

CENTRO LATINOAMERICANO DE DEMOGRAFIA
Coordinación Docente

Chile: Análisis y Proyección de Mortalidad por Sexo,
a Niveles Nacional y Regional

Dr. Alberto Saenger L.
Universidad Católica de Chile

Informe correspondiente al trabajo desarrollado por
el señor Alberto Saenger, en su calidad de becario
investigador, en CELADE, Santiago.

Junio, 1977

I N D I C E

A.	Introducción : Modelación de Tablas de Vida.	A.1
	A-1. Diversos Esfuerzos de Modelación de Tablas de Vida.	A.1
	A-2. Fundamentos y Propiedades de la Transformación de "Logito".	A.5
	A-3. Aplicaciones de la Transformación Logito.	A.6
	Bibliografía	A.7
1.	Análisis de Mortalidad, por Sexo, Chile, 1920 - 1970	1.
	1.1. Metodología de desarrollo	1.
	1.2. Resultados obtenidos	1.
2.	Proyecciones de Mortalidad por Sexo, Chile, 2.000	2.
	2.1. Metodología	2.
	2.2. Estimación Directa de Parámetros	3.
	2.3. Estimación Asintótica de Parámetros	3.
	2.4. Proyección de la Mortalidad Infantil	5.
	2.5. Tablas de Vida Obtenidas	6.
	2.6. Consideraciones Finales	7.
	Bibliografía	11.
3.	Mortalidad por Regiones y por Sexo, Chile, 1960-70	12
	3.1. Consideraciones preliminares	12
	3.2. Metodología del desarrollo	13
	3.3. Resultados obtenidos	14
4.	Proyecciones de Mortalidad por Regiones y por Sexo, 2.000	17
	4.1. Planteamiento general del problema	17
	4.2. Comparaciones, Región-País, por Sexo, 1960-61 y 1969-70	19
	4.3. Metodología de Proyección	21
	4.4. Proyección de la Región XIII (Area Metropolitana)	22
	Bibliografía	24

INTRODUCCION

A.- Modelación de Tablas de Vida

A.1. Diversos esfuerzos de modelación de tablas de mortalidad o de vida.

Durante siglos, y a partir de la primera tabla construída por J. Graunt en 1662, las tablas de vida se presentaron separadamente para las distintas poblaciones. Los esfuerzos para obtener expresiones de validez más o menos general, se centraron fundamentalmente en la deducción de algunas fórmulas (Gompertz, Makeham), las cuales han prestado una utilidad apreciable ya que se comportan adecuadamente, en especial en las edades altas, a las cuales las tablas de vida presentan habitualmente deficiencias de información.

Puede decirse, que ha sido recién en la segunda mitad del presente siglo, cuando se han comenzado a realizar esfuerzos para construir tablas modelo. En una enumeración más o menos cronológica de tales esfuerzos, pueden destacarse los siguientes:

a) Tablas de Naciones Unidas, 1955, (1). Estas tablas están basadas en regresiones cuadráticas de valores adyacentes por edad de probabilidades de muerte. Para construir las se utilizaron como fuente de datos, 158 tablas de vida correspondientes a diferentes países, fundamentalmente europeos, y a diversas épocas, principalmente : 1900 a 1950. En base a estas tablas se construyeron regresiones cuadráticas de probabilidades de muerte en un intervalo de edad en función de la probabilidad en el intervalo adyacente anterior. Con estas regresiones se construyeron 40 modelos teóricos, cada uno caracterizado por un valor específico del valor de la mortalidad infantil para ambos sexos, q_0 , con valores comprendidos desde 20 a 330 ‰. Estas tablas son, por tanto, del tipo que puede llamarse uniparamétrica, basadas en la frágil hipótesis de que la tabla de vida de una población puede hacerse depender de un solo parámetro, por ejemplo, la tasa de mortalidad infantil. Esta característica hace que estas tablas tengan gran rigidez por lo cual resultan inadecuadas en muchos casos. Sin embargo, ellas han sido de todos modos de gran utilidad, en especial, en casos de países con información fragmentaria y en problemas de carácter histórico. Otra publicación de Naciones Unidas, (2) da 24 modelos (niveles 0 a 115) obtenidos por interpolación de los modelos anteriores para valores dados ^{de} la esperanza de vida al nacimiento desde 20 a 73,9 años, magnitud utilizada en este caso como parámetro.

