

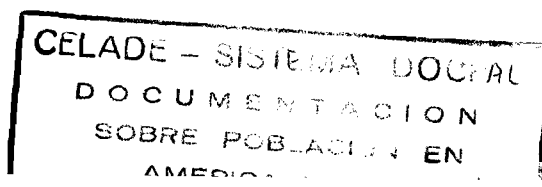
CENTRO LATINOAMERICANO DE DEMOGRAFIA
CELADE-SANTIAGO

PROGRAMA DE MAESTRIA 1985-1986
SEGUNDO AÑO
MAESTRIA EN DEMOGRAFIA

TESIS DE GRADO

TITULO: Tablas modelo de mortalidad para América Latina.
AUTOR: Ramiro Coa Clemente.
ASESOR: Juan Chackiel
Dirk Jaspers-Faijjer

Santiago, Chile
Diciembre, 1986



INDICE

	<u>Página</u>
INTRODUCCION	1
I. TABLAS MODELO DE MORTALIDAD	4
1. Utilidad de las tablas modelo de mortalidad	4
2. Sistemas de tablas modelo de mortalidad existentes ..	6
3. Planteamiento del objetivo	11
II. METODOLOGIA E INFORMACION BASICA	12
1. El método	12
2. Información básica	13
III. MODELO DE MORTALIDAD SEGUN LA EDAD PARA AMERICA LATINA .	17
1. Análisis de las estructuras de mortalidad según la edad	17
2. Estructura promedio de mortalidad para cada pauta observada	23
3. Obtención de los vectores de componentes principales	23
IV. APLICACION Y EVALUACION DEL MODELO DE MORTALIDAD	33
1. Ajuste de las probabilidades de morir (${}_nq_x$) observadas	34
2. Proyección de la mortalidad	46
V. TABLAS MODELO DE MORTALIDAD PARA AMERICA LATINA	48
1. Mortalidad diferencial según el sexo	48
2. Aplicación práctica en el caso de Honduras	51
RESUMEN Y CONCLUSIONES	54
ANEXO A. TABLAS MODELO DE MORTALIDAD PARA AMERICA LATINA ...	57
ANEXO B. REGRESIONES PARA EL CALCULO DE LOS FACTORES DE SEPARACION Y PROGRAMA PARA OBTENER TABLAS MODELO DE MORTALIDAD	78
ANEXO C. FUENTES DE LA INFORMACION BASICA UTILIZADA EN LA ELABORACION DE LAS TABLAS MODELO DE MORTALIDAD PARA AMERICA LATINA	83
BIBLIOGRAFIA	86

<u>Indice de Cuadros</u>	<u>Página</u>
1. América Latina: Porcentaje de subregistro de las defunciones registradas alrededor de 1960 y 1980	5
2. América Latina: Tablas de mortalidad utilizadas en la elaboración de las tablas modelo	15
3. América Latina: Distribución de las tablas básicas según la esperanza de vida al nacer	16
4. América Latina: Estructura promedio para cada pauta de mortalidad, $n\bar{v}_x^i$, definida por los valores del logito (nq_x) .	24
5. Correlaciones entre valores de nD_x^{ij} correspondiente a hombres	26
6. Correlaciones entre valores de nD_x^{ij} correspondiente a mujeres	27
7. Primeros tres componentes principales obtenidos en este trabajo	29
8. Primeros tres componentes principales derivados de Naciones Unidas	30
9. Porcentaje de la variación de la mortalidad explicada por los componentes	32
10. Uruguay: Cálculo de los coeficientes a_j para el ajuste de las nq_x femeninas a la pauta 1. Caso en que se dispone de un juego completo de nq_x . 1974-76	37
10.1 Uruguay: Ajustes de uno, dos y tres componentes de las nq_x femeninas utilizando la pauta 1. Caso en que se dispone de un juego completo de nq_x . 1974-1976	38
10.2 Uruguay: Ajuste de un componente de las nq_x femeninas con la pauta 1 del presente trabajo y la pauta latinoamericana de Naciones Unidas. Caso en que se dispone de una serie completa de nq_x . 1974-76	39
11. Costa Rica: Cálculo de los coeficientes a_j para el ajuste de las nq_x masculinas a la pauta 2. Caso en que se dispone de un juego incompleto de nq_x . 1972-74	40
11.1 Costa Rica: Ajuste de uno, dos y tres componentes de las nq_x masculinas utilizando la pauta 2. Caso en que se dispone de un juego incompleto de nq_x . 1972-74	42
11.2 Costa Rica: Ajuste de un componente de las nq_x masculinas con la pauta 2 del presente trabajo y la pauta latinoamericana de Naciones Unidas. Caso en que se dispone de un juego incompleto de datos. 1972-74	43
12. Costa Rica: Ajuste de un componente de las nq_x femeninas utilizando la pauta 2. Caso de datos incompletos. 1972-74 . Uruguay: Ajuste de un componente de las nq_x masculinas utilizando la pauta 1. Caso de datos incompletos. 1974-76 .	45
13. México: Probabilidades de morir (nq_x) masculina: Valores observados para 1949-51 y 1969-71 y valores proyectados para 1969-71 en base al modelo de mortalidad de un componente principal	47
14. América Latina: Diferenciales de esperanza de vida al nacer según sexo	49

Indice de Gráficos

Página

1.	América Latina: Desviaciones de la primera pauta de mortalidad según sexo respecto del modelo oeste de Coale y Demeny	18
2.	América Latina: Desviaciones de la segunda pauta de mortalidad según sexo respecto del modelo oeste de Coale y Demeny	19
3.	América Latina: Esperanza de vida al nacer de los hombres versus esperanza de vida al nacer de las mujeres y línea de regresión ajustada	50

INTRODUCCION

Es importante considerar que, así como la sociedad humana genera su propia historia en el tiempo y en un espacio determinado, la evolución del fenómeno de la mortalidad tiene su propia historia para diferentes contextos espaciales. Esta historia y por lo tanto la evolución de la mortalidad está ligada a los cambios estructurales que se producen al interior de una sociedad.

Concretamente en la realidad de América Latina, si bien existe una heterogeneidad económica y social entre y al interior de los países, éstos se desarrollan dentro de ambientes similares y experimentan transformaciones estructurales parecidas, por lo que podría decirse que presentan algún "común denominador" en cuanto a defunciones y las causas que las producen, y por ende, estructuras de mortalidad según la edad parecidas.

La cuantificación de esta estructura de mortalidad de acuerdo a la edad y consecuentemente del nivel de mortalidad para una sociedad específica, es un estudio de interés para fines de mejorar las condiciones de salud de su población y planificar el desarrollo económico y social de la misma.

En los países de América Latina en general, las investigaciones orientadas a obtener indicadores del nivel de la mortalidad y cuantificar la estructura del fenómeno de acuerdo a la edad se ve limitada por la no disponibilidad de información completa, confiable y actualizada del registro de defunciones, problema que en mayor medida enfrentan los países más subdesarrollados dentro de esta región.

Para solucionar en gran medida y principalmente situaciones de este tipo, donde no se dispone de información o la que se tiene es fragmentada, se elaboraron varios conjuntos de tablas modelo de mortalidad. Dichas tablas modelo primordialmente constituyen un medio para realizar estimaciones de parámetros relacionados con la mortalidad, asimismo, son aplicables en el "ajuste o suavizamiento" de las probabilidades de morir (${}_nq_x$) en aquellos casos en que la curva de la mortalidad presenta comportamientos irregulares, en proyecciones de la población y en el análisis demográfico en general donde interviene la variable mortalidad.

Gran parte de los conjuntos de tablas modelo de mortalidad se construyeron principalmente en base a la experiencia que tuvieron los países europeos en relación al fenómeno, por lo que no se adaptan cabalmente a la investigación demográfica en los países de América Latina. Dentro de este esquema se encuentran las primeras tablas modelo de Naciones Unidas, asimismo fueron las primeras en construirse, las tablas modelo de Coale y Demeny que últimamente fueron las más difundidas, las de Lederman y otros.

Un modelo que brinda un mayor grado de flexibilidad que los anteriores conjuntos de tablas modelo y no tiene el problema de sobre-representatividad de países europeos es el propuesto por Brass, pero este modelo presenta, entre otros, la dificultad en la elección del modelo estándar en el sentido de que cuál es el modelo estándar que se debe elegir? Este es un problema que no tiene una fácil solución.

Por su parte, la inclusión en la elaboración del nuevo sistema de tabla modelo de Naciones Unidas de tablas de mortalidad de países asiáticos influye de tal manera que el uso de este modelo en un país concretamente latinoamericano podría deformar la real estructura de la mortalidad del país puesto que en el modelo intervienen estructuras también heterogéneas que tienen los países asiáticos en relación a la mortalidad; además, la conformación de una "pauta chilena" de mortalidad basada únicamente en tres tablas de mortalidad de Chile es motivo de revisión con la introducción de otras tablas de mortalidad de otros países latinoamericanos no considerados por Naciones Unidas.

En tal sentido, las limitaciones que los modelos de mortalidad existentes presentan cuando se trata de aplicarlos en el análisis demográfico de la realidad latinoamericana, y la posibilidad de identificar patrones diferenciados de cambio de la mortalidad en América Latina inducen al propósito de construir tablas modelo de mortalidad para América Latina con datos acordes a su realidad en la perspectiva de mejorar la calidad de las estimaciones de los parámetros demográficos.

En los capítulos siguientes se describen la utilidad y sistemas de tablas modelo existentes, las tablas de mortalidad utilizadas, la metodología aplicada en la elaboración de las nuevas tablas modelo, las pautas de la mortalidad por edades, la evaluación y criterios sobre su empleo. En los tres anexos se

presentan las tablas modelo de mortalidad, las regresiones para el cálculo de los factores de separación y un programa para obtener tablas modelo de mortalidad y por último la fuente de la información.

I. TABLAS MODELO DE MORTALIDAD

1. Utilidad de las tablas modelo de mortalidad

Antes de exponer las diferentes aplicaciones de las tablas modelo, es conveniente hacer una referencia a la necesidad de las mismas concretamente en la realidad de América Latina.

Gran parte de los países de la región cuenta con datos de mortalidad incompletos y poco confiables, este hecho dificulta su utilización para fines de análisis demográfico y de planificación económica y social. Por ejemplo, de los 20 países citados en el Cuadro 1, 12 países tienen un porcentaje de subregistro de las defunciones superior al 19 por ciento. Por otra parte, la cabalidad en el registro de las defunciones ocurridas en los países de América Latina es muy variada, para el período 1975-1980 se tiene un subregistro de 1.4 por ciento en Argentina y 66.5 por ciento en Bolivia.

Entre otras cosas, del mismo cuadro puede observarse que este subregistro es mayor en los países más subdesarrollados de la región, hecho que podría atribuirse a un problema de cobertura de tal manera que el sistema de registro de estadísticas vitales no cubre todo el territorio nacional, además, aparte de otras cosas, está el problema de la limitación en la(s) persona(s) que supuestamente se encargaría(n) de hacer registrar la defunción, limitación que se refleja en una serie de características socio-culturales de la(s) persona(s).

En atención a lo observado, a la falta de cabalidad y confiabilidad de los datos de mortalidad, las tablas modelo de mortalidad constituyen un instrumento que permite estimar principalmente el nivel de la mortalidad y su comportamiento según la edad en un país para el cual no se dispone de datos completos o los que se tiene son poco confiables y desactualizados.

Una aplicación secundaria pero también útil de las tablas modelo de mortalidad está referida al "ajuste o suavizamiento" de las probabilidades de morir

entre las edades x y $x+n$ observadas (${}_nq_x$) en aquellos casos en que éstas se apartan de los niveles esperados y la forma general de la curva de mortalidad presenta irregularidades.

La serie de tablas modelo también puede ser utilizada para hacer proyecciones demográficas, para tal efecto se requiere de un conocimiento previo de las probabilidades de morir por edades en un año base dado y la formulación de hipótesis sobre la evolución del nivel de la mortalidad y de su estructura.

Finalmente, las tablas modelo de mortalidad pueden utilizarse en investigaciones relacionadas con simulaciones de la realidad y en general en todo análisis de tipo demográfico donde se considera la variable mortalidad.

Cuadro 1

AMERICA LATINA: PORCENTAJE DE SUBREGISTRO DE LAS DEFUNCIONES REGISTRADAS ALREDEDOR DE 1960 y 1980

	Subregistro (%)	
	1960-65	1975-80
Argentina	5.8	1.4
Bolivia	64.1	66.5
Brasil	34.4	19.2
Colombia	13.3	24.9
Costa Rica	11.9	6.7
Cuba	26.4	2.7
Chile	1.3	2.5
Ecuador	12.8	19.5
El Salvador	31.3	24.3
Guatemala	12.7	4.0
Haití	-	79.5
Honduras	49.8	53.7
México	11.3	14.9
Nicaragua	56.4	59.6
Panamá	25.2	24.5
Paraguay	58.5	38.5
Perú	42.6	35.7
Rep. Dominicana	53.4	45.2
Uruguay	6.0	2.6
Venezuela	24.8	9.8

Fuente: Chackiel, Juan. La investigación sobre causas de muerte en América Latina. Situación actual y perspectivas futuras. CELADE, Santiago, mayo, 1986.

2. Sistemas de tablas modelo de mortalidad existentes

Son varios los autores que se preocuparon por desarrollar modelos de mortalidad que muestren una transición de una alta a una baja mortalidad a fin de describir los cambios en las probabilidades de morir en los diferentes grupos de edades según el sexo. Parte de estos autores construyeron conjuntos de tablas modelo, mientras que otros a través de una expresión matemática intentaron resumir el comportamiento de la mortalidad de tal manera que las tablas modelo estaban implícitas en la ecuación matemática. Dentro de esta última línea se encuentran, por ejemplo, el modelo de mortalidad de Brass y el nuevo sistema de tabla modelo de Naciones Unidas.

Una característica casi común que se observa en estos autores, es que gran parte de las tablas que utilizan como información básica pertenecen a experiencias europeas donde la estructura según la edad de la mortalidad no necesariamente es la misma que en los países latinoamericanos.

En lo que sigue se hará una breve referencia a algunas de las tablas modelo que se construyeron.

Tablas modelo de mortalidad más difundidas

Naciones Unidas ^{1/} elaboró las primeras tablas modelo en base a 158 tablas básicas de las que un 60 por ciento corresponden a países europeos y un 9.5 por ciento a países latinoamericanos. Las probabilidades de morir a diferentes edades (${}_nq_x$) se estimaron mediante regresiones parabólicas de segundo grado a partir de un valor arbitrario de ${}_1q_0$.

Estas tablas modelo, sin subestimar la utilidad que tuvieron y además considerando que fueron las primeras en construirse, tienen la desventaja de que para su construcción, como se vió en cifras, se utilizaron básicamente tablas de mortalidad de países europeos, asimismo son modelos de un sólo parámetro en el sentido que una vez elegido el nivel de mortalidad para un grupo de edades queda determinada una única tabla de mortalidad.

^{1/} Naciones Unidas. Tablas modelo de mortalidad para países insuficientemente desarrollados. Serie A/22, Nueva York, 1963.

En un intento de superar, aparte de otras críticas, la rigidez de las tablas de Naciones Unidas (N.U.), Coale y Demeny 2/ construyeron tablas modelo en base a 326 tablas para cada sexo, de las que un 63 por ciento pertenecen a países europeos y un 10 por ciento a los países de la región.

Estos autores determinaron cuatro patrones de mortalidad que los denominaron familia este, oeste, norte y sur. Las probabilidades de morir (${}_nq_x$) se estimaron en base a dos regresiones lineales, en ambos casos la variable independiente fue la esperanza de vida a los 10 años de edad.

Sin menospreciar la gran utilidad que últimamente tuvieron estas tablas modelo en el análisis demográfico en general, tienen el problema similar a las tablas básicas de Naciones Unidas de una sobre-representatividad de las tablas de países europeos, además, al interior de cada familia continúa la rigidez en el sentido que son modelos de un sólo parámetro.

A diferencia de los anteriores autores, Brass 3/ propuso una relación matemática que permite generar una gama infinita de tablas modelo.

Sin desconocer las ventajas que este modelo ofrece, por ejemplo, una mayor flexibilidad en comparación con los anteriores modelos y en relación a los usos particulares que se le ha dado, una de las mayores limitaciones radica en la elección de la tabla estándar en el sentido de que, cuál tabla es la que se adopta como estándar? Este es un problema que no tiene una fácil solución.

Lederman 4/ elaboró tablas modelo de mortalidad en base a 154 tablas básicas de las que el 68.8 por ciento corresponden a países europeos y solamente un 5.8 por ciento a países de América Latina. Las probabilidades de morir (${}_nq_x$) se estimaron en base a una regresión lineal donde la variable independiente es la mortalidad en un grupo de edades elegido de manera arbitraria.

Existen otras tablas modelo de mortalidad como las de Pichat, Lederman y Brass y Gabriel y Ronen quienes a partir de los mismos datos básicos que utiliza Naciones Unidas construyeron tablas modelo.

2/ Coale y Demeny. Regional model life tables and stable populations. Princeton University Press, 1966.

3/ Chackiel, Juan. El modelo de mortalidad de Brass, Notas de Población, N° 25. CELADE, abril 1981.

4/ Lederman, S. Nouvelles tables-types de mortalité. Cahier N° 53. INED, Presses Universitaires de France, 1969.

Dado que las anteriores tablas modelo de mortalidad fueron construidas principalmente en base a tablas derivadas de países europeos y, por otra parte, la existencia de muchos países en desarrollo cuyas estructuras de mortalidad según la edad difieren sistemáticamente de la experiencia histórica de Europa y que por consiguiente las tablas modelo de Coale y Demeny no se adaptan a la investigación demográfica de estos países, Naciones Unidas 5/ elaboró nuevas tablas modelo según la edad y sexo basadas en datos de países en desarrollo. Para su construcción se utilizaron 72 tablas básicas (36 para hombres y 36 para mujeres) respecto de 22 países en desarrollo.

Hecho un examen en la información básica de las estructuras de mortalidad, se determinaron 4 pautas principales de mortalidad designadas como pauta latinoamericana, Chilena, Subasiática, y del Lejano Oriente, y una pauta promedio general de mortalidad. La primera pauta está basada en 15 tablas básicas de las que nueve corresponden a Colombia, Costa Rica, El Salvador, Guatemala, Honduras, México y Perú y las restantes seis a tres países asiáticos; mientras que la pauta chilena se basa concretamente en tres tablas de mortalidad de Chile.

Después de poner a prueba el procedimiento utilizado por Coale y Demeny, el de regresión utilizado por Lederman y el análisis de los principales componentes, a fin de elegir el método apropiado para la elaboración de las tablas modelo, se optó por el análisis de las principales componentes, el cual permitió de manera más eficiente resumir las estructuras por edad de la mortalidad para cada sexo.6/

La "ley general de la mortalidad" o "modelo de mortalidad" que sirvió de base a las nuevas tablas modelo de Naciones Unidas fue propuesto por el Comité de Investigación Permanente de la Mortalidad del Instituto de Actuarios.7/ Dicho comité en 1974 sugirió que una fórmula del tipo:

5/ Naciones Unidas. Tablas modelo de mortalidad para países en desarrollo. Serie A/77, Nueva York, 1983.

6/ La técnica usada por Coale y Demeny fue descartada principalmente porque dos tercios de las tablas básicas (130 tablas de un total de 192) no presentaban un esquema coherente de desviaciones respecto del modelo preliminar promedio. Este hecho hizo que los tamaños de la muestra en todas las regiones salvo la occidental fueran bastante pequeños. En cambio, la técnica utilizada por Lederman fue eliminada porque dicho autor partió del supuesto de que las estructuras de mortalidad de las tablas básicas no se agrupan, más bien forman un continuo, en tal sentido no procedió a ninguna agrupación inicial como hicieron Coale y Demeny.

7/ Naciones Unidas. Boletín de Población de las Naciones Unidas, N°14, 1982.

$$\frac{q_x}{1-q_x} = \beta A^x \quad (1)$$

puede ser más apropiada que la propuesta por Gompertz ($\mu_x = \beta A^x$, en que μ_x es la fuerza de la mortalidad a la edad x) para describir la mortalidad por edades debido a que limita los valores de q_x al intervalo (0,1).

Si se transforma la relación 1 se tiene:

$$\ln \left(\frac{q_x}{1-q_x} \right) = \ln \beta + x \ln A$$

o $\text{logito}(q_x) = b + x a,$

haciendo que b sea función de la edad como $b(x)$, que la edad x sea representada por una función $c(x)$ y manteniendo a constante, la relación se puede generalizar como:

$$\text{logito}(q_x) = b(x) + a c(x)$$

La ecuación se puede generalizar más añadiendo otros parámetros a la relación 1, con lo que el modelo general es de la forma:

$$\text{logito}(q_x) = b(x) + \sum_{i=1}^k a_i C_i(x) \quad (2)$$

La relación 2 representa el "modelo de mortalidad" que sirvió de base a las nuevas tablas de Naciones Unidas. El vector $b(x)$ representa un promedio de la mortalidad definida por el logito (q_x), $C_1(x)$ representa desviaciones de primer orden de este modelo medio o la estructura por edad del cambio de la mortalidad y está dado por el vector del primer componente principal, $C_2(x)$ son las desviaciones de segundo orden y está dado por el vector del segundo componente principal que parece dar razón principalmente de las diferencias características entre las tablas de mortalidad de los menores de 5 años, y $C_3(x)$ son las desviaciones de tercer orden y está dado por el tercer componente principal el cual parece afectar la mortalidad durante el período de reproducción para las mujeres y en diversas edades para los hombres.

Para la aplicación de los vectores $C_1(x)$ se seleccionaron los tres primeros componentes principales (C.P.) por explicar gran parte de la variabilidad entre las probabilidades de morir (en términos de logito) de las tablas básicas. Este cálculo se hizo de manera independiente para hombres y mujeres.

Posteriormente, para cada una de las cinco pautas observadas se elaboraron 41 tablas modelo para cada sexo con esperanzas de vida al nacer desde 35 hasta 75 años con intervalos de 1 año. Estas tablas modelo se basan únicamente en el primer C.P., el cual describe la estructura por edad del cambio de la mortalidad.

Si bien las tablas de mortalidad de los países de América Latina representan el 51.6 por ciento del total de las tablas que sirvieron de base para la construcción de las nuevas tablas modelo de Naciones Unidas, hecho que no se observó en los casos anteriores, algunas de estas tablas incluidas corresponden a países como Perú, El Salvador y Colombia, que como se ve en el Cuadro 1, cuentan con elevados porcentajes de subregistro de las defunciones, no obstante que estos subregistros fueron evaluados y corregidos para la inclusión de las respectivas tablas.

Pero, lo más importante a señalar, es que en el cálculo de los vectores de C.P.^{8/} intervienen tablas de mortalidad de países asiáticos, los que representan el 45.2 por ciento del total de tablas básicas. En consecuencia, es lógico pensar que el comportamiento de los vectores de C.P. se ve influenciado por los diferentes patrones de mortalidad de los países asiáticos. Este hecho puede traducirse en una hipótesis a verificar una vez que se obtengan los tres primeros vectores de C.P. basados en tablas de mortalidad estrictamente de países latinoamericanos.

Además, la conformación de una pauta chilena de mortalidad en base únicamente a tres tablas de mortalidad del mismo país, induce a una verificación de dicha pauta con la inclusión de tablas de mortalidad de otros países de América Latina no considerados por Naciones Unidas.

