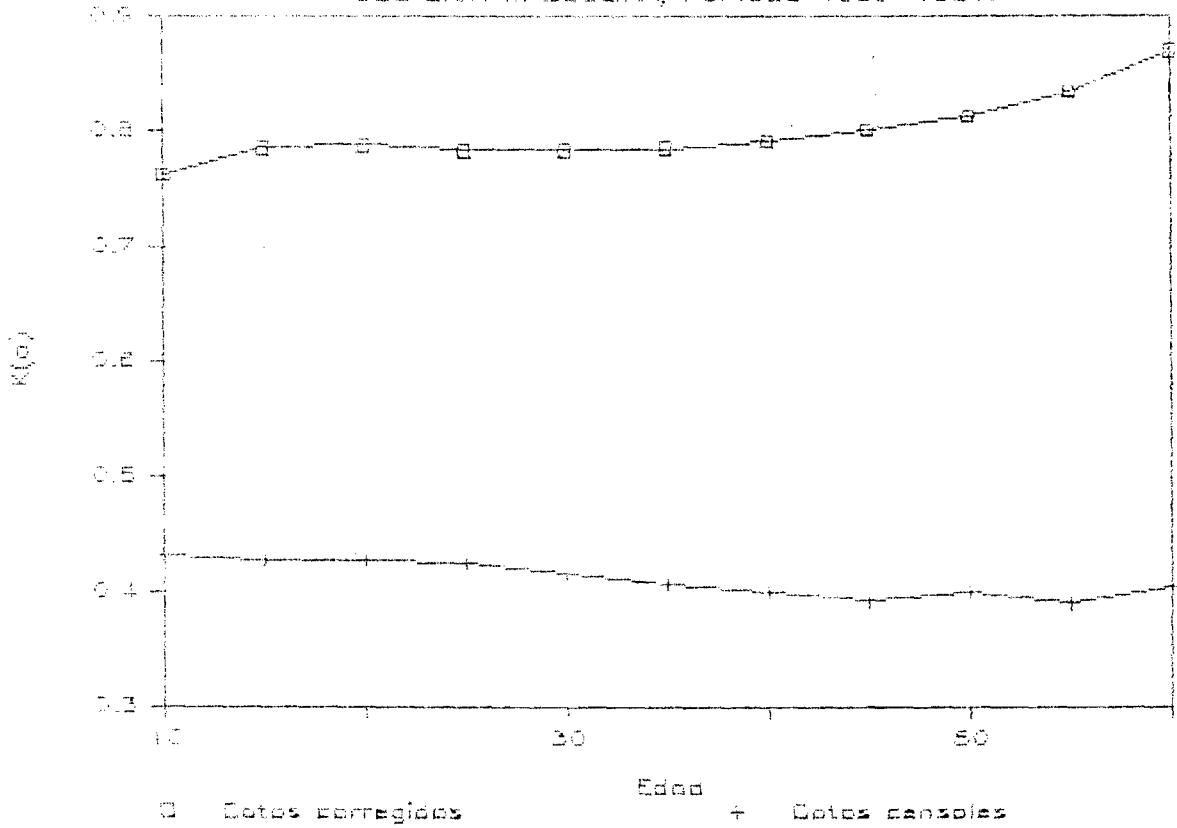


Gráfico 9

APLICACION DE BENNETT Y HORIUCHI
POBLACION FEMENINA, PERIODO 1980-1981.

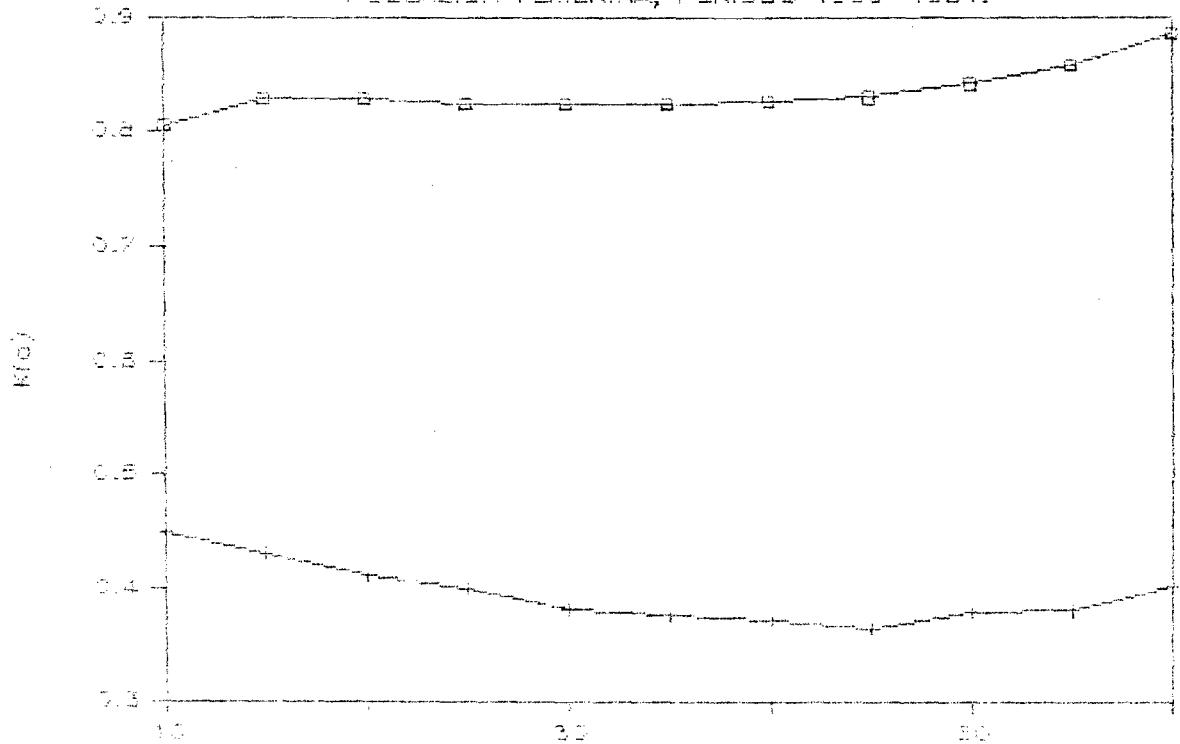


Gráfico 10

APLICACION DE BENNETT Y HORIUCHI

POBLACION MASCULINA, PERIODO 1981-1974.

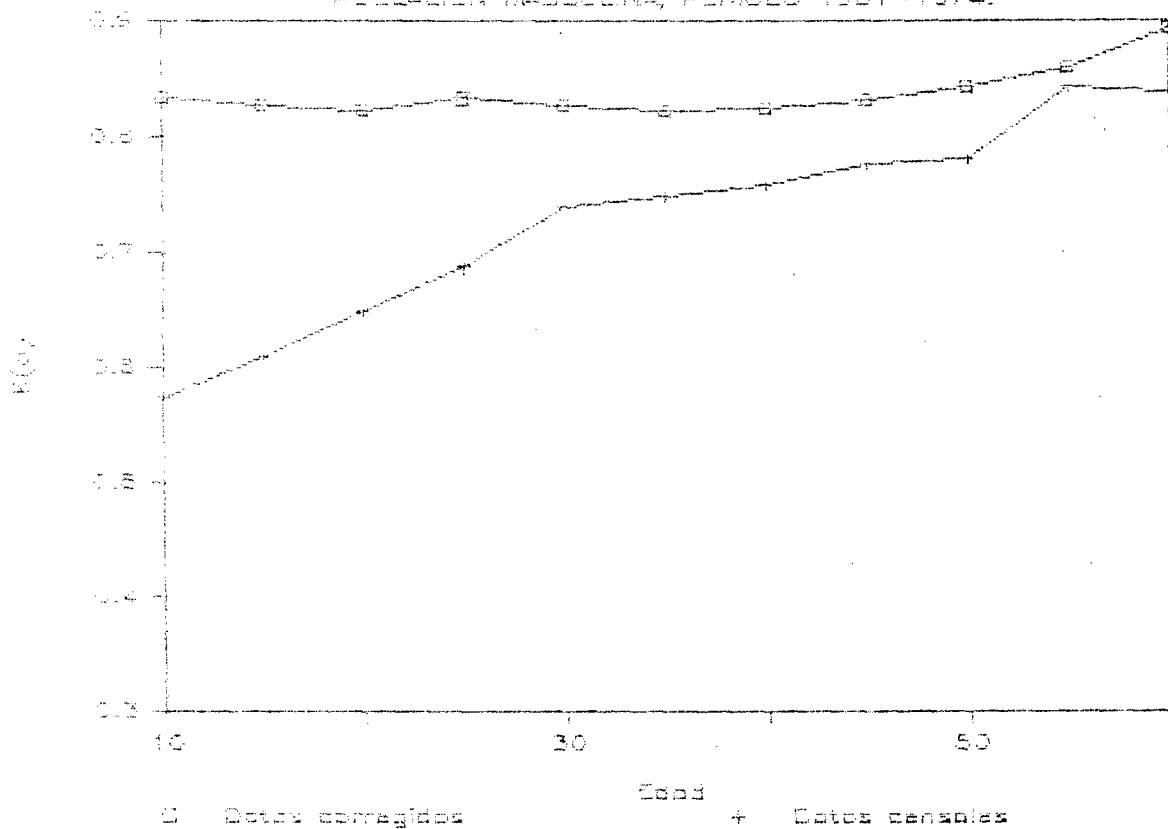
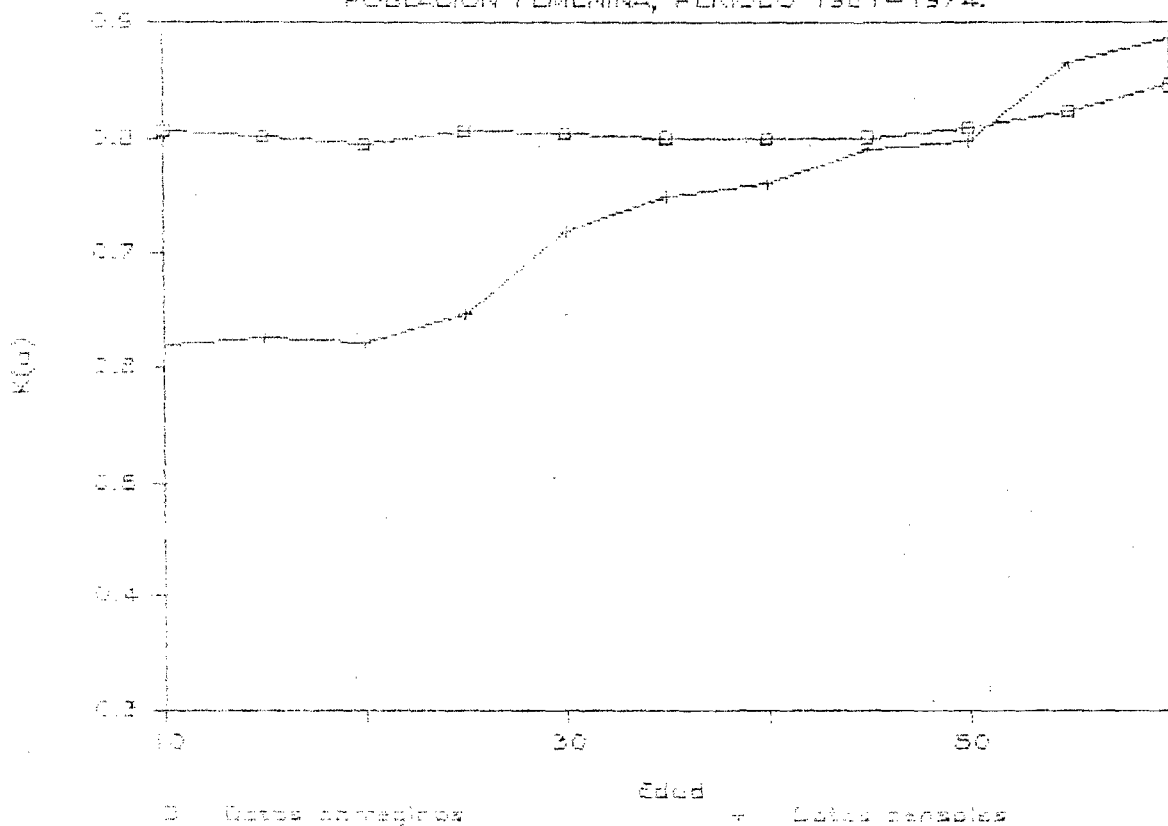


Gráfico 11

APLICACION DE BENNETT Y HORIUCHI

POBLACION FEMENINA, PERIODO 1981-1974.



el efecto de la migración externa), estimaciones a las cuales normalmente debe darse más crédito.

No debe sorprender entonces, que existen otras razones responsables por los bajos niveles de cabalidad logrados a partir de datos originales. Ya que las curvas presentadas en los gráficos 8 y 9 representan el cociente entre los números estimados y observados de personas de edad a , o sea $\hat{N}(a)/\bar{N}(a)$ ($=K(a)$), y los valores de $\hat{N}(a)$ fueron calculados en forma iterativa, parece lógico comenzar el análisis con el punto de partida, en este caso:

$$\hat{N}(70) = D(70+) \cdot \left\{ \exp \left[r(70+) \cdot e_{(70)}^0 \right] - \left[r(70+) \cdot e_{(70)}^0 \right]^2 / 6 \right\}$$

Como se ha observado, está fuertemente sobreenumerada la población de 40 a 45 años y adelante en el censo de 1950 (véase p.ej. gráfico 1 de este documento; C.Arretx, 1972, pág. 176 ; y, Rincón, 1982, pág. 10). Esto surge claro al calcular la tasa de crecimiento en el intervalo abierto, $r(70+)$ que proviene de la información censal misma: encontramos valores ¡ negativos!, -0,020 y -0,019 para hombres y mujeres respectivamente. Comparándolas con las que provienen de la población corregida y cerrada, +0,0293 y +0,0342 (hombres y mujeres resp.) se ve una gran discrepancia que se refleja en los valores estimados de $\hat{N}(70)$

usando los datos originales se llega a

	<u>$\hat{N}(70)$</u>
HOMBRES	665
MUJERES	<u>748</u>

mientras que se logra valores de:

	<u>$\hat{N}(70)$</u>
HOMBRES	1013
MUJERES	<u>1201</u>

aprovechando la información corregida y "cerrada" ^{38/}.