b) En 1958, se publicó un trabajo (3) en el cual, sus autores, habían notado que la regresión en cadena entre tasas adyacentes utilizada en la construcción de las tablas modelo de las Naciones Unidas, producía sesgos sistemáticos en las estimaciones. En este estudio, se utilizaron como fuente de datos, las mismas tablas anteriores, eliminándose unas pocas por ser incompletas. En particular, ahí se muestra que el esquema propuesto en el estudio de las Naciones Unidas produce un sesgo apreciable en la estimación de la esperanza de vida al nacimiento. Utilizando aproximación mínimo-cuadrática, se dan en (3) estimaciones lineales óptimas en función de la mortalidad infantil tanto para la esperanza de vida al nacimiento como para las tasas de mortalidad por edades. Este procedimiento es ilustrado con un conjunto de valores para 10 tablas con valores de la mortalidad infantil que van desde 0,030 a 0,300.

d) Con posterioridad, 1964, fueron publicadas las llamadas tablas regionales de Coale y Demeny, (4) cuyo nombre deriva de la introducción de un segundo parámetro (cualitativo y reducido a cuatro posibilidades o "familias" caracterizadas por los nombres de los puntos cardinales)

En la construcción de estas tablas del Departamento de Investigación de la Población de la Universidad de Princeton, se utilizaron un total de 326 tablas correspondientes a diversos países, en sus dos terceras partes europeos, y a diversas épocas, 1850 en adelante. Al analizarse estas tablas pudieron detectarse cuatro grupos que podían hacerse corresponder a cuatro distintos patrones de mortalidad. Dentro de cada grupo, la correlación entre tasas de mortalidad a diferentes edades era bastante alta, en la mayor parte de los casos, superior a 0,95. Para cada uno de estos patrones de mortalidad se construyeron 24 tablas de vida modelos con niveles dados por esperanza de vida al nacimiento que van desde 20 a 77,5 años. Además, para cada tabla de vida modelo se calcularon 26 poblaciones estables con tasas de crecimiento fluctuando entre $-0,010$ y $+0,050$ y tasas brutas de reproducción entre 0,800 y 6,000. En cada caso se indican además diversos parámetros, como tasa de natalidad, tasa de mortalidad, edad media, etc.

Las Tablas Regionales de Coale y Demeny han constituido un importante aporte a la modelación de las tablas de vida, en particular, en los casos de países con información insuficiente, han resultado de importancia las llamadas tablas modelo "Osste" construidas en base a un grupo residual grande de tablas que mostraban pocas desviaciones respecto de un patrón mundial mediano de mortalidad por edades. Las tablas de poblaciones estables modelo son útiles en el caso de poblaciones en las cuales la fecundidad y la mortalidad no han cambiado mucho en un período reciente y el impacto de la migración no ha sido importante. En tal caso, si el patrón de mortalidad por edades con-

concuerta aproximadamente con algunas de las tablas modelo, las características de la población en cuestión se acercarán bastante a las de una de las poblaciones estables modelo.

d) Aplicación de técnicas de Análisis Multivariado. En 1959, (5), Ledermann y Breas consideraron la representación de cada una de las tablas utilizadas en la construcción de las tablas modelo de las Naciones Unidas mediante un punto en un espacio de 38 dimensiones, cuyas coordenadas son las correspondientes esperanza de vida al nacimiento y tasas de mortalidad en 18 intervalos de edad, por sexo, cada una debidamente normalizada y estandarizadas. Mediante la utilización del Análisis de Factores se obtuvieron 3 componentes que explicaban en total 92,6% de la variabilidad del sistema, de la cual, un 81,5 % corresponde a la primera componente (componente principal). Una rotación en búsqueda de una estructura más simple permite la determinación de componentes con sentido demográfico. Este procedimiento culminó con la construcción de un conjunto de tablas modelo, (6), trabajo iniciado por S. Ledermann y completado por H. Le Bras, al fallecimiento del anterior.