^{8/} Para la obtención de los vectores de C.P. se utilizaron todas las tablas de mortalidad básicas en conjunto y de manera independiente para cada sexo.

3. Planteamiento del objetivo

El hecho casi común que se observa en la construcción de las tablas modelo de mortalidad existentes, la inclusión básicamente de tablas de mortalidad de países europeos, es una razón por la que las estructuras de dichas tablas modelo no se adaptan cabalmente al análisis demográfico en los países de América Latina.

Por otra parte, la inclusión en la elaboración de las nuevas tablas modelo de Naciones Unidas como información básica de tablas de mortalidad de países asiáticos, probablemente tengan influencia en el comportamiento por edad de los vectores de C.P., razón por la que su aplicación en los países de América Latina podría deformar la real estructura y consecuentemente el nivel de la mortalidad de los mismos.

En tal sentido, considerando sobre todo la posibilidad de construir tablas modelo con datos acordes a la realidad de la región y poder determinar patrones diferenciados de cambio en la mortalidad, se plantea como objetivo hacer una primera propuesta de tablas modelo de mortalidad para América Latina.

II. METODOLOGIA E INFORMACION BASICA

1. El método

Los resultados del examen previo que Naciones Unidas hizo en relación a los tres procedimientos aplicados para elaborar tablas modelo, motivan a utilizar el análisis de los componentes principales como el instrumento estadístico para poder resumir de manera eficiente las estructuras por edad de la mortalidad. Además, el hecho de elegir el mismo procedimiento técnico que usó Naciones Unidas en la elaboración de sus modelos, permitirá comparar el comportamiento de los vectores de C.P. según la edad. En tal sentido, también se obtendrán los primeros tres vectores de C.P. de manera independiente para cada sexo.

Dada la similitud que habrá en el desarrollo técnico del presente trabajo y el de Naciones Unidas, se adoptará la relación 2 (véase página 9) como el "modelo de mortalidad que sirva de base en la elaboración de las tablas modelo de mortalidad". En lo que sigue este modelo se representará como:

$$Y_{n^x} = \bar{Y}_{n^x} + \sum_{j=1}^k a_j C_j(x) \quad K = 1, 2, 3, \dots 18 \quad (3a)$$

o también

$$D_{n^x} = Y_{n^x} - \bar{Y}_{n^x} = \sum_{j=1}^k a_j C_j(x) \quad K = 1, 2, 3, \dots 18 \quad (3b)$$

en que

$$Y_{n^x} = \text{logito} \left(\frac{q_x}{n^x} \right) = 0.5 \ln \left(\frac{n^q_x}{1 - q_x} \right)$$

y

$$\bar{Y}_{n \ x} = \frac{\sum_{t=1}^N n \ Y_{n \ x}}{N}$$

N es el número de tablas de mortalidad básicas.

El vector $Y_{n \ x}$ es igual al logito de la función $q_{n \ x}$ (probabilidad de morir entre las edades x y $x+n$ de una persona que alcanza con vida la edad x) para los 18 grupos de edad a considerar 0-1, 1-4, 5-9, ... y 80-84 de una tabla de mortalidad observada; el vector $\bar{Y}_{n \ x}$ es igual a la media de $Y_{n \ x}$ y representa un promedio de la mortalidad; $D_{n \ x}$ indica las desviaciones según la edad de $Y_{n \ x}$ respecto de su promedio, es decir, indica cómo varía la mortalidad en cada edad; similar a la interpretación de $D_{n \ x}$, $C_1(x)$ indica las desviaciones de primer orden de $Y_{n \ x}$ respecto de su promedio o la estructura por edad del cambio de la mortalidad y está dado por el vector del primer componente principal g_1 ; $C_2(x)$ son las desviaciones de segundo orden y está dado por el vector del segundo componente principal y así sucesivamente; a_j es el coeficiente o factor de carga a estimar asociado al vector de componente principal $C_j(x)$ y designa la magnitud del cambio de la mortalidad, y K es el número de componentes principales a seleccionar como mínimo 1 y como máximo 18 por ser 18 grupos de edad los que se consideren.

Es de esperar que los tres primeros vectores de C.F. a seleccionar, sobre todo el primero como en el trabajo de Naciones Unidas,^{10/} expliquen gran parte de la variabilidad entre las probabilidades de morir ($q_{n \ x}$) de las tablas de mortalidad básicas.

2. Información básica

La información que se utiliza en la construcción de las tablas modelo, está formada por un conjunto de tablas de mortalidad elaboradas principalmente con datos provenientes de estadísticas vitales.

^{9/} Obsérvese en la relación (3b), cuando $K = 1$ (j toma el único valor de 1) y $a_1 = 1$, el vector del primer componente principal $C_1(x)$ es igual al vector de desviaciones $D_{n \ x}$.

^{10/} En dicho trabajo, el porcentaje de explicación por el primer C.P. de la variación total entre las probabilidades de morir ($q_{n \ x}$) para el conjunto de las tablas básicas es de 89.2 por ciento en los hombres y 91.3 por ciento en las mujeres. El segundo y tercer C.P. adicionan un 4.8 por ciento y 2.7 por ciento respectivamente, en los hombres y en las mujeres un 3.9 y un 1.6 por ciento respectivamente.

Los criterios para la preselección de las tablas básicas esencialmente fueron los siguientes: que los países considerados tengan registros de estadísticas vitales relativamente confiables con un porcentaje máximo de omisión de alrededor de 15 por ciento,^{11/} que las tablas construidas no estén basadas en modelos, en lo posible que el uso de la tabla sea vigente, una homogeneidad en cuando a los grupos de edad a considerar 0-1, 1-4, 5-9, ..., y 80-84 o que mediante transformaciones pueda calcularse los valores de ${}_nq_x$ para estos grupos de edades,^{12/} y que las tablas hayan sido evaluadas por sus autores y corregidas las defunciones, nacimientos y población en los casos necesarios.

Inicialmente se dispuso de 64 tablas (32 para hombres y 32 para mujeres) de las que una vez graficadas para ver el comportamiento de su estructura, se decidió eliminar ocho tablas en cada sexo por presentar discrepancias en relación a los patrones observados.

Finalmente, se seleccionaron 48 tablas (24 para hombres y 24 para mujeres) pertenecientes a ocho países y el Estado de Sao Paulo en Brasil. No se incluyeron tablas de Brasil en su totalidad puesto que, globalmente, presenta elevados porcentajes en el subregistro de las defunciones.

Es importante señalar que, pese a que Cuba cuenta con buenas estadísticas vitales, la estructura de la mortalidad en este país se aparte en gran medida de las que se observa en el resto de los países. Este hecho podría considerarse como un "punto de influencia" y por tanto producir algunas discrepancias en los resultados. En tal sentido, se vió por conveniente no incluir las tablas de Cuba.

Esta y otras particularidades que se observaron en el análisis de las estructuras por edad de las tablas básicas se examinarán con mayor detalle en el siguiente capítulo.

^{11/} Debido al alto porcentaje de subregistro de las defunciones que tiene Honduras y dada la reconocida calidad de los datos obtenidos en la EDENH, se incluye la tabla de mortalidad de este país construida en base a esta última fuente de información.

^{12/} En el caso particular de las tablas de mortalidad de Guatemala y Honduras, mediante un procedimiento gráfico se proyectó el valor de la probabilidad de morir para el grupo de edades 80-85 por presentar como grupo final de edades "80 y más".

En el Cuadro 2 se presenta la clasificación de las tablas de mortalidad básicas de acuerdo al país, período y nivel de la mortalidad. Las tablas presentan una cobertura temporal de alrededor de 50 años (1930-81).

Cuadro 2

AMERICA LATINA: TABLAS DE MORTALIDAD UTILIZADAS EN LA ELABORACION DE TABLAS MODELO

País	Período	Esperanza de vida			
		Hombres		Mujeres	
		Al nacer	A los 10 años	Al nacer	A los 10 años
Chile	1952-53	52.95	53.58	56.83	57.11
	1960-61	54.35	54.63	59.90	59.59
	1969-70	58.50	55.45	64.68	61.14
Argentina	1946-48	58.60	55.26	62.95	59.34
	1959-61	63.16	58.53	-	-
	1969-71	61.93	57.05	69.74	64.60
Uruguay	1963-64	65.51	59.52	71.56	65.17
	1974-76	65.66	59.83	72.41	66.08
Sao Paulo (Brasil)	1959-61	59.04	56.11	-	-
	1969-71	59.32	56.13	65.48	61.73
	1979-81	63.30	57.78	70.02	63.95
México	1930	36.08	43.54	37.49	45.12
	1939-41	40.39	45.56	42.50	48.05
	1949-51	48.09	50.91	51.04	54.25
	1959-61	57.61	56.24	60.32	58.80
	1969-71	60.05	57.45	63.95	60.98
Guatemala	1964	47.25	51.65	49.07	53.41
	1973	53.12	54.49	56.03	57.20
	1979-80	55.11	54.38	59.43	58.74
Honduras	1971-72	50.91	55.41	55.53	56.68
Costa Rica	1949-51	54.65	55.59	57.05	57.22
	1962-64	-	-	64.83	62.54
	1972-74	66.26	61.27	70.49	64.87
Venezuela	1961	58.60	56.43	61.84	59.38
	1971	63.10	58.52	68.63	63.63
	1981	-	-	71.85	65.25

Fuente: Anexo C.

Cuadro 3

AMERICA LATINA: DISTRIBUCION DE LAS TABLAS BÁSICAS
SEGUN LA ESPERANZA DE VIDA AL NACER

Sexo	Esperanza de vida al nacer (años)							Total
	Menos de 45	45-49	50-54	55-59	60-64	65-69	70 y más	
Hombres	2	2	5	7	5	3	-	24
Mujeres	2	1	1	6	6	3	5	24
Total	4	3	6	13	11	6	5	48

Fuente: Cuadro 2.

De las 48 tablas de mortalidad seleccionadas, 13/ siete presentan esperanzas de vida al nacer inferior a 50 años (véase Cuadro 3), 36 presentan entre 50 y menos de 70 años, y 5 tienen una esperanza de vida al nacer mayor o igual a 70 años.

13/ En el Anexo C se presentan las fuentes de las tablas de mortalidad utilizadas en el presente trabajo.

III. MODELO DE MORTALIDAD SEGUN LA EDAD PARA AMERICA LATINA

1. Análisis de las estructuras de mortalidad según la edad

El paso inicial en la elaboración de las tablas modelo de mortalidad, fue la estratificación de las tablas básicas de acuerdo al comportamiento de su estructura según la edad, para tal efecto se utilizó un procedimiento gráfico.

Este procedimiento consistió en que, para cada tabla básica de mortalidad se calcularan los cocientes $C(x) = \frac{{}_nq_x}{{}_nq_x^w}$, en que ${}_nq_x$ es la probabilidad de morir entre las edades x y $x+n$ para una tabla básica y ${}_nq_x^w$ es la probabilidad de morir entre las edades x y $x+n$ en la tabla modelo de mortalidad de Coale y Demeny para la familia oeste con la misma esperanza de vida a los 10 años de edad.

Se consideró la esperanza de vida a los 10 años y no la esperanza de vida al nacer, por ser un indicador del nivel de la mortalidad menos afectado por la mortalidad infantil, ya que el indicador de este último, la probabilidad de morir antes del primer año de vida, es bastante sensible ante cambios de la mortalidad, hecho que influye en la esperanza de vida al nacer. La elección de la familia oeste de Coale y Demeny se debe a que ésta representa la estructura promedio de la mortalidad.

Posteriormente, se graficaron los valores de $C(x)$ para 17 grupos de edades 0-1, 1-4, 5-9, ... y 75-79.^{14/}

El análisis gráfico dio como resultado la existencia de dos pautas de mortalidad según la edad en América Latina. Los gráficos 1 y 2 exponen las dos pautas de mortalidad observadas para hombres y mujeres en algunos países seleccionados. Las características que se observan en las dos pautas son en términos de

^{14/} Para este caso no se tomó en cuenta el último grupo de edades 80-84 porque en las tablas básicas de Guatemala y Honduras se proyectó gráficamente el valor de ${}_5q_{80}$, además, por ser este un grupo de edades menos confiable.

Gráfico 1

AMERICA LATINA: DESVIACIONES DE LA PRIMERA PAUTA DE MORTALIDAD SEGUN SEXO RESPECTO DEL MODELO OESTE DE COALE Y DEMENY

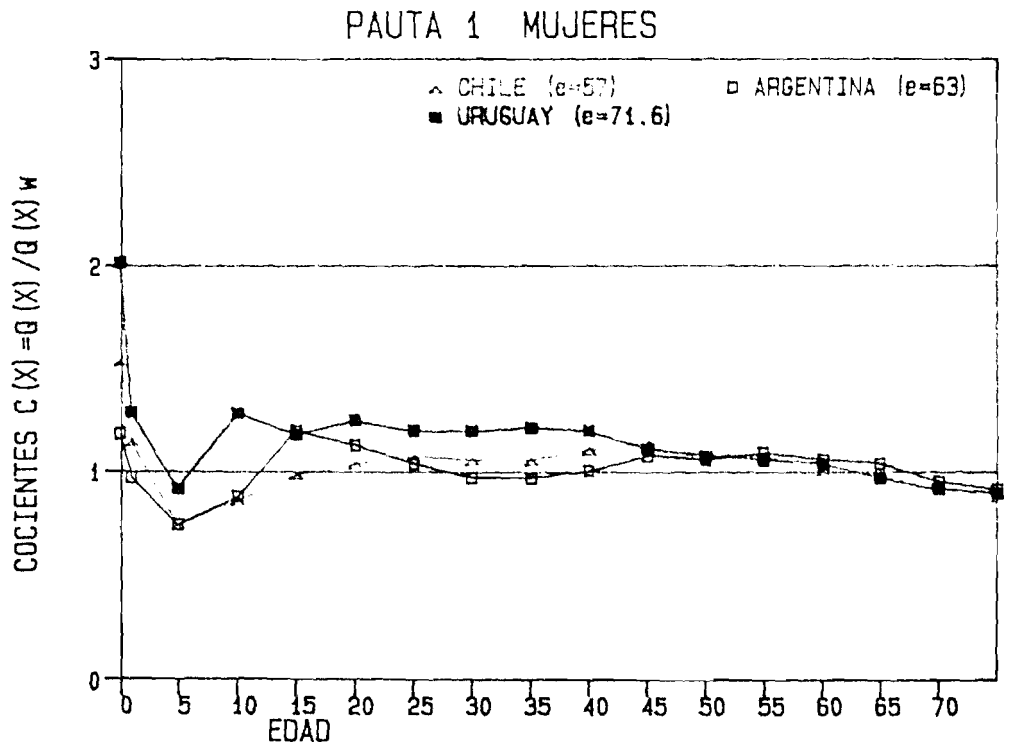
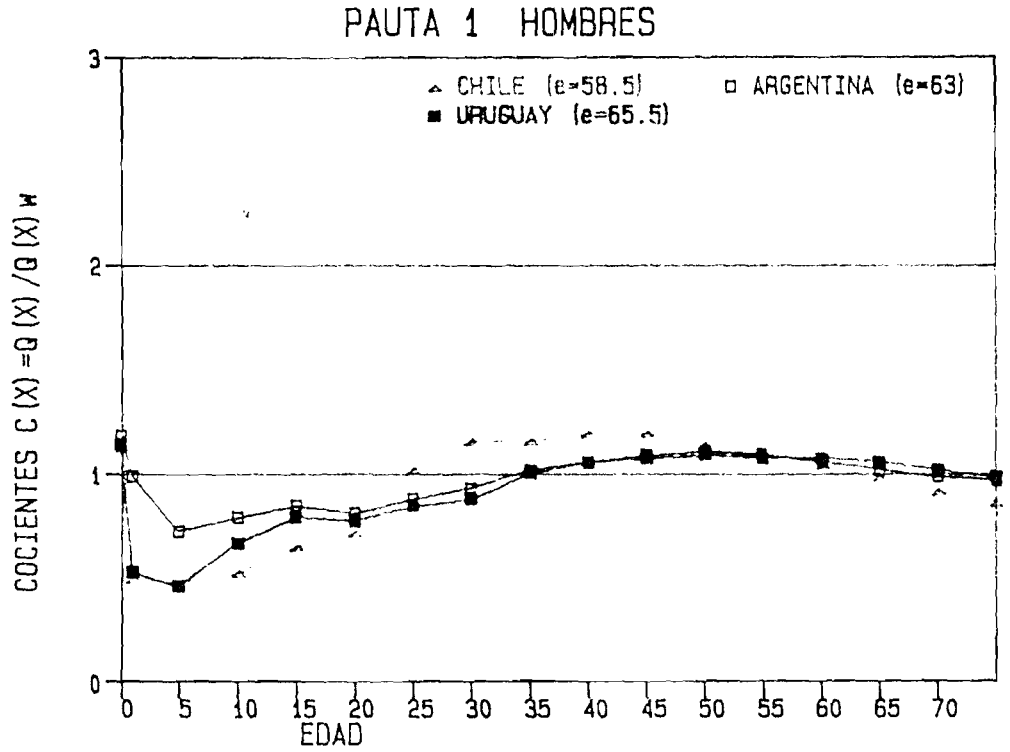
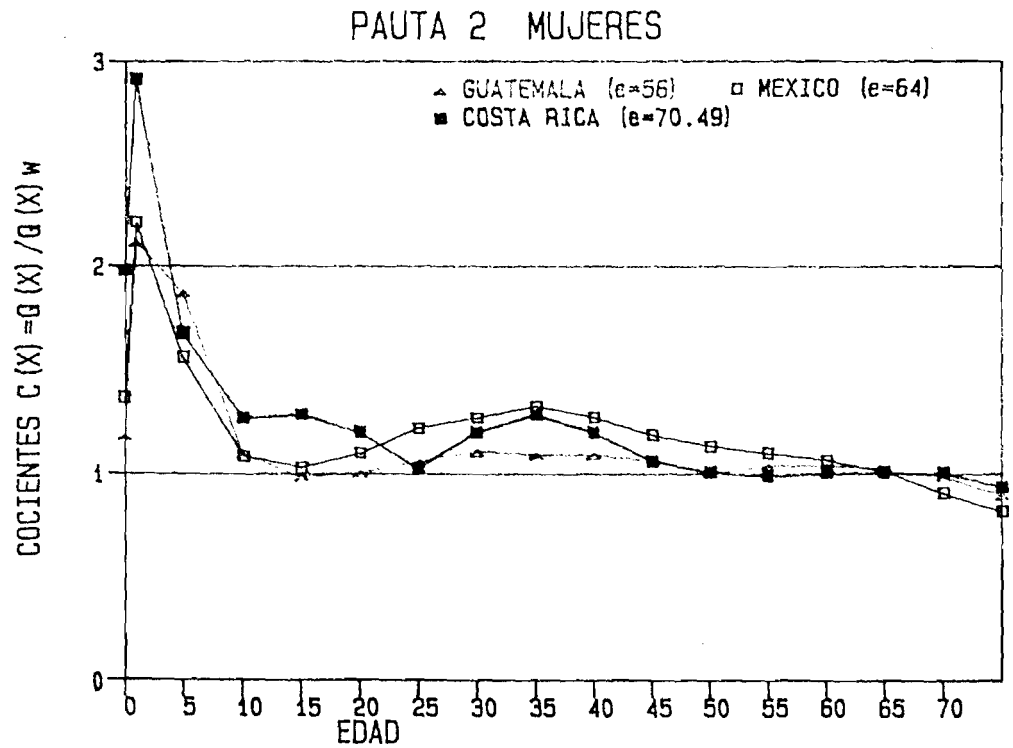
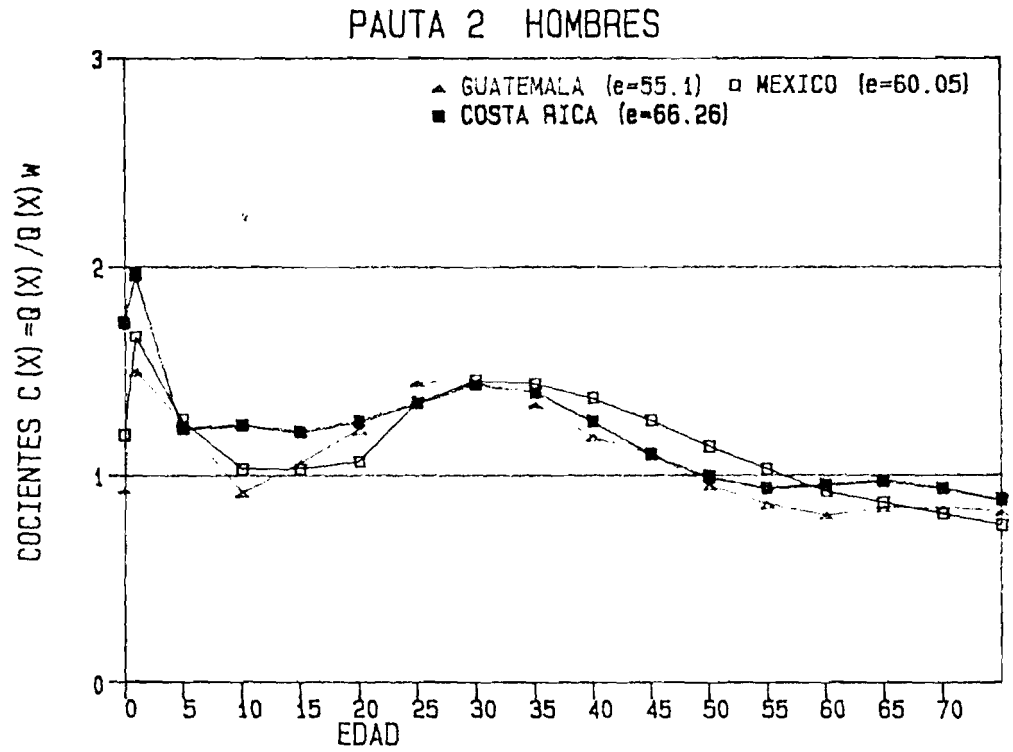


Gráfico 2

AMERICA LATINA: DESVIACIONES DE LA SEGUNDA PAUTA DE MORTALIDAD SEGUN SEXO RESPECTO DEL MODELO OESTE DE COALE Y DEMENY



las discrepancias de las probabilidades de morir de las tablas básicas (${}_nq_x$) en relación a las del modelo oeste de Coale y Demeny (${}_nq_x^w$) que sirve como estructura de referencia.

La primera pauta de mortalidad se basa en las tablas de mortalidad de Argentina, Chile, Sao Paulo (Brasil) y Uruguay (véase Cuadro 2) por tener un comportamiento similar de la mortalidad según la edad.

Esta pauta se caracterizó principalmente por una mayor mortalidad relativa infantil en comparación tanto con la familia oeste como con su propia mortalidad en la niñez.

En el caso de los hombres se observa una mayor mortalidad en edades adultas (desde los 35 años en adelante y más temprano para Chile). En consecuencia, la mortalidad en edades jóvenes (alrededor de 5 a 25 años) es inferior. En cambio en las mujeres se tiene una mayor mortalidad relativa para el tramo de edades 10 a 60 años y una mortalidad inferior para el intervalo 5 a 10 años.

La mortalidad en edades de la vejez tanto en hombres como en mujeres no presenta mayores discrepancias en relación a la del modelo oeste.

La segunda pauta de mortalidad engloba las tablas de México, Guatemala, Honduras, Costa Rica y Venezuela (véase Cuadro 2).