Por otro lado, el denominador del valor gráficado, $\bar{N}(a)$ se calculó mediante un promedio geométrico de cohorte, o sea:

$$\left[N(a-5, 5, t) \cdot N(a+5, 5, t+h) \right]^{\frac{1}{2}} = \bar{N}(a, 5), \text{ y, luego } \bar{N}(a) = \frac{\bar{N}(a-5, 5) + \bar{N}(a, 5)}{10}$$

Como los valores de $N(a, 5, t)$, $a \geq 40$, $t=1950$, están exagerados, los valores de $\bar{N}(a)$ también serán demasiado altos a partir de la edad $a=45$. Entonces, tenemos que por un lado $\hat{N}(a)$, está subestimado (el valor bajo del punto de partida ejerce su influencia en todas las edades aunque su peso relativo disminuye al descender la edad ^{39/}), y por otro lado que $\bar{N}(a)$ está sobreestimado en las edades avanzadas. Esto implica que los valores de $K(a) = \hat{N}(a) / \bar{N}(a)$ serán demasiado bajos, por lo menos en el tramo de las edades avanzadas.

Sin embargo, de 40 años a la edad más joven, el factor $K(a)$ muestra una ligera tendencia a crecer. Puede suponerse que el fenómeno de la inmigración que hubo en ese período, es el responsable de esa tendencia por el hecho de que: primero, la mala declaración no juega un papel tan importante en esas edades como lo hizo en las edades avanzadas y, segundo, la inmigración normalmente se concentra en las edades adultas jóvenes. Puede ser que una omisión mayor en el primer censo fortaleció esa tendencia pero no se dispone de elementos de juicio para afirmar este supuesto y de todos modos no parece probable que esta última posibilidad sea de gran importancia en el período considerado (véase parágrafo 5.2.1.).

2. Período 1961-'74 :

No merecen mucho comentario las curvas correspondientes a ese período y que provienen de la aplicación del método de B. y H. a datos ori

^{38/} La fórmula de cálculo del punto de partida es la ec.(7). Los siguientes datos fueron usados:

D(70+)	e ^o ₍₇₀₎	r(70+)	r(70+)
		(sin corregir)	(corregida)

ginales (gráficos 10 y 11). Es evidente que la tendencia decreciente desde el punto de partida hasta las edades más jóvenes, se debe a una combinación de los efectos de emigración y omisión relativamente mayor en el segundo censo (1974).

Nótese que el factor gamma no tiene ninguna significación ni para la aplicación a datos originales ni para la aplicación a datos corregidos. Esto se comprobó para ambos sexos y ambos períodos.

B. Resultados Obtenidos a partir de Datos Corregidos y Cerrados:

Como se puede apreciar en los cuadros 17-20 ^{40/}, el subregistro de las defunciones parece haber permanecido constante en los dos períodos considerados. Además, la integridad del registro no varía mucho por ser los niveles de omisión estimados oscilan alrededor de un 20 %.

Una peculiaridad que se advierte claramente en los gráficos 8-11, es que el punto correspondiente a la edad 60, siempre está por encima de los otros valores de $K(a)$.

En investigaciones anteriores, también se notó esta singularidad (véase p.ej. D.L.de Lera, Tesis de Grado, 1984, págs.29-32 ó: Notas de Población, No.37, 1985, págs.39 y 40) aunque en los trabajos mencionados se usaron datos libres de errores (proyecciones de población). Es muy probable entonces, que en la estimación de la densidad de partida mediante la ec.(7), se cometa un sesgo, acarreando después al resto de las densidades por la forma iterativa de su cálculo (D.L.de Lera, 1984, pág.29)

En el caso de Honduras sin embargo, esta no es la única explicación por los valores altos de $K(a)$ en las últimas edades. Los cuadros 21 - 24 indican una omisión sustancialmente menor en el grupo "abier

^{40/} Hemos utilizado la opción que no incluye el factor gamma, ya que éste introdujo cambios insignificantes en los valores de $K(a)$.

to", esto es, en las edades de 70 años y adelante, que en la mayoría de los otros grupos de edades. Esto podría atribuirse a la exageración de la edad a la muerte que ocurre con frecuencia en los países en vías de desarrollo; la mayor omisión en el grupo 65-69 años parece sostener esta aserción. Por lo tanto, el término $D(A+)$ en la ec. (7) usada para estimar la densidad a la edad inicial del grupo abierto final, es dominante respecto al resto de los valores $D(a,5)$ registrados; por eso, $\hat{N}(A)$ será alto.

Como $\hat{N}(A)$ es el punto de partida en el cálculo iterativo del resto de las densidades $\hat{N}(a)$ mediante la ec. (6), cabe esperar entonces que los valores de $K(a)$ sean afectados, esto es, también serán relativamente altos. A medida que se "desciende" en la edad, la estimación de $\hat{N}(A)$ va, gradualmente, perdiendo peso en comparación con los otros términos (aunque sigue ejerciendo influencia).

Este último punto puede ilustrarse a partir de un análisis de la ec. (6). Pongamos \underline{A} , el límite inferior del intervalo abierto, igual a 70 y tomamos como el último valor de $K(a)$ ($\underline{a} < \underline{A}$ y múltiplo de 5), $K(10)^{41/}$, se tendría lo siguiente:

$$\hat{N}(65) = \hat{N}(70) \cdot e^{5 \cdot r(65,5)} + D(65,5) \cdot e^{2,5 \cdot r(65,5)} \rightarrow \dots$$

$$\hat{N}(60) = \left[\hat{N}(70) \cdot e^{5 \cdot r(65,5)} + D(65,5) \cdot e^{2,5 \cdot r(65,5)} \right] \cdot e^{5 \cdot r(60,5)} + D(60,5) \cdot e^{2,5 \cdot r(60,5)}$$

^{41/} El valor proveniente de la población observada con el que hay que comparar los valores de $\hat{N}(a)$, o sea $\bar{N}(a)$, lo hemos calculado de la siguiente manera: 1. Período 1950-'61: primero hallando los valores $\bar{N}(a,5)$ por medio de un promedio geométrico de cohorte y, luego estimar $\bar{N}(a)$ dividiendo los 2 grupos que abarcan esa edad \underline{a} entre 10 esto es: $(\bar{N}(a-5,5) + \bar{N}(a,5)) / 10$. Con un intervalo intercensal de 10 años, $\bar{N}(10)$ es el último valor que se puede calcular.

2. Período 1961-'74: para encontrar los valores $\bar{N}(a)$ de este período hemos utilizado un promedio geométrico por edad ya que el intervalo intercensal no es igual a 10 años. Con este procedimiento sí es posible estimar un valor de $\bar{N}(5)$ pero visto que debe usarse, entonces un valor de $\bar{N}(0,4)$ que en general no es muy confiable dado los problemas que se presentan a menudo en la enumeración del grupo de 0-4 años, parece mejor descartar el valor de $\bar{N}(5)$ y terminar los cálculos con la edad $\bar{N}(10)$ y, entonces, $K(10)$.

$$\hat{N}(70) \cdot e^{5 \times [r(65,5) + r(60,5)]} + \left\{ D(65,5) \cdot e^{2,5 \times r(65,5) + 5 \times r(60,5)} + D(60,5) \cdot e^{2,5 \times r(60,5)} \right\}$$

de manera que $\hat{N}(10)$ resultaría:

$$\hat{N}(10) = \hat{N}(70) \exp \left[5 \times \sum_{a=10}^{65} r(a,5) \right] + \left\{ D(65,5) \exp \left[2,5 \times r(65,5) + 5 \times \sum_{a=10}^{60} r(a,5) \right] + D(60,5) \exp \left[2,5 \times r(60,5) + 5 \times \sum_{a=10}^{55} r(a,5) \right] + \dots + D(10,5) \exp \left[2,5 \times r(10,5) \right] \right\} \quad (50)$$

Como se puede ver, cada valor de $\hat{N}(a)$ contiene el factor:

$$\hat{N}(A) \cdot \exp \left[5 \times \sum_{a=A-k}^{A-5} r(a,5) \right], \quad k=1,2,3,\dots,(A-a)/5 \quad (\text{recuérdese que}$$

$\underline{a} < \underline{A}$ y \underline{a} = un múltiplo de 5), que por el valor alto de $\hat{N}(A)$ tiene al principio mucho peso. A medida que se va descendiendo en la edad sin embargo, el segundo término de la ec.(50) se vuelve predominante.

Basándonos en la mediana de la serie valores $K(a)$ como sugirieron B. y H.^{42/} (Notas de..., No.35, pág.19), se llega a las siguientes estimaciones acerca de la omisión en el registro de defunciones:

CUADRO 25

Estimaciones del Grado de Cabalidad del Registro de Defunciones

<u>Período y sexo</u>	<u>Porcentajes de Omisión</u>
<u>1950-'61</u>	
HOMBRES	21,20
MUJERES	17,18
<u>1961-'74</u>	
HOMBRES	16,76
MUJERES	19,50

Fuente: Cuadros 17 - 20.

^{42/} Actualmente B. y H. propusieron tomar la mediana de la serie valores $\hat{N}(a-5,10)$ dividido por la cifra correspondiente en la población observada. Pero, como la serie $K(a)$ da una curva bastante más regular, de ahí en adelante tomamos la mediana de esta serie como representativa de la cabalidad del registro de las muertes.

Antes de comparar estos porcentajes de omisión con los que provienen de otros estudios, queremos hacer notar que de un estudio anterior al funcionamiento del método de B. y H., resultó que el nivel de $K(a)$ depende en gran medida del límite inferior del intervalo abierto elegido como densidad de partida. Esto es, cuando aumenta la edad \underline{A} , el nivel de $K(a)$ crece también (aplicación a datos sin errores). En el caso de $\underline{A} = 70$ esto significa una sobreestimación de $K(a)$ del orden de 2 a 3% (Notas..., No. 37, págs. 39 y 52). Este porcentaje debe ser agregado a los valores de omisión presentados arriba.

Teniendo en cuenta esta sobreestimación, podemos comparar ahora nuestras estimaciones con las que provienen de otros estudios efectuados con el mismo objeto, o sea medir el grado de omisión en los registros de defunciones de Honduras, pero usando una metodología diferente.

K. Hill (Fertility and Mortality Changes in Honduras 1950-'78, 1980 pág. 15) estimó, utilizando métodos indirectos, un porcentaje (total) de omisión de 20 (período 1961-'74) que es un poco mayor en el caso de las mujeres (24% por 17% en el caso de los hombres). Comparando estas estimaciones con las que encontramos nosotros, sumando 2,5% a la estimación correspondiente a cada sexo por la razón expuesta arriba, se ve una coherencia bastante grande aunque la diferencia entre ambos sexos no es tan grande como aquella que encontró Hill.

M. Rincón (La mortalidad en la República de Honduras 1930- 1974, 1982, págs. 17 y 57) llegó a las siguientes estimaciones de omisión (concerniente la población de 5 años de edad y más):

<u>Año</u>	<u>HOMBRES</u>	<u>MUJERES</u>
1945	18,3	15,9
1961	29,2	23,3
<u>1974</u>	<u>15,8</u>	<u>17,8</u>

Comparando estos valores con los que estimamos nosotros aplicando el método de B. y H. (+2,5%) se puede apreciar otra vez que no son incompatibles. El porcentaje referido a la población masculina en el

período 1950-'61 es: $21,2+2,5 = 23,7\%$, cae bien dentro los 'límites' puestos por los porcentajes que presenta Rincón, así como el porcentaje correspondiente a las mujeres: $17,18+2,5 = 19,68$. También detectó, la técnica de B. y H., la diferencia que existe entre ambos sexos en cuanto a la cabalidad del registro de defunciones.

Respecto al segundo período se advierte la misma coherencia:

<u>Año</u>	<u>HOMBRES</u>	<u>MUJERES</u>
1961	29,2	23,3
(1967,7)	(19,26)	(22,0)
<u>1974</u>	<u>15,8</u>	<u>17,8</u>

(donde hemos colocado nuestras estimaciones dentro paréntesis).

A primera vista entonces, el método de B. y H. parece dar resultados satisfactorios, esto es, en relación a las estimaciones hechas en los otros trabajos mencionados.

Sin embargo, como hemos indicado antes (§5.2.2), los métodos usados por Hill y Rincón (véase cap. 6, Parte I de este trabajo para una descripción de dichos métodos), estiman la integridad de los registros de defunciones relativa al grado de cabalidad de un censo. Es verdad que el método de B. y H. también entrega una medida relativa (a los censos) del grado de cabalidad del registro, pero, como acá estamos trabajando con censos ya corregidos, entre otras cosas por la omisión censal, nuestras estimaciones no son directamente comparables con las que presentan Hill y Rincón: ellos usaron los resultados censales directamente. Entonces, para estimar el verdadero porcentaje de omisión en los registros, hay que sumar los porcentajes de omisión censal a los que corresponden a los registros de muertes. Haciendo esto, se llega a valores más altos de omisión.

Por ejemplo, sumando los porcentajes de omisión censal que presentan Rincón y Camisa (1981, págs. 56 y 57) a los porcentajes de omisión de las defunciones estimada por Rincón (1982, pág. 17), se obtiene:

<u>Año</u>	<u>HOMBRES</u>	<u>MUJERES</u>
1961	35,7	27,9
1974	27,3	27,2

Además, sabiendo que la subenumeración en el censo levantado en 1945, es de un 8% , para la población total, y suponiendo que este porcentaje es válido para ambos sexos, los verdaderos porcentajes de omisión en el registro de las muertes para el año 1945 alcanza un 26,3% y 23,9% para hombres y mujeres respectivamente.