Podría decirse que estas tablas constituyen el primer ejemplo multiparamétrico de tablas y poseen una gran ductilidad para su aplicación. Así, se dispone de los datos necesarios, las tablas se obtienen directamente por simple lectura; en cambio si la información es diferente, el esquema teórico permite construir la tabla que se adapte mejor al caso particular en consideración.

En general, las imperfecciones de las tablas utilizadas como muestras limitan la utilidad de toda tabla modelo; sin embargo en estas tablas se propone un método estadístico moderno que permite la introducción ulterior de factores de carácter cualitativo para abordar situaciones de poblaciones sometidas a ciertos tipos de trastornos (económicos, sociales, etc), o bien, para reconstruir situaciones pasadas, en las cuales las causas de mortalidad eran diferentes de las correspondientes a la muestra. Por último, por extrapolación se pueden construir tablas de mortalidad de un área para años más allá del último observado, así como también, es posible determinar tablas para un área de la cual se conocen únicamente estructuras censales. (7).

Por otra parte, en publicaciones de las Naciones Unidas, (8) (9), J. Bourgeois Pichat extiende el número de componentes a 5, idea ya sugerida en el trabajo original de Ledermann y Breas. Además se construyen tablas de poblaciones estables con diversos

niveles de mortalidad : "de tipo intermedio", "desviado hacia arriba" y "desviado hacia abajo", respectivamente, asociados en cada caso, con diversos niveles de fecundidad o tasas intrínsecas de variación natural.

e) Aplicación de una transformación logarítmica de la función de supervivencia.

W. Brass propuso (10) un método para construir tablas modelo de vida que consiste en utilizar una función de supervivencia como referencia (función estándar) y representar en términos de una transformada logarítmica de ella, la transformada correspondiente de una función modelo dada. Esta representación es del tipo lineal con lo cual la tabla modelo obtenida dependerá de dos parámetros. La transformación logarítmica usada es la denominada "logito" y queda expresada por la relación $Y(x) = \text{logito}(1-l_x) = \frac{1}{2} \ln \left(\frac{l}{1-l} \right)$

Si por otra parte, se indica en forma análoga la transformación de la función estándar mediante $Y_s(x) = \text{logito}(1-l_x^{(s)}) = \frac{1}{2} \ln \left(\frac{l_s}{1-l_s} \right)$; se podrá escribir $Y(x) = \alpha + \beta Y_s(x)$ donde α y β son los parámetros que determinan una tabla modelo bajo el supuesto de que está dada la función de supervivencia estándar de referencia.

Esta idea de Brass ha resultado ser de gran utilidad por su simplicidad, su facilidad de operación (resulta muy apropiada para la elaboración numérica con computadoras) y además de su justificación matemática (de la cual se da un esquema más adelante), se justifica empíricamente porque esta representación ha sido capaz de reflejar con satisfacción la experiencia de mortalidad de acuerdo con muchas tablas de vida. Se ha podido ver que la relación propuesta permite ajustar tablas de vida conocidas a un estándar adecuado siendo el ajuste, en general, muy bueno (11).

En la representación de Brass, tiene un rol fundamental la selección adecuada de la función estándar de referencia. Como una ilustración, puede decirse que las familias de tablas de modelo de Coale y Demeny constituyen una prueba interesante. Cada familia de estas tablas corresponde a un patrón particular de mortalidad por edades suministrado por la experiencia con grupos determinados de poblaciones. Si se elige una de estas tablas como estándar y se representan otras como funciones lineales de ella, en términos de logitos de ambas, puede observarse que la representación resulta altamente apropiada cuando las tablas pertenecen a la misma familia (12).