Las discrepancias de esta estructura en relación al modelo oeste se manifiestan en una elevada mortalidad durante los primeros años de vida y nuevamente durante los primeros años de la edad adulta, sobre todo en los hombres (probablemente debido a accidentes). Además, presenta niveles relativamente bajos en las edades de la vejez.

Cabe destacar que tanto la mortalidad en el primer grupo de edades (0-1) como en el tercer grupo (5-9) es inferior a la mortalidad del segundo grupo de edades (1-4).

En relación con las pautas de mortalidad derivadas por Naciones Unidas,^{15/} el cotejo de la "pauta chilena" con la "primera pauta" de mortalidad de este trabajo y el cotejo de la "pauta latinoamericana" con la "segunda pauta" revela que no existen mayores diferencias en los comportamientos según la edad. Este hecho es importante porque prueba la similitud que existe en cuanto a la estructura de la mortalidad según la edad que tienen los países de Chile, Argentina, Uruguay y el Estado de Sao Paulo (Brasil).

A continuación se menciona algunas excepciones observadas en el comportamiento de la estructura de la mortalidad para algunos países y períodos específicos.

En el período 1980-1985, en Chile parece producirse un cambio en la estructura de la mortalidad con mayor claridad en las mujeres. Para este sexo y en relación al modelo oeste de Coale y Demeny se observó una mayor mortalidad hasta alrededor de los 70 años, con mayor énfasis en los primeros 20 años. Este cambio radical en el comportamiento de la mortalidad en relación a su "estructura tradicional" podría deberse al "considerable" descenso de la mortalidad femenina que experimentó Chile, que para este período (1980-85) tiene una esperanza de vida al nacer de 74.6 años. Para este mismo período en el caso de los hombres, su "estructura tradicional" se conserva por encima de los 30 años y por debajo de los 15 años de edad, sin embargo, entre alrededor de los 20 y 30 años se observó un cambio a una mortalidad alta en relación al modelo oeste de Coale y Demeny.

Otro caso particular que se observó fue en las tablas de mortalidad de Sao Paulo. En las tablas femeninas de los períodos 1939-41, 1949-51 y 1959-61 y las tablas masculinas de los períodos 1939-41 y 1949-51 la estructura a partir de los cinco años en adelante es similar a la de los períodos más recientes. La diferencia radica en que para los períodos mencionados la mortalidad en el segundo grupo de edades (1-4) es mayor que en el primer y tercer grupo de edades (0-1 y 5-9 respectivamente).

En Argentina, la tabla de mortalidad femenina del período 1959-61 tiene un comportamiento similar a las mencionadas tablas de Sao Paulo. Este aspecto observado en Argentina es de importancia puesto que en el trabajo de Naciones Unidas,

^{15/} Para una visión gráfica de las pautas derivadas de Naciones Unidas, véase: Naciones Unidas. Tablas modelo de mortalidad para países en desarrollo. Serie A/77, Nueva York, 1983.

la disponibilidad de una única tabla de mortalidad para el período 1959-61 llevó a conclusiones erradas tal como indica el siguiente párrafo extraído de la publicación de Naciones Unidas:16/

"Si bien la pauta de la tabla de mortalidad argentina correspondiente a las mujeres se parece mucho a la pauta latinoamericana, eso no ocurre con la tabla de mortalidad de los varones. La pauta de esta última se parece mucho a la de Chile, ..."

En la tabla de mortalidad masculina de Venezuela, para el año 1981 se observó un comportamiento inverso al señalado en Argentina y Sao Paulo en los primeros cinco años de vida. La mortalidad en el segundo grupo de edades (1-4) es menor que en el primer y tercer grupo de edades (0-1 y 5-9 respectivamente). De los cinco años en adelante la estructura de la mortalidad masculina para este país es similar a su "estructura tradicional".

Por último, Cuba es un caso particular a señalar. Las tablas de mortalidad masculina y femenina de este país para los períodos 1977-78 y 1982-83 reflejan una alta mortalidad hasta alrededor de los 45 años en relación a la estructura de la familia oeste de Coale y Demeny. Además, el comportamiento de la mortalidad en este tramo de edades (0-45 años) es bastante irregular sobre todo en las mujeres.

Un tratamiento más profundo de la estructura de la mortalidad cubana podría llevar quizás a la necesidad de una tercera pauta de mortalidad en América Latina o simplemente su inclusión en una de las pautas observadas.

Por último, las particularidades que se observaron en las tablas de mortalidad para los períodos citados, llevaron a la decisión de excluir dichas tablas de la información básica considerando que esas características no son coherentes con lo que se observó en general.

16/ Véase, Naciones Unidas. Tablas modelo de mortalidad para países en desarrollo. Serie A/77, Nueva York, 1983. pág. 13.

2. Estructura promedio de mortalidad para cada pauta observada

De acuerdo al modelo de mortalidad planteado en el Capítulo II (véase página 12, relación 3.a) el cual sirve de base en la elaboración de las tablas modelo de mortalidad, al interior de cada uno de los dos patrones observados (tanto para hombres como para mujeres) se obtendrá una estructura promedio por edades de la mortalidad, la que se representa por \bar{Y}_x^i . Esta estructura promedio se la calcula como:

$$\bar{Y}_x^i = \frac{\sum_{t=1}^N n^Y_x{}^i}{N^i}$$

donde

$$n^Y_x{}^i = \text{logito} ({}_nq_x^i) = 0.5 \ln \left(\frac{{}_nq_x^i}{1 - {}_nq_x^i} \right) \quad \text{con } i = 1, 2 \text{ que identifica la}$$

pauta de mortalidad observada, ${}_nq_x^i$ representa la probabilidad de morir entre las edades x y $x+n$ de las tablas de mortalidad que sirvieron de base para formar la pauta i , N^i es el número de esas tablas. Este último toma valores de 11 y 9 para hombres y mujeres respectivamente, en relación a la primera pauta y valores de 13 y 15 para hombres y mujeres respectivamente, en relación a la segunda pauta. El Cuadro 4 expone los valores calculados de \bar{Y}_x^i para ambas estructuras tanto para hombres como para mujeres.

3. Obtención de los vectores de componentes principales

La utilidad del procedimiento de los componentes principales (C.P.) de acuerdo al objetivo planteado, es que, permite principalmente describir la estructura del cambio de la mortalidad de acuerdo a la edad, además, identificar posibles comportamientos particulares de este fenómeno en algunas edades.

Cuadro 4

AMERICA LATINA: ESTRUCTURA PROMEDIO PARA CADA PAUTA DE
MORTALIDAD, \bar{y}_x^i , DEFINIDA POR LOS VALORES DEL
LOGITO (${}_nq_x$)

Edad x	Hombres		Mujeres	
	Pauta 1	Pauta 2	Pauta 1	Pauta 2
0	-1.25174	-1.12951	-1.33744	-1.25532
1	-2.10969	-1.39158	-2.15931	-1.47358
5	-2.67452	-2.04962	-2.81553	-2.16293
10	-2.73031	-2.32163	-2.87858	-2.49116
15	-2.41126	-2.10961	-2.61388	-2.30692
20	-2.22805	-1.94317	-2.46422	-2.14679
25	-2.13625	-1.83803	-2.36191	-2.04639
30	-2.02556	-1.74977	-2.23309	-1.94687
35	-1.87177	-1.65702	-2.09351	-1.83908
40	-1.69882	-1.54300	-1.94893	-1.72705
45	-1.50603	-1.40937	-1.78135	-1.59956
50	-1.31367	-1.26640	-1.59904	-1.43944
55	-1.11220	-1.09839	-1.39511	-1.24705
60	-0.91096	-0.91409	-1.18170	-1.03323
65	-0.69349	-0.71141	-0.94426	-0.81119
70	-0.46755	-0.49852	-0.68969	-0.58188
75	-0.21576	-0.28096	-0.42866	-0.34946
80	0.06686	-0.04142	-0.13607	-0.10816

Una vez identificadas las pautas de mortalidad según la edad en que los países de Argentina, Chile, Sao Paulo (Brasil) y Uruguay, por tener similar comportamiento de la mortalidad según la edad conforman la pauta 1, y los países de México, Guatemala, Honduras, Costa Rica y Venezuela la pauta 2, de acuerdo al modelo general (véase relación 3a, página 12) debió calcularse los vectores que indican la dirección de los C.P., $C_i(x)$.

Se obtuvieron los tres primeros vectores de C.P. para las dos pautas en conjunto y de manera independiente para cada sexo a fin de comparar con los derivados de Naciones Unidas.

El paso inicial fue obtener dentro de cada pauta los valores de $D_{n x}^{ij}$ (véase relación 3b, página 12), que para cada grupo de edades $(x, x+n)$ se definen como la diferencia entre los valores del logito $(q_{n x})$ para la tabla de mortalidad j de la pauta i y la media de los valores correspondientes a todas las tablas de mortalidad dentro de cada pauta i .

Al interior de una pauta, el vector $D_{n x}^{ij}$ de cada tabla básica de mortalidad puede considerarse como una indicación de la pauta del cambio de la mortalidad según la edad, es decir, que indica cómo varía la mortalidad en cada edad.

Las correlaciones que tienen los vectores $D_{n x}^{ij}$ para los 18 grupos de edad, en general son altos (véase Cuadros 5 y 6). A medida que se avanza en la edad, se observa que las correlaciones con las edades jóvenes van disminuyendo, lo cual significa que a mayor edad los cambios en la mortalidad que se experimenta están menos asociados a los cambios en la mortalidad que se experimenta en las primeras edades.

Posteriormente, en base a la matriz de varianzas y covarianzas de los vectores $D_{n x}^{ij}$ se obtuvieron los tres primeros vectores de C.P. $C_1(x)$, $C_2(x)$ y $C_3(x)$.^{17/}

El primer C.P. (véase Cuadro 7) tiene una interpretación clara. Este componente da el modelo de la pauta del cambio en la mortalidad según la edad.

^{17/} Para el cálculo de estos primeros tres C.P. se recurrió al paquete estadístico SPSS.

Cuadro 5

CORRELACIONES ENTRE VALORES DE $D_{n \times}^{ij}$ CORRESPONDIENTES A HOMBRES

Edad x	Edad x																	
	D ₀	D ₁	D ₅	D ₁₀	D ₁₅	D ₂₀	D ₂₅	D ₃₀	D ₃₅	D ₄₀	D ₄₅	D ₅₀	D ₅₅	D ₆₀	D ₆₅	D ₇₀	D ₇₅	D ₈₀
D ₀	1.000	0.925	0.913	0.886	0.814	0.845	0.857	0.851	0.832	0.824	0.816	0.804	0.799	0.734	0.731	0.658	0.522	0.396
D ₁		1.000	0.970	0.949	0.888	0.908	0.910	0.901	0.892	0.889	0.885	0.879	0.874	0.788	0.789	0.709	0.595	0.506
D ₅			1.000	0.980	0.927	0.935	0.920	0.900	0.892	0.892	0.895	0.902	0.887	0.797	0.792	0.713	0.572	0.472
D ₁₀				1.000	0.970	0.957	0.931	0.910	0.911	0.916	0.920	0.923	0.912	0.847	0.843	0.765	0.618	0.525
D ₁₅					1.000	0.977	0.948	0.923	0.933	0.942	0.949	0.946	0.914	0.865	0.835	0.749	0.591	0.526
D ₂₀						1.000	0.948	0.964	0.963	0.959	0.958	0.943	0.906	0.826	0.802	0.730	0.586	0.530
D ₂₅							1.000	0.993	0.988	0.982	0.973	0.946	0.900	0.808	0.777	0.694	0.553	0.498
D ₃₀								1.000	0.996	0.988	0.972	0.937	0.889	0.793	0.766	0.680	0.544	0.495
D ₃₅									1.000	0.996	0.984	0.951	0.906	0.821	0.791	0.702	0.564	0.522
D ₄₀										1.000	0.994	0.970	0.928	0.855	0.816	0.718	0.572	0.530
D ₄₅											1.000	0.988	0.956	0.890	0.844	0.752	0.608	0.568
D ₅₀												1.000	0.982	0.930	0.883	0.793	0.645	0.600
D ₅₅													1.000	0.964	0.931	0.866	0.737	0.685
D ₆₀														1.000	0.972	0.908	0.778	0.702
D ₆₅															1.000	0.963	0.863	0.771
D ₇₀																1.000	0.956	0.870
D ₇₅																	1.000	0.949
D ₈₀																		1.000

Cuadro 6

CORRELACIONES ENTRE VALORES DE $D_n^{i,j}$ CORRESPONDIENTES A MUJERES

Edad x	Edad x																	
	D ₀	D ₁	D ₅	D ₁₀	D ₁₅	D ₂₀	D ₂₅	D ₃₀	D ₃₅	D ₄₀	D ₄₅	D ₅₀	D ₅₅	D ₆₀	D ₆₅	D ₇₀	D ₇₅	D ₈₀
D ₀	1.000	0.965	0.936	0.907	0.883	0.910	0.930	0.947	0.940	0.933	0.919	0.900	0.912	0.916	0.923	0.906	0.821	0.636
D ₁		1.000	0.979	0.962	0.948	0.964	0.978	0.981	0.970	0.961	0.944	0.919	0.918	0.913	0.928	0.912	0.844	0.699
D ₅			1.000	0.987	0.968	0.967	0.978	0.980	0.970	0.963	0.948	0.917	0.910	0.901	0.919	0.903	0.838	0.692
D ₁₀				1.000	0.990	0.983	0.985	0.977	0.968	0.968	0.961	0.938	0.925	0.910	0.923	0.898	0.842	0.704
D ₁₅					1.000	0.990	0.982	0.971	0.964	0.966	0.961	0.941	0.926	0.905	0.920	0.893	0.842	0.711
D ₂₀						1.000	0.994	0.984	0.977	0.978	0.969	0.952	0.942	0.929	0.938	0.902	0.838	0.692
D ₂₅							1.000	0.994	0.987	0.985	0.976	0.957	0.949	0.934	0.943	0.906	0.842	0.698
D ₃₀								1.000	0.996	0.992	0.980	0.955	0.948	0.936	0.950	0.925	0.863	0.719
D ₃₅									1.000	0.996	0.987	0.963	0.954	0.942	0.957	0.937	0.877	0.734
D ₄₀										1.000	0.995	0.979	0.970	0.955	0.963	0.936	0.875	0.728
D ₄₅											1.000	0.990	0.981	0.964	0.968	0.934	0.881	0.738
D ₅₀												1.000	0.994	0.979	0.971	0.921	0.862	0.711
D ₅₅													1.000	0.993	0.981	0.929	0.856	0.685
D ₆₀														1.000	0.990	0.940	0.860	0.673
D ₆₅															1.000	0.968	0.899	0.725
D ₇₀																1.000	0.969	0.836
D ₇₅																	1.000	0.935
D ₈₀																		1.000

Según este componente y de manera similar a Naciones Unidas (véase Cuadro 8), a medida que la mortalidad desciende la "magnitud del cambio" es mayor en la niñez (alrededor de 1 a 15 años) y va disminuyendo a medida que aumenta la edad. El descenso de la mortalidad en el primer año de vida (o sea la mortalidad infantil) es menor que en la niñez. Este hecho era de esperar puesto que la tradicional curva que representa el riesgo de muerte por edades empieza con valores altos en el momento de nacer, baja rápidamente hacia un mínimo que alcanza alrededor de 10 a 15 años para aumentar suavemente a medida que se incrementa la edad.

Puede observarse también que el descenso de la mortalidad en el grupo 80-84 es mayor en relación a los dos grupos de edad anteriores, lo que no sucede en el de Naciones Unidas. Probablemente esto se deba a que los países asiáticos en general presentan una mayor mortalidad en relación a los de América Latina en dicho grupo de edades.

De la misma manera en el caso de los hombres, el descenso en el grupo de edades 15-24 fue menor en relación al observado para el grupo 25-29; similar hecho se observa en el vector del primer C.P. de Naciones Unidas para el grupo 25-29, un menor descenso en relación al grupo de edades 30-35. Es posible que el menor descenso de la mortalidad en el grupo de edades 15-24 se deba particularmente a un número considerable de muertes debido a accidentes.

El segundo componente parece explicar principalmente diferencias particulares entre las tablas de mortalidad en la relación de la mortalidad de los menores de 15 años (en las mujeres un poco más) con la mortalidad de los mayores de esas edad. En relación al segundo C.P. de Naciones Unidas, este parece explicar principalmente las diferencias características entre la mortalidad de los menores de 5 años con la mortalidad de los mayores de esa edad.

El tercer componente parece afectar la mortalidad durante los años de edad "activa" en los hombres (alrededor de 15 a 55 años) y durante un número diverso de edades en las mujeres. En cambio, el tercer C.P. de Naciones Unidas, parece afectar a la mortalidad durante los años de la procreación en las mujeres y durante un número diverso de edades en los hombres.

El caso particular de la mortalidad infantil no se ve representada de manera específica por ninguno de los dos últimos componentes. Este hecho podría deberse, como se sabe, a la elevada mortalidad en el primer año de vida que en general presentan los países de la región.

Cuadro 7

PRIMEROS TRES COMPONENTES PRINCIPALES OBTENIDOS
EN ESTE TRABAJO

Edad x	Hombres			Mujeres		
	Primer componente	Segundo componente	Tercer componente	Primer componente	Segundo componente	Tercer componente
	C_{1x}	C_{2x}	C_{3x}	C_{1x}	C_{2x}	C_{3x}
0	0.20375	-0.26699	0.11277	0.17638	-0.00403	0.09491
1	0.45136	-0.32982	0.24982	0.38683	-0.15286	-0.11735
5	0.39579	-0.38783	0.23694	0.36361	-0.29580	-0.26402
10	0.31456	-0.10656	0.15280	0.31553	-0.21112	-0.17116
15	0.25264	0.09983	-0.07259	0.29923	-0.12264	-0.09142
20	0.25674	0.08154	-0.15517	0.30168	-0.11176	0.08763
25	0.27096	0.08671	-0.30073	0.30057	-0.11523	0.09624
30	0.26874	0.10874	-0.33987	0.27273	-0.00701	0.02880
35	0.24760	0.17389	-0.31094	0.24152	0.10765	0.06232
40	0.22002	0.18388	-0.25477	0.21004	0.13932	0.15692
45	0.18696	0.19449	-0.15806	0.18441	0.20265	0.19248
50	0.15760	0.17430	-0.04358	0.15855	0.23658	0.31404
55	0.13242	0.18042	0.08872	0.14080	0.22554	0.35596
60	0.10126	0.20884	0.13098	0.12763	0.22707	0.33044
65	0.08762	0.19028	0.19062	0.11647	0.21893	0.16542
70	0.07543	0.23101	0.25551	0.10322	0.29210	-0.11028
75	0.07251	0.31833	0.37976	0.09858	0.45301	-0.38137
80	0.08865	0.47209	0.38826	0.10275	0.48452	-0.51677

Cuadro 8

PRIMEROS TRES COMPONENTES PRINCIPALES DERIVADOS DE
NACIONES UNIDAS

Edad x	Hombres			Mujeres		
	Primer componente	Segundo componente	Tercer componente	Primer componente	Segundo componente	Tercer componente
	U_{1x}	U_{2x}	U_{3x}	U_{1x}	U_{2x}	U_{3x}
0	0.23686	-0.46007	0.09331	0.18289	-0.51009	0.23944
1	0.36077	-0.68813	-0.29269	0.31406	-0.52241	-0.11117
5	0.33445	0.06414	-0.47139	0.31716	0.08947	0.07566
10	0.30540	0.12479	-0.17403	0.30941	0.03525	0.06268
15	0.28931	0.24384	0.10715	0.32317	0.03132	-0.26708
20	0.28678	0.10713	0.28842	0.32626	0.07843	-0.39053
25	0.27950	0.06507	0.33620	0.30801	0.06762	-0.28237
30	0.28023	0.03339	0.33692	0.29047	0.00482	-0.14277
35	0.26073	0.02833	0.21354	0.25933	-0.01409	-0.05923
40	0.23626	0.06473	0.15269	0.22187	-0.02178	0.18909
45	0.20794	0.08705	0.06569	0.19241	0.01870	0.24773
50	0.17804	0.10620	0.00045	0.17244	0.04427	0.33679
55	0.15136	0.11305	-0.03731	0.15729	0.08201	0.34121
60	0.13217	0.09467	-0.10636	0.14282	0.08061	0.38290
65	0.12243	0.10809	-0.11214	0.12711	0.15756	0.26731
70	0.11457	0.14738	-0.22258	0.11815	0.24236	0.14442
75	0.10445	0.21037	-0.19631	0.11591	0.30138	0.09697
80	0.08878	0.30918	-0.38123	0.09772	0.50530	-0.13377

En comparación con el primer C.P. derivado de Naciones Unidas, en general se mantiene el mismo comportamiento por edades descrito anteriormente. La diferencia radica específicamente en la "magnitud del cambio de la mortalidad según la edad". El descenso "obtenido" de la mortalidad en el primer año de vida es levemente menor al "derivado de Naciones Unidas", un mayor descenso "obtenido" entre las edades 1 y 15 años y un menor descenso "obtenido" en el resto de las edades (15 a 85 años) en relación al de Naciones Unidas.

Estas diferencias en cuanto a la "magnitud del cambio de la mortalidad" que se observa entre el primer componente derivado de este trabajo y el de Naciones Unidas se debe fundamentalmente al tipo de información utilizada para la elaboración de los C.P.

En la información básica que utiliza Naciones Unidas para el cálculo de los C.P. se incluyen tablas de mortalidad de países asiáticos (los que representan un 45.2 por ciento de toda su información básica) que también tienen diferentes patrones de mortalidad. Por ejemplo, se observa que la estructura sudasiática ^{18/} en relación a la del modelo oeste de Coale y Demeny muestra una mortalidad muy alta hasta los 15 años de edad, indudablemente este tipo de comportamiento refleja un menor descenso de la mortalidad, consecuentemente menores valores entre las edades 1 a 15 años en el primer C.P. de Naciones Unidas.

El mismo tipo de observaciones podría hacerse en relación al segundo y tercer C.P., pero, lo importante a señalar es que de una o de otra manera el comportamiento de los C.P. según la edad derivadas de Naciones Unidas está influenciado por los diferentes patrones de mortalidad que se observa en los países asiáticos.

Finalmente, de los tres primeros componentes, el primero (similar a Naciones Unidas) explica gran parte de la variabilidad entre las tablas básicas de mortalidad (véase Cuadro 9). El porcentaje de explicación por este componente de la variación entre los valores del logito $(\ln q_x)$ para el conjunto de las tablas básicas es de 84 por ciento en los hombres y 92.3 por ciento en las mujeres, la diferencia se debe principalmente a que las mujeres experimentaron un mayor descenso de la mortalidad.

^{18/} Para mayor detalle de las pautas de mortalidad derivadas por Naciones Unidas, véase, Naciones Unidas. Tablas modelo de mortalidad para países en desarrollo. Serie A/77, Nueva York, 1983.

El segundo y tercer componente adicionan un 9.2 y 2.1 por ciento respectivamente en los hombres, y en las mujeres un 3.6 y un 1.6 por ciento, respectivamente.