Es interesante comparar estas últimas estimaciones con las que hallamos utilizando el procedimiento "complementario" (cuadros 21-24). Consideramos por ahora sólo las edades en el rango 10-64 años que son para las cuales el método de B. y H. da estimaciones, se puede ver que existe un gran variabilidad de un grupo quinquenal al otro. Esto hace dudoso el supuesto de que el subregistro de las muertes es independiente de la edad, por lo menos en las edades adultas, subyacente al método de B. y H.

No obstante, en parte puede atribuirse esas fluctuaciones a errores en el $TV(x,5)$ estimado y/o en los valores de $m(x,5)$, aunque en conjunto las defunciones estimadas parecen ser bastante confiables (como veremos más adelante). La variabilidad sugiere entonces, tomar la mediana (como hicimos también con el método de B.yH.) como una medida representativa para el nivel de omisión en los registros de muertes. Llegamos así a niveles de subregistro que presentamos a continuación:

CUADRO 26

Porcentajes de omisión de las defunciones en los registros de hechos vitales estimada a través de la mediana de la población de 10-65 años, por sexo.

<u>Período</u>	<u>% de omisión</u>	
	<u>HOMBRES</u>	<u>MUJERES</u>
1950-'61	32,53	28,11
1961-'74	28,01	27,54

Comparando estos porcentajes con los que estimó Rincón (aumentados por los porcentajes de omisión censal), puede apreciarse que existe una coherencia alentadora:

<u>Año</u>	<u>HOMBRES</u>	<u>MUJERES</u>
1945	26,3 (32,53)	23,9 (28,11)
1961	35,7 (28,01)	27,9 (27,54)
1974	27,3	27,2

(donde hemos colocado nuestras estimaciones entre paréntesis).

Para mostrar la validez de estas comparaciones, es decir, la bondad de las estimaciones con respecto a la omisión de las defunciones por grupo quinquenal de edad, con el procedimiento alternativo (o complementario), hemos calculado algunos indicadores resumidos derivados de la columna 4 de los cuadros 21 - 24.

1. La Tasa Bruta de Mortalidad (Media Anual), \underline{d} :

$$\text{Calculamos } \underline{d} \text{ como: } \underline{d} = \frac{\hat{D}}{\text{TVT}} \times h \quad (51)$$

siendo: \hat{D} = el total de las muertes estimadas;

TVT = el Tiempo Vivido Total de la población; y,

h = la magnitud del período intercensal.

Así llegamos a los siguientes valores de \underline{d} :

<u>Período y sexo</u>	<u>\underline{d}</u>	<u>Ambos sexos (promedio)</u>
<u>1950-'61</u>		
HOMBRES	22,08	} 21,30
MUJERES	20,51	
<u>1961-'74</u>		
HOMBRES	16,20	} 15,64
MUJERES	15,07	

Como de costumbre, comparamos luego las tasas encontradas en este trabajo (correspondientes a ambos sexos), con las que se presentan en algunas otras investigaciones:

- Rincón y Camisa (1981, pág. 35: proyección recomendada) llegaron a los siguientes valores de \underline{d} (por mil):

1950-'55 ... \underline{d} = 21,84	
1955-'60 ... \underline{d} = 19,83	(1955,9 \rightarrow \underline{d} = 21,30)
1960-'65 ... \underline{d} = 17,75	
1965-'70 ... \underline{d} = 15,91	(1967,7 \rightarrow \underline{d} = 15,64)

- En la EDENH (fásc.IV, pág. 11) se estimaron :

\underline{d} = 14,2 ‰, estimación que corresponde a los años 1971-'72.

- M.Rincón (1982, pág. 3) llegó a:

1945 ... \underline{d} = 30,0	(21,3)	
1961 ... \underline{d} = 18,6		(Tasas por mil)
1974 ... \underline{d} = 13,4	(15,64)	

- En el Boletín Demográfico No. 17 (CELADE, 1976, pág. 34) se presentan los siguientes valores de \underline{d} (por mil):

1955-'60 ... \underline{d} = 24,38	(21,3)
1960-'65 ... \underline{d} = 20,74	
1965-'70 ... \underline{d} = 17,54	(15,64)
1970-'75 ... \underline{d} = 14,57	

- Para el período 1951-'61, C.Arretx (1972, pág. 179) estimó las siguientes tasas brutas anuales de mortalidad (por mil):

1951 ... \underline{d} = 23,7	(21,3)
1961 ... \underline{d} = 19,2	

- Cálculos elaborados en la Unidad de Población del Departamento de Estadística de CONSUPLANE, muestran los siguientes resultados (tasas por mil):

1945 ... \underline{d} = 29,1	(21,3)	<u>Fuente:</u> Monografía de ..., 1984,
1961 ... \underline{d} = 17,2		pág. 36
1974 ... \underline{d} = 13,3	(15,64)	

- K.Hill (Retiroedenh, fásco.VII,1976,pág.44) aceptó como la mejor estimación para la tasa bruta de mortalidad 16,8 ‰ (segundo período), pero ya que esta cifra está derivada de algunas otras estimaciones (promedio) no se sabe exactamente a cuál fecha corresponde esta tasa (probablemente pertenece al período 1967-1972).

Podemos concluir que nuestras estimaciones de d , derivadas de los cuadros 21 - 24 parecen ser consistentes con las que se hallaron en otras investigaciones.

Con las tasas brutas de mortalidad estimadas con el procedimiento "complementario", podemos calcular el grado de subregistro total, es decir, incorporando todas las edades, en el registro de muertes. Haciendo esto llegamos a los siguientes porcentajes de omisión ^{43/}.

Período y sexo	<u>% de omisión</u>
<u>1950-'61</u>	
HOMBRES	48,77
MUJERES	48,71
<u>1961-'74</u>	
HOMBRES	46,91
MUJERES	48,90

En la EDENH se registró un 43,7 por ciento de omisión, porcentaje que se refiere a los años 1971 - '72, y C. Arretx estimó un 50 por ciento para el período 1946-'61.

Dividiendo las tasas brutas de mortalidad observadas (registradas

^{43/} El cálculo de estos porcentajes se hizo dividiendo el total de las defunciones registradas (medias anuales; véase los cuadros 21-24, col. 1) entre el total de las muertes estimadas (cuadros 21-24, col. 4); restando luego esta fracción de la unidad y multiplicándola por 100.

entre las tasas corregidas que se presentan en el trabajo de Rincón (1982, pág. 3), se obtienen las siguientes estimaciones del subregistro (por cien) :

	<u>subregistro (%)</u>
1945	44,27
1961	48,01
1974	44,33

Ya que no parece existir elementos tendientes a un mejoramiento del registro de las muertes, por lo menos en lo concerniente al período 1950-'74 (Monografía ..., 1984, pág. 6), podemos aceptar un subregistro general, es decir incluyendo todas las edades, que fluctúa entre un 40% y 50% de los casos.

1. El Índice $D(50+)/D(5+)$:

Este índice da una buena imagen sobre cómo la estructura por edad de las muertes cambia en el tiempo. En este caso también puede brindar una idea respecto a la coherencia del patrón de las defunciones estimadas acá con el procedimiento complementario. Por ejemplo, se espera que el valor del índice será más alto en el segundo período que en el primero, dado el descenso en la mortalidad que ocurrió en Honduras en los períodos considerados. Además debe ser más alto para el sexo femenino ya que las muertes correspondientes a las mujeres se concentran más que en el caso de los hombres en las edades avanzadas.

A continuación se presentan los valores encontrados del índice, por sexo y período:

<u>Período y sexo</u>	<u>$D(50+)/D(5+)$</u>
-----	-----
<u>1950-'61</u>	
HOMBRES	35,66 %
MUJERES	36,67 %
<u>1961-'74</u>	
HOMBRES	45,32 %
MUJERES	45,84 %
-----	-----

El ascenso sustancial del índice es lo que esperábamos, así como las diferencias entre los sexos. Dicho ascenso debe verse a la luz de las grandes esfuerzos institucionales para mejorar la salud de la población que se iniciaron principalmente desde mediados de la década del '50 (Monografía..., 1984, págs. 38 y 39). Adviértase que la diferencia entre los sexos parece haber disminuido; puede explicarse eso por el hecho de que al bajar la mortalidad, la sobremortalidad masculina se concentra principalmente en las edades más avanzadas (p.ej por encima de 50 años) y más jóvenes (menores que 5 años).

3. Porcentajes de Omisión por Grupos Quinquenales de Edad:

No se dispone de muchos elementos de juicio para explicar patrones de omisión por grupos (quinquenales) de edad en los registros de defunciones, ya que se trata de una metodología bastante reciente. No obstante, sí es posible indicar tentativamente factores que podrían haber ejercido influencia. El grupo de 0-4 años muestra una omisión muy grande en ambos períodos: 60-65%. Este valor no debe sorprender ya que en la EDENH se encontró una omisión de 68,8 % de las muertes de menores de un año, y de, por lo menos 50,3% en el grupo de 1-4 años. Puede suponerse que la omisión en esos grupos no fue menor en el período anterior (1950-'61).

Se advierte además una omisión apreciable en el tramo de edades 10-30 (a 35) años, también en cada período. Puede ser que esto se deba a que en estos grupos se encuentran, generalmente, muchos solteros que, cuando viven solos, al morir quedan sin registrar. Otra explicación posible es que, aunque un certificado de inhumación es de carácter obligatorio en Honduras, sólo se cumple con este requerimiento en aquellos casos en que se necesita este certificado para efectos jurídicos posteriores como herencias; esto es más probable que juegue un papel importante en las edades avanzadas que en edades jóvenes.

En las edades 30 (35)-50 años, se nota un leve descenso en los porcentajes de omisión. Puede atribuirse este fenómeno probablemente a otro factor de índole jurídico, o sea, el derecho de la viuda (el viudo a contraer nuevas nupcias para lo cual se necesita un certificado de defunción del esposo (la esposa)).

El valor bajo de la omisión en el grupo abierto final podría atribuirse a la tendencia a exagerar la edad que tiene una persona al morir, la que puede explicar también la gran omisión en el grupo de 65-69 años.

Naturalmente tiene que contarse también con otros factores como la migración internacional, la diferencia que puede existir entre la cabalidad del registro de las muertes en áreas urbanas y áreas rurales (o entre distintas regiones de un país) sobre las cuales se tiene a menudo sólo un conocimiento parcial. Además existen probablemente causas culturales y típicas que difieren de un país al otro.

De todos modos deben tomarse los factores descritos arriba como posibilidades más bien que explicaciones completas. Además se tiene que tener presente la crudeza del procedimiento usado. Parece justo entonces, tomar las estimaciones de la omisión en los registros de muertes como aproximaciones, más bien que como valores reales.

No obstante, de lo que hemos expuesto arriba sí surge que dicho procedimiento funciona bastante bien como instrumento de juicio adicional o, mejor, complementario, dado que da estimaciones para cada grupo de edad. Además es fácil de aplicar y puede indicar, sea esto en forma aproximada, el (no-)cumplimiento del supuesto, subyacente a la mayoría de los métodos indirectos destinados a medir la integridad del registro de hechos vitales, de la independencia de la edad del subregistro en las edades adultas.

CONCLUSIONES :

1. Encontramos que el factor gamma (que parece bajo los cuadros designado como "alf") destinado a mejorar la estimación de las densidades de población por encima de 60 años, sólo introduce cambios insignificantes en los valores de $K(a)$.
2. El método de B. y H. parece dar estimaciones conservadoras del grado de cabalidad en los registros de defunciones en comparación con las que se encuentran en otras fuentes. Experimentando

con otras densidades de partida ($\underline{A}=55,60,65$ y 75) no condujo a resultados significativamente diferentes. No pudimos encontrar una explicación satisfactoria para los bajos niveles de omisión (alrededor de un 20 %): el valor alto del punto de apoyo (de parte de la omisión baja de las defunciones en el intervalo abierto: $D(A+)$) no constituye más que una explicación parcial. Sub- o sobrecorrecciones en ciertos tramos de edades respecto a la migración internacional, la mala declaración de edad o cobertura diferencial entre los censos pueden ser responsables, así como la manera de calcular la población media de edad \underline{a} , $\bar{N}(a)$. Probablemente es una combinación de estos factores pero no tenemos indicios para aislar esos elementos y determinar su influencia. Además, los cuadros 21 - 24 indican el no-cumplimiento del supuesto de que el subregistro de las muertes es independiente de la edad, aún cuando se deja fuera de consideración las edades más jóvenes y más avanzadas.

3. El procedimiento complementario parece suministrar estimaciones bastante confiables sobre el nivel general de la mortalidad, como muestra la comparación de las tasas brutas de mortalidad estimadas, con las que provienen de otras fuentes independientes.
4. El nivel de la omisión de las defunciones en el grupo 0-4 años alcanza por lo menos un 60 por ciento en los períodos considerados y no parece haber experimentado un descenso hasta (en todo caso) el año 1974.
5. El nivel de la omisión total de las defunciones fluctúa entre un 40 y 50 por ciento y no parece haber disminuido significativamente en el último período considerado.
6. Estimamos en este trabajo un nivel de omisión de las muertes registradas en las edades adultas que por lo menos alcanza un 20 %, pero probablemente está dentro de un rango de 25 a 35 por ciento. Además no parece haber sido constante en los períodos considerados.

Capítulo 6: RESUMEN Y CONCLUSIONES

En el presente trabajo hemos descrito y aplicado tres métodos de estimación demográfica indirecta, los cuales tienen en común que están basados en modelos de población en los que las tasas de crecimiento varían con la edad. Los métodos a los que se hace referencia son:

- un procedimiento propuesto por N.G.Bennett y S.Horiuchi (1981) para medir la omisión en los registros de muertes;
- un método desarrollado por S.H.Preston (1983) destinado a estimar un nivel de mortalidad adulta así como una tasa bruta de natalidad para el período intercensal;
- una técnica presentada por S.H.Preston y N.G.Bennett (1983) destinada a estimar un nivel de mortalidad adulta.