Brass, en base a sus experiencias diseñó una tabla estándar general y diversas tablas estándares específicas cada una correspondiente a determinados casos particulares. Como ejemplo, puede mencionarse la llamada tabla estándar africana, de gran utilidad en la representación de tablas de vida para poblaciones de ese continente. (13)

Carrier y Hobcraft (14), elaboran tablas modelos de poblaciones estables utilizando el sistema modelo de Brass. Dado que en este caso la mortalidad puede hacerse

* (x) se supone la raíz de $l_0=1$

depender de dos parámetros entre las tablas así elaboradas figuran tablas de 3 parámetros al agregarse como tercer parámetro la fecundidad.

A.2. Fundamentos y Propiedades de la Transformación Logito

La transformación logito puede clasificarse entre las funciones utilizadas en Estadística para transformar el intervalo (0,1) de una probabilidad en el conjunto de todos los números reales. Más aún, esta transformación es biunívoca y continua; preserva el orden siendo estrictamente creciente. Es bien conocida la transformación correspondiente a la llamada distribución normal de probabilidades, que hace corresponder a cada probabilidad dada, el número real en la cual la probabilidad acumulada en la distribución estandarizada alcanza el valor dado de la probabilidad. Esta transformación desplazada en forma conveniente da las llamadas "unidades probabilísticas" o "probitos". En el caso de la transformación logito, ella puede asociarse con la distribución logística de probabilidades (11). Así, si $p(x) = \frac{1}{1 + \exp(-2(\alpha + \beta x))}$; $\beta > 0$

se tendrá :

$$\text{logito } (p(x)) = \frac{1}{2} \ln \frac{p(x)}{1-p(x)} = \alpha + \beta x$$

En el caso de la aplicación de la transformación a las tablas de vida, la función de distribución de probabilidades sería $1 - \frac{1}{x^{(s)}}$ y la representación lineal en términos de logitos respecto a una función estándar correspondería a la representación $1 - \frac{1}{x} = \left[1 + \exp(-2(\alpha + \beta \text{logito}(1 - \frac{1}{x^{(s)}}))) \right]^{-1}$

Por otra parte si se considera la función $y(x) = \ln \frac{1 - \frac{1}{x}}{\frac{1}{x}}$

derivando se tendría $Z(x) = Y'(x) = \frac{1/x}{1/x^2} \cdot \frac{1/x}{1-1/x} = \frac{k}{1-1/x}$

Esto significaría que la representación lineal en términos de logitos

$\text{logito}(1 - \frac{1}{x}) = \alpha + \beta \text{logito}(1 - \frac{1}{x^{(s)}})$ corresponde a una solución a la ecuación "diferencial" $Z(x) = k \cdot Z^{(s)}(x)$ ($k > 0$) (14).

La relación lineal logística expresada en términos de cocientes entre probabilidad de supervivencia y probabilidad de morir $p(x)$ y $q(x)$, respectivamente puede

expresarse en la forma (12)

$$\lambda(x) = K (\lambda^{(s)}(x))^{\beta}$$

donde $\lambda(x) = \frac{p(x)}{q(x)} : \lambda^{(s)}(x) = \frac{p^{(s)}(x)}{q^{(s)}(x)} : K = e^{-2\alpha}$

Finalmente la relación puede expresarse en la forma matricial : (15)

$$v = a + B v^{(s)}$$

donde

v = vector (dimensión n) de logitos de la función considerada.

$v^{(s)}$ vector (dimensión n) de logitos de la función estándar.

a = vector (dimensión n) con todos sus elementos iguales a α

B = matriz diagonal (n x n), con todos sus elementos ^viguales a β
diagonales

n = número de edades consideradas.

A.3. Aplicación de la Transformación Logito.