Cuadro 9

PORCENTAJE DE LA VARIACION DE LA MORTALIDAD
EXPLICADA POR LOS COMPONENTES

Edad x	Hombres			Mujeres		
	% de variación explicada por					
	un componente	dos componentes	tres componentes	un componente	dos componentes	tres componentes
0	74.1	78.2	86.2	88.0	89.0	89.1
1	86.3	89.0	95.	94.2	95.0	96.2
5	88.1	91.9	98.5	94.1	95.2	97.8
10	92.4	94.1	96.9	94.9	95.9	98.1
15	91.4	93.2	93.3	94.0	94.7	96.5
20	92.6	95.9	95.9	95.9	97.2	98.0
25	91.8	97.2	97.8	97.2	98.7	99.5
30	89.8	95.4	96.4	98.1	98.7	99.4
35	91.4	95.5	97.7	98.2	98.4	98.6
40	93.1	96.4	99.4	98.5	98.8	98.8
45	95.1	96.6	99.9	97.9	98.0	98.3
50	95.3	95.6	97.5	95.1	95.2	97.4
55	94.5	95.4	95.8	94.4	94.8	99.2
60	84.6	89.6	90.1	92.9	93.2	99.5
65	83.2	94.2	94.2	95.3	95.3	98.6
70	72.7	98.6	99.0	91.9	96.4	97.1
75	52.8	97.1	97.7	82.3	99.5	99.5
80	42.5	83.0	83.4	58.1	92.2	93.8
Todas las edades en conjunto	84.0	93.2	95.3	92.3	95.9	97.5

IV. APLICACION Y EVALUACION DEL MODELO DE MORTALIDAD 19/

Por modelo de mortalidad debe entenderse en el sentido que es un modelo matemático que puede generar un infinito número de tablas modelo, es decir, las tablas modelo están implícitamente representadas por la ecuación matemática. En consecuencia, "el uso de las tablas modelo implica el uso del modelo de mortalidad (véase relación 3a, pág. 12) ya sea con uno, dos o tres C.P.". El problema se resume a calcular el coeficiente a_1 cuando se use el modelo de un C.P., a_1 y a_2 cuando se use el modelo con los 2 primeros C.P., y a_1 , a_2 y a_3 cuando se use el modelo con los tres primeros C.P.

La aplicación y evaluación del modelo de mortalidad y en realidad de las tablas modelo de mortalidad está referida en principio al ajuste y estimación de las probabilidades de morir observadas, ${}_nq_x$, en el caso en que se disponga de la serie completa para los 18 grupos de edades 0-1, 1-4, 5-9, 10-14, ... , 80-84, y cuando no se tiene la serie completa; posteriormente, el modelo es aplicado y evaluado en la proyección de la mortalidad (proyección de las ${}_nq_x$).

Antes de exponer algunos ejemplos, es necesario introducir el supuesto de que: la estructura del cambio de la mortalidad según la edad es la misma (o por lo menos son similares) en las dos pautas observadas.^{20/}

Bajo este supuesto, el modelo de mortalidad permite expresar la estructura de la mortalidad (en términos de ${}_nq_x$) de un país, como la estructura promedio de una de las dos pautas básicas más una desviación determinada por los vectores de C.P. Esta desviación difiere según el nivel de la mortalidad, razón por la que es ponderada por el coeficiente a_j acorde con el nivel de mortalidad.

19/ Cabe indicar que este capítulo está orientado principalmente a una evaluación del modelo de mortalidad, en consecuencia de las tablas modelo que se originan del mismo, en aplicaciones de tipo hipotético.

20/ La consistencia de este supuesto puede verificarse obteniendo el primer C.P. para cada pauta observada. La importancia del mencionado supuesto es que, tanto las tablas modelo de mortalidad para la pauta 1 como para la pauta 2, estarán basadas en el primer C.P., y este componente fue obtenido en base a las tablas básicas de las dos pautas en conjunto.

1. Ajuste de las probabilidades de morir
(${}_nq_x$) observadas

El uso de las tablas modelo de mortalidad para el ajuste de las probabilidades de morir está referido al "suavizamiento" de las mismas en aquellos casos en que se aparten de los niveles esperados y la forma general de la curva de mortalidad presenta irregularidades.

Para la aplicación del modelo de mortalidad, en primer lugar puede suponerse y verificarse a través de un gráfico de manera similar a como se determinaron las pautas, que la estructura de la mortalidad "observada" tiene el mismo comportamiento que una de las dos pautas determinadas en este trabajo, o que su comportamiento es similar al de otra tabla de mortalidad.^{21/}

Una vez identificada la pauta de mortalidad a adoptar, consecuentemente los valores de \bar{y}_x correspondientes a la estructura promedio de la mortalidad dentro de esa pauta, y considerando que el modelo de mortalidad (expresado nuevamente en la relación 1 para los primeros 3 C.P. obtenidos) es un modelo de regresión común y corriente, se procede al cálculo de los coeficientes a_j acordes con el nivel de mortalidad observado.

$${}_n\bar{y}_x = \bar{y}_x + \sum_{j=1}^3 a_j C_j(x) \quad (1)$$

Con la ayuda del método de los "mínimos cuadrados" se puede llegar a estimar los valores de a_j . A continuación se resumen las relaciones que deben aplicarse para calcular a_1 ; a_1 y a_2 ; a_1 , a_2 y a_3 cuando se hacen ajustes de uno, dos y tres componentes respectivamente para los casos en que se dispone de una serie completa de los valores de ${}_nq_x$ o que no se disponga la serie completa.^{22/}

^{21/} En este caso, deberá calcularse los valores de $\bar{y}_x = \text{logito}({}_nq_x)$ de la nueva tabla que servirá de patrón de mortalidad. Estos valores \bar{y}_x calculados reemplazarían a los valores de las pautas observadas en el presente trabajo expuestas en la página 24.

^{22/} Se recuerda que la serie completa de los valores de ${}_nq_x$ está referida a los 18 grupos de edades 0-1, 1-4, 5-9, ..., y 80-84.

Ajustes de	Cuando se dispone de	
	Datos completos	Datos incompletos
Un componente	$a_1 = \alpha_1$	$a_1 = \frac{\alpha_1}{\gamma_1}$
Dos componentes	$a_1 = \alpha_1$	$a_1 = \frac{\alpha_1 \gamma_2 - \alpha_2 \beta_1}{\gamma_1 \gamma_2 - \beta_1^2}$
	$a_2 = \alpha_2$	
Tres componentes	$a_1 = \alpha_1$	$a_1 = (\alpha_1 (\gamma_2 \gamma_3 - \beta_3^2) + \alpha_2 (\beta_2 \beta_3 - \beta_1 \gamma_3) + \alpha_3 (\beta_1 \beta_3 - \beta_2 \gamma_2)) / D$
	$a_2 = \alpha_2$	$a_2 = (\alpha_1 (\beta_2 \beta_3 - \beta_1 \gamma_3) + \alpha_2 (\gamma_1 \gamma_3 - \beta_2^2) + \alpha_3 (\beta_1 \beta_2 - \beta_3 \gamma_1)) / D$
	$a_3 = \alpha_3$	$a_3 = (\alpha_1 (\beta_1 \beta_3 - \beta_2 \gamma_2) + \alpha_2 (\beta_1 \beta_2 - \beta_3 \gamma_1) + \alpha_3 (\gamma_1 \gamma_2 - \beta_1^2)) / D$

Donde:

$$\gamma_i = \frac{\sum C_{i(x)}^2}{\sum x} \quad i = 1, 2, 3$$

$$\alpha_i = \frac{\sum (Y_x - \bar{Y}) C_{i(x)}}{\sum x} \quad i = 1, 2, 3$$

$$\beta_1 = \frac{\sum C_{1x} C_{2x}}{\sum x} \quad \beta_2 = \frac{\sum C_{1(x)} C_{3(x)}}{\sum x} \quad \beta_3 = \frac{\sum C_{2(x)} C_{3(x)}}{\sum x}$$

$$D = \gamma_1 \gamma_2 \gamma_3 - \gamma_3 \frac{\beta_1^2}{1} - \gamma_2 \frac{\beta_2^2}{2} - \gamma_1 \frac{\beta_3^2}{3} + 2\beta_1 \beta_2 \beta_3$$

Finalmente, con los valores estimados de a_j se ingresa nuevamente en el modelo de mortalidad a fin de obtener los valores ajustados de ${}_n Y_x$, consecuentemente los valores ajustados de ${}_n q_x$.

A continuación, los Cuadros 10 y 11 exponen dos ejemplos que muestran todo el cálculo a seguir en el ajuste de las ${}_n q_x$ observadas cuando se dispone de una serie completa de los valores de ${}_n q_x$ y en el caso que no se tiene una serie completa.

Los ajustes de las probabilidades de morir en base al modelo de un componente que se observan en los Cuadros 10.1 y 11.1 son bastante razonables. En el supuesto de que las dos series de ${}_n q_x$ observadas reflejen la real mortalidad según la edad en Uruguay y Costa Rica, los valores estimados de un componente se acercan bastante a los datos observados en los dos casos. En general, se observan diferencias relativas en relación a los valores observados inferiores al 10 por ciento (véase Cuadros 10.2 y 11.2).

Los ajustes de dos y tres componentes requieren de mayor cálculo. La aplicación de un ajuste de dos componentes para Costa Rica arroja valores un poco distantes de los observados principalmente en las primeras y las últimas edades, en cambio un ajuste de tres componentes produce valores cercanos de los observados tanto en el caso de Uruguay como de Costa Rica, sobre todo en los tres últimos grupos de edades donde las estimaciones parecen ser mejor en relación a los valores obtenidos con un solo componente.

Considerando algunos elementos como el alto porcentaje de explicación de la varianza que se concentra en el primer componente (tanto para hombres como para mujeres), su interpretación y la facilidad en el cálculo, se ve que es factible realizar ajustes de un solo componente, sin olvidar que un ajuste de tres componentes también produce valores bastante legítimos aunque el cálculo es un poco tedioso.

Los ajustes de un C.P. en base a la pauta latinoamericana de Naciones Unidas., en ambos ejemplos (tanto en Uruguay como en Costa Rica) producen algunos valores muy diferentes en relación a los observados, particularmente en el rango de edades 1 a 10 años con diferencias relativas de hasta -111.8 por ciento. Estas

Cuadro 10

URUGUAY: CALCULO DE LOS COEFICIENTES a_j PARA EL AJUSTE DE LAS n_{qx} FEMENINAS A LA PAUTA 1. CASO EN QUE SE DISPONE DE UN JUEGO COMPLETO DE n_{qx} . 1974-76

Edad x	n_{qx} observadas (mujeres) (2)	\bar{Y}_x (3)= logit (2)	\bar{Y}_x Pauta 1 (4)	$\bar{Y}_x - \bar{Y}_x$ (5)= (3)-(4)	C_{1x} (6)	C_{2x} (7)	C_{3x} (8)	$(\bar{Y}_x - \bar{Y}_x)$ (9)=5x6	$(\bar{Y}_x - \bar{Y}_x)$ (10)=5x7	$(\bar{Y}_x - \bar{Y}_x)$ (11)=5x8
0	0.04129	-1.57248	-1.33744	-0.23504	0.17638	-0.00403	0.09491	-0.04146	0.00095	-0.02231
1	0.00592	-2.56174	-2.15931	-0.40243	0.38683	-0.15286	-0.11735	-0.15567	0.06152	0.04722
5	0.00182	-3.15355	-2.81553	-0.33802	0.36361	-0.29580	-0.26402	-0.12291	0.09999	0.08924
10	0.00171	-3.18478	-2.87858	-0.30620	0.31553	-0.21112	-0.17116	-0.09662	0.06464	0.05241
15	0.00300	-2.90307	-2.61388	-0.28919	0.29923	-0.12264	-0.09142	-0.08653	0.03547	0.02644
20	0.00359	-2.81300	-2.46422	-0.34878	0.30168	-0.11176	0.08763	-0.10522	0.03898	-0.03056
25	0.00442	-2.70859	-2.36191	-0.34668	0.30057	-0.11523	0.09624	-0.10420	0.03995	-0.03336
30	0.00570	-2.58079	-2.23809	-0.34270	0.27273	-0.00701	0.02880	-0.09346	0.00240	-0.00987
35	0.00839	-2.38614	-2.09351	-0.29263	0.24152	0.10765	0.06232	-0.07068	-0.03150	-0.01824
40	0.01248	-2.18553	-1.94893	-0.23663	0.21004	0.13932	0.15692	-0.04970	-0.03297	-0.03713
45	0.01777	-2.00616	-1.78135	-0.22481	0.18441	0.20265	0.19248	-0.04146	-0.04556	-0.04327
50	0.02708	-1.79705	-1.59904	-0.19171	0.15855	0.23658	0.31404	-0.03040	-0.04541	-0.06020
55	0.04199	-1.56371	-1.39511	-0.16860	0.14080	0.22554	0.35596	-0.02374	-0.03803	-0.06001
60	0.06139	-1.36358	-1.18170	-0.18188	0.12763	0.22707	0.33044	-0.02321	-0.04130	-0.06010
65	0.09605	-1.12095	-0.94426	-0.17669	0.11647	0.21893	0.16542	-0.02058	-0.03868	-0.02923
70	0.16240	-0.82024	-0.68969	-0.13055	0.10322	0.29210	-0.11028	-0.01348	-0.03813	0.01440
75	0.24201	-0.57084	-0.42866	-0.14218	0.09858	0.45301	-0.38137	-0.01402	-0.06441	0.05422
80	0.37525	-0.25488	-0.13607	-0.11881	0.10275	0.48452	-0.51677	-0.01221	-0.05757	0.06140

$$\Sigma = a_1 = -1.10553 \quad a_2 = -0.08961 \quad a_3 = -0.05896$$

Cuadro 10.1

URUGUAY: AJUSTES DE UNO, DOS Y TRES COMPONENTES DE LAS nq_x
 FEMENINAS UTILIZANDO LA PAUTA 1. CASO EN QUE SE
 DISPONE DE UN JUEGO COMPLETO DE nq_x . 1974-76

Edad x	nq_x observadas	nq_x ajustada con		
		un componente	dos componentes	tres componentes
0	0.04129	0.04458	0.04461	0.04414
1	0.00592	0.00564	0.00579	0.00587
5	0.00182	0.00160	0.00169	0.00174
10	0.00171	0.00157	0.00163	0.00166
15	0.00300	0.00276	0.00282	0.00285
20	0.00359	0.00370	0.00378	0.00374
25	0.00442	0.00455	0.00464	0.00459
30	0.00570	0.00619	0.00619	0.00617
35	0.00839	0.00883	0.00866	0.00860
40	0.01248	0.01259	0.01223	0.01206
45	0.01777	0.01852	0.01787	0.01747
50	0.02708	0.02796	0.02683	0.02588
55	0.04199	0.04305	0.04141	0.03978
60	0.06139	0.06626	0.06379	0.06150
65	0.09605	0.10470	0.10108	0.09932
70	0.16240	0.16693	0.15977	0.16153
75	0.24201	0.25440	0.23932	0.24760
80	0.37525	0.37771	0.35752	0.37164

Los valores de nq_x ajustados se obtuvieron en base al modelo de uno, dos y tres componentes, es decir:

ajuste de un componente:
$$nY_x = n\bar{Y}_x^1 + a_1 c_1$$

ajuste de dos componentes:
$$nY_x = n\bar{Y}_x^1 + a_1 c_1 + a_2 c_2$$

ajuste de tres componentes:
$$nY_x = n\bar{Y}_x^1 + a_1 c_1 + a_2 c_2 + a_3 c_3$$

Cuadro 10.2

URUGUAY: AJUSTE DE UN COMPONENTE DE LAS n^q_x FEMENINAS CON LA PAUTA 1 DEL PRESENTE TRABAJO Y LA PAUTA LATINOAMERICANA DE NACIONES UNIDAS. CASO EN QUE SE DISPONE DE UNA SERIE COMPLETA DE n^q_x . 1974-76

Edad x	n^q_x observadas	n^q_x ajustadas con el primer componente de:		Diferencia relativa de las q_x^{obs} y q_x^{aj} de (1)	
		Esté trabajo (Pauta 1)	Naciones Unidas (Pauta Lat.)	Este trabajo	Naciones Unidas
0	0.04129	0.04458	0.03574	-8.0	13.4
1	0.00592	0.00564	0.01254	4.7	-111.8
5	0.00182	0.00160	0.00319	12.1	-75.3
10	0.00171	0.00157	0.00172	3.2	-0.6
15	0.00300	0.00276	0.00217	8.0	27.7
20	0.00359	0.00370	0.00302	-3.1	15.9
25	0.00442	0.00455	0.00406	-2.9	8.1
30	0.00570	0.00619	0.00537	-9.6	5.8
35	0.00839	0.00883	0.00767	-5.2	8.6
40	0.01248	0.01259	0.01086	-6.8	13.0
45	0.01777	0.01852	0.01571	-4.2	11.6
50	0.02708	0.02796	0.02284	-3.0	15.6
55	0.04199	0.04305	0.03550	-7.5	15.4
60	0.06139	0.06626	0.05681	-7.9	7.5
65	0.09605	0.10470	0.09526	-9.0	0.8
70	0.16240	0.16693	0.15041	-2.8	7.4
75	0.24201	0.25440	0.22173	-5.1	8.4
80	0.37525	0.37771	0.34875	-0.6	7.1

$$(1) \quad \frac{(n^q_x^{obs.} - n^q_x^{ajus.})}{n^q_x^{obs}} \times 100$$

COSTA RICA: CALCULO DE LOS COEFICIENTES
LA PAUTA 2. CASO EN QUE SE DISPONE

Edad x	n_x^q obser. (hombres) (2)	\bar{y}_x n_x (3)=logito(2)	\bar{y}_x^2 n_x Pauta 2 (4)
0	0.05520	-1.42000	-1.12951
1	0.01270	-2.17668	-1.33158
5	0.00434	-2.71776	-2.04362
10	0.00364	-2.80606	-2.32163
15	0.00650	-2.51472	-2.20961
20	0.00946	-2.32559	-1.94317
25	0.01020	-2.28756	-1.83803
30	0.01233	-2.19166	-1.74977
35	0.01539	-2.07926	-1.65702
40	0.02031	-1.93806	-1.54300
45	0.02837	-1.76682	-1.40937
50	0.04072	-1.57973	-1.26640
55	0.06215	-1.35702	-1.09839
60	0.09780	-1.11096	-0.91409

adro 11

PARA EL AJUSTE DE LAS MASCULINAS A
 DE UN JUEGO INCOMPLETO DE 1972-74

$\frac{Y_x - \bar{Y}_x}{n_x}$	C_{1x}	C_{2x}	C_{3x}	C_{1x}^2
(5)=(3)-(4)	(6)	(7)	(8)	(9)=(6) ²
-0.29050	0.20375	-0.26699	0.11277	0.04151
-0.78510	0.45136	-0.32982	0.24982	0.00372
-0.66814	0.39579	-0.38783	0.23694	0.05665
-0.48443	0.31456	-0.10656	0.15280	0.09895
-0.40510	0.25264	0.09983	-0.07259	0.06383
-0.38242	0.25674	0.08154	-0.15517	0.06592
-0.44953	0.27096	0.08671	-0.30073	0.07342
-0.44189	0.26874	0.10874	-0.33987	0.07222
-0.42224	0.24760	0.17389	-0.31094	0.06130
-0.39506	0.22002	0.18388	-0.25477	0.04841
-0.35745	0.18696	0.19449	-0.15806	0.03495
-0.31333	0.15760	0.17430	-0.04358	0.02484
-0.25863	0.13242	0.18042	0.08872	0.01754
-0.19687	0.10126	0.20884	0.13098	0.01025

$$\bar{Y}_1 = 0.97352$$

OF

Cont. Cuadro 11.

Edad x	C_{2x}^2	C_{3x}^2	$(\frac{Y_x}{n} - \bar{Y})^2 C_{ix}$			$C_{ix} C_{jx}$		
	(10)=(7) ²	(11)=(8) ²	(12)=(5)x(6)	(13)=(5)x(7)	(14)=(5)x(8)	(15)=(6)x(7)	(16)=(6)x(8)	(17)=(7)x(8)
0	0.07128	0.01272	-0.05919	0.07756	-0.03276	-0.05440	0.02298	-0.03011
1	0.10878	0.06241	-0.35436	0.25894	-0.19614	-0.14887	0.11276	-0.08240
5	0.15041	0.05614	-0.26444	0.25913	-0.15831	-0.15350	0.09378	-0.09189
10	0.01136	0.02335	-0.15238	0.05162	-0.07402	-0.03352	0.04806	-0.01628
15	0.00997	0.00527	-0.10234	-0.04044	0.02941	0.02522	-0.01834	-0.00725
20	0.00665	0.02408	-0.09818	-0.03118	0.05934	0.02093	-0.03984	-0.01265
25	0.00752	0.09044	-0.12180	-0.03898	0.13519	0.02349	-0.08148	-0.02608
30	0.01182	0.11551	-0.11875	-0.04805	0.15018	0.02922	-0.09134	-0.03696
35	0.03024	0.09668	-0.10455	-0.07342	0.13129	0.04306	-0.07699	-0.05407
40	0.03381	0.06491	-0.08692	-0.07264	0.10065	0.04046	-0.05605	-0.04685
45	0.03783	0.02498	-0.06683	-0.06952	0.05650	0.03636	-0.02955	-0.03074
50	0.03038	0.00190	-0.04938	-0.05461	0.01366	0.02744	-0.00687	-0.00760
55	0.03255	0.00787	-0.03425	-0.04666	-0.02294	0.02389	0.01175	0.01601
60	0.04361	0.01716	-0.01993	-0.04111	-0.02578	0.02115	0.01326	0.02735

$$\hat{\gamma}_2 = 0.58621 \quad \hat{\gamma}_3 = 0.60341 \quad \hat{\alpha}_1 = -1.63333 \quad \hat{\alpha}_2 = 0.13062 \quad \hat{\alpha}_3 = 0.16626 \quad \hat{\beta}_1 = -0.09903 \quad \hat{\beta}_2 = -0.09787 \quad \hat{\beta}_3 = -0.39950$$

Ajuste de un componente: $a_1 = -1.67776$

Ajuste de dos componentes: $a_1 = -1.68404$
 $a_2 = 0.51510$

Ajuste de tres componentes: $D = 0.16970$
 $a_1 = -1.69729$
 $a_2 = -0.11616$
 $a_3 = -0.07668$

Cuadro 11.1

COSTA RICA: AJUSTES DE UNO, DOS Y TRES COMPONENTES DE LAS n^q_x
 MASCULINAS UTILIZANDO LA PAUTA 2. CASO EN QUE SE DISPONE DE UN
 JUEGO INCOMPLETO DE n^q_x . 1972-74

Edad x	n^q_x observadas	n^q_x ajustada con		
		un componente	dos componentes	tres componentes
0	0.05570	0.05008	0.03841	0.05186
1	0.01270	0.01342	0.00954	0.01369
5	0.00434	0.00438	0.00292	0.00454
10	0.00364	0.00334	0.00298	0.00330
15	0.00650	0.00626	0.00691	0.00613
20	0.00946	0.00860	0.00931	0.00855
25	0.01020	0.01010	0.01099	0.01025
30	0.01233	0.01211	0.01348	0.01231
35	0.01539	0.01560	0.01854	0.01556
40	0.02031	0.02137	0.02564	0.02111
45	0.02837	0.03088	0.03740	0.03005
50	0.04072	0.04472	0.05295	0.04304
55	0.06215	0.06654	0.07893	0.06287
60	0.09780	0.10266	0.12411	0.09617

Los valores de n^q_x ajustados se obtuvieron en base al modelo de uno, dos y tres componentes.

ajuste de un componente:
$$\frac{Y}{n^q_x} = \frac{\bar{Y}}{n^q_x}^2 + a_1 c_1$$

ajuste de dos componentes:
$$\frac{Y}{n^q_x} = \frac{\bar{Y}}{n^q_x}^2 + a_1 c_1 + a_2 c_2$$

ajuste de tres componentes:
$$\frac{Y}{n^q_x} = \frac{\bar{Y}}{n^q_x}^2 + a_1 c_1 + a_2 c_2 + a_3 c_3$$

Cuadro 11.2

COSTA RICA: AJUSTE DE UN COMPONENTE DE LAS n^q_x MASCULINAS CON LA PAUTA 2 DEL PRESENTE TRABAJO Y LA PAUTA LATINOAMERICANA DE NACIONES UNIDAS. CASO EN QUE SE DISPONE DE UN JUEGO INCOMPLETO DE DATOS. 1972-74

Edad x	n^q_x observadas	n^q_x ajustadas con el primer componente de:		Diferencia relativa de las n^q_x ^{obs} y n^q_x ^{aj} de (1)	
		Este trabajo (Pauta 2)	Naciones Unidas (Pauta Lat.)	Este trabajo	Naciones Unidas
0	0.05520	0.05008	0.05190	9.3	5.0
1	0.01270	0.01342	0.01860	-5.7	-46.4
5	0.00434	0.00438	0.00564	-0.9	-30.0
10	0.00364	0.00334	0.00351	8.2	3.6
15	0.00650	0.00626	0.00534	3.7	17.8
20	0.00946	0.00860	0.00812	9.1	14.2
25	0.01020	0.01010	0.00963	1.0	5.6
30	0.01233	0.01211	0.01095	1.8	11.2
35	0.01539	0.01560	0.01430	-1.4	7.1
40	0.02031	0.02137	0.01930	-5.2	5.0
45	0.02837	0.03088	0.02766	-8.8	2.5
50	0.04072	0.04472	0.04037	-9.8	0.8
55	0.06215	0.06654	0.06140	-7.1	1.2
60	0.09780	0.10266	0.09120	-5.0	6.7
		$a_1 = -1.67776$		$a_1 = -1.36275$	

(1) $(n^q_x{}^{obs} - n^q_x{}^{ajust}) / n^q_x{}^{obs} \times 100$

diferencias se deben básicamente a la conformación de las pautas y la información básica utilizada para la obtención de los vectores de C.P.