Dichos métodos fueron aplicados a datos de Honduras provenientes del período 1950-1974 y nos permitieron obtener estimaciones acerca los niveles de mortalidad correspondientes a los sub-períodos 1950-'61 y 1961-'74, la natalidad para los mismos intervalos y el grado de omisión en los registros de defunciones. A partir de estos resultados fue posible elaborar tablas de mortalidad por sexo, correspondientes a ambos períodos. Por medio de la función $m(x,n)$ esas tablas constituyeron un elemento importante en la derivación de un procedimiento complementario destinado a indicar la integridad (por edades) del registro de las defunciones.

El examen de los resultados obtenidos permite extraer las siguientes conclusiones:

1. La característica fundamental de los métodos considerados, o sea, el uso de tasas de crecimiento por edad, constituye tanto su fuerza como su debilidad principal: su fuerza porque hace prescindible el supuesto de estabilidad de la población total, su debilidad porque ahora las tasas de crecimiento por edad no sólo pueden estar sesgadas por la migración internacional y la cobertura diferencial entre los censos ^{44/}, sino también por la mala declaración de

^{44/} Debe hacerse notar que algunos métodos, p.ej. los que hemos descrito en el capítulo 6 de la parte anterior, que requieren el supuesto de estabilidad (y entonces una tasa de crecimiento para la población total) son aplicables aún a poblaciones para las cuales se dispone de información proveniente de un solo censo. La cobertura diferencial entre 2 censos sólo juega un papel importante al calcular tasas de crecimiento (totales o por edades), utilizando los números de personas empadronadas en 2 censos consecutivos.

edad. Por otro lado, puede formarse una idea sobre la existencia de los tipos de errores mencionados y, en ciertos casos también sobre su magnitud, a través de esas mismas tasas de crecimiento por edad, es decir, puede usárselas como una herramienta de diagnóstico.

Sin embargo, antes de continuar con el análisis, a menudo será necesario ajustar y/o corregir la información básica, como fue el caso en este trabajo. Esto no debe considerarse como una desventaja de esos métodos dado que ninguna operación censal es completa sin una evaluación y corrección de los datos básicos (crudos) que arroja.

2. Los resultados obtenidos mediante la aplicación del método de Presto y Bennett sugieren un nivel de mortalidad adulta en las Tablas Modelo de Vida de Coale-Demeny, alrededor de 10 en el período 1950-'61, lo que se vio posteriormente confirmado por los resultados que arrojó el método de Preston (un valor de K cerca a la unidad)

Para el período 1961-'74 los resultados que provienen de ambos métodos difieren algo, especialmente por lo que toca a la población femenina. No fue posible derivar un nivel plausible de mortalidad para las mujeres en las edades adultas con el método de Preston y Bennett. Sin embargo, la secuencia descendiente de los niveles (véase el cuadro 6) sugiere que la emigración, que hubiese en ese período, está subestimada, posiblemente en combinación con una subcorrección de la omisión en algunas grupos de edades (avanzadas) en el censo de 1974

Estos factores también podrían ser responsables por el nivel algo bajo que encontramos en el caso de la población masculina (13,6, fam. Sur, C-D) aunque en este caso tienen menor influencia al parecer. De todos modos, el valor de K estimado con el método de Preston y que, para los hombres, correspondería a un nivel de 13,9 a 14 en las Tablas Modelo de Vida de C-D (otra vez fam. Sur), parece ser más consistente con lo que se estimaron en estudios independientes

3. Las tablas de vida construida a partir de los resultados prove-

nientes de los métodos de Preston, y Preston y Bennett, resultan ser bastante confiables a la luz de las estimaciones que suministran fuentes independientes con las que hemos comparado nuestros resultados, y teniendo en cuenta la calidad (mala) de los datos con los cuales trabajamos.

Solamente la tabla correspondiente a la población femenina en el período 1961-'74 cae fuera esta calificación. Sin embargo, ya que puede considerarse la más fidedigna de todas, la tabla elaborada para los hombres en ese mismo período, debe ser posible ajustar la tabla de vida para las mujeres, a partir de la tabla correspondiente a los hombres, para que sean más consistentes entre sí.

4. Las tasas brutas de natalidad alcanzaron por lo menos un nivel de 50 por mil en ambos períodos, y posiblemente fueron ligeramente más altas aun en el intervalo 1950-'61.
5. En cuanto a la cabalidad del registro de las muertes podemos concluir a partir de los resultados encontrados, que el registro logró a captar, a lo sumo, un 80% de la población adulta. Sin embargo, parece probable que el verdadero porcentaje de omisión de las muertes adultas era más alto, entre 25 y 35 por ciento en los períodos considerados.

La omisión total, es decir incluyendo todas las edades, la estimamos a partir de una comparación de las tasas brutas de mortalidad (registradas entre estimadas), llegando así a porcentajes con un orden de magnitud de 48% en ambos períodos. De otras fuentes se derivan porcentajes semejantes, fluctuando siempre entre un 40 y 50 por ciento.

La diferencia entre el porcentaje referido a la población adulta y la que concierne la población en su totalidad, puede atribuirse a la omisión de las muertes ocurridas en el grupo de 0-4 años: según nuestros resultados se dejaron de registrar aproximadamente 60 por ciento de las muertes que hubo en ese grupo en los períodos investigados.

6. Merece recomendación aplicar los tres métodos que hacen el objeto

de este trabajo conjuntamente ya que, como hemos tratado de mostrar, pueden complementarse el uno al otro, además de proporcionar indicios valiosos respecto a la coherencia de los resultados que suministran dichos métodos.

7. El procedimiento "complementario" es un ejemplo de los indicios a los que aludimos en el punto 6. Puede brindar una idea respecto al cumplimiento del supuesto en que se apoya el método de B. y H. , de que el subregistro de las muertes no varía con la edad, por lo menos en las edades adultas. Puede ser aplicado siempre y cuando se disponga de una tabla de vida (confiable) referida aproximadamente al momento central del intervalo intercensal, abarcado por dos censos corregidos (y "cerrados" en el caso de que hubieran importantes flujos de migración internacional en los períodos intercensales)

Cuando se cumplen esas condiciones, es posible calcular tasas brutas de mortalidad, estimar el subregistro de las defunciones en todos los grupos de edades y indicar si está justificado aplicar otros métodos, como el de Bennett y Horiuchi, que suponen constancia del subregistro en las edades adultas. Por razones de facilidad en la aplicación y en consecuencia la facilidad de interpretación, es recomendable aplicarlo siempre y cuando se disponga de la información requerida, o sea, una tabla de mortalidad confiable para un momento central del período intercensal, y dos censos corregidos (preferentemente) que abarquen ese período.

APENDICE I

Base teórica para el uso de tasas de crecimiento por edad en la estimación del grado de cabalidad en el registro de muertes en una población cerrada:

Queremos demostrar la validez del teorema:

$$N(a) = \int_a^{\infty} D^*(x) \cdot \exp\left[\int_a^x r(u) du\right] dx, \text{ donde:} \quad (1)$$

$N(a)$ = el número de personas a la edad a ;

$D^*(x)$ = el verdadero número de muertes experimentadas por personas a la edad x ; y,

$r(u)$ = la tasa de crecimiento de la población con edad u .

Empezamos la prueba en una población estable para luego extender las relaciones encontradas en estas poblaciones a condiciones menos restrictivas en las cuales las leyes de mortalidad y fecundidad varían con el tiempo.

En una población estable entonces, el número relativo de personas a una edad particular u cambia con la edad como consecuencia de los efectos independientes de la mortalidad a la edad u , y de la diferencia relativa en el tamaño de las cohortes sucesivas r , esto es:

$$\frac{1}{N(u)} \cdot \frac{d[N(u)]}{du} = -\mu(u) - r. \quad (2)$$

$$\text{Prueba: } \frac{1}{N(u)} \cdot \frac{d[N(u)]}{du} = \frac{1}{N^t \cdot c(u)} \cdot \frac{N^t d[c(u)]}{du} = \frac{1}{c(u)} \cdot \frac{d[c(u)]}{du} =$$

$$\frac{1}{e^{(-r \cdot u)} p(u)} \cdot \left[e^{(-r \cdot u)} p'(u) - r \cdot e^{(-r \cdot u)} p(u) \right] = \frac{p'(u)}{p(u)} - r = -\mu(u) - r,$$

donde: N^t = la población total;

$p'(u)$ = la derivada de $p(u)$ con respecto a u (la edad), y los otros términos ya han sido definidos en capítulos anteriores

A fin de adecuar la relación (1) a cualquier población cerrada, en cualquier momento, hacemos notar que pueda expresarse la tasa de crecimiento en el número de personas a la edad u como función de u y el tiempo t , $r(u,t)$ por lo cual la relación (2) queda:

$$\frac{1}{N(u,t)} \cdot \frac{\partial [N(u,t)]}{\partial u} = -r(u,t) - \mu(u,t) \quad (3)$$

La relación (3) puede justificarse intuitivamente por el siguiente razonamiento:

el número de personas de edad $u+h$ en el momento t , $N(u+h,t)$ es igual, en una población cerrada a la población a la edad u en el momento $t-h$, menos el número de muertes que ha experimentado la cohorte entre el momento $t-h$ y el momento t . El total de estas muertes es aproximadamente igual al número de las que ocurren a la edad u en el momento t multiplicado por h ; además:

$$D(u,t) = N(u,t) \cdot \mu(u,t)$$

De esta manera es posible escribir la relación aproximada:

$$N(u+h,t) = N(u,t-h) - N(u,t) \cdot \mu(u,t) \cdot h \quad (4)$$

Si en ambos lados restamos $N(u,t)$ y, luego, dividiendo por $N(u,t) \cdot h$ obtenemos:

$$\frac{N(u+h,t) - N(u,t)}{N(u,t) \cdot h} = \frac{N(u,t-h) - N(u,t)}{N(u,t) \cdot h} - \frac{N(u,t) \cdot \mu(u,t) \cdot h}{N(u,t) \cdot h} \quad (5)$$

Ahora, tomando el límite $h \rightarrow 0$, la relación deja de ser aproximada para ser exacta y se transforma en:

$$\frac{\partial \ln [N(u,t)]}{\partial u} = -r(u,t) - \mu(u,t), \text{ en la que } r(u,t) \text{ ha sido de-} \quad (6)$$

finido como: $r(u,t) = \lim_{h \rightarrow 0} \frac{N(u,t+h) - N(u,t)}{N(u,t) \cdot h}$

En lo que sigue, puesto que todas las funciones se refieren al mismo momento t , omitimos esta variable.

Entonces, integrando la relación (6) desde la edad a hasta la edad x , resulta:

$$\ln N(u) \Big|_a^x = -\int_a^x \mu(u) du - \int_a^x r(u) du \quad (7)$$

$$N(x) = N(a) \cdot \exp\left[-\int_a^x \mu(u) du\right] \cdot \exp\left[-\int_a^x r(u) du\right] = \\ N(a) \cdot p(a, x-a) \cdot \exp\left[-\int_a^x r(u) du\right]. \quad (8)$$

Luego, dado que $q(a, \omega) = 1$ podemos escribir:

$$N(a) = N(a) \cdot q(a, \omega) = \int_a^\omega N(a) \cdot p(a, x-a) \cdot \mu(x) dx, \text{ pues,} \quad (9)$$

$$\int_a^\omega N(a) \cdot p(a, x-a) \cdot \mu(x) dx = -\int_a^\omega N(a) \cdot \frac{p(x)}{p(a)} \cdot \frac{1}{p(x)} \cdot \frac{d[p(x)]}{dx} dx = \\ -N^t \cdot b \cdot \exp(-r \cdot a) \cdot \int_a^\omega \frac{d[p(x)]}{dx} dx = N^t \cdot c(a) = N(a).$$

La ecuación (9) puede ser escrita como:

$$N(a) = \int_a^\omega N(a) \cdot p(a, x-a) \cdot \exp\left[-\int_a^x r(u) du\right] \cdot \mu(x) \cdot \exp\left[\int_a^x r(u) du\right] dx.$$

Ya que $N(x) = N(a) \cdot p(a, x-a) \cdot \exp\left[-\int_a^x r(u) du\right]$, (ec. (8)), tenemos al sustituir:

$$N(a) = \int_a^\omega N(x) \cdot \mu(x) \cdot \exp\left[\int_a^x r(u) du\right] dx = \int_a^\omega D^*(x) \cdot \exp\left[\int_a^x r(u) du\right] dx, \text{ que es la ec. (1) que queríamos demostrar.}$$

A fin de efectuar cálculos numéricos separamos la integral (ec. (1)) entre a y ω en dos integrales, obteniendo:

$$N(a) = \int_a^{a+n} D^*(x) \cdot \exp\left[\int_a^x r(u) du\right] dx + \int_{a+n}^\omega D^*(x) \cdot \exp\left[\int_a^x r(u) du\right] dx. \quad (10)$$

Haciendo lo mismo en el segundo término con la integral $\left[\int_a^x r(u) du\right]$ tenemos:

$$\int_a^x r(u)du = \int_a^{a+n} r(u)du + \int_{a+n}^x r(u)du . \quad (11)$$

Reemplazando (11) en (10), resulta:

$$N(a) = \int_a^{a+n} D^*(x) \cdot \exp\left[\int_a^x r(u)du\right] dx + \int_{a+n}^{\omega} D^*(x) \cdot \exp\left[\int_a^{a+n} r(u)du + \int_{a+n}^x r(u)du\right] dx . \quad (12)$$

La integral $\left[\int_a^{a+n} r(u)du\right]$ no depende de la variable de integración y podemos sacar de la integral; además sabemos que

$$\int_{a+n}^{\omega} D^*(x) \cdot \exp\left[\int_{a+n}^x r(u)du\right] dx = N(a+n) , \quad (\text{ec. (10)}) , \text{ por lo tanto, al}$$

substituir este resultado en la ec. (12) y, ordenando términos, obtenemos:

$$N(a) = N(a+n) \cdot \exp\left[\int_a^{a+n} r(u)du\right] + \int_a^{a+n} D^*(x) \cdot \exp\left[\int_a^x r(u)du\right] dx . \quad (13)$$

Ahora, bajo el supuesto de que la tasa de crecimiento no varía dentro de un rango expresado por $\underline{a} < \underline{u} < \underline{a+n}$, tenemos que $r(u) = r(a, n)$, y la ec. (13) queda como:

$$N(a) = N(a+n) \cdot \exp[n \cdot r(a, n)] + \int_a^{a+n} D^*(x) \cdot \exp[(x-a) \cdot r(a, n)] dx \quad (14)$$

Al aplicar el teorema del valor medio, la integral puede aproximarse como:

$D(a, n) \cdot \exp\left[\frac{n}{2} \cdot r(a, n)\right]$ y, para $n=5$, tenemos la forma de uso de la ec. (14), válida por grupos quinquenales de edad:

$$\hat{N}(a) = \hat{N}(a+5) \cdot \exp[5 \cdot r(a, 5)] + D(a, n) \cdot \exp[2,5 \cdot r(a, 5)] . \quad (15)$$

Conviene destacar aquí que en una publicación posterior, B. y H. (1984) introdujeron un ajuste a la relación (15) para ser aplicada a los mayores de 60 años. Específicamente, ellos desarrollaron un factor de corrección para hacer más realista el término.