Desde que comenzó su divulgación, la transformación logarítmica, conocida como "logito" ha encontrado una gran variedad de aplicaciones y su utilización se ha desarrollado en amplio grado. Especialmente ha sido aplicado en los casos de poblaciones con informaciones fragmentarias; situación que se presenta fundamentalmente en países en vía de desarrollo. Ya se mencionó anteriormente que W. Brass aplicó la transformación al estudio de poblaciones de países africanos (13). Otro campo de aplicación importante ha estado en problemas de Demografía Histórica. En el caso de América Latina son también numerosos los casos de aplicaciones de la transformación logito; en particular, en el CELAF se han realizado numerosas investigaciones en las cuales esta técnica ha encontrado aplicación. En la Bibliografía se menciona como ejemplo algunas publicaciones que pueden considerarse tal vez como la más representativas de aplicación de la transformación logito.

(16) a (21)

BIBLIOGRAFIA

- (1) : Naciones Unidas, Modelos de Mortalidad por Sexo, y Edad. Tablas modelo de mortalidad para países insuficientemente desarrollados. Serie A N°22, 1963.
- (2) : Naciones Unidas, Métodos para preparar proyecciones de población por sexo y edad Manual III, Serie A N°25, 1956.
- (33) : Gabriel, K. R. y Ronen, I : Estimación de la mortalidad por medio de las tasas de mortalidad infantil, CELADE (DS - 22), 1974.
- (4) : Coale, A. J. y Demany, P ; "Regional Model Life Table and Stable Populations, Princeton University Press, 1966.
- (5) : Lederman, S. y Brass, J. : " Les dimensions de la mortalité ", Population (Paris), 14 (4), 1959
- (6) : Lederman, S. : " Nouvelles tables-types de mortalité " Cahier N°53, INED, Paris 1969.
- (7) : Bocaz, A. "Componentes Principales de una Tabla de Mortalidad ", CELADE (A-73) 1967.
- (8) : Naciones Unidas, Análisis Factorial de las Tasas de Mortalidad por Edad y por Sexo. Boletín de Población N°6, 1963.
- (9) : Naciones Unidas, El concepto de población estable. Aplicación al estudio de la población de países sin buenas estadísticas demográficas. Serie A N°39, N. York. 1970.
- (10) : Brass, W., : "Sobre la escala de la mortalidad" CELADE (DS-7), 1971
- (11) : Brass, W., : "Seminario sobre Métodos para medir variables demográficas (fecundidad y mortalidad)", CELADE (DS-9); 1973.

- (12) : Brass, W., "Métodos para estimar la fecundidad y la mortalidad en poblaciones con datos limitados," Selección de trabajos. CELADE (E-14), 1976.
- (13) : Brass, W., et al "The Demography of Tropical Africa, Princeton Univ. Pr. 1968.
- (14) : Kermack, W. O; Mc Kendrick, A.G. and Mc Kinlay, P.L. : "Death Rates in Great Britain and Sweden", *Lancet*, 1, 1943 (citado en (10)).
- (15) : Bocaz, A.; "Use of Mathematical and Numerical Methods in the Latin American Demographic Center", CELADE, Santiago, Chile (DC/3); 1975.
- (16) : Somoza, J.L.; El Sistema de Tablas de Vida de Brass : Aplicación a la Argentina. Notas de Población, II -5, 1974.
- (17) : Varios autores; Encuesta demográfica nacional de Honduras, CELADE (A-129), 1975-6.
- (18) : Chackiel, J.; Origen y Usos del Modelo de Mortalidad de Brass, CELADE (C-159), 1974.
- (19) : Arretx, C.; Mellafe, R. y Somoza, J. : Estimaciones de la mortalidad adulta a partir de información sobre la estructura por edades de las muertes. Aplicación a datos de S. Felipe en torno a 1787; CELADE (A-150); 1977.
- (20) : Farnós, A.; Guatemala: Censo experimental de 1970. Aplicación de las Técnicas de W. Brass para estimar fecundidad y mortalidad. CELADE (C-143), 1974.
- (21) : Rosero, L.; El Sistema Modelo de Brass en el estudio de la Mortalidad por Sexos El Salvador, 1961-71, CELADE (C-1001), 1976

PROYECCION DE LA MORTALIDAD ESPECIFICA POR SEXO Y EDAD MEDIANTE
EL USO DE PROBABILIDADES CONDICIONALES DE SUPERVIVENCIA.
UNA APLICACION AL CASO DE CHILE.