Generalmente en los países latinoamericano donde el porcentaje de subregistro de las defunciones es muy alto (30 por ciento y más) es muy difícil obtener una serie de datos casi completa como en el ejemplo de Costa Rica expuesto anteriormente, con mucho cuidado se pueden obtener mediante estimaciones indirectas probabilidades de morir para ciertas edades que sean lo suficientemente confiables, además que estas estimaciones están referidas a diferentes momentos del pasado.

En estas condiciones, en base a una información fragmentada para muy pocos grupos de edades se trata de derivar o estimar las demás probabilidades de morir entre las edades x y $x+n$ (${}_nq_x$) para los restantes grupos de edades.

Con el único fin de evaluar la calidad de las estimaciones de las probabilidades de morir derivadas de la aplicación del modelo de mortalidad a partir de una reducida información, el Cuadro 12 expone los valores estimados de ${}_nq_x$ para Costa Rica y Uruguay junto a sus respectivos valores observados. El desarrollo a seguir en la estimación de los valores de ${}_nq_x$ es idéntico al ejemplo de Costa Rica (véase Cuadro 11) con la única diferencia que ahora se dispone de menos datos observados.

En los ejemplos del Cuadro 12 se consideró conocidos los valores de ${}_1q_0$, ${}_4q_1$, ${}_5q_{30}$ y ${}_5q_{35}$. Bajo el supuesto de que las dos series de probabilidades de morir observadas reflejen la real mortalidad de Costa Rica y Uruguay para los períodos 1972-74 y 1974-76 respectivamente, las estimaciones de ${}_nq_x$ en las edades consideradas son bastante legítimas, con diferencias relativas inferiores al cinco por ciento. Las estimaciones de ${}_nq_x$ para los demás grupos de edades también son bastante aceptables a excepción del tercer grupo de edades en el caso de Uruguay que tiene una diferencia relativa casi del 26 por ciento, pero considerando la diferencia absoluta entre ambos valores, ésta es de 0.7 por mil.

En síntesis, se puede decir que el modelo de mortalidad basado en los vectores de C.P. es bastante eficiente en cuanto que permite realizar ajustes y estimaciones de las probabilidades de morir en casos que no se tenga la serie completa de sus valores, sin que se produzcan mayores diferencias respecto de la estructura real; además, cuanto mayor sea el número disponible de los valores de ${}_nq_x$, las estimaciones serán mucho más confiables.

COSTA RICA. AJUSTE DE UN COMPONENTE DE LAS n^q_x
 FEMENINAS UTILIZANDO LA PAUTA 2. CASO DE DATOS
 INCOMPLETOS
 1972-74

Edad	n^q_x observada	n^q_x ajustada (1 componente)	Diferencia relativa (%) <u>a/</u>
0	0.04356	0.04155	4.6
1	0.01295	0.01307	-0.9
5	0.00357	0.00361	-1.1
10	0.00220	0.00222	-0.9
15	0.00367	0.00340	7.4
20	0.00479	0.00464	3.1
25	0.00509	0.00569	-11.8
30	0.00747	0.00766	-2.5
35	0.01066	0.01058	0.8
40	0.01440	0.01475	-2.4
45	0.01957	0.02072	-5.9
50	0.02837	0.03097	-9.2
55	0.04216	0.04764	-13.0
60	0.06872	0.07442	-8.3
65	0.11359	0.11538	-1.6
70	0.18956	0.17782	6.2
75	0.28619	0.25926	9.4
80	0.41797	0.35846	14.2

$$a_1 = -1.779733$$

$$\underline{a/} \quad \frac{n^q_x \text{ obs.} - n^q_x \text{ ajus.}}{n^q_x \text{ obs.}} \times 100$$

URUGUAY. AJUSTE DE UN COMPONENTE DE LAS nq_x
 MASCULINAS UTILIZANDO LA PAUTA 1. CASO DE DATOS
 INCOMPLETOS
 1974-76

Edad	nq_x observada	nq_x ajustada (1 componente)	Diferencia relativa (%) <u>a/</u>
0	0.05227	0.05038	3.6
1	0.00576	0.00560	2.8
5	0.00275	0.00204	25.8
10	0.00232	0.00232	0
15	0.00536	0.00468	12.7
20	0.00756	0.00668	11.6
25	0.00806	0.00778	3.5
30	0.00934	0.00974	-4.3
35	0.01331	0.01379	-3.6
40	0.02079	0.02053	1.2
45	0.03386	0.03201	5.5
50	0.05656	0.04916	13.1
55	0.08250	0.07546	8.5
60	0.12341	0.11536	6.5
65	0.17728	0.17177	3.1
70	0.25621	0.25061	2.2
75	0.35967	0.35765	0.6
80	0.49080	0.48634	0.9

$$a_1 = -1.06236$$

2. Proyección de la mortalidad

La utilidad de proyectar de la mortalidad se ve reflejada básicamente en las proyecciones de la población.

Con el uso del modelo de mortalidad de un C.P. pueden generarse tablas de mortalidad proyectadas a base de una tabla de mortalidad observada y aplicarse la pauta del cambio de la mortalidad según la edad representada por el vector del primer C.P. Con esto, se pretende hacer una evaluación de la efectividad del modelo de mortalidad y en consecuencia de las tablas modelo para fines de proyectar la mortalidad.

En el Cuadro 13 se ha tomado la tabla de mortalidad masculina de México del período 1949-51, se utilizaron los valores de su logito (${}_nq_x$) como pauta media de mortalidad y conjuntamente con el vector del primer C.P. se obtuvo el valor de a_1 de tal manera que sea coherente con la esperanza de vida al nacer deseada de los hombres mexicanos para el período 1969-71.

Bajo el supuesto de que los valores observados de las probabilidades de morir (${}_nq_x$) para 1969-71 sean confiables, los valores proyectados son bastante aceptables con diferencias relativas inferiores al 12 por ciento a excepción del último grupo de edades 80-84 en que se tiene una diferencia relativa de -14.4 por ciento. El cálculo de a_1 que lleva a la tabla de mortalidad con la esperanza de vida al nacer deseada se hizo mediante un programa de computación (en el "PDF") el cual se incluye en el Anexo B; el procedimiento es esencialmente de tanteo.

Cuadro 13

MEXICO. PROBABILIDADES DE MORIR (${}_nq_x$) MASCULINA: VALORES OBSERVADOS PARA 1949-51 Y 1969-71 Y VALORES PROYECTADOS PARA 1969-71 EN BASE AL MODELO DE MORTALIDAD DE UN COMPONENTE PRINCIPAL a/

Edad x	Valores observados de 1949-51	Valores observados de 1969-71	Valores proyectados para 1969-71	Dif. relativas de las ${}_nq_x$ obs. y las ${}_nq_x$ proy. <u>b/</u> 1969-71 (%)
0	0.10749	0.07221	0.06711	7.1
1	0.10042	0.03346	0.03442	-2.9
5	0.02461	0.00982	0.00919	6.4
10	0.01336	0.00617	0.00607	1.6
15	0.02117	0.01011	0.01129	-11.7
20	0.02771	0.01493	0.01467	1.7
25	0.03412	0.01967	0.01749	11.1
30	0.04094	0.02412	0.02118	12.2
35	0.04841	0.02957	0.02648	10.4
40	0.06038	0.03744	0.03553	5.1
45	0.07467	0.04930	0.04788	2.9
50	0.09323	0.06523	0.06456	1.0
55	0.11883	0.08740	0.08799	-0.7
60	0.15515	0.11713	0.12446	-6.2
65	0.20458	0.16182	0.17086	-5.6
70	0.27357	0.22557	0.23733	-5.2
75	0.36450	0.30030	0.32316	-7.6
80	0.51626	0.40215	0.46030	-14.4

$$a_1 = - 1.26458$$

$$\underline{a/} \quad {}_nY_x = \bar{Y}_x + a_1 c_1(x)$$

$$\underline{b/} \quad \frac{{}_nq_x^{\text{obser}(1969-71)} - {}_nq_x^{\text{proyec.}(1969-71)}}{{}_nq_x^{\text{obser}(1969-71)}} \times 100$$

V. TABLAS MODELO DE MORTALIDAD PARA AMERICA LATINA

Después de hacer una evaluación, y paralelamente mostrar algunos usos de las tablas modelo de mortalidad en el capítulo anterior, de manera similar al procedimiento seguido en la proyección de la mortalidad de México se confeccionaron las tablas modelo de mortalidad para América Latina en base al modelo de mortalidad del primer C.P., para tal efecto se aplicó un procedimiento iterativo para determinar el valor de a_1 correspondiente a la esperanza de vida al nacer deseada. En el Anexo A se presentan las tablas modelo de mortalidad masculina y femenina para cada una de las dos pautas respecto de esperanzas de vida al nacer entre 35 y 80 años con incrementos de 5 años.

Para el cálculo de la función ${}_nL_x$ (tiempo vivido por la generación entre las edades x y $x+n$) de las tablas modelo de mortalidad, se obtuvo factores de separación para determinados grupos de edades mediante modelos de regresión en base a los factores de separación implícitos en las tablas de mortalidad utilizadas para este trabajo. Estos modelos de regresión obtenidos de manera independiente para hombres y mujeres se expone en el Anexo B.

1. Mortalidad diferencial según el sexo

Es bien conocido que la mortalidad varía de un sexo a otro de acuerdo a una tendencia bastante definida. Un número mayor de muertes masculinas debido a que las probabilidades de morir por edad son, en general, más altas en los hombres que en las mujeres, hace que la esperanza de vida al nacer sea mayor en el sexo femenino.

Con la finalidad de disponer de un modelo que facilite la cuantificación de las diferencias del nivel de la mortalidad según el sexo, en base a los datos de la información básica (Anexo C) se ajustó a una regresión lineal simple las

esperanzas de vida al nacer (e_0^o) observadas en cada sexo. El gráfico 3 muestra la recta de regresión para 23 observaciones, con un coeficiente de correlación de 0.99, mientras que el modelo matemático que permite obtener la esperanza de vida al nacer femenina (e_0^{oF}) correspondiente a una esperanza de vida al nacer masculina (e_0^{oM}) queda expresada como:

$$e_0^{oF} = -5.05748 + 1.16802 e_0^{oM} \quad (1)$$

En base a la relación 1 se obtuvo diferenciales de niveles de mortalidad según el sexo (véase Cuadro 14) bastante acordes en cuanto a magnitud y tendencia con lo que tradicionalmente se conoce.

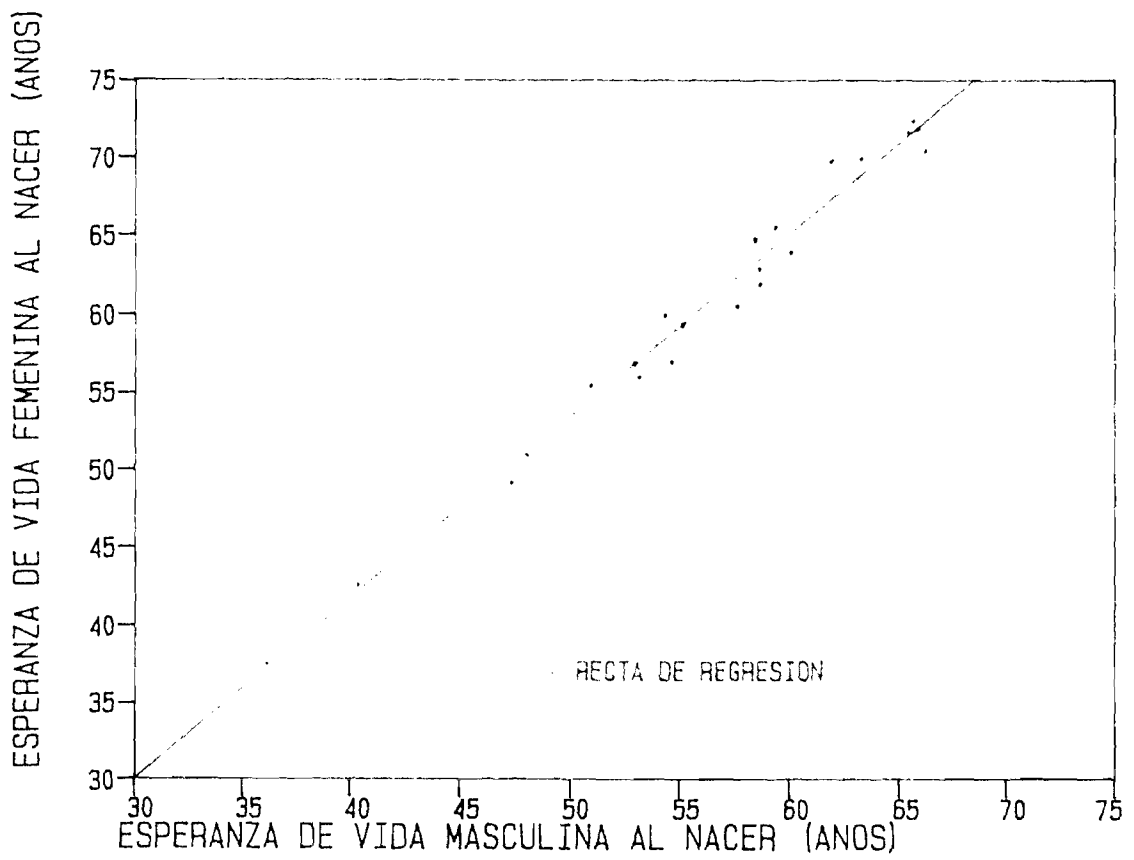
Cuadro 14

AMERICA LATINA. DIFERENCIALES DE ESPERANZA DE VIDA AL NACER SEGUN SEXO

Masculina e_0^{oM}	Femenina e_0^{oF}	$e_0^{oF} - e_0^{oM}$
40	41.7	1.7
50	53.3	3.3
60	65.0	5.0
70	76.7	6.7
75	82.5	7.5

Gráfico 3

AMERICA LATINA: ESPERANZA DE VIDA AL NACER DE LOS HOMBRES VERSUS
ESPERANZA DE VIDA AL NACER DE LAS MUJERES Y LINEA DE REGRESION
AJUSTADA



2. Aplicación práctica en el caso de Honduras

El siguiente ejemplo se expone con el propósito de mostrar una aplicación concreta de las tablas modelo de mortalidad en la estimación del nivel de mortalidad según sexo en Honduras para el período aproximadamente 1974-75.

En 1983 se llevó a cabo la Segunda Encuesta Demográfica Nacional de Honduras (EDENH-II). Dicha encuesta fue realizada en una única vuelta, incorporando en el cuestionario preguntas retrospectivas destinadas a medir la mortalidad de Honduras.

Como se sabe, las estimaciones de la mortalidad juvenil a partir de preguntas retrospectivas están referidas a diferentes momentos aproximadamente en los 15 años anteriores a la encuesta. En tal sentido, las probabilidades de morir estimadas entre el nacimiento y una cierta edad x ($q(x)$ con $x = 1, 2, 3, 5, 10, 15$ y 20), o su complemento, la probabilidad de sobrevivir a la edad x (l_x) se refieren a diferentes momentos en el pasado.

Considerando la coherencia que existe con las estimaciones derivadas de otras fuentes, es posible seleccionar la probabilidad de sobrevivir a los 10 años de edad ($l_{10}^{AS} = 0.84404$) estimada para el año 1974.7 como el parámetro que nos permita calcular el nivel de mortalidad tanto para hombres como para mujeres referida a esa fecha. La estimación de l_{10}^{AS} que se eligió como parámetro de "entrada" está referida a los dos sexos en conjunto.

Asumiendo que la estructura de la mortalidad de Honduras tiene el mismo comportamiento que la estructura de la segunda pauta de mortalidad observada en América Latina, la estimación del nivel de la mortalidad según sexo se puede obtener como sigue:

Primeramente se puede asumir un nivel de mortalidad para cada esperanza de vida al nacer, por ejemplo:

Nivel de mortalidad	e_0^M	e_0^F
	(Años)	
1	35	35.8
2	40	41.7
3	45	47.5
4	50	53.3
5	55	59.2
.	.	.
.	.	.
10	80	88.4

En cada nivel de mortalidad se tiene tanto para hombres como para mujeres una probabilidad de sobrevivencia a los 10 años de edad (l_{10}), en consecuencia es posible estimar el valor de l_{10} para ambos sexos en conjunto (l_{10}^{AS}) en base a la relación: $l_{10}^{AS} = (1.05 l_{10}^M + l_{10}^F) / 2.05$. Por lo tanto, mediante una interpolación lineal se puede determinar el nivel de mortalidad correspondiente al valor estimado de l_{10}^{AS} con la EDENH-II, dicha estimación se muestra a continuación:

Nivel de mortalidad	e_0^M	e_0^F	l_{10}^M	l_{10}^F	l_{10}^{AS}
	(Años)				
4	50	53.34	0.79851	0.81567	0.80688
4.763	53.8	57.8			0.84404 = valor observado
5	55	59.18	0.84618	0.86540	0.85556

A partir del parámetro de entrada que se seleccionó, $l_{10}^{AS} = 0.84404$, se estima para 1974.7 en Honduras una esperanza de vida al nacer masculina de 53.8 años y una esperanza de vida al nacer femenina de 57.8 años.

Finalmente, la comparación que a continuación se muestra de las esperanzas de vida al nacer según sexo estimadas alrededor de 1974 con la EDENH-II, el censo de 1974 y las tablas modelo de mortalidad del presente trabajo, indica una coherencia entre los valores estimados con las diferentes fuentes. Las tablas modelo de mortalidad para una $e_0^M = 53.8$ años y $e_0^F = 57.8$ años puede obtenerse en base al modelo de mortalidad de un C.P. estimando a_1 de tal manera que sea coherente con dichos niveles de mortalidad.

	EDENH-II	Censo 1974 1973-75	Tablas modelo de mortalidad 1974.7
Hombres	57.9 (año 1977)	53.4	53.8
Mujeres	55.2 (año 1971)	56.9	57.8

RESUMEN Y CONCLUSIONES

Son varios los autores, como ser Naciones Unidas, Coale y Demeny, Lederman y otros, que elaboraron conjuntos de tablas modelo de mortalidad que muestran una transición de una alta a una baja mortalidad con el fin de describir los cambios de las probabilidades de muerte en los diferentes grupos de edades. La sobre-representatividad de tablas de mortalidad de países europeos y el hecho que en muchos de los países de América Latina las estructuras de la mortalidad según la edad difieren sistemáticamente de la experiencia histórica de Europa, hace que estas tablas modelo de mortalidad no se adapten cabalmente a la investigación demográfica de los países latinoamericanos.

Recientemente Naciones Unidas elaboró un nuevo sistema de tabla modelo de mortalidad, pero la inclusión como información básica de tablas de mortalidad de países asiáticos influye de tal manera que el uso de este modelo en un país de América Latina podría deformar la real estructura del mismo, por consiguiente, derivar estimaciones demográficas no esperadas.

Lo anteriormente planteado y la posibilidad de identificar pautas diferenciadas de cambio de la mortalidad en América Latina indujo al propósito de construir tablas modelo de mortalidad para América Latina con datos específicamente de la región en la perspectiva de mejorar la calidad de las estimaciones de los parámetros demográficos.

En consecuencia, las tablas modelo de mortalidad que se propone se basan en las estructuras de la mortalidad observadas por edad en los países únicamente de América Latina. Después de un análisis gráfico de la estructura de cada tabla básica se logró seleccionar 24 tablas de mortalidad de hombres y 24 de mujeres como base para la construcción de las tablas modelo de mortalidad. En el Cuadro 2 figura una lista de esas tablas.

El análisis gráfico de las tablas de mortalidad en ese conjunto de datos seleccionado indicaba dos pautas de la mortalidad por edad en América Latina.

La primera pauta engloba las tablas de mortalidad de Argentina, Chile, Sao Paulo (Brasil) y Uruguay. En cambio, la segunda pauta comprende las tablas de mortalidad de México, Honduras, Guatemala, Venezuela y Costa Rica por tener un similar comportamiento de la mortalidad según la edad. Las características de esas estructuras aparecen en los gráficos 1 y 2.

Los resultados del examen previo que Naciones Unidas hizo en relación a diversas metodologías, motivaron a utilizar el análisis de los componentes principales como el instrumento estadístico que permita resumir de manera eficiente las estructuras por edad de la mortalidad. Además, el hecho de elegir el mismo procedimiento técnico que usó Naciones Unidas en la elaboración de sus modelos permitió comparar el comportamiento de los vectores de componentes principales según la edad, en tal sentido, también se obtuvieron los primeros tres componentes principales de manera independiente para cada sexo.

Los vectores de los tres primeros componentes principales se presentan en el Cuadro 7. El vector del primer componente describe la estructura del cambio de la mortalidad por edad.

Los componentes segundo y tercero añaden flexibilidad al sistema de tabla modelo de mortalidad. El segundo componente explica principalmente las diferencias particulares entre las tablas de mortalidad en relación de la mortalidad de los menores de 15 años (en las mujeres un poco más) con la mortalidad de los mayores de esa edad. El tercer componente principal afecta la mortalidad durante los años de edad "activa" en los hombres (alrededor de 15 a 55 años) y durante un número diverso de edades en las mujeres.