$\int_x^5 D(a+y) \cdot \exp[y \cdot r(a, 5)] dy = D(a, 5) \cdot \exp[\hat{y} \cdot r(a, 5)]$, donde \hat{y} suponíamos igual a 2,5. En los grupos de edades avanzadas donde la distribución de las muertes disminuye rápidamente, el supuesto $\hat{y}=2,5$ a menudo es demasiado crudo, y por esta razón B. y H. propusieron ponderar

APENDICE II

El Intervalo Abierto

La forma en que trataron B. y H. el intervalo abierto es como sigue:

Al suponer que la población es estable por encima de la edad \underline{A} , tenemos:

$N(A) = \int_0^{\omega} \exp(r \cdot y) \cdot D(A+y) dy$ (1), donde $D(A+y)$ representa el número de muertes ocurridas a la edad $\underline{A+y}$. Ahora, tomando los 3 primeros términos del desarrollo de Taylor de la $\exp(r \cdot y)$, resulta:

$$\hat{N}(A) \doteq \int_0^{\omega} \left(1 + r \cdot y + \frac{r^2 \cdot y^2}{2!} \right) \cdot D(A+y) dy \quad (2)$$

Al substituir $D(A+y) = d(A+y) \cdot D(A, \omega-A)$, donde:

$d(A+y)$ = la distribución por edad de las muertes por encima de la edad \underline{A} ; y

ω = la edad más avanzada a la que una persona puede llegar, se obtiene:

$$\hat{N}(A) \doteq D(A, \omega-A) \cdot \left[\int_0^{\omega} d(A+y) dy + r \cdot \int_0^{\omega} d(A+y) \cdot y dy + \frac{r^2}{2} \cdot \int_0^{\omega} d(A+y) \cdot y^2 dy \right] \quad (3)$$

Podemos simplificar algo la ec.(3), de la siguiente manera:

1. $\int_0^{\omega} d(A+y) dy = 1$;

2. $r \cdot \int_0^{\omega} d(A+y) \cdot y dy = r \cdot \bar{y}$, o sea la media de la edad a la muerte multiplicado por la tasa de crecimiento;

3. Puesto que la varianza de la edad a la muerte por encima de \underline{A} , σ^2 , puede escribirse como:

$$\sigma^2 = \int_0^{\omega} d(A+y) \cdot y^2 dy - \bar{y}^2, \text{ el tercer término de la ec. (3) puede substituirse por: } \frac{r^2}{2} (\bar{y} + \sigma^2).$$

Entonces $N(A)$ será aproximadamente igual a:

$$\hat{N}(A) \doteq D(A, \omega-A) \cdot \left[1 + r \cdot \bar{y} + \frac{r^2}{2} \cdot (\bar{y}^2 + \sigma^2) \right] \quad (4)$$

Ahora tenemos que demostrar que la derivada de la edad media a la muerte (siempre por encima de la edad \underline{A}) con respecto a la tasa de crecimiento, es igual al valor negativo de la varianza de la edad a la muerte, en símbolos:

$$\frac{d(\bar{y})}{dr} = -\sigma^2 .$$

Como ya hemos indicado: $\bar{y} = \int_0^{\omega} d(A+y) \cdot y dy .$ (5)

$d(A+y)$ puede escribirse como:

$$d(A+y) = \frac{N(A+y) \cdot \mu(A+y)}{\int_0^{\omega-A} N(A+y) \cdot \mu(A+y) dy} , \quad (6)$$

donde el denominador es igual a $D(A, \omega-A)$, y $N(A+y)$ puede ser escrito alternativamente como: $N(A+y) = B \cdot \exp(-r(A+y)) \cdot p(A+y)$ (7)

Entonces tenemos, al substituir las ecuaciones (6) y (7) en la ec. (5):

$$\bar{y} = \int_0^{\omega} \left\{ \frac{y \cdot B \cdot e^{-r(A+y)} \cdot p(A+y) \cdot \mu(A+y)}{B \cdot e^{-r(A+y)} \cdot p(A+y) \cdot \mu(A+y) dy} \right\} dy \quad (8)$$

La relación (8) puede simplificarse algo, haciendo $p(A+y) \cdot \mu(A+y) = M(A+y)$ y borrando (por el momento) el término $B \cdot e^{-r \cdot A}$.

Derivando luego \bar{y} con respecto a r , se obtiene:

$$\frac{d(\bar{y})}{dr} = - \int_0^{\omega} \left[\frac{\left\{ y^2 \cdot e^{-ry} \cdot M(A+y) \cdot \int_0^{\omega-A} e^{-ry} \cdot M(A+y) dy \right\} + \int_0^{\omega-A} y \cdot e^{-r \cdot y} \cdot M(A+y) dy \cdot (y \cdot e^{-r \cdot y} \cdot M(A+y))}{\left\{ \int_0^{\omega-A} e^{-ry} \cdot M(A+y) dy \right\}^2} \right] dy \quad (9)$$

Esto no es exactamente una maravilla de simplicidad, entonces pasamos a considerar la ec. (9) en dos partes:

$$\frac{d(\bar{y})}{dr} = - \int_0^{\infty} \left\{ \frac{y^2 \cdot e^{-ry} \cdot M(A+y)}{\int_0^{\omega-A} e^{-ry} \cdot M(A+y) dy} \right\} dy + \int_0^{\infty} \frac{\left(\int_0^{\omega-A} y \cdot e^{-ry} \cdot M(A+y) dy \right) \cdot (y \cdot e^{-ry} \cdot M(A+y))}{\left\{ \int_0^{\omega-A} e^{-ry} \cdot M(A+y) dy \right\}^2} dy \quad (10)$$

Ya hemos visto que $\int_0^{\omega-A} e^{-ry} \cdot M(A+y) dy = D(A, \omega-A)$, entonces la primera parte de la ec. (10) es igual a: $-\int_0^{\infty} d(A+y) \cdot y^2 dy^{*/} = -(\sigma^2 + \bar{y}^2)$ (11)

Para que $\frac{d(\bar{y})}{dr}$ sea igual a $-\sigma^2$, tenemos que demostrar que la segunda parte de la ec. (10) es igual a \bar{y}^2 .

Podemos reescribir la segunda parte como:

$$\int_0^{\infty} \left[\left\{ \frac{\int_0^{\omega-A} y \cdot e^{-ry} \cdot M(A+y) dy}{D(A, \omega-A)} \right\} \cdot \left\{ \frac{y \cdot e^{-ry} \cdot M(A+y)}{D(A, \omega-A)} \right\} \right] dy$$

Ya que $-\int_0^{\omega-A} \frac{y \cdot e^{-ry} \cdot M(A+y)}{D(A, \omega-A)} dy = \int_0^{\omega-A} \left[\frac{y \cdot e^{-ry} \cdot M(A+y)}{D(A, \omega-A)} \right] dy = \bar{y}$, quedamos con:

$$\int_0^{\infty} \bar{y} \cdot \left\{ \frac{y \cdot e^{-ry} \cdot M(A+y)}{D(A, -A)} \right\} dy = (\text{sacando } \bar{y} \text{ de la integral})$$

$$\bar{y} \cdot \int_0^{\infty} \frac{y \cdot e^{-ry} \cdot M(A+y)}{D(A, -A)} dy = \bar{y}^2.$$

Al combinar la primera parte de la ec. (10) con la segunda, obtenemos finalmente:

$$\frac{d(\bar{y})}{dr} = -\sigma^2.$$

Si luego integramos este resultado con respecto a r , obtenemos:

*/ Por razones de conveniencia hemos borrado el término $B \cdot e^{-r \cdot A}$. Ahora es necesario incorporar este factor para que la primera parte de la ec. (10) sea igual a la ec. (11). También en lo que sigue dejamos de escribir este factor pero hay que tener presente que debe ser incorporado en las siguientes relaciones.

$\int_0^{\infty} \frac{d(\bar{y})}{dr} dr = - \int_0^{\infty} \sigma^2 dr \Rightarrow \bar{y} = -r \cdot \sigma^2 + C$, donde C es la constante de integración. Para encontrar C, sustituimos $r=0$ en la ec. (8) de manera que resulta:

$$\int_0^{\infty} \frac{y \cdot M(A+y)}{\int_0^{\omega-A} M(A+y) dy} dy \quad (12)$$

Consideramos primero el denominador de (12):

$$\int_0^{\omega-A} M(A+y) dy = \int_0^{\omega-A} p(A+y) \cdot \mu(A+y) dy = - \int_0^{\omega-A} p(A+y) \cdot \frac{1}{p(A+y)} \cdot \frac{d[p(A+y)]}{dy} dy = p(A).$$

En cuanto al numerador, éste resulta ser igual a:

$$- \int_0^{\omega-A} y \cdot \frac{d[p(A+y)]}{dy} dy.$$

Combinando el numerador con el denominador, obtenemos:

$$\frac{- \int_0^{\omega-A} y \cdot \frac{d[p(A+y)]}{dy} dy}{p(A)} \quad (13)$$

Al integrar por partes (el numerador), quedamos finalmente con:

$$\frac{-(y \cdot l(A+y)) \Big|_0^{\omega-A} + \int_0^{\omega-A} l(A+y) dy}{l(A)} = \frac{T_A}{l(A)} = e_A^0 \quad (14)$$

Entonces, toda vez que $\frac{d(\bar{y})}{dr} = -\sigma^2$, y σ^2 no varía significativamente con r , \bar{y} puede ser aproximado como:

$$\bar{y} \doteq e_A^0 - r \cdot \sigma^2 \quad (15)$$

Por lo tanto, substituyendo la ec. (15) en la ec. (4) se obtiene:

$$\hat{N}(A) \doteq D(A, \omega-A) \cdot \left[1 + r \cdot e_A^0 + \frac{r^2 \cdot e_A^2}{2} - \frac{r^2 \cdot \sigma^2}{2} \right] \doteq D(A, \omega-A) \cdot \left[\exp(r \cdot e_A^0) - \frac{r^2 \cdot \sigma^2}{2} \right] \quad (16)$$

Según B. y H., σ^2 puede ser aproximada mediante $\sigma^2 \doteq (e_A^0)^2 / 3$, a partir de $A = 10$, para un gran cantidad de tablas de vida existentes.

Al substituir esta aproximación por σ^2 en la ec.(16), se deriva de aquí la expresión para la densidad de apoyo, propuesta por B. y H.:

$$\hat{N}(A) \doteq D(A, \omega-A) \cdot \left[\exp(r \cdot e_A^o) - (r \cdot e_A^o)^2 / 6 \right] \quad (17)$$

Conviene destacar aquí que en la derivación de la ec.(17), B. y H. han hecho varios supuestos de los cuales los más importantes son:

- la estabilidad de la población por encima de la edad A (que en este procedimiento puede ser tan bajo como 50 años);
- que σ^2 no varía significativamente con x;
- que podamos aproximar σ^2 en forma satisfactoria como $(e_A^o)^2 / 3$.

Además se tiene que tener presente que normalmente aproximamos r por $r(A+) = \ln \left[\frac{N(A+, t+h)}{N(A+, t)} \right] / h$ que pueda ser una mala aproximación a la ver-

dadérea tasa de crecimiento, y también que es necesario usar una estimación de e_A^o independiente. Finalmente puede ser que la omisión sea diferencial en cuanto al total de las muertes registradas por encima de la edad A, $D(A, \omega-A)$ lo que posiblemente sesgará la estimación de $\hat{N}(A)$, acarreando los otros valores de $\hat{N}(a)$.