Dr. Alberto Saenger

I. INTRODUCCION

En un estudio de la estructura de causas de muerte y su influencia en los modelos de mortalidad por edad, Preston^{1/} consideró ciertas probabilidades condicionales de supervivencia, las cuales expresó mediante funciones exponenciales de una tasa cruda media de mortalidad; estableciendo correlaciones de los logaritmos de estas probabilidades con diversas causas de muerte. Las probabilidades que Preston consideró fueron l_1/l_0 ; l_5/l_1 ; l_{20}/l_5 ; l_{40}/l_{20} ; l_{60}/l_{40} y l_{80}/l_{60} .

II. PLANTEAMIENTOS DEL PROBLEMA Y METODOLOGIA DE DESARROLLO

Como una manera de analizar la evolución de la mortalidad en el tiempo y considerar proyecciones de ella, se propone aquí^{2/} considerar las probabilidades condicionales de Preston como pivotes para estos análisis y proyecciones. Específicamente, si se designa en forma genérica una de estas probabilidades por l_{x+n}/l_x , puede expresarse ella o, equivalentemente, su complemento $1 - l_{x+n}/l_x = {}_nq_x$ mediante una función de tiempo t dada por una logística de dos asíntotas. Esta función puede escribirse

$$y(t, x) = k_1(x) \frac{k_2(x) - k_1(x)}{1 + \exp(a(x) + b(x) t)}$$

donde $y(t, x)$ representa la probabilidad condicional de muerte ${}_nq_x$ considerada con función de t (y además, sólo de x ; ya que n es fijo para cada edad pivotal x).

Si se dispone para una edad x determinada de una sucesión en el tiempo de valores de $y(t, x)$; se podrá determinar los valores de los parámetros $k_1(x)$, $k_2(x)$, $a(x)$ y $b(x)$ que den la mejor representación para los datos disponibles de acuerdo a algún criterio de ajuste que resulte adecuado al problema particular en estudio.

Para determinar algunos criterios de ajuste plausibles, se considerará el siguiente desarrollo en el cual se ha omitido el argumento x con el objeto de simplificar la notación.

$$\text{De } y = k_1 - \frac{k_1 - k_2}{1 + \exp(a + b t)} \quad (1)$$

$$\text{se obtiene } z = \frac{k_1 - y}{k_1 - k_2} = \frac{1}{1 + \exp(a + b t)}$$

$$\text{y enseguida } v = \ln\left(\frac{1}{z} - 1\right) = a + b t \quad (2)$$

El problema puede plantearse entonces como el de representar y como una función lineal del tiempo t , para lo cual puede recurrirse al método de los cuadrados mínimos. Ahora, v depende de las asíntotas k_1 y k_2 y se tendrá así una función lineal mínimo-cuadrática para cada elección del par (k_1, k_2) . En esa forma, el problema puede reducirse a elegir la recta mínimo-cuadrática óptima de acuerdo a algún criterio determinado.

Desde un punto de vista teórico y general, el criterio puede elegirse arbitrariamente; sin embargo, las condiciones prácticas de un problema determinado pueden llevar a un cierto criterio particular.

Como ejemplos de posibles criterios "prácticos" pueden citarse:

- (a) Utilizar como criterio de optimalidad el coeficiente de correlación lineal entre los valores de v y de t , o mejor, el cuadrado de este coeficiente (coeficiente de determinación).
- (b) Utilizar como criterio de optimalidad la calidad de la reproductividad mediante la función lineal en determinados valores de v , o de los correspondientes y (probabilidades de muerte). Así si se

pretende utilizar la función para realizar proyecciones puede resultar apropiado considerar como función "óptima" aquella que produzca mejor los valores de y (esto es, q) correspondientes a los valores de t más cercanos a los de las proyecciones.