Los resultados de la evaluación en aplicaciones de tipo hipotético del modelo de mortalidad basado en los componentes principales, el cual permite generar una serie infinita de tablas modelo de mortalidad, puede resumirse en los siguientes puntos:

a) La aplicación del modelo de mortalidad y en consecuencia de las tablas modelo en el ajuste de las probabilidades de morir y en la proyección de la mortalidad produce valores bastante próximos a los observados en cada grupo de edades. En consecuencia, se podría decir que las tablas modelo de mortalidad que se propone son lo suficientemente flexibles como para reflejar la estructura de la mortalidad en los países de América Latina.

Asimismo, la aplicación de las tablas modelo de mortalidad en la estimación del nivel de mortalidad según sexo para Honduras llevó a resultados coherentes con los derivados de otras fuentes. Este hecho podría indicar que es factible obtener, con las tablas modelo que se propone, estimaciones de la real magnitud del fenómeno en un país específico.

b) Lo anterior da lugar a formular que la conformación de las dos pautas de mortalidad resumen la mayoría de las estructuras de mortalidad según la edad observadas en los países de América Latina. Además, la estructura por edades de la mortalidad en Chile no es única tal como se concluye en el trabajo de Naciones Unidas; por el contrario, existen otros países que experimentan un similar comportamiento del fenómeno de acuerdo a la edad.

Un análisis más profundo de la estructura cubana podría llevar quizás a la necesidad de una tercera pauta de mortalidad en la región o simplemente su inclusión en una de las dos pautas.

c) Por último, se pudo ver que el "análisis de los componentes principales" es una técnica estadística bastante eficiente para resumir las estructuras de la mortalidad observadas. El cálculo de los vectores de componentes principales al interior de cada pauta observada en la perspectiva de buscar posibles comportamientos particulares de la mortalidad (por ejemplo la mortalidad en el primer año de vida) de tal manera que se vean reflejados en los vectores de componentes principales probablemente lleve a resultados mucho más satisfactorios.

ANEXO A

TABLAS MODELO DE MORTALIDAD PARA AMERICA LATINA

TABLAS MODELO DE MORTALIDAD			HOMBRES		PAUTA 1	
EDAD	Q(X)	l(X)	D(X)	L(X)	T(X)	E(X)
0-1	.20062	100000	20062	85876	3500000	35.00
1-4	.14983	79938	11977	287270	3414124	42.71
5- 9	.04026	67961	2736	332965	3126854	46.01
10-14	.02343	65225	1528	322304	2793889	42.83
15-19	.03130	63697	1993	313499	2471585	38.80
20-24	.04550	61703	2807	301497	2158086	34.98
25-29	.05832	58896	3435	285890	1856589	31.52
30-34	.07093	55461	3934	267468	1570699	28.32
35-39	.08462	51527	4360	246734	1303231	25.29
40-44	.10092	47167	4760	223934	1056497	22.40
45-49	.12096	42407	5129	199210	832564	19.63
50-54	.14676	37277	5471	172709	633354	16.99
55-59	.18305	31806	5822	144476	460645	14.48
60-64	.22015	25984	5720	115619	316169	12.17
65-69	.28805	20264	5837	86726	200550	9.90
70-74	.37283	14427	5379	58687	113824	7.89
75-79	.49186	9048	4450	34114	55137	6.09
80-84	.65056	4598	2991	15511	21023	4.57
85+	1	1607	1607	5513	5513	3.43

coeficiente a(1) = 2.75106

TABLAS MODELO DE MORTALIDAD			HOMBRES		PAUTA 1	
EDAD	Q(X)	l(X)	D(X)	L(X)	T(X)	E(X)
0-1	.17502	100000	17502	87679	3999999	40.00
1-4	.10830	82498	8935	305763	3912321	47.42
5- 9	.02937	73564	2161	362416	3606558	49.03
10-14	.01818	71403	1298	353769	3244142	45.43
15-19	.02556	70105	1792	346045	2890372	41.23
20-24	.03714	68313	2537	335223	2544327	37.25
25-29	.04719	65776	3104	321120	2209104	33.59
30-34	.05764	62672	3613	304328	1887985	30.12
35-39	.07008	59059	4139	284949	1583657	26.81
40-44	.08560	54920	4701	262848	1298708	23.65
45-49	.10550	50219	5298	237850	1035860	20.63
50-54	.13122	44921	5895	209868	798010	17.76
55-59	.16728	39026	6528	178811	588142	15.07
60-64	.20615	32498	6699	145742	409331	12.60
65-69	.27346	25799	7055	111356	263589	10.22
70-74	.35841	18744	6718	76924	152233	8.12
75-79	.47692	12026	5735	45791	75309	6.26
80-84	.63376	6290	3987	21486	29518	4.69
85+	1	2304	2304	8032	8032	3.49

coeficiente a(1) = 2.33866

TABLAS MODELO DE MORTALIDAD				HOMBRES	PAUTA 1	
EDAD	Q(X)	l(X)	D(X)	L(X)	T(X)	E(X)
0-1	.15020	100000	15020	89426	4499999	45.00
1-4	.07498	84980	6372	322638	4410574	51.90
5- 9	.02079	78608	1634	388954	4087935	52.00
10-14	.01377	76974	1060	382218	3698982	48.06
15-19	.02049	75913	1555	375679	3316764	43.69
20-24	.02973	74358	2211	366263	2941085	39.55
25-29	.03740	72147	2699	353989	2574822	35.69
30-34	.04587	69449	3186	339278	2220833	31.98
35-39	.05693	66263	3773	321882	1881555	28.40
40-44	.07138	62490	4461	301298	1559673	24.96
45-49	.09070	58029	5263	276988	1258375	21.69
50-54	.11595	52766	6118	248534	981387	18.60
55-59	.15140	46648	7063	215583	732852	15.71
60-64	.19170	39585	7588	178955	517270	13.07
65-69	.25814	31997	8260	139335	338314	10.57
70-74	.34302	23737	8142	98330	198979	8.38
75-79	.46075	15595	7185	60011	100649	6.45
80-84	.61513	8410	5173	29115	40639	4.83
85+	1	3237	3237	11523	11523	3.56

coeficiente $a(1) = 1.89073$

TABLAS MODELO DE MORTALIDAD				HOMBRES	PAUTA 1	
EDAD	Q(X)	l(X)	D(X)	L(X)	T(X)	E(X)
0-1	.12592	100000	12592	91136	4999999	50.00
1-4	.04900	87408	4283	338019	4908863	56.16
5- 9	.01407	83126	1169	412705	4570845	54.99
10-14	.01008	81956	826	407716	4158140	50.74
15-19	.01597	81130	1296	402411	3750424	46.23
20-24	.02313	79834	1847	394554	3348014	41.94
25-29	.02875	77987	2242	384331	2953460	37.87
30-34	.03541	75745	2682	372020	2569130	33.92
35-39	.04497	73063	3285	357101	2197110	30.07
40-44	.05806	69778	4051	338760	1840009	26.37
45-49	.07637	65727	5019	316084	1501249	22.84
50-54	.10069	60707	6112	288255	1185164	19.52
55-59	.13510	54595	7376	254535	896909	16.43
60-64	.17644	47219	8331	215267	642375	13.60
65-69	.24166	38888	9398	170945	427107	10.98
70-74	.32616	29490	9619	123405	256162	8.69
75-79	.44272	19872	8798	77364	132757	6.68
80-84	.59386	11074	6576	38929	55393	5.00
85+	1	4498	4498	16463	16463	3.66

coeficiente $a(1) = 1.38874$

TABLAS MODELO DE MORTALIDAD				HOMBRES	PAUTA 1	
EDAD	Q(X)	l(X)	D(X)	L(X)	T(X)	E(X)
0-1	.10206	100000	10206	92815	5499999	55.00
1-4	.02958	89794	2656	351971	5407184	60.22
5- 9	.00892	87138	778	433744	5055213	58.01
10-14	.00701	86360	606	430285	4621469	53.51
15-19	.01195	85754	1025	426208	4191184	48.87
20-24	.01727	84729	1463	419988	3764976	44.44
25-29	.02114	83266	1761	411929	3344988	40.17
30-34	.02615	81505	2132	402198	2933059	35.99
35-39	.03410	79374	2707	390102	2530862	31.89
40-44	.04555	76667	3492	374605	2140760	27.92
45-49	.06237	73175	4564	354465	1766154	24.14
50-54	.08526	68611	5850	328429	1411689	20.58
55-59	.11809	62761	7412	295275	1083260	17.26
60-64	.15997	55349	8854	254610	787985	14.24
65-69	.22348	46495	10391	206497	533375	11.47
70-74	.30719	36104	11091	152794	326878	9.05
75-79	.42203	25014	10556	98676	174084	6.96
80-84	.56877	14457	8223	51728	75407	5.22
85+	1	6234	6234	23679	23679	3.80

coeficiente a(1) = 0.80729

TABLAS MODELO DE MORTALIDAD				HOMBRES	PAUTA 1	
EDAD	Q(X)	l(X)	D(X)	L(X)	T(X)	E(X)
0-1	.07875	100000	7875	94160	5999999	60.00
1-4	.01596	92125	1470	364476	5905839	64.11
5- 9	.00515	90655	467	452109	5541363	61.13
10-14	.00453	90188	408	449920	5089254	56.43
15-19	.00843	89780	757	447008	4639334	51.67
20-24	.01212	89023	1079	442419	4192326	47.09
25-29	.01457	87944	1282	436517	3749907	42.64
30-34	.01811	86663	1569	429390	3313390	38.23
35-39	.02436	85093	2073	420284	2884000	33.89
40-44	.03389	83020	2814	408067	2463716	29.68
45-49	.04872	80207	3908	391263	2055649	25.63
50-54	.06957	76299	5308	368223	1664386	21.81
55-59	.10013	70991	7108	337182	1296163	18.26
60-64	.14185	63882	9061	296758	958981	15.01
65-69	.20293	54821	11125	246292	662223	12.08
70-74	.28520	43696	12462	187324	415931	9.52
75-79	.39751	31234	12416	125129	228607	7.32
80-84	.53814	18818	10127	68773	103478	5.50
85+	1	8691	8691	34705	34705	3.99

coeficiente a(1) = 0.10802

TABLAS MODELO DE MORTALIDAD HOMBRES PAUTA 1

EDAD	Q(X)	l(X)	D(X)	L(X)	T(X)	E(X)
0-1	.05644	100000	5644	95765	6499999	65.00
1-4	.00730	94356	689	375534	6404234	67.87
5- 9	.00258	93668	242	467735	6028700	64.36
10-14	.00261	93426	244	466520	5560965	59.52
15-19	.00543	93182	506	464645	5094445	54.67
20-24	.00776	92676	719	461581	4629801	49.96
25-29	.00911	91957	838	457688	4168219	45.33
30-34	.01138	91119	1037	452999	3710532	40.72
35-39	.01592	90081	1434	446820	3257532	36.16
40-44	.02330	88647	2066	438071	2810712	31.71
45-49	.03559	86581	3082	425202	2372642	27.40
50-54	.05368	83500	4482	406292	1947439	23.32
55-59	.08107	79017	6406	379071	1541147	19.50
60-64	.12158	72611	8828	340984	1162077	16.00
65-69	.17922	63783	11431	290335	821092	12.87
70-74	.25903	52351	13561	227855	530757	10.14
75-79	.36751	38791	14256	158314	302903	7.81
80-84	.49938	24535	12252	92044	144589	5.89
85+	1	12283	12283	52545	52545	4.28

coeficiente a(1) = -0.76827

TABLAS MODELO DE MORTALIDAD HOMBRES PAUTA 1

EDAD	Q(X)	l(X)	D(X)	L(X)	T(X)	E(X)
0-1	.03603	100000	3603	97267	6999999	70.00
1-4	.00259	96397	249	384902	6902732	71.61
5- 9	.00104	96148	100	480489	6517831	67.79
10-14	.00127	96048	122	479936	6037341	62.86
15-19	.00304	95926	291	478903	5557405	57.93
20-24	.00431	95635	412	477145	5078502	53.10
25-29	.00490	95223	466	474949	4601356	48.32
30-34	.00616	94757	583	472325	4126407	43.55
35-39	.00905	94173	853	468735	3654082	38.80
40-44	.01415	93321	1321	463301	3185346	34.13
45-49	.02341	92000	2154	454614	2722045	29.59
50-54	.03794	89846	3408	440708	2267431	25.24
55-59	.06103	86438	5275	419000	1826722	21.13
60-64	.09875	81162	8015	385775	1407723	17.34
65-69	.15138	73148	11073	338055	1021947	13.97
70-74	.22704	62075	14094	275138	683892	11.02
75-79	.32954	47981	15812	200375	408754	8.52
80-84	.44842	32169	14425	124783	208378	6.48
85+	1	17744	17744	83595	83595	4.71

coeficiente a(1) = -1.92214

TABLAS MODELO DE MORTALIDAD			HOMBRES		PAUTA 1	
EDAD	Q(X)	l(X)	D(X)	L(X)	T(X)	E(X)
0-1	.01913	100000	1913	98536	7499999	75.00
1-4	.00061	98087	60	392180	7401463	75.46
5- 9	.00029	98026	29	490060	7009283	71.50
10-14	.00046	97998	46	489875	6519223	66.52
15-19	.00136	97952	133	489428	6029348	61.55
20-24	.00190	97819	186	488630	5539920	56.63
25-29	.00207	97633	202	487660	5051290	51.74
30-34	.00262	97431	255	486517	4563630	46.84
35-39	.00413	97176	401	484875	4077113	41.96
40-44	.00706	96774	684	482163	3592238	37.12
45-49	.01303	96091	1252	477324	3110074	32.37
50-54	.02329	94839	2209	468672	2632750	27.76
55-59	.04085	92630	3784	453690	2164078	23.36
60-64	.07348	88846	6529	427907	1710388	19.25
65-69	.11884	82317	9783	387129	1282481	15.58
70-74	.18758	72534	13606	328657	895352	12.34
75-79	.28056	58928	16533	253309	566695	9.62
80-84	.37989	42395	16106	171712	313386	7.39
85+	1	26290	26290	141674	141674	5.39

coeficiente $a(1) = -3.51785$

TABLAS MODELO DE MORTALIDAD			HOMBRES		PAUTA 1	
EDAD	Q(X)	l(X)	D(X)	L(X)	T(X)	E(X)
0-1	.00769	100000	769	99408	7999999	80.00
1-4	.00008	99231	8	396901	7900591	79.62
5- 9	.00005	99223	5	496102	7503690	75.62
10-14	.00011	99218	11	496062	7007588	70.63
15-19	.00043	99207	43	495927	6511525	65.64
20-24	.00060	99164	59	495672	6015598	60.66
25-29	.00061	99105	60	495374	5519925	55.70
30-34	.00078	99045	77	495031	5024551	50.73
35-39	.00135	98968	134	494505	4529520	45.77
40-44	.00262	98834	259	493524	4035015	40.83
45-49	.00563	98575	555	491490	3541491	35.93
50-54	.01154	98021	1132	487274	3050001	31.12
55-59	.02285	96889	2214	478911	2562727	26.45
60-64	.04774	94675	4520	462076	2083816	22.01
65-69	.08315	90155	7496	432035	1621740	17.99
70-74	.14095	82659	11651	384168	1189705	14.39
75-79	.21924	71008	15568	316121	805537	11.34
80-84	.29080	55440	16122	236897	489416	8.83
85+	1	39318	39318	252519	252519	6.42

coeficiente $a(1) = -5.78246$

TABLAS MODELO DE MORTALIDAD MUJERES PAUTA 1

EDAD	Q(X)	l(X)	D(X)	L(X)	T(X)	E(X)
0-1	.19209	100000	19209	86861	3499999	35.00
1-4	.16762	80791	13542	286397	3413138	42.25
5- 9	.04402	67249	2960	328843	3126741	46.50
10-14	.02815	64288	1810	316919	2797898	43.52
15-19	.04202	62479	2625	305832	2480980	39.71
20-24	.05677	59854	3398	290774	2175148	36.34
25-29	.06828	56456	3855	272643	1884373	33.38
30-34	.07167	52601	3770	253581	1611731	30.64
35-39	.07647	48831	3734	234820	1358150	27.81
40-44	.08143	45097	3672	216304	1123329	24.91
45-49	.09382	41425	3886	197408	907025	21.90
50-54	.11058	37539	4151	177315	709617	18.90
55-59	.14165	33388	4729	155115	532302	15.94
60-64	.18736	28658	5369	129868	377187	13.16
65-69	.25526	23289	5945	101583	247319	10.62
70-74	.34194	17344	5931	71894	145736	8.40
75-79	.45880	11413	5237	43976	73842	6.47
80-84	.61047	6177	3771	21458	29866	4.84
85+	1	2406	2406	8408	8408	3.49

coeficiente a(1) = 3.51061

TABLAS MODELO DE MORTALIDAD MUJERES PAUTA 1

EDAD	Q(X)	l(X)	D(X)	L(X)	T(X)	E(X)
0-1	.17071	100000	17071	88323	4000000	40.00
1-4	.12801	82929	10616	302893	3911677	47.17
5- 9	.03308	72313	2392	355584	3608784	49.91
10-14	.02189	69921	1531	345777	3253200	46.53
15-19	.03321	68390	2271	336273	2907424	42.51
20-24	.04493	66119	2971	323169	2571151	38.89
25-29	.05422	63149	3424	307184	2247982	35.60
30-34	.05819	59725	3475	289936	1940798	32.50
35-39	.06365	56250	3580	272297	1650862	29.35
40-44	.06948	52669	3659	254198	1378565	26.17
45-49	.08177	49010	4007	235031	1124367	22.94
50-54	.09846	45003	4431	213935	889336	19.76
55-59	.12823	40571	5203	189850	675401	16.65
60-64	.17199	35369	6083	161636	485551	13.73
65-69	.23759	29286	6958	129033	323915	11.06
70-74	.32323	22327	7217	93595	194883	8.73
75-79	.43888	15111	6632	58974	101287	6.70
80-84	.59033	8479	5005	29881	42314	4.99
85+	1	3474	3474	12432	12432	3.58

coeficiente a(1) = 3.10210

TABLAS MODELO DE MORTALIDAD MUJERES PAUTA 1

EDAD	Q(X)	l(X)	D(X)	L(X)	T(X)	E(X)
0-1	.15010	100000	15010	89733	4499999	45.00
1-4	.09495	84990	8069	318051	4410266	51.89
5- 9	.02434	76920	1872	379922	4092215	53.20
10-14	.01673	75048	1256	372102	3712294	49.47
15-19	.02580	73793	1904	364203	3340192	45.26
20-24	.03493	71889	2511	353166	2975988	41.40
25-29	.04228	69378	2934	339554	2622822	37.81
30-34	.04648	66444	3089	324498	2283268	34.36
35-39	.05223	63355	3309	308504	1958770	30.92
40-44	.05857	60046	3517	291438	1650266	27.48
45-49	.07052	56529	3986	272681	1358827	24.04
50-54	.08690	52543	4566	251301	1086147	20.67
55-59	.11517	47977	5526	226072	834846	17.40
60-64	.15677	42452	6655	195620	608774	14.34
65-69	.21975	35796	7866	159316	413153	11.54
70-74	.30393	27930	8489	118428	253838	9.09
75-79	.41791	19441	8125	76894	135410	6.97
80-84	.56859	11316	6434	40496	58516	5.17
85+	1	4882	4882	18020	18020	3.69

coeficiente a(1) = 2.66775

TABLAS MODELO DE MORTALIDAD MUJERES PAUTA 1

EDAD	Q(X)	l(X)	D(X)	L(X)	T(X)	E(X)
0-1	.12995	100000	12995	91112	4999999	50.00
1-4	.06771	87005	5892	332026	4908888	56.42
5- 9	.01735	81114	1407	402051	4576861	56.43
10-14	.01245	79706	992	396051	4174811	52.38
15-19	.01954	78714	1538	389726	3778759	48.01
20-24	.02645	77176	2042	380777	3389034	43.91
25-29	.03211	75135	2413	369640	3008257	40.04
30-34	.03626	72722	2637	357017	2638617	36.28
35-39	.04197	70085	2941	343072	2281600	32.55
40-44	.04848	67144	3255	327579	1938528	28.87
45-49	.05986	63888	3824	309880	1610949	25.22
50-54	.07566	60064	4544	288958	1301069	21.66
55-59	.10222	55519	5675	263409	1012110	18.23
60-64	.14140	49844	7048	231602	748701	15.02
65-69	.20136	42796	8618	192438	517099	12.08
70-74	.28358	34179	9693	146662	324662	9.50
75-79	.39531	24486	9680	98232	177999	7.27
80-84	.54449	14807	8062	53878	79768	5.39
85+	1	6745	6745	25890	25890	3.84

coeficiente a(1) = 2.19255

TABLAS MODELO DE MORTALIDAD MUJERES PAUTA 1

EDAD	Q(X)	l(X)	D(X)	L(X)	T(X)	E(X)
0-1	.11005	100000	11005	92473	5499999	55.00
1-4	.04581	88995	4076	344914	5407526	60.76
5- 9	.01182	84919	1004	422085	5062613	59.62
10-14	.00891	83915	748	417705	4640528	55.30
15-19	.01426	83167	1186	412870	4222823	50.78
20-24	.01929	81981	1582	405951	3809953	46.47
25-29	.02349	80399	1888	397276	3404001	42.34
30-34	.02733	78511	2145	387192	3006725	38.30
35-39	.03272	76366	2499	375582	2619532	34.30
40-44	.03910	73867	2888	362114	2243950	30.38
45-49	.04967	70979	3525	346080	1881836	26.51
50-54	.06461	67453	4358	326371	1535756	22.77
55-59	.08919	63095	5628	301406	1209385	19.17
60-64	.12561	57467	7218	269292	907978	15.80
65-69	.18206	50249	9148	228375	638686	12.71
70-74	.26168	41101	10755	178617	410311	9.98
75-79	.37038	30346	11240	123630	231694	7.64
80-84	.51710	19106	9880	70831	108065	5.66
85+	1	9226	9226	37233	37233	4.04

coeficiente $a(1) = 1.65726$

TABLAS MODELO DE MORTALIDAD MUJERES PAUTA 1

EDAD	Q(X)	l(X)	D(X)	L(X)	T(X)	E(X)
0-1	.09032	100000	9032	93596	5999999	60.00
1-4	.02881	90968	2621	356830	5906403	64.93
5- 9	.00755	88348	667	440070	5549573	62.82
10-14	.00604	87680	529	437079	5109502	58.27
15-19	.00987	87151	860	433606	4672423	53.61
20-24	.01333	86291	1151	428579	4238817	49.12
25-29	.01628	85140	1386	422237	3810239	44.75
30-34	.01962	83755	1643	414666	3388001	40.45
35-39	.02443	82112	2006	405543	2973336	36.21
40-44	.03038	80105	2434	394443	2567793	32.06
45-49	.03989	77672	3098	380613	2173350	27.98
50-54	.05366	74574	4002	362863	1792737	24.04
55-59	.07595	70572	5360	339459	1429874	20.26
60-64	.10917	65212	7119	308262	1090415	16.72
65-69	.16146	58093	9379	267014	782153	13.46
70-74	.23763	48713	11576	214626	515139	10.57
75-79	.34226	37137	12710	153911	300512	8.09
80-84	.48514	24427	11851	92508	146602	6.00
85+	1	12576	12576	54094	54094	4.30