+++++

APENDICE III

La Computación de $\hat{N}(a,5)$ por Edades Avanzadas; Manera Propuesta por Bennett y Horiuchi:

Para calcular los valores de $\hat{N}(a,5)$, por encima de la edad 50 o 60 a partir de los valores de $\hat{N}(a)$, B. y H. recurrieron a un modelo de crecimiento exponencial de las tasas de mortalidad por edad, conocido como función de Gompertz. La derivación es como sigue:

Bajo el supuesto que el grupo entre las edades \underline{a} y $\underline{a+5}$ es estable tenemos:

$$N(x) = N(a) \cdot \exp[-(x-a) \cdot r(a,5)] \cdot p(a, x-a), \quad \underline{a} \leq x \leq \underline{a+5}. \quad (1)$$

Luego, $\hat{N}(a,5)$ puede ser calculado mediante:

$$\hat{N}(a,5) = \int_a^{a+5} N(x) dx = \hat{N}(a) \cdot \int_a^{a+5} \exp[-(x-a) \cdot r(a,5)] \cdot p(a, x-a) dx. \quad (2)$$

A fin de obtener $\hat{p}(a, x-a)$, la probabilidad estimada de sobrevivencia desde la edad \underline{a} hasta \underline{x} , B. y H. invocaron la función de Gompertz:

$$\mu(x) = \mu(a) \cdot \exp[(x-a) \cdot \frac{\mu}{\mu}], \quad \text{para } \underline{x} \geq \underline{a}, \quad \text{en la que } \mu(x) \text{ es} \quad (3)$$

la tasa instantánea de mortalidad a la edad \underline{x} y $\frac{\mu}{\mu}$ es el logaritmo natural de uno más el incremento proporcional en la mortalidad con cada año de edad.

$$\text{Sabemos que } p(a, x-a) = \exp\left[-\int_a^x \mu(u) du\right], \quad \text{y al poner} \quad (4)$$

$\hat{\mu}(u) = \mu(a) \cdot \exp[(u-a) \cdot \frac{\mu}{\mu}]$, tenemos al substituir (3) en (4):

$$\hat{p}(a, x-a) = \exp\left[-\hat{\mu}(a) \cdot \int_a^x \exp(u-a) \cdot \frac{\mu}{\mu} du\right] \quad (5)$$

Ya que $\int_a^x \exp(u-a) \cdot \frac{\mu}{\mu} du = \left\{ \exp(u-a) \cdot \frac{\mu}{\mu} \right\} / \frac{\mu}{\mu} \Big|_a^x = \left\{ \exp(x-a) \cdot \frac{\mu}{\mu} - 1 \right\} / \frac{\mu}{\mu}$, quedamos con:

$$\hat{p}(a, x-a) = \exp\left[-\hat{\mu}(a) \cdot \left\{ \exp(x-a) \cdot \frac{\mu}{\mu} - 1 \right\} / \frac{\mu}{\mu}\right] = \exp\left[\left(\hat{\mu}(a) - \hat{\mu}(a) \cdot \exp\left\{(x-a) \cdot \frac{\mu}{\mu}\right\}\right) / \frac{\mu}{\mu}\right], \quad \text{de donde resulta:}$$

$$\hat{p}(a, x-a) = \exp\left[\left(\hat{\mu}(a) - \hat{\mu}(x)\right) / \frac{\mu}{\mu}\right] \quad (6)$$

Para encontrar $\hat{\mu}(a)$ suponemos otra vez estabilidad del grupo quinquenal entre \underline{a} y $\underline{a+5}$. En una población estable valen las siguientes relaciones:

$$N(a+x) = b \cdot N(0) \cdot \exp(-r(a+x)) \cdot p(a+x), \quad y \quad (7)$$

$$N(a) = b \cdot N(0) \cdot \exp(-r \cdot a) \cdot p(a) \quad (8)$$

Dividiendo (7) entre (8) quedamos con: $\frac{N(a+x)}{N(a)} = \exp(-r \cdot x) \cdot \frac{p(a+x)}{p(a)}$

Tomando logaritmos resulta: $\ln \left[\frac{N(a+x)}{N(a)} \right] = -r \cdot x + \ln p(a, x-a) \quad (9)$

Al sustituir la ec. (6) en la ec. (9), tenemos que:

$$\ln \left[\frac{N(a+x)}{N(a)} \right] = -r \cdot x + \ln \left\{ \exp \left[\left(\hat{\mu}(a) - \hat{\mu}(a+x) \right) / \frac{1}{\mathcal{F}} \right] \right\} =$$

$$-r \cdot x + \left[\left(\hat{\mu}(a) - \hat{\mu}(x+a) \right) / \frac{1}{\mathcal{F}} \right] = -r \cdot x + \left[\hat{\mu}(a) - \hat{\mu}(a) \cdot \exp(x-a+a) \cdot \frac{1}{\mathcal{F}} \right] / \frac{1}{\mathcal{F}}$$

por lo cual $\ln \left[\frac{N(a+x)}{N(a)} \right] = -r \cdot x + \left[\hat{\mu}(a) \cdot \left[1 - \exp(x \cdot \frac{1}{\mathcal{F}}) \right] / \frac{1}{\mathcal{F}} \right]$.

Despejando $\hat{\mu}(a)$, obtenemos:
$$\hat{\mu}(a) = \frac{\ln \left[\frac{N(a+x)}{N(a)} \right] + r \cdot x}{\left[1 - \exp(x \cdot \frac{1}{\mathcal{F}}) \right] / \frac{1}{\mathcal{F}}}$$

Dado que estamos considerando el grupo de personas entre las edades \underline{a} y $\underline{a+5}$, podemos substituir \underline{r} por $r(a, 5)$ y $\underline{x} = 5$ de modo que resulta:

$$\hat{\mu}(a) = \frac{\ln \left[\frac{N(a+5)}{N(a)} \right] + 5 \cdot r(a, 5)}{\left[1 - \exp(5 \cdot \frac{1}{\mathcal{F}}) \right] / \frac{1}{\mathcal{F}}}$$

Entre los datos de población disponibles en el mundo, se ha comprobado que los valores de \mathcal{F} varían entre 0,06 y 0,12. Bennett y Horiuchi recomiendan seleccionar un valor de \mathcal{F} entre 0,08 y 0,10 para el cómputo de $\hat{N}(a, 5)$.

APENDICE IV

Procedimiento Alternativo para la Estimación de la Densidad de Distribución de la Población Media, $c(a)$:

En su artículo ^{*/}, Preston indica una manera para calcular la función de distribución por edades, $c(a)$. Sin embargo, cuando el intervalo intercensal es aproximadamente igual a 10 años, existe aún otra posibilidad para el cálculo de $c(a)$, que, al parecer, da mejores resultados en el sentido de que se consigue, por lo general, puntos más alineados.

El cálculo alternativo de $c(a)$ se hace utilizando tasas de promoción de un grupo de edades al siguiente grupo en una cohorte, en dos momentos del tiempo (separado por 10 años), y , luego, calculando un valor intermedio mediante interpolación geométrica.

A continuación presentamos los detalles, siguiendo los pasos indicados por el autor, V.García, y apartando solamente en algunos casos de sus palabras (p.ej. para aclarar una cosa).

Para la estimación de $c(a)$, ($a = 5, 10, 15, \dots, A-5$), se utilizan las tasas que permiten, en un momento en el tiempo, pasar de un grupo quinquenal de edad al siguiente. En el desarrollo que sigue se denota por $T(a, 5, y)$ a la tasa que permite pasar de $N(a, 5, y)$, la población con edades comprendidas entre a y $a+5$ en el momento y , a $N(a+5, 5, y)$, la población del grupo quinquenal siguiente en el mismo momento y .

En primer término se calculan estas tasas para el momento 0 y el momento t :

$$T(a, 5, y) = \ln \left[\frac{N(a+5, 5, y)}{N(a, 5, y)} \right], \quad \text{(que será en una población cerrada con } r > 0 \text{, siempre negativa)}$$

^{*/} S.H.Preston: "An integrated system for demographic estimation from two age distributions"; Demography, Vol.20, No.2, 1983.

Entonces, tenemos para dos momentos en el tiempo series de $T(a,5,y)$, o sea: $T(a,5,0)$ y $T(a,5,t)$, $a=0,5,10,\dots,A-10$.

En seguida se estiman este mismo tipo de tasas para el punto central, $t/2$, como un promedio geométrico de las tasas que al principio y al final del período ligan las mismas dos cohortes:

$$T(a,5,t/2) = \sqrt{T(a-5,5,0) \cdot T(a+5,5,t)} \quad , \quad a = 5,10,\dots,A-15.$$

Como el promedio se hace por cohortes, el primero y el último valor de T no se pueden calcular pues sólo se cuenta con uno de los puntos de apoyo. Para resolver esto se hicieron los siguientes supuestos:

$$1) \quad \frac{T(0,5,t/2)}{T(5,5,t)} = \frac{T(0,5,0)}{T(5,5,t/2)}$$

$$2) \quad \frac{T(A-15,5,t/2)}{T(A-10,5,t)} = \frac{T(A-15,5,0)}{T(A-10,5,t/2)}$$

Es decir, que la relación que hay entre dos tasas correspondientes a las mismas cohortes entre el momento 0 y el momento $t/2$ es igual a la correspondiente a las cohortes equivalentes entre el momento $t/2$ y t

De 1) y 2) se obtienen las 2 tasas faltantes:

$$T(0,5,t/2) \doteq \frac{T(0,5,0)}{T(5,5,t/2)} \cdot T(5,5,t) \quad ; \quad y,$$

$$T(A-10,5,t/2) \doteq \frac{T(A-15,5,0)}{T(A-15,5,t/2)} \cdot T(A-10,5,t)$$

Con estas tasas, sólo es necesario estimar la población en $t/2$ de un grupo quinquenal, para lo que se propone estimar uno cualquiera como promedio geométrico por cohorte.

Una alternativa razonable es el grupo 10-14 que se apoya en el grupo 5-9 años del primer censo y el grupo quinquenal de 15-19 años del segundo censo, 2 grupos que generalmente están bien censados. No obstante,

para la aplicación de la técnica de Preston, la calidad de la estimación de este punto de apoyo carece de importancia, pues lo que se pretende es conseguir una distribución relativa. La fórmula para el cálculo de este punto de apoyo es, entonces:

$$N(10,5,t/2) = \sqrt{[N(5,5,0) \cdot N(15,5,t)]}$$

y el resto de los grupos quinquenales se obtiene con las 2 siguientes fórmulas:

$$N(a,5,t/2) = N(a-5,5,t/2) \cdot \exp[T(a-5,5,t/2)] \quad , \text{ para } a=15,20,\dots,\Lambda-5$$

y, $N(a,5,t/2) = N(a+5,5,t/2) \cdot \exp[-T(a,5,t/2)] \quad , \text{ para } a=0,5$.

Ahora es necesario estimar la población del grupo abierto final, $N(\Lambda, \omega, t/2)$. Para esta estimación se sugiere utilizar la relación :

$$\frac{T(\Lambda-5, \omega, t/2)}{T(\Lambda-10, \omega, 0)} = \frac{T(\Lambda-5, \omega, t)}{T(\Lambda-10, \omega, t/2)} \quad , \text{ de donde se obtiene:}$$

$$T(\Lambda-5, \omega, t/2) = \frac{T(\Lambda-5, \omega, t)}{T(\Lambda-10, \omega, t/2)} \cdot T(\Lambda-10, \omega, 0) \quad , \text{ donde:}$$

$$T(a, \omega, y) = \ln \left[\frac{N(a+5, \omega, y)}{N(a, \omega, y)} \right] \quad , \text{ y estimar } T(\Lambda-10, \omega, t/2) \text{ como:}$$

$$\sqrt{[T(\Lambda-15, \omega, 0) \cdot T(\Lambda-5, \omega, t)]}$$

A partir de $N(\Lambda-5, \omega, t/2) \cdot \exp T(\Lambda-5, \omega, t/2) = N(\Lambda, \omega, t/2)$, y, como $N(\Lambda-5, \omega, t/2) = N(\Lambda-5, 5, t/2) + N(\Lambda, \omega, t/2)$, se obtiene, al despejar $N(\Lambda, \omega, t/2)$:

$$N(\Lambda, \omega, t/2) = \frac{N(\Lambda-5, 5, t/2) \cdot \exp[T(\Lambda-5, \omega, t/2)]}{1 - \exp[T(\Lambda-5, \omega, t/2)]}$$

$$\text{y finalmente : } c(a, t/2) = \frac{N(a-5, 5, t/2) + N(a, 5, t/2)}{10 \cdot N}$$

donde: $N = N(0, 5, t/2) + N(5, 5, t/2) + \dots + N(A-5, 5, t/2) + N(A, \infty, t/2)$.

+++++

APENDICE 5

Defunciones Anuales Registradas

Cuadro 27

APLICACION: BENNETT Y NORAUCHI

PAIS: HONDURAS

PERIODO: 1950 - 1961

POBLACION: MASCULINA

(Continúa...)

EDAD	DEFUNCIONES CORRESPONDIENTES A						
	1950	1951	1952	1953	1954	1955	1956
0 - 4	4322	3993	4698	4513	4055	4471	3321
5 - 9	471	592	691	594	565	621	612
10 - 14	214	245	274	281	265	292	233
15 - 19	284	277	308	275	307	282	287
20 - 24	365	341	402	355	403	392	410
25 - 29	381	349	345	269	395	350	353
30 - 34	331	321	341	339	374	385	324
35 - 39	311	282	294	277	341	316	329
40 - 44	241	238	275	313	328	355	314
45 - 49	256	232	244	285	298	300	332
50 - 54	259	297	272	298	345	284	282
55 - 59	260	234	244	260	259	287	314
60 - 64	299	244	397	351	346	365	337
65 - 69	279	264	267	279	274	299	292
70 y +	557	592	761	784	805	815	512
IGNORADA	0	0	0	0	0	14	23
TOTAL	8960	8615	9882	9463	9443	9705	6082

Cuadro 27

APLICACION: BENNETT Y HORIOCHI
 PAIS: HONDURAS PERIODO: 1950 - 1961
 POBLACION: MASCULINA

(Conclusión)

EDAD	DEFUNCIONES CORRESPONDIENTES A				
	1951	1958	1959	1960	1961
0 - 4	4579	5101	4164	4160	4315
5 - 9	575	542	427	558	565
10 - 14	300	304	300	225	260
15 - 19	232	272	271	250	270
20 - 24	392	381	428	357	368
25 - 29	375	395	404	361	368
30 - 34	313	416	415	373	328
35 - 39	298	330	391	346	304
40 - 44	281	295	316	288	293
45 - 49	302	329	327	313	276
50 - 54	257	299	330	307	301
55 - 59	297	322	310	288	263
60 - 64	331	334	360	400	360
65 - 69	311	307	277	295	279
70 y +	761	835	840	891	955
IGNORADA	21	45	18	71	40
TOTAL	4520	10546	9562	9511	9565

DEFUNCIONES MASCULINAS
 ANUARIOS ESTADISTICOS DE 1950-1961
 DIRECCION GENERAL DE ESTADISTICOS Y CENSOS
 REPUBLICA DE HONDURAS

Cuadro 28

APLICACION: BENNETT Y HORVATH
 PAIS: NICARAGUA PERIODO: 1950 - 1961
 POBLACION: FEMININA

(Continúa...)