coeficiente $a(1) = 1.03502$

TABLAS MODELO DE MORTALIDAD MUJERES PAUTA 1

EDAD	Q(X)	l(X)	D(X)	L(X)	T(X)	E(X)
0-1	.07086	100000	7086	94854	6499999	65.00
1-4	.01636	92914	1520	367513	6405145	68.94
5- 9	.00440	91394	402	455967	6037631	66.06
10-14	.00377	90992	343	454104	5581664	61.34
15-19	.00633	90649	574	451811	5127560	56.56
20-24	.00853	90075	769	448455	4675749	51.91
25-29	.01044	89307	933	444201	4227295	47.33
30-34	.01313	88374	1160	438968	3783093	42.81
35-39	.01715	87213	1496	432328	3344125	38.34
40-44	.02237	85718	1918	423794	2911797	33.97
45-49	.03057	83800	2561	412595	2488004	29.69
50-54	.04282	81238	3478	397496	2075408	25.55
55-59	.06242	77760	4854	376665	1677912	21.58
60-64	.09194	72906	6703	347772	1301248	17.85
65-69	.13924	66203	9218	307969	953476	14.40
70-74	.21080	56985	12012	254893	645507	11.33
75-79	.30987	44972	13936	190023	390614	8.69
80-84	.44692	31037	13871	120507	200591	6.46
85+	1	17166	17166	80084	80084	4.67

coeficiente a(1) = 0.28709

TABLAS MODELO DE MORTALIDAD MUJERES PAUTA 1

EDAD	Q(X)	l(X)	D(X)	L(X)	T(X)	E(X)
0-1	.05205	100000	5205	96134	6999999	70.00
1-4	.00803	94795	761	377079	6903865	72.83
5- 9	.00224	94035	211	469647	6526786	69.41
10-14	.00210	93824	197	468628	6057139	64.56
15-19	.00364	93627	340	467285	5588511	59.69
20-24	.00488	93287	455	465295	5121226	54.90
25-29	.00599	92831	556	462766	4655930	50.15
30-34	.00794	92275	733	459543	4193165	45.44
35-39	.01101	91542	1007	455192	3733622	40.79
40-44	.01524	90535	1380	449224	3278430	36.21
45-49	.02187	89155	1950	440900	2829205	31.73
50-54	.03222	87205	2810	429000	2388306	27.39
55-59	.04872	84395	4112	411696	1959306	23.22
60-64	.07393	80283	5935	386578	1547610	19.28
65-69	.11521	74348	8565	350327	1161032	15.62
70-74	.18058	65783	11879	299215	810705	12.32
75-79	.27203	53903	14663	232859	511490	9.49
80-84	.40022	39240	15705	156939	278631	7.10
85+	1	23536	23536	121692	121692	5.17

coeficiente a(1) = -0.64436

TABLAS MODELO DE MORTALIDAD MUJERES PAUTA 1

EDAD	Q(X)	l(X)	D(X)	L(X)	T(X)	E(X)
0-1	.03469	100000	3469	97370	7499999	75.00
1-4	.00318	96531	307	385262	7402629	76.69
5- 9	.00094	96223	90	480891	7017367	72.93
10-14	.00099	96133	95	480430	6536475	67.99
15-19	.00177	96039	170	479767	6056046	63.06
20-24	.00237	95868	227	478772	5576279	58.17
25-29	.00292	95641	279	477506	5097507	53.30
30-34	.00414	95361	395	475820	4620001	48.45
35-39	.00619	94967	588	473363	4144181	43.64
40-44	.00926	94379	874	469710	3670818	38.89
45-49	.01416	93505	1324	464216	3201108	34.23
50-54	.02224	92181	2050	455781	2736892	29.69
55-59	.03523	90131	3176	442717	2281110	25.31
60-64	.05549	86956	4825	422715	1838393	21.14
65-69	.08961	82131	7360	392253	1415678	17.24
70-74	.14674	74771	10972	346424	1023425	13.69
75-79	.22773	63799	14529	282671	677001	10.61
80-84	.34268	49270	16884	204140	394330	8.00
85+	1	32386	32386	190190	190190	5.87

coeficiente a(1) = -1.84550

TABLAS MODELO DE MORTALIDAD MUJERES PAUTA 1

EDAD	Q(X)	l(X)	D(X)	L(X)	T(X)	E(X)
0-1	.02006	100000	2006	98454	7999999	80.00
1-4	.00093	97994	91	391720	7901545	80.63
5- 9	.00029	97903	29	489445	7509826	76.71
10-14	.00036	97875	35	489285	7020381	71.73
15-19	.00068	97839	67	489030	6531096	66.75
20-24	.00091	97773	89	488641	6042066	61.80
25-29	.00112	97684	109	488146	5553425	56.85
30-34	.00174	97574	170	487448	5065279	51.91
35-39	.00287	97405	280	486324	4577831	47.00
40-44	.00476	97125	462	484470	4091507	42.13
45-49	.00791	96663	764	481404	3607037	37.32
50-54	.01353	95899	1297	476250	3125633	32.59
55-59	.02277	94601	2154	467622	2649382	28.01
60-64	.03762	92447	3478	453543	2181760	23.60
65-69	.06355	88970	5654	430712	1728217	19.42
70-74	.11009	83315	9172	393647	1297505	15.57
75-79	.17714	74143	13134	337883	903858	12.19
80-84	.27301	61010	16657	263407	565975	9.28
85+	1	44353	44353	302568	302568	6.82

coeficiente a(1) = -3.44156

TABLAS MODELO DE MORTALIDAD				HOMBRES	PAUTA 2	
EDAD	Q(X)	l(X)	D(X)	L(X)	T(X)	E(X)
0-1	.16695	100000	16695	88247	3500000	35.00
1-4	.20756	83305	17291	286330	3411753	40.95
5- 9	.05554	66015	3666	320908	3125424	47.34
10-14	.02565	62348	1599	307744	2804515	44.98
15-19	.03194	60749	1941	298895	2496771	41.10
20-24	.04456	58809	2621	287492	2197876	37.37
25-29	.05681	56188	3192	272961	1910384	34.00
30-34	.06660	52996	3530	256157	1637424	30.90
35-39	.07432	49467	3676	238143	1381267	27.92
40-44	.08453	45791	3870	219276	1143124	24.96
45-49	.09789	41920	4104	199341	923847	22.04
50-54	.11621	37816	4395	178095	724506	19.16
55-59	.14513	33422	4851	154982	546412	16.35
60-64	.18178	28571	5194	129871	391430	13.70
65-69	.24184	23377	5654	102753	261559	11.19
70-74	.31956	17724	5664	74460	158806	8.96
75-79	.41823	12060	5044	47691	84346	6.99
80-84	.55000	7016	3859	25434	36655	5.22
85+	1	3157	3157	11221	11221	3.55

coeficiente $a(1) = 1.59899$

TABLAS MODELO DE MORTALIDAD				HOMBRES	PAUTA 2	
EDAD	Q(X)	l(X)	D(X)	L(X)	T(X)	E(X)
0-1	.14733	100000	14733	89628	3999999	40.00
1-4	.15866	85267	13529	304378	3910371	45.86
5- 9	.04223	71738	3029	351118	3605993	50.27
10-14	.02051	68709	1409	340022	3254875	47.37
15-19	.02672	67300	1798	332003	2914852	43.31
20-24	.03725	65501	2440	321407	2582849	39.43
25-29	.04712	63062	2971	307879	2261442	35.86
30-34	.05543	60090	3331	292124	1953562	32.51
35-39	.06283	56760	3566	274882	1661438	29.27
40-44	.07293	53193	3879	256268	1386556	26.07
45-49	.08652	49314	4267	235903	1130288	22.92
50-54	.10494	45047	4727	213418	894385	19.85
55-59	.13358	40320	5386	188135	680967	16.89
60-64	.17107	34934	5976	159730	492832	14.11
65-69	.23034	28958	6670	128113	333102	11.50
70-74	.30774	22288	6859	94291	204989	9.20
75-79	.40545	15429	6256	61505	110698	7.17
80-84	.53398	9173	4898	33620	49192	5.36
85+	1	4275	4275	15572	15572	3.64

coeficiente $a(1) = 1.23511$

TABLAS MODELO DE MORTALIDAD HOMBRES PAUTA 2

EDAD	Q(X)	l(X)	D(X)	L(X)	T(X)	E(X)
0-1	.12843	100000	12843	90958	4499999	45.00
1-4	.11703	87157	10200	320964	4409041	50.59
5- 9	.03135	76956	2412	378751	4088077	53.12
10-14	.01611	74544	1201	369718	3709325	49.76
15-19	.02204	73343	1617	362674	3339608	45.53
20-24	.03069	71726	2201	353129	2976934	41.50
25-29	.03847	69525	2675	340939	2623805	37.74
30-34	.04541	66850	3035	326663	2282866	34.15
35-39	.05236	63815	3341	310721	1956202	30.65
40-44	.06213	60474	3757	292975	1645481	27.21
45-49	.07565	56716	4291	272856	1352506	23.85
50-54	.09393	52426	4924	249819	1079650	20.59
55-59	.12205	47502	5798	223014	829832	17.47
60-64	.16014	41704	6679	191823	606818	14.55
65-69	.21843	35025	7651	156000	414994	11.85
70-74	.29533	27375	8085	116662	258995	9.46
75-79	.39187	19290	7559	77553	142332	7.38
80-84	.51672	11731	6062	43501	64780	5.52
85+	1	5669	5669	21279	21279	3.75

coeficiente $a(1) = 0.84449$

TABLAS MODELO DE MORTALIDAD HOMBRES PAUTA 2

EDAD	Q(X)	l(X)	D(X)	L(X)	T(X)	E(X)
0-1	.10993	100000	10993	92261	4999999	50.00
1-4	.08226	89007	7322	336171	4907738	55.14
5- 9	.02245	81685	1834	403841	4571567	55.97
10-14	.01231	79851	983	396798	4167727	52.19
15-19	.01778	78868	1403	390833	3770929	47.81
20-24	.02472	77465	1915	382539	3380096	43.63
25-29	.03067	75550	2317	371959	2997557	39.68
30-34	.03631	73233	2659	359518	2625598	35.85
35-39	.04268	70574	3012	345339	2266080	32.11
40-44	.05190	67562	3507	329042	1920741	28.43
45-49	.06507	64055	4168	309855	1591698	24.85
50-54	.08293	59887	4966	287019	1281843	21.40
55-59	.11028	54921	6057	259461	994824	18.11
60-64	.14869	48864	7266	226156	735363	15.05
65-69	.20575	41598	8559	186595	509207	12.24
70-74	.28191	33040	9314	141913	322612	9.76
75-79	.37700	23725	8945	96266	180699	7.62
80-84	.49752	14781	7354	55520	84433	5.71
85+	1	7427	7427	28913	28913	3.89

coeficiente $a(1) = 0.41118$

TABLAS MODELO DE MORTALIDAD				HOMBRES	PAUTA 2	
EDAD	Q(X)	l(X)	D(X)	L(X)	T(X)	E(X)
0-1	.09159	100000	9159	93255	5499999	55.00
1-4	.05408	90841	4913	349941	5406744	59.52
5- 9	.01525	85928	1310	426366	5056803	58.85
10-14	.00903	84618	764	421180	4630437	54.72
15-19	.01388	83854	1164	416359	4209256	50.20
20-24	.01925	82690	1592	409470	3792897	45.87
25-29	.02359	81098	1913	400709	3383427	41.72
30-34	.02802	79186	2219	390380	2982717	37.67
35-39	.03366	76966	2591	378354	2592338	33.68
40-44	.04212	74375	3133	364045	2213984	29.77
45-49	.05462	71243	3891	346486	1849938	25.97
50-54	.07174	67352	4832	324678	1503452	22.32
55-59	.09799	62519	6126	297282	1178775	18.85
60-64	.13637	56393	7690	262741	881492	15.63
65-69	.19185	48703	9344	220156	618751	12.70
70-74	.26695	39359	10507	170530	398595	10.13
75-79	.36019	28852	10392	118281	228065	7.90
80-84	.47546	18460	8777	70357	109784	5.95
85+	1	9683	9683	39427	39427	4.07

coeficiente a(1) = -0.08689

TABLAS MODELO DE MORTALIDAD				HOMBRES	PAUTA 2	
EDAD	Q(X)	l(X)	D(X)	L(X)	T(X)	E(X)
0-1	.07333	100000	7333	94546	5999999	60.00
1-4	.03236	92667	2999	362451	5905453	63.73
5- 9	.00958	89668	859	446192	5543002	61.82
10-14	.00623	88809	553	442661	5096810	57.39
15-19	.01032	88255	911	439000	4654149	52.73
20-24	.01426	87345	1245	433610	4215148	48.26
25-29	.01720	86099	1481	426794	3781538	43.92
30-34	.02052	84618	1736	418749	3354744	39.65
35-39	.02530	82882	2097	409166	2935995	35.42
40-44	.03275	80785	2645	397311	2526829	31.28
45-49	.04422	78139	3455	382060	2129518	27.25
50-54	.06023	74684	4498	362176	1747458	23.40
55-59	.08493	70186	5961	336028	1385282	19.74
60-64	.12281	64225	7887	301408	1049254	16.34
65-69	.17622	56338	9928	256870	747846	13.27
70-74	.24978	46410	11592	203070	490976	10.58
75-79	.34058	34818	11858	144443	287907	8.27
80-84	.44928	22959	10315	89009	143464	6.25
85+	1	12644	12644	54454	54454	4.31

coeficiente a(1) = -0.68109

TABLAS MODELO DE MORTALIDAD HOMBRES PAUTA 2

EDAD	Q(X)	I(X)	D(X)	L(X)	T(X)	E(X)
0-1	.05526	100000	5526	95850	6499999	65.00
1-4	.01683	94474	1590	373527	6404149	67.79
5- 9	.00535	92884	497	463176	6030622	64.93
10-14	.00392	92387	362	461029	5567446	60.26
15-19	.00712	92025	655	458487	5106416	55.49
20-24	.00979	91370	894	454614	4647929	50.87
25-29	.01158	90476	1047	449761	4193315	46.35
30-34	.01387	89428	1240	444042	3743554	41.86
35-39	.01766	88188	1557	437048	3299512	37.41
40-44	.02384	86631	2066	427990	2862464	33.04
45-49	.03387	84565	2864	415666	2434473	28.79
50-54	.04828	81701	3944	398644	2018808	24.71
55-59	.07086	77757	5510	375009	1620164	20.84
60-64	.10752	72247	7768	341815	1245155	17.23
65-69	.15814	64479	10197	296903	903340	14.01
70-74	.22940	54282	12453	240281	606437	11.17
75-79	.31686	41830	13254	176014	366156	8.75
80-84	.41700	28576	11916	113089	190142	6.65
85+	1	16660	16660	77054	77054	4.63

coeficiente $a(1) = -1.42280$

TABLAS MODELO DE MORTALIDAD HOMBRES PAUTA 2

EDAD	Q(X)	I(X)	D(X)	L(X)	T(X)	E(X)
0-1	.03784	100000	3784	97132	6999999	70.00
1-4	.00705	96216	679	382995	6902867	71.74
5- 9	.00248	95537	237	477095	6519871	68.24
10-14	.00213	95300	203	475996	6042777	63.41
15-19	.00436	95098	415	474452	5566781	58.54
20-24	.00596	94683	564	472005	5092329	53.78
25-29	.00686	94119	646	468981	4620325	49.09
30-34	.00826	93473	772	465436	4151344	44.41
35-39	.01098	92701	1017	460962	3685908	39.76
40-44	.01566	91684	1436	454829	3224946	35.17
45-49	.02377	90248	2146	445876	2770116	30.69
50-54	.03597	88102	3169	432588	2324241	26.38
55-59	.05564	84933	4726	412851	1891652	22.27
60-64	.09000	80208	7219	382991	1478801	18.44
65-69	.13671	72989	9978	339999	1095810	15.01
70-74	.20446	63011	12883	282846	755811	11.99
75-79	.28709	50128	14391	214660	472965	9.44
80-84	.37570	35736	13426	145117	258305	7.23
85+	1	22310	22310	113188	113188	5.07

coeficiente $a(1) = -2.39712$

TABLAS MODELO DE MORTALIDAD HOMBRES PAUTA 2

EDAD	Q(X)	l(X)	D(X)	L(X)	T(X)	E(X)
0-1	.02218	100000	2218	98305	7499999	75.00
1-4	.00210	97782	205	390561	7401694	75.70
5- 9	.00085	97577	83	487676	7011132	71.85
10-14	.00091	97494	89	487246	6523456	66.91
15-19	.00221	97405	215	486486	6036210	61.97
20-24	.00299	97190	290	485222	5549724	57.10
25-29	.00331	96899	321	483694	5064502	52.27
30-34	.00402	96578	388	481922	4580808	47.43
35-39	.00565	96191	544	479593	4098886	42.61
40-44	.00871	95647	833	476151	3619293	37.84
45-49	.01449	94814	1374	470636	3143141	33.15
50-54	.02380	93440	2224	461642	2672506	28.60
55-59	.03957	91216	3610	447057	2210864	24.24
60-64	.06998	87607	6130	422707	1763807	20.13
65-69	.11111	81476	9053	384750	1341100	16.46
70-74	.17331	72424	12552	330739	956350	13.20
75-79	.24874	59872	14893	262129	625611	10.45
80-84	.32143	44979	14458	188753	363482	8.08
85+	1	30522	30522	174729	174729	5.72

coeficiente $a(1) = -3.74725$

TABLAS MODELO DE MORTALIDAD HOMBRES PAUTA 2

EDAD	Q(X)	l(X)	D(X)	L(X)	T(X)	E(X)
0-1	.01014	100000	1014	99220	7999999	80.00
1-4	.00036	98986	36	395843	7900779	79.82
5- 9	.00018	98950	18	494704	7504936	75.85
10-14	.00027	98932	26	494593	7010232	70.86
15-19	.00083	98905	82	494322	6515639	65.88
20-24	.00110	98824	109	493846	6021317	60.93
25-29	.00115	98715	114	493290	5527471	55.99
30-34	.00141	98601	139	492657	5034181	51.06
35-39	.00216	98462	213	491777	4541524	46.12
40-44	.00371	98249	365	490334	4049747	41.22
45-49	.00704	97885	689	487700	3559412	36.36
50-54	.01302	97195	1265	482815	3071712	31.60
55-59	.02400	95930	2302	473897	2588898	26.99
60-64	.04825	93629	4517	456849	2115001	22.59
65-69	.08157	89111	7269	427384	1658151	18.61
70-74	.13511	81842	11058	381567	1230768	15.04
75-79	.19971	70784	14136	318582	849201	12.00
80-84	.25107	56648	14222	247685	530619	9.37
85+	1	42426	42426	282934	282934	6.67

coeficiente $a(1) = -5.69712$

TABLAS MODELO DE MORTALIDAD			MUJERES	PAUTA 2		
EDAD	Q(X)	l(X)	D(X)	L(X)	T(X)	E(X)
0-1	.15031	100000	15031	89719	3500000	35.00
1-4	.22446	84969	19072	288097	3410282	40.14
5- 9	.06174	65897	4069	319316	3122185	47.38
10-14	.02686	61829	1661	304992	2802869	45.33
15-19	.03581	60168	2154	295453	2497877	41.52
20-24	.04917	58014	2852	282937	2202424	37.96
25-29	.05918	55161	3264	267645	1919487	34.80
30-34	.06356	51897	3299	251238	1651842	31.83
35-39	.06836	48598	3322	234686	1400604	28.82
40-44	.07398	45276	3350	218007	1165919	25.75
45-49	.08431	41927	3535	200796	947912	22.61
50-54	.10164	38392	3902	182204	747115	19.46
55-59	.13323	34490	4595	160961	564911	16.38
60-64	.18195	29895	5439	135874	403950	13.51
65-69	.24818	24455	6069	107103	268076	10.96
70-74	.33000	18386	6067	76761	160973	8.76
75-79	.43442	12319	5351	48214	84212	6.84
80-84	.55902	6967	3895	25099	35998	5.17
85+	1	3072	3072	10899	10899	3.55

coeficiente $a(1) = 2.20675$

TABLAS MODELO DE MORTALIDAD			MUJERES	PAUTA 2		
EDAD	Q(X)	l(X)	D(X)	L(X)	T(X)	E(X)
0-1	.13404	100000	13404	90832	3999999	40.00
1-4	.17759	86596	15379	304632	3909167	45.14
5- 9	.04759	71218	3389	347615	3604535	50.61
10-14	.02128	67828	1443	335534	3256920	48.02
15-19	.02876	66385	1909	327153	2921387	44.01
20-24	.03952	64476	2548	316010	2594233	40.24
25-29	.04771	61928	2954	302253	2278223	36.79
30-34	.05233	58973	3086	287153	1975970	33.51
35-39	.05759	55888	3219	271391	1688817	30.22
40-44	.06380	52669	3360	254944	1417426	26.91
45-49	.07413	49309	3655	237405	1162481	23.58
50-54	.09119	45653	4163	217858	925076	20.26
55-59	.12140	41490	5037	194859	707218	17.05
60-64	.16801	36453	6125	166955	512359	14.06
65-69	.23209	30329	7039	134046	345403	11.39
70-74	.31295	23290	7289	98227	211357	9.08
75-79	.41618	16001	6659	63357	113130	7.07
80-84	.53976	9342	5042	34103	49773	5.33
85+	1	4299	4299	15670	15670	3.64

coeficiente $a(1) = 1.82819$

TABLAS MODELO DE MORTALIDAD MUJERES PAUTA 2

EDAD	Q(X)	l(X)	D(X)	L(X)	T(X)	E(X)
0-1	.11847	100000	11847	91897	4500001	45.00
1-4	.13674	88153	12054	319885	4408104	50.01
5- 9	.03600	76099	2739	373645	4088219	53.72
10-14	.01660	73359	1218	363751	3714575	50.64
15-19	.02277	72141	1642	356600	3350824	46.45
20-24	.03131	70499	2207	346976	2994225	42.47
25-29	.03789	68292	2587	334990	2647249	38.76
30-34	.04249	65704	2792	321542	2312258	35.19
35-39	.04795	62912	3016	307021	1990717	31.64
40-44	.05446	59896	3262	291325	1683696	28.11
45-49	.06461	56634	3659	274023	1392371	24.59
50-54	.08120	52975	4302	254120	1118348	21.11
55-59	.10987	48673	5348	229997	864228	17.76
60-64	.15420	43326	6681	199926	634231	14.64
65-69	.21588	36645	7911	163446	434305	11.85
70-74	.29546	28734	8490	122444	270859	9.43
75-79	.39713	20244	8040	81122	148415	7.33
80-84	.51926	12205	6337	45179	67293	5.51
85+	1	5867	5867	22114	22114	3.77