EDAD	DEFUNCIONES CORRESPONDIENTES A						
	1950	1951	1952	1953	1954	1955	1956
0 - 4	3805	3330	4027	3835	3655	4045	3343
5 - 9	410	582	703	530	622	605	528
10 - 14	209	212	246	236	194	232	189
15 - 19	255	244	289	284	273	278	215
20 - 24	375	401	387	379	353	348	322
25 - 29	397	329	297	286	329	345	329
30 - 34	328	319	335	290	326	319	313
35 - 39	296	337	331	347	315	314	311
40 - 44	277	251	304	294	262	298	293
45 - 49	261	230	269	237	245	285	258
50 - 54	244	232	300	292	254	281	273
55 - 59	249	224	236	273	237	279	315
60 - 64	255	372	371	330	375	354	357
65 - 69	284	204	250	245	240	286	302
70 y +	745	717	874	924	825	907	936
IGNORADA	0	0	0	0	0	3	16
TOTAL	6441	7914	9265	8702	8525	9162	8315

Cuadro 28

APLICACION: BENNETT Y HORIUCHI
 PAYS: HONDURAS PERIODO: 1950 - 1961
 POBLACION: FEMININA

(Conclusión)

EDAD	DEFUNCIONES CORRESPONDIENTES A				
	1957	1958	1959	1960	1961
0 - 4	4021	4050	3609	3842	3767
5 - 9	526	500	516	481	508
10 - 14	158	180	192	169	221
15 - 19	255	270	264	318	292
20 - 24	310	300	290	282	266
25 - 29	306	316	313	287	268
30 - 34	317	301	286	282	303
35 - 39	292	304	262	293	277
40 - 44	316	299	240	244	263
45 - 49	260	277	259	242	215
50 - 54	275	287	245	255	245
55 - 59	339	283	281	281	241
60 - 64	311	384	314	387	400
65 - 69	279	287	240	271	267
70 y +	934	997	931	952	956
IGNORADA	15	35	11	38	31
TOTAL	8914	9726	8253	8494	8480

DEFUNCIONES FEMENINAS
 ANUARIOS ESTADISTICOS DE 1950-1961
 DIRECCION GENERAL DE ESTADISTICAS Y CENSOS
 REPUBLICA DE HONDURAS

Cuadro 29

APLICACION: BENNETT Y HORIUCHI
 PAIS: HONDURAS PERIODO: 1961 - 1974
 POBLACION: MASCULINA

(Continúa...)

EDAD	DEFUNCIÓNES CORRESPONDIENTES A							
	1961	1962	1963	1964	1965	1966	1967	1968
0 - 4	4015	4154	4439	4501	4418	4237	4142	4197
5 - 9	535	567	645	740	741	717	799	793
10 - 14	260	246	243	276	275	305	297	310
15 - 19	270	291	259	283	288	274	289	295
20 - 24	338	268	422	363	391	331	353	361
25 - 29	368	345	387	369	372	331	369	378
30 - 34	322	349	367	345	337	337	345	360
35 - 39	304	341	333	322	310	316	351	329
40 - 44	233	359	297	291	292	294	296	341
45 - 49	276	321	281	292	289	287	329	329
50 - 54	301	344	325	326	309	320	342	357
55 - 59	263	232	320	315	326	391	361	413
60 - 64	380	428	413	467	410	437	465	482
65 - 69	279	318	350	357	375	426	462	511
70 y +	455	472	1114	1083	1117	1250	1262	1361
HONDURAS	46	56	223	187	222	262	0	97
TOTAL	9865	9862	10432	10800	10455	10589	10462	10959

Cuadro 29

APLICACION: BENNETT Y HURTADO
 PAIS: HONDURAS PERIODO: 1961 - 1974
 POBLACION: MASCULINA

(Conclusión)

DEFUNIONES CORRESPONDIENTES A						
EDAD	1961	1970	1971	1972	1973	1974
0 - 4	4469	3921	3923	4051	4399	4041
5 - 9	968	729	694	670	554	529
10 - 14	327	359	270	328	194	322
15 - 19	329	323	317	334	333	333
20 - 24	453	400	425	447	445	437
25 - 29	404	402	374	435	383	335
30 - 34	465	339	322	382	378	351
35 - 39	355	404	321	352	367	343
40 - 44	391	353	350	399	350	327
45 - 49	372	300	324	315	362	347
50 - 54	370	365	354	345	359	353
55 - 59	450	329	374	359	354	328
60 - 64	507	500	494	467	488	474
65 - 69	500	455	440	425	417	411
70 y +	1331	1377	1573	1477	1631	1594
IGNORADA	85	144	0	0	0	0
TOTAL	11117	10309	10349	11259	11118	10471

DEFUNIONES MASCULINAS

ANUARIO ESTADISTICOS DE 1961-1974

DIRECCION GENERAL DE ESTADISTICAS Y CENSOS

REPUBLICA DE HONDURAS

Cuadro 30

AFILIACION: BENNETT Y HERRICH
 PAIS: HONDURAS PERIODO: 1961 - 1974
 POBLACION: FEMENINA

(Continúa...)

EDAD	DEFUNCIONES CORRESPONDIENTES A							
	1961	1962	1963	1964	1965	1966	1967	1968
0 - 4	3767	3608	3444	4230	3819	3966	3602	3724
5 - 9	558	545	535	745	672	769	761	757
10 - 14	221	222	199	215	236	239	206	256
15 - 19	202	240	246	245	217	255	262	254
20 - 24	266	293	260	261	257	241	230	235
25 - 29	262	307	241	256	248	235	256	265
30 - 34	303	295	278	303	293	303	299	261
35 - 39	277	262	265	276	262	314	299	294
40 - 44	263	247	291	270	236	264	263	260
45 - 49	215	269	205	256	262	282	275	261
50 - 54	245	297	232	298	249	267	305	289
55 - 59	241	306	281	292	281	332	325	371
60 - 64	400	398	401	426	366	430	440	433
65 - 69	267	342	304	353	367	476	403	449
70 y +	956	1084	1144	1176	1195	1306	1227	1420
IGNORADA	31	42	173	142	150	239	0	78
TOTAL	8460	8648	9077	9746	9243	9904	9173	9512

Cuadro 30

APLICACION: BENNETT Y HORIUCHI
 PAIS: HONDURAS PERIODO: 1951 - 1974
 POBLACION: FEMENINA

(Conclusión)

EDAD	DEFUNCIONES CORRESPONDIENTES A					
	1951	1970	1971	1972	1973	1974
0 - 4	3918	3499	3939	4332	4059	3356
5 - 9	872	713	656	654	544	500
10 - 14	275	249	260	291	221	248
15 - 19	262	249	307	327	237	258
20 - 24	276	246	251	307	242	229
25 - 29	284	235	246	294	267	232
30 - 34	299	273	263	264	249	266
35 - 39	341	305	251	309	268	262
40 - 44	325	318	328	333	301	267
45 - 49	320	269	271	298	282	263
50 - 54	367	296	306	291	289	302
55 - 59	362	337	335	310	329	272
60 - 64	527	426	428	420	441	401
65 - 69	557	484	422	390	434	387
70 y +	1489	1459	1593	1435	1661	1624
IGNORADA	55	114	0	0	0	0
TOTAL	10529	9476	9856	10255	9624	8827

DEFUNCIONES FEMENINAS
 ANUARIOS ESTADISTICOS DE 1951-1974
 DIRECCION GENERAL DE ESTADISTICAS Y CENSOS
 REPUBLICA DE HONDURAS

APENDICE 6

Aplicación del Método de Bennett y Horiuchi
a Datos Enumerados (Censales)

Cuadro 31

APLICACION: BENNETT Y HORIUCHI
PAIS: HONDURAS PERIODO: 1950 - 1961
POBLACION: MASCULINA

ESTIMACION DE LA CUALIDAD DEL REGISTRO DE DEFUNCIONES

EDAD	POBLACION INICIAL	POBLACION FINAL	DEFUNCIONES	R(a)	POBLACION (5)N(a)	MEDIA N(a)	POBLACION ESTIMADA N(a)	(5)N(a)	K(a) quin	K(a) censl
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
0 - 4	109800	180744	4362	0.04609			20148	78960		
5 - 9	90793	156760	579	0.05049	115316		12114	52126	0.45203	
10 - 14	83774	121024	243	0.03403	90169	20549	8901	43331	0.44728	0.43318
15 - 19	69795	89485	277	0.02301	79855	17002	7285	33723	0.42230	0.42847
20 - 24	61417	76056	394	0.01982	65918	14577	6232	28683	0.43512	0.42749
25 - 29	49318	62212	363	0.02058	57973	12389	5269	24129	0.41620	0.41526
30 - 34	41284	54684	347	0.02602	46161	10613	4409	19806	0.41126	0.41537
35 - 39	38321	46526	316	0.01798	39222	8738	3545	16162	0.41206	0.40573
40 - 44	32157	37236	300	0.01361	34304	7353	2938	13447	0.39198	0.39962
45 - 49	26823	30687	298	0.01249	28427	6273	2455	11146	0.39210	0.39134
50 - 54	22674	25112	297	0.00950	22002	5043	2018	9098	0.41349	0.40013
55 - 59	17492	18035	260	0.00289	19997	4200	1635	7395	0.36982	0.36922
60 - 64	15878	17624	351	0.00970	12929	3293	1334	5594	0.43269	0.40505
65 - 69	9721	9549	282	-0.00158	1923	1485	928	3896		
70 y +	16188	12517	794	-0.02295			647			
IBNCA=DA	0	258	19							
TOTAL	685935	939029	9507	0.02906						

CENSOS DE POBLACION DE 1950 Y 1961

REPUBLICA DE HONDURAS

Esperanza de vida a la edad 70: 8.58

(1) Fecha pob. inicial: 13-6-1950

(2) Fecha pob. final: 15-4-1961

(3) Medias anuales

(4) Tasas de crecimiento intercensales por edad

(5) Procedio geométrico de cohorte

(6) $N(a) = [(5)N(a-5) + (5)N(a)]/10$ (7) $K(a) = N(a+5) \cdot \exp[5 \cdot (5)R(a)] + (5)N(a) \cdot \exp[2.5 \cdot (5)R(a)]$ (8) $(N(a+5) - N(a)) / (1.2 \cdot \text{LDS}(N(a+5)/N(a)))$

(9) = (8)/(5)

(10) = (7)/(5)

Cuadro 32

APLICACION: BENNETT Y HORICHI
 PAIS: HONDURAS PERIODO: 1950 - 1961
 POBLACION: FEMININA

ESTIMACION DE LA DABALIDAD DEL REGISTRO DE DEFUNCIONES

EDAD	POBLACION INICIAL	POBLACION FINAL	DEFUN- CIONES	R(a)	POBLACION (5)N(a)	MEDIA N(a)	POBLACION ESTIMADA N(a)	(5)N(a)	quin	densi
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
0 - 4	105822	177116	3239	0.00755			17807	78510		
5 - 9	86193	150367	553	0.00287	109991		12207	52554	0.47720	
10 - 14	78227	114298	203	0.001484	90776	20077	8979	40707	0.44843	0.44725
15 - 19	68341	94688	254	0.002947	80029	17081	7357	33580	0.41959	0.43074
20 - 24	62938	81701	372	0.00413	68495	14852	6113	27970	0.40835	0.41156
25 - 29	51343	68125	317	0.00615	59436	12793	5105	23143	0.38938	0.38907
30 - 34	41480	56107	310	0.00782	50102	10954	4182	18801	0.37325	0.38183
35 - 39	39158	49372	254	0.00650	39529	8963	3167	15268	0.38225	0.37567
40 - 44	32486	37207	220	0.01256	34760	7429	2766	12670	0.36460	0.37152
45 - 49	26295	30645	254	0.01269	26884	6364	2321	10203	0.36711	0.36464
50 - 54	24912	28371	266	0.00281	22130	5101	1932	8916	0.40189	0.37832
55 - 59	18120	18232	270	0.00446	21089	4322	1642	7506	0.35594	0.37986
60 - 64	16299	17345	355	0.00841	12991	3408	1369	5774	0.44465	0.40171
65 - 69	10106	9305	263	-0.00759	1980	1497	564	4216		
70 y +	18365	14598	893	-0.02116			733			
INCONOCIDA	0	352	12							
TOTAL	682670	945736	6697	0.03013						

CENSOS DE POBLACION DE 1950 Y 1961

Intersección corregida por I.L.Davis y M.J.Riosco, 1961

REPUBLICA DE HONDURAS

Esperanza de vida a la edad 70: 9

(1) Fecha pob. inicial: 18- 9-1950

(2) Fecha pob. final: 16- 4-1961

(3) Medias anuales

(4) Tasas de crecimiento intercensales por edad

(5) Progreso geométrico de cohorte

(6) $N(a) = [(5)N(a-5) + (5)N(a)]/10$ (7) $N(a) = N(a-5) \times \exp[5 \times (5)R(a)] + (5)D(a) \times \exp[2.5 \times (5)R(a)]$ (8) $(N(a+5) - N(a)) / (1.2 \times 5.5(N(a+5) / N(a)))$

(9) = (8) / (5)

(10) = (7) / (9)