coeficiente $a(1) = 1.42770$

TABLAS MODELO DE MORTALIDAD MUJERES PAUTA 2

EDAD	Q(X)	l(X)	D(X)	L(X)	T(X)	E(X)
0-1	.10331	100000	10331	92934	4999999	50.00
1-4	.10153	89669	9104	333961	4907065	54.72
5- 9	.02646	80566	2132	397498	4573104	56.76
10-14	.01266	78434	993	389686	4175606	53.24
15-19	.01762	77441	1365	383792	3785920	48.89
20-24	.02423	76076	1843	375772	3402127	44.72
25-29	.02940	74233	2182	365708	3026355	40.77
30-34	.03379	72050	2435	354165	2660648	36.93
35-39	.03919	69616	2728	341258	2306482	33.13
40-44	.04575	66888	3060	326788	1965224	29.38
45-49	.05554	63828	3545	310276	1638437	25.67
50-54	.07145	60283	4307	290646	1328161	22.03
55-59	.09841	55976	5509	266106	1037515	18.54
60-64	.14022	50467	7076	234644	771409	15.29
65-69	.19917	43391	8642	195348	536765	12.37
70-74	.27705	34749	9627	149676	341417	9.83
75-79	.37671	25122	9464	101949	191742	7.63
80-84	.49684	15658	7779	58841	89793	5.73
85+	1	7878	7878	30952	30952	3.93

coeficiente $a(1) = 0.99109$

TABLAS MODELO DE MORTALIDAD				MUJERES	PAUTA 2	
EDAD	Q(X)	l(X)	D(X)	L(X)	T(X)	E(X)
0-1	.08832	100000	8832	93722	5499999	55.00
1-4	.07173	91168	6540	347070	5406277	59.30
5- 9	.01866	84628	1580	419191	5059207	59.78
10-14	.00931	83048	774	413308	4640016	55.87
15-19	.01319	82275	1086	408660	4226708	51.37
20-24	.01813	81189	1472	402267	3818048	47.03
25-29	.02205	79717	1758	394193	3415781	42.85
30-34	.02606	77960	2031	384720	3021588	38.76
35-39	.03117	75928	2367	373725	2636868	34.73
40-44	.03754	73562	2762	360905	2263143	30.77
45-49	.04676	70800	3311	345724	1902238	26.87
50-54	.06178	67489	4170	327022	1556515	23.06
55-59	.08680	63320	5496	302857	1229493	19.42
60-64	.12577	57823	7273	270934	926636	16.03
65-69	.18154	50551	9177	229810	655701	12.97
70-74	.25720	41373	10641	180263	425891	10.29
75-79	.35426	30732	10887	126442	245628	7.99
80-84	.47164	19845	9359	75825	119186	6.01
85+	1	10485	10485	43361	43361	4.14

coeficiente $a(1) = 0.49994$

TABLAS MODELO DE MORTALIDAD				MUJERES	PAUTA 2	
EDAD	Q(X)	l(X)	D(X)	L(X)	T(X)	E(X)
0-1	.07338	100000	7338	94688	5999999	60.00
1-4	.04731	92662	4384	358719	5905311	63.73
5- 9	.01239	88279	1094	438658	5546592	62.83
10-14	.00651	87184	568	434503	5107935	58.59
15-19	.00941	86617	815	431046	4673432	53.96
20-24	.01291	85802	1108	426240	4242386	49.44
25-29	.01574	84694	1333	420139	3816146	45.06
30-34	.01921	83361	1602	412803	3396008	40.74
35-39	.02383	81760	1948	403929	2983205	36.49
40-44	.02976	79812	2376	393119	2579277	32.32
45-49	.03822	77436	2959	379782	2186157	28.23
50-54	.05207	74477	3878	362688	1806375	24.25
55-59	.07486	70599	5285	339780	1443687	20.45
60-64	.11059	65313	7223	308510	1103907	16.90
65-69	.16259	58091	9445	266840	795397	13.69
70-74	.23531	48646	11447	214611	528557	10.87
75-79	.32892	37199	12236	155405	313947	8.44
80-84	.44249	24963	11046	97201	158542	6.35
85+	1	13917	13917	61341	61341	4.41

coeficiente $a(1) = -0.07169$

TABLAS MODELO DE MORTALIDAD MUJERES PAUTA 2

EDAD	Q(X)	l(X)	D(X)	L(X)	T(X)	E(X)
0-1	.05845	100000	5845	95692	6499999	65.00
1-4	.02829	94155	2663	369293	6404307	68.02
5- 9	.00754	91492	690	455736	6035014	65.96
10-14	.00422	90802	383	453053	5579278	61.44
15-19	.00624	90419	565	450683	5126226	56.69
20-24	.00855	89854	768	447351	4675543	52.03
25-29	.01045	89086	931	443103	4228192	47.46
30-34	.01326	88155	1169	437853	3785089	42.94
35-39	.01719	86986	1495	431192	3347236	38.48
40-44	.02244	85491	1918	422658	2916044	34.11
45-49	.02988	83572	2497	411619	2493385	29.84
50-54	.04227	81075	3427	396808	2081767	25.68
55-59	.06246	77648	4850	376115	1684959	21.70
60-64	.09441	72798	6873	346808	1308844	17.98
65-69	.14187	65925	9353	306244	962036	14.59
70-74	.21064	56573	11917	253072	655792	11.59
75-79	.29961	44656	13379	189832	402720	9.02
80-84	.40784	31277	12756	124493	212889	6.81
85+	1	18521	18521	88395	88395	4.77

coeficiente $a(1) = -0.76197$

TABLAS MODELO DE MORTALIDAD MUJERES PAUTA 2

EDAD	Q(X)	l(X)	D(X)	L(X)	T(X)	E(X)
0-1	.04370	100000	4370	96722	6999999	70.00
1-4	.01465	95630	1401	378621	6903277	72.19
5- 9	.00402	94228	379	470194	6524656	69.24
10-14	.00245	93849	230	468672	6054462	64.51
15-19	.00372	93620	349	467227	5585790	59.66
20-24	.00508	93271	474	465170	5118564	54.88
25-29	.00623	92797	578	462541	4653393	50.15
30-34	.00830	92219	766	459182	4190853	45.44
35-39	.01137	91454	1040	454669	3731670	40.80
40-44	.01569	90414	1419	448523	3277001	36.24
45-49	.02187	88995	1947	440110	2828478	31.78
50-54	.03243	87049	2823	428186	2388368	27.44
55-59	.04959	84226	4177	410687	1960182	23.27
60-64	.07709	80049	6171	384818	1549495	19.36
65-69	.11898	73878	8790	347415	1164676	15.76
70-74	.18239	65088	11871	295761	817262	12.56
75-79	.26497	53217	14101	230832	521500	9.80
80-84	.36556	39116	14299	159832	290669	7.43
85+	1	24817	24817	130837	130837	5.27

coeficiente $a(1) = -1.63006$

TABLAS MODELO DE MORTALIDAD MUJERES PAUTA 2

EDAD	Q(X)	l(X)	D(X)	L(X)	T(X)	E(X)
0-1	.02970	100000	2970	97735	7499999	75.00
1-4	.00614	97030	595	386447	7402264	76.29
5- 9	.00177	96435	170	481747	7015817	72.75
10-14	.00120	96264	115	481034	6534069	67.88
15-19	.00189	96149	182	480292	6053036	62.95
20-24	.00257	95967	246	479222	5572744	58.07
25-29	.00315	95721	302	477851	5093523	53.21
30-34	.00448	95419	428	476026	4615672	48.37
35-39	.00660	94991	627	473389	4139645	43.58
40-44	.00979	94365	924	469512	3666256	38.85
45-49	.01449	93440	1354	463816	3196744	34.21
50-54	.02284	92086	2103	455171	2732928	29.68
55-59	.03651	89982	3285	441700	2277757	25.31
60-64	.05882	86698	5100	420738	1836057	21.18
65-69	.09391	81598	7663	388830	1415319	17.35
70-74	.14997	73934	11088	341952	1026489	13.88
75-79	.22369	62846	14058	279087	684538	10.89
80-84	.31329	48788	15285	205730	405451	8.31
85+	1	33503	33503	199721	199721	5.96

coeficiente a(1) = -2.76624

TABLAS MODELO DE MORTALIDAD MUJERES PAUTA 2

EDAD	Q(X)	l(X)	D(X)	L(X)	T(X)	E(X)
0-1	.01749	100000	1749	98648	7999999	80.00
1-4	.00188	98251	184	392481	7901352	80.42
5- 9	.00058	98067	57	490191	7508870	76.57
10-14	.00045	98010	44	489938	7018680	71.61
15-19	.00075	97965	74	489642	6528742	66.64
20-24	.00102	97891	100	489208	6039100	61.69
25-29	.00126	97792	123	488652	5549891	56.75
30-34	.00194	97669	190	487871	5061239	51.82
35-39	.00315	97479	307	486628	4573368	46.92
40-44	.00516	97172	501	484606	4086740	42.06
45-49	.00828	96670	800	481352	3602134	37.26
50-54	.01416	95870	1357	475959	3120782	32.55
55-59	.02399	94513	2268	466897	2644823	27.98
60-64	.04051	92246	3737	451885	2177926	23.61
65-69	.06757	88508	5980	427591	1726041	19.50
70-74	.11385	82528	9396	389151	1298450	15.73
75-79	.17548	73132	12834	333578	909299	12.43
80-84	.24964	60299	15053	263861	575721	9.55
85+	1	45246	45246	311860	311860	6.89

coeficiente a(1) = -4.30272

ANEXO B

REGRESIONES PARA EL CALCULO DE LOS FACTORES DE SEPARACION

Y

PROGRAMA PARA OBTENER TABLAS MODELO DE MORTALIDAD

La función del tiempo vivido por la generación en el tramo de edades x y $x+n$ se la puede calcular como:

$${}_nL_x = {}_n f_x l_x + (n - {}_n f_x) l_{x+n} \quad (1)$$

donde:

${}_n f_x$ es el factor de separación del grupo de edades $x, x+n$.

l_x número de sobrevivientes a la edad x de una generación inicial de 100000 nacidos vivos.

n intervalo del grupo de edades.

con ${}_n K_x = {}_n f_x$ (número medio de años vividos en el intervalo $x, x+n$ por una persona que falleció dentro del mismo intervalo de edades) la expresión 1 se convierte en:

$${}_nL_x = {}_n K_x l_x + (n - {}_n K_x) l_{x+n} \quad (2)$$

Las regresiones que permiten estimar los valores de ${}_n K_x$ y en consecuencia los valores de la función ${}_nL_x$ en los diferentes grupos de edades son las siguientes:

a) Cuando ${}_1q_0 < 0.100$

Hombres	Mujeres
${}_1K_0 = 0.22710 + 0.39739 {}_1q_0$	${}_1K_0 = 0.21135 + 0.88125 {}_1q_0$
${}_4K_1 = 1.23102 + 0.39972 {}_1q_0$	${}_aK_1 = 1.13085 + 2.01268 {}_1q_0$
${}_5K_x = 2.5$ con $x = 5, 10, \dots, 80$	${}_5K_x = 2.5$ con $x = 5, 10, \dots, 80$

b) Cuando ${}_1q_0 \geq 0.100$

Hombres

Mujeres

$${}_1K_0 = 0.296$$

$${}_1K_0 = 0.316$$

$${}_4K_1 = 1.288$$

$${}_4K_1 = 1.285$$

$${}_5K_x = 2.5 \text{ con } x = 5, 10, \dots 80$$

$${}_5K_x = 2.5 \text{ con } x = 5, 10, \dots 80$$

Para el cálculo de la función "tiempo vivido" en el grupo abierto final, L_{85+} , también se utilizó una regresión expresada como:

$$L_{85+} = 3.3037 l_{85} + 0.00007932 l_{85}^2$$

```

0010 extend
0020 rem programa para generar tablas modelo
0030 dim mat1(18,2),mat2(18,4),mat3(18),mat4(19,6)
0040 open 'fact.dat' for input as file #1
0050 open 'paut.dat' for input as file #2
0070 for i=1 to 18 \ input line #1,a#
0075 l=1
0080 for j=1 to 2
0090 mat1(i,j)=val(mid(a#,1,7))
0100 l=l+9
0110 next j
0114 next i
0116 close #1
0120 for i=1 to 18 \ input line #2,b#
0125 l=1
0140 for j=1 to 4
0150 mat2(i,j)=val(mid(b#,1,8))
0160 l=l+10
0170 next j
0175 close #2
0180 input 'sexo: hombres=1 mujeres=2 ?':sexo
0190 input 'fatiga pautas 1 o 2 ?':pauta
0200 input 'date el valor inicial del coeficiente a #':coef
0210 if (coef=0) goto 170
0220 input 'ingrese los datos de los coeficientes'
0230 goto 380
0240 if (coef=0) goto 170
0250 coef=(coef*separ)+date+100
0260 goto 170
0270 coef=coef*masa+100 \ input:
0280 if (sexo=1) and (pauta=1) goto 320
0290 if (sexo=1) and (pauta=2) goto 340
0300 if (sexo=2) and (pauta=1) goto 400
0310 if (sexo=2) and (pauta=2) goto 420
0320 for i=1 to 18
0325 mat3(i)=mat2(i,3)+coef*mat1(i,1)
0335 next i
0340 goto 450
0350 for i=1 to 18 \ mat3(i)=mat2(i,3)+coef*mat1(i,1) \ next i
0360 goto 450
0400 for i=1 to 18 \ mat3(i)=mat2(i,3)+coef*mat1(i,2) \ next i
0420 goto 460
0450 for i=1 to 18 \ mat3(i)=mat2(i,4)+coef*mat1(i,2) \ next i
0460 mat4(19,1)=1.00000
0470 mat4(1,2)=100000
0480 for i=1 to 18
0490 mat4(i,1)=exp(2*mat3(i))/(1+exp(2*mat3(i)))
0500 mat4(i+1,2)=mat4(i,2)*(1-mat4(i,1)) \ next i
0520 mat4(19,3)=mat4(19,2)
0530 for i=1 to 18
0540 mat4(i,3)=mat4(i,2)-mat4(i+1,2) \ next i
0600 if (sexo=2) goto 710
0610 if (mat4(1,1))>=0.100) goto 680
0620 fsep=0.22710+0.39739*mat4(1,1)
0630 mat4(1,4)=fsep*mat4(1,2)+(1-fsep)*mat4(2,2)
0640 fses=1.23102+0.39972*mat4(1,1)
0650 mat4(2,4)=fses*mat4(2,2)+(4-fses)*mat4(3,2)
0660 goto 790
0680 mat4(1,4)=0.296*mat4(1,2)+(1-0.296)*mat4(2,2)
0690 mat4(2,4)=1.299*mat4(2,2)+(1-1.299)*mat4(3,2)

```

```

0700 goto 790
0710 if (mat4(1,1)>=0.100) goto 770
0720 fsep=0.21135+0.88125*mat4(1,1)
0730 mat4(1,4)=fsep*mat4(1,2)+(1-fsep)*mat4(2,2)
0740 fses=1.13085+2.01268*mat4(1,1)
0750 mat4(2,4)=fses*mat4(2,2)+(4-fses)*mat4(3,2)
0760 goto 790
0770 mat4(1,4)=0.316*mat4(1,2)+(1-0.316)*mat4(2,2)
0780 mat4(2,4)=1.285*mat4(2,2)+(4-1.285)*mat4(3,2)
0790 mat4(3,4)=2.5*mat4(3,2)+(5-2.5)*mat4(4,2)
0800 for i=4 to 16
0810 mat4(i,4)=2.5*mat4(i,2)+(5-2.5)*mat4(i+1,2)
0820 next i
0830 for i=17 to 18
0840 mat4(i,4)=2.5*mat4(i,2)+(5-2.5)*mat4(i+1,2)
0850 next i
0860 mat4(19,4)=3.3037*mat4(19,2)+0.00007932*(mat4(19,2)**2)
0870 mat4(19,5)=mat4(19,4)
0880 for i=18 to 1 step -1
0890 mat4(i,5)=mat4(i+1,5)+mat4(i,4) \ next i
0910 for i=1 to 19
0920 mat4(i,6)=mat4(i,5)/mat4(i,2)
0930 next i
0940 if (coef=0) goto 1010
1000 if (abs(espera-mat4(1,6))>=0.00001) goto 220
1010 open 'tarlas.res' for output as file #1
1020 print #1, "*****"
1030 print #1, "TARLAS: TABLA DE MORTALIDAD MUJERES:"
1035 print #1, "FUUTA ";
1040 print #1, "print #1
1050 print #1, "BOAS ";
1060 print #1, "T:";
1070 per impresion de resultados
1080 b=0
1090 print #1, " ";
1100 print #1,using '#',b+1;\print #1, " ";
1110 print #1,using q$,mat4(1,1);\print #1,using k$,mat4(1,2);
1115 print #1,using d$,mat4(1,3);\print #1,using l$,mat4(1,4);
1120 print #1,using t$,mat4(1,5);\print #1,using e$,mat4(1,6);
1130 print #1, " ";
1140 print #1,using '#',b+4;\print #1, " ";
1150 print #1,using q$,mat4(2,1);\print #1,using k$,mat4(2,2);
1155 print #1,using d$,mat4(2,3);\print #1,using l$,mat4(2,4);
1160 print #1,using t$,mat4(2,5);\print #1,using e$,mat4(2,6);
1170 b=b+5
1180 for i=3 to 19
1190 print #1, " ";
1200 print #1,using '#',b+4;\print #1, " ";
1210 print #1,using q$,mat4(i,1);\print #1,using k$,mat4(i,2);
1215 print #1,using d$,mat4(i,3);\print #1,using l$,mat4(i,4);
1220 print #1,using t$,mat4(i,5);\print #1,using e$,mat4(i,6);
1230 b=b+5 \ next i
1240 print #1, "85+ ";
1250 print #1,using k$,mat4(19,2);
1253 print #1,using d$,mat4(19,3);\print #1,using l$,mat4(19,4);
1256 print #1,using t$,mat4(19,5);\print #1,using e$,mat4(19,6);
1260 print #1
1270 print #1, " coeficiente a(1) = ";
1280 close 1
1290 end

```


ANEXO C

FUENTES DE LA INFORMACION BASICA UTILIZADA EN LA
ELABORACION DE LAS TABLAS MODELO DE MORTALIDAD
PARA AMERICA LATINA

<u>País</u>	<u>Período</u>	<u>Sexo</u>	<u>Fuente de la tabla de mortalidad</u>
Argentina	1946-48	H y M (1)	Camisa Z., <u>Tabla abreviada de mortalidad República Argentina 1946-48</u> , Santiago, Chile, 1964.
	1959-61	H	Somoza, J., <u>La mortalidad según tablas de vida de 1914, 1946-48 y 1959-61</u> , CELADE Santiago, Chile.
	1969-71	H y M	Muller, M., <u>La mortalidad en la Argentina. Evolución histórica y situación en 1970</u> , CENEP-CELADE.
Costa Rica	1949-51	H y M	Ministerio de Economía y Hacienda - Dirección General de Estadística y Censos, <u>Tablas de vida de Costa Rica 1949-51</u> , San José, Costa Rica, 1957.
	1962-64	M	Romero M., Gómez M., Alfaro J., Ruiz J., <u>Tablas de vida de Costa Rica 1962-64</u> . Publicaciones de la Universidad de Costa Rica, Serie Economía y Estadística N°24.
	1972-74	H y M	CELADE y DGEC, <u>Tablas de vida de Costa Rica 1972-74</u> , República de Costa Rica, octubre, 1976.
Chile	1952-53 y 1960-61	H y M	Tacla O. y Pujol J., <u>Tablas observadas de mortalidad 1952-1953 y 1960-1961</u> , Serie C, N°11, Santiago, Chile, 1965.
	1969-70	H y M	Pujol J., <u>Tablas abreviadas de mortalidad a nivel nacional y regional 1969-70</u> , Santiago de Chile, julio, 1976.
	1964 1973 y 1979-80	H y M	CELADE, <u>Guatemala: Estimaciones y Proyecciones de población 1950-2025</u> , Fascículo F./ Guat.1, enero, 1985.
Honduras	1971-72	H y M	Ortega A. y Rincón M., <u>Mortalidad</u> , Encuesta Demográfica Nacional de Honduras, Fascículo IV, Serie A, N°129, agosto de 1975.
México	1930 1939-41 1949-51 y 1959-61	H y M	Benítez R. y Cabrera G., <u>Tablas abreviadas de mortalidad de la población de México 1930, 1940, 1950, 1960</u> , El Colegio de México, 1967.
	1969-71	H y M	Cabrera G., Ordorica M. y García L., <u>Tabla abreviada de mortalidad de México, 1969-71</u> ; El Colegio de México, 1973.

(1) H: Hombres y M: Mujeres.

<u>País</u>	<u>Período</u>	<u>Sexo</u>	<u>Fuente de la tabla de mortalidad</u>
Sao Paulo (Brasil)	1959-61	H	F. SEADE, <u>Informe demográfico N°4.</u> Sao Paulo, 1981
	1969-71	H y M	
	1979-81	H y M	F. SEADE, <u>Informe demográfico N°14.</u> Sao Paulo, 1984.
Uruguay	1963-64	H y M	Dirección General de Estadística y Censos-CELADE, <u>Tablas de mortalidad</u>
	y 1974-76		
Venezuela	1961	H y M	CELADE, <u>Estimaciones y proyecciones de población 1950-2025, Fascículo F/ VEN.1, diciembre, 1983.</u>
	1971 y	H y M	
	1981	M	

BIBLIOGRAFIA

- Coale A. y Demeny P., Regional model life tables and stable populations. Princeton University Press, 1966.
- Chackiel, J., El modelo de mortalidad de Brass. Notas de Población N°25. CELADE, abril, 1981.
- Heligman, L., Construction of new United Nations model life table system. Seminar on Methodology and data collection in mortality studies, UIECP, Dakar, Senegal, 7-10 de julio de 1981.
- Jaspers, D., Encuesta Demográfica Nacional de Honduras (EDENH-II 1983): Informe General, Volumen 2, Serie A.1047/II, CELADE-San José, septiembre de 1985.
- Lederman, S., Nouvelles tables types de mortalité, Cahier N°53, INED, Presses Universitaires de France, 1969.
- Lederman y Brass, Les dimensiones de la mortalité, Population, 14° année, N°4, octubre-diciembre, 1959.
- Naciones Unidas, Modelos de mortalidad por sexo y edad. Tablas modelo de mortalidad para países insuficientemente desarrollados, ST/SOA/SERIE A, N°22, Nueva York, 1963.
- Naciones Unidas, Boletín de Población de las Naciones Unidas N°14 - 1982. Nueva York, 1984.
- Naciones Unidas, Tablas modelo de mortalidad para países en desarrollo, ST/ESA/SER.A/77, Nueva York, 1983.
- Naciones Unidas, Manual X: Técnicas indirectas de estimación demográfica. ST/ESA/SER.A/81, Nueva York, 1986.
- Naciones Unidas, Análisis factorial de las tasas de mortalidad por edad y por sexo, Boletín de Población N°6, ST/SOA/Serie N°6, 1962.
- Ortega, A., Tablas de Mortalidad, CELADE, Serie B, N°1008, San José, Costa Rica enero de 1982.
- Rosero, L., El sistema modelo de Brass. El Salvador 1961-1971, CELADE, Serie C, N°1001, San José, Costa Rica, 1976.

METODOLOGIA

- Agresti A. y Agresti B. Finlay, Statistical methods for the social sciences.
University of Florida.
- Kim, J. y Mueller, C., Factor analysis: Statistical methods and practical
issues, 1978.
- Morrison, D., Multivariate statistical analysis, Nueva York, 1976.
- Nie, N., Bent, D., y Hull, C., SPSS: Statistical package for the social sciences,
Nueva York, 1975.
- Searle, S., Matrix algebra useful for statistics. Cornell University.
- Stopher, P. y Meyburg, A., Survey sampling and multivariate analysis for social
scientists and engineers. Lexington Books.