Cuadro 33

APLICACION: BENNETT Y HORIUCHI
 PAIS: HONDURAS PERIODO: 1961 - 1974
 POBLACION: MASCULINA

ESTIMACION DE LA CUALIDAD DEL REGISTRO DE DEFUNCIONES

EDAD	POBLACION		DEFUN- CIONES	R(a) ⁽⁴⁾	POBLACION MEDIA N(a) ⁽⁶⁾	POBLACION ESTIMADA N(a) ⁽⁷⁾	K(a) ⁽⁹⁾	K(a) ⁽⁸⁾		
	INICIAL	FINAL						quin	densi	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
0 - 4	180744	248013	4327	0.02388		29914	130381			
5 - 9	158760	215703	703	0.02471	183950	22473	103969	0.56520		
10 - 14	121024	186734	292	0.03367	150425	33441	19200	0.58249	0.57415	
15 - 19	89498	139769	302	0.03454	111675	26334	15957	0.64840	0.63826	
20 - 24	76066	108461	401	0.02747	90863	20274	13149	0.66323	0.64859	
25 - 29	62212	79478	382	0.01995	70342	16120	11087	0.73844	0.66777	
30 - 34	54284	67813	360	0.01864	60917	13126	9720	0.75087	0.74054	
35 - 39	48526	61976	345	0.02219	53717	11463	8599	0.74169	0.75013	
40 - 44	37238	50790	332	0.02403	43504	9722	7369	0.77919	0.75799	
45 - 49	30687	43220	320	0.02651	36431	7993	6222	0.77811	0.77840	
50 - 54	25112	34249	344	0.02402	29337	6577	5151	0.79804	0.78314	
55 - 59	18035	24170	357	0.02266	20886	5022	4244	0.91790	0.84495	
60 - 64	17624	23062	482	0.02081	20168	4105	3452	0.75512	0.84087	
65 - 69	9549	13933	421	0.02926	11539	3171	2673	11372		
70 y +	12617	21736	1311	0.04214	16566	0	1918			
IGNORADA	868	0	97							
TOTAL	939029	1317307	10766	0.02620						

CENSOS DE POBLACION DE 1961 Y 1974

Información corregida por Z.C. Casisa y M.J. Rincón, 1981

REPUBLICA DE HONDURAS

Esperanza de vida a la edad 70: 9.46

(1) Fecha pob. inicial: 15-4-1961

(2) Fecha pob. final: 6-3-1974

(3) Medias anuales

(4) Tasas de crecimiento intercensales por edad

(5) Promedio geométrico por edad

(6) $N(a) = [(5)N(a-5) + (5)N(a)]/10$ (7) $N(a) = N(a+5) \cdot \exp[5 \cdot (5)R(a)] + (5)D(a) \cdot \exp(2.5 \cdot (5)R(a))$ (8) $(N(a+5) - N(a)) / (1.2 \cdot \log(N(a+5)/N(a)))$

(9) = (8)/(5)

(10) = (7)/(6)

Cuadro 34

APLICACION: BENNETT Y HORTUCHI
 PAIS: HONDURAS PERIODO: 1961 - 1974
 POBLACION: FEMENINA

ESTIMACION DE LA CUALIDAD DEL REGISTRO DE DEFUNCIONES

EDAD	POBLACION INICIAL	POBLACION FINAL	DEFUN- CIONES	R(a)	POBLACION (5)N(a)	MEDIA N(a)	POBLACION ESTIMADA M(a)	(5)N(a)	K(a) quin	densi
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
0 - 4	177106	239632	3872	0.02343			30216	132636		
5 - 9	150667	208893	670	0.02522	177559		23225	167451	0.60516	
10 - 14	114238	180163	241	0.03531	143490	32105	19844	90369	0.62990	0.61611
15 - 19	94688	149973	264	0.03513	118791	26228	16412	74616	0.62812	0.62574
20 - 24	81701	119577	259	0.02978	99025	21782	13527	62206	0.62819	0.62103
25 - 29	66125	87968	262	0.01982	77437	17646	11415	53691	0.69336	0.64689
30 - 34	56107	70466	281	0.01764	62885	14032	10039	47587	0.75573	0.71898
35 - 39	48872	66168	290	0.02346	56873	11976	8968	41593	0.73134	0.74884
40 - 44	37207	53017	288	0.02744	44422	10130	7702	35273	0.79404	0.75031
45 - 49	30845	44263	272	0.02799	36957	8138	6445	29401	0.79554	0.79197
50 - 54	25671	35293	296	0.02467	30106	6706	5349	24430	0.81149	0.79767
55 - 59	18202	24743	312	0.02379	21226	5133	4450	20204	0.95186	0.86698
60 - 64	17846	22357	429	0.01745	19978	4120	3657	16431	0.82245	0.88760
65 - 69	5305	14433	406	0.03402	11591	3157	2941	12509		
70 y + IGNORADA	12625 358	23296 0	1347 74	0.04749	17153	0	2106			
TOTAL	945736	1339641	9564	0.02676						

CENSOS DE POBLACION DE 1961 Y 1974

Información corregida por Z.C. Camisa y M.J. Rincón, 1981

REPUBLICA DE HONDURAS

Esperanza de vida a la edad 70: 9.93

(1) Fecha pob. inicial: 16-4-1961

(2) Fecha pob. final: 6-3-1974

(3) Medias anuales

(4) Tasas de crecimiento intercensales por edad

(5) Promedio geométrico por edad

(6) $N(a) = (1.2 \cdot N(a-5) + (5)N(a)) / 10$ (7) $N(a) = N(a+5) \cdot \exp[5 \cdot (5)R(a)] + (5)N(a) \cdot \exp[2.5 \cdot (5)R(a)]$ (8) $(N(a+5) - N(a)) / (1.2 \cdot \text{LOG}(N(a+5)/N(a)))$

(9) = (8)/(5)

(10) = (7)/(6)

Arretx, C.:

- y Chackiel, J.: Algunos Problemas Relativos a la Recolección de Datos Demográficos en los Censos de Población de América Latina en la Década del 80; Documento Presentado al Taller de Análisis y Evaluación de los Censos de Población del 80, Buenos Aires, Argentina, 1985.

- y Macciò, G.A.: Evaluación de los Datos Demográficos-Censales y de Registro - Disponibles en los Países de América Central y Panamá; Seminario sobre la Situación Demográfica de América Central: Perspectivas y Consecuencias, págs. 391-405, CELADE-San José, Costa Rica, 1972.

- Honduras: Proyecciones de Población por Sexo y Grupos de Edad, 1961-1981; Seminario sobre..., págs. 175-248, CELADE-San José, Costa Rica, 1972.

Behm, H. y Primante, D.A.: La Mortalidad en los Primeros Años de Vida en Países de la América Latina: Honduras, 1969-1970, CELADE-San José, Serie A, No. 1038, San José, Costa Rica, 1978.

Bennett, N.G. y Horiuchi, S.:

-Estimación del Grado de Cabalidad en el Registro de las Muertes en una Población Cerrada, Notas de Población, No. 35, págs. 11-33, CELADE-San José, Costa Rica, 1984.

-Mortality Estimation from Registered Deaths in Less Developed Countries, *Demography*, Vol.21(2):217-233.

Brass, W.:

-Métodos para Estimar la Fecundidad y la Mortalidad en Poblaciones con Datos Limitados, CELADE, Serie E, No. 14, Santiago, Chile, 1974.

-Seminario sobre Métodos para Medir Variables Demográficas (Fecundidad y Mortalidad), CELADE-San José, Serie DS, No. 9, San José, Costa Rica, 1971.

Damisa, Z.C. y Rincón, M.J.: Honduras: Proyecciones de Población, Vol.1, CELADE-San José y CONSUPLANE, San José, Costa Rica, 1981.

Carrier, N. y Hobcraft, J.: Estimaciones Demográficas para Sociedades en Desarrollo, CELADE-San José, Serie D, No. 1026, San José, Costa Rica, 1975.

Castellanos R., J.A.: Honduras; Estimaciones Demográficas a Partir de la Estructura por Edad de las Defunciones-1971, CELADE-San José, Serie C, No. 1002, San José, Costa Rica, 1976.

CELADE:

-Boletín Demográfico, No. 17, Santiago, Chile, 1976.

- y DBED (Honduras): Encuesta Demográfica Nacional de Honduras, Fascículos 4 y 7, Serie A, No. 129, San José, Costa Rica, 1975.

- , CONSUPLANE y DGEC: Encuesta Demográfica Nacional de Honduras (EDENH2) ; Informe General, Vol. 2, Serie A, 1047/2, CELADE-San José, Costa Rica, 1985.

- y Union Internacional para el Estudio Científico de la Población: Diccionario Demográfico Multilingüe; Versión en Español, Segunda Edición, Ediciones Ordina, Lieja, Bélgica, 1985.

Chackiel, J.:

-El Modelo de Mortalidad de Brass, Notas de Población, No. 25, págs. 95-144, CELADE-San José, Costa Rica, 1979.

-y Maciò, G.A.: Evaluación y Corrección de Datos Demográficos, Cap. 8: Uso de Poblaciones Modelos para Evaluación de Datos Demográficos, CELADE, Serie B, No. 39, Santiago, Chile, 1978.

Coale, A.J. y Demeny, P.: Regional Model Life Tables and Stable Populations, Princeton University Press, 1966.

CONSUPLANE : Monografía de la Población de Honduras, Tegucigalpa D.C., Honduras, 1984.

Corona V., R., et al : Manual de Técnicas de Evaluación y Ajuste de Información Estadística, Centro Nacional de Información y Estadísticas del Trabajo, México D.F., E.U. de México, 1978.

Courtois, E.S.: Evaluación y Ajuste del Censo de Población de Honduras de 1974 y Conciliación con los Censos de 1945 y 1961, Trabajo Final de Investigación del Curso de Análisis Demográfico Avanzado-1976, CELADE-San José, Costa Rica, 1976.

Dirección General de Estadística y Censos (Honduras) :

- Anuario Estadístico, Varios Volúmenes.
- Resumen General del Censo de Población Levantado el 18 de Junio de 1950, Honduras, 1952.

García, V.: Uso de Tasas de Crecimiento por Edad para Mediciones Demográficas; Niveles de Natalidad y Mortalidad, Tesis de Grado, CELADE, Santiago, Chile, 1984.

Hill, K.:

- Fertility and Mortality Changes in Honduras 1950-1979, Committee on Population and Demography- Report 3, National Academy of Science, Washington D.C., 1980.

- Informe del "Seminario sobre Procedimientos de Estimaciones Demográficas con Tasas de Crecimiento por Edad, Notas de Población, No. 37, págs. 11-25, CELADE-San José, Costa Rica, 1985.

- y Trussell, J.: Nuevos Adelantos en la Estimación Indirecta de la Mortalidad, CELADE, Serie D, No.89, Santiago, Chile, 1977.

Hobcraft, J.: Seminario sobre Estimaciones Demográficas, CELADE, Serie D, No. 94, Santiago, Chile, 1977.

Lera, D.J.de : Uso de Tasas de Crecimiento por Edad para Mediciones Demográficas; Cobertura del Registro de Defunciones, Tesis de Grado, CELADE, Santiago, Chile, 1984.

Lotka, A.J.: Teoría Analítica de las Asociaciones Biológicas, CELADE, Serie E, No.5, Santiago, Chile, 1976.

Mychaszula, S.M.: Uso de Tasas de Crecimiento por Edad para Mediciones Demográficas; Composición por Edad de la Población, Tesis de Grado, CELADE, Santiago, Chile, 1984.

Naciones Unidas :

- Demographic Yearbook 1967 (9th issue) and 1969 (21st issue).

- El Concepto de Población Estable; Aplicación al Estudio de la Población de Países que no Tienen Buenas Estadísticas Demográficas, ST/SDA/Serie A, No.39.

- Métodos para Establecer Mediciones Demográficas Fundamentales a Partir de Datos Incompletos, ST/SDA/ Serie A, No. 42. Manual 4.

- Indirect Techniques for Demographic Estimation, ST/ESA/Serie A, No. 81, Manual 10.

- y UNICEF: La Mortalidad Infantil en Bolivia, CELADE, Serie OI, No. 38, Santiago, Chile, 1985.

Ortega, A.: Tablas de Mortalidad, CELADE-San José, Serie B, No. 1008, San José, Costa Rica, 1982.

Preston, S.H.:

- and Bennett, N.G.: A Census-based Method for Estimating Adult Mortality, *Population Studies*, Vol.37(1): 91-104, 1983.

- y Coale, A.J.: Estructuras por Edades; Crecimiento, Salidas y Entradas: Una Nueva Síntesis, *Notas de Población*, No. 35, págs. 35-96, CELADE-San José, Costa Rica, 1984.

- et al.: Estimating the Completeness of Reporting of Adult Deaths in Populations that are Approximately Stable, *Population Index*, Vol.46(2): 179-202, 1980.

- and Hill, K.: Estimating the Completeness of Death Registration, *Population Studies*, Vol.34(2): 349-366, 1980.

- Un Sistema Integrado de Estimaciones Demográficas a Partir de Dos Distribuciones por Edad, *Notas de Población*, No.35, págs. 97-120, CELADE-San José, Costa Rica, 1984.

- Use of Direct and Indirect Techniques for Estimating the Completeness of Death Registration Systems, *Data Bases for Mortality Measurement*, Chapter 8, Naciones Unidas, Bangkok, 1981.

Rincón, M.J.:

- Mortalidad I; Métodos Indirectos para Estimar la Mortalidad (Apuntes de Clase 1981), CELADE-San José, Costa Rica, 1983.

- La Mortalidad en la República de Honduras 1930-1974; Tablas Abreviadas de Mortalidad por Sexo y Grupos de Edades, CELADE-San José, Costa Rica, 1982.

Somoza, J.L.: Notas para el Seminario sobre Procedimientos de Estimaciones Demográficas con Tasas de Crecimiento por Edad. Aplicaciones Realizadas a Información de América Latina, Notas de Población, No. 37, págs. 27-85, CELADE-San José, Costa Rica, 1985.

Wilf, H.S.: Calculus and Linear Algebra, Harcourt, Brace & World Inc., 1966.

Zobal, C. y Avila, B.: Estudio de Enumeración Post-censal; Censo de Población y Vivienda de Honduras 1961, DEEC, Honduras, 1962.

Zwart, F.H.A.G.: Demographic Evaluation and Analysis of Population Census Data (Unpublished Paper), State University of Groningen, Holland, 1977.