En los dos casos aquí mencionados, así como en otros similares, se trata de un problema de aproximación sucesiva por tanteo que puede resolverse mediante un computador si se elige una colección finita de posibles pares de asíntotas.

III. RESTRICCIONES EN LAS ASINTOTAS

En una situación práctica determinada, se podrá habitualmente suponer que los valores de k_1 y k_2 correspondientes a cada edad pivotal x , deberán guardar una relación de valor adecuada con situaciones límites razonables de probabilidades de muerte. De esta manera, los posibles valores de las asíntotas para la obtención de la función "óptima" se deberán elegir de manera que ellos sean compatibles con las situaciones límites supuestas.

Una fuente razonable para obtener valores para estas situaciones límites, está constituida por las tallas modelo. Así, por ejemplo, si se toman las tallas regionales modelo de Coale-Demeny^{3/}, los valores de las probabilidades condicionales de muerte de los niveles 1 para cada edad pivotal pueden considerarse como cotas superiores para la asíntota superior k_1 , y los valores correspondientes a algún nivel superior como cotas inferiores de esta asíntota. Análogamente, los valores de las probabilidades condicionales de muerte de los niveles 24 para cada edad pivotal pueden considerarse como cotas inferiores para la asíntota inferior k_2 y los valores correspondientes a algún nivel inferior como cotas superiores de esta asíntota. Otra cota inferior para k_2 puede obtenerse utilizando los valores correspondientes de las tallas límites de Bourgeois-Pichat^{4/}.

IV. UNA APLICACION: EL CASO DE LA MORTALIDAD EN CHILE

Como una aplicación de los procedimientos explicados anteriormente, se considerará el caso de la mortalidad en Chile, para lo cual se utilizará la información disponible que abarca el período 1920-1970^{5/},^{6/},^{7/} y con el objeto de hacer proyecciones al año 2000. En los cuadros 1 y 2 se indican los valores

correspondiente a los complementos de las probabilidades condicionales pivota-
tales de supervivencia que interesan, calculados a partir de la información
disponible.

Cuadro 1

CHILE: HOMBRER. COMPLEMENTOS DE PROBABILIDADES CONDICIONALES PIVOTALES DE
SUPERVIVENCIA.

t	Año	q_0	$4q_1$	$15q_5$	$20q_{20}$	$20q_{40}$	$20q_{60}$
0	1920	263,96	152,41	102,60	280,04	449,15	648,70
1	1930	217,48	106,60	63,82	185,09	347,86	775,91
2	1940	205,44	100,85	60,99	180,22	342,48	777,97
3,25	1952-53	127,96	38,42	32,85	102,23	263,49	723,52
4,05	1960-61	125,56	32,71	24,64	95,36	259,11	699,86
4,95	1969-70	89,16	15,26	17,57	86,24	254,33	680,34

Cuadro 2

CHILE: MUJERES. PROBABILIDADES CONDICIONALES PIVOTALES DE MUERTE.

t	Año	q_0	$4q_1$	$15q_5$	$20q_{20}$	$20q_{40}$	$20q_{60}$
0	1920	248,66	156,89	107,27	265,49	395,72	619,36
1	1930	198,65	105,38	68,36	188,86	280,70	694,31
2	1940	188,48	102,76	64,86	174,45	269,28	704,32
3,25	1952-53	112,35	40,50	29,02	88,56	201,26	620,24
4,05	1960-61	108,27	31,61	19,66	67,02	174,43	594,13
4,95	1969-70	75,44	13,75	12,18	49,19	162,10	574,07

A los valores indicados en los cuadros anteriores, se les ajustó para
cada edad pivotal una función logística de la forma indicada en la ecuación
(1). Se ensayaron valores para las asíntotas correspondientes a los modelos
Oeste, niveles 24 y 1, de las Tablas de Coale-Demeny, haciéndose proyec-
ciones para el año 2000. Los valores obtenidos para rectas con alta correlación
mostraban en general tendencia decreciente a medida que la correlación aumen-
taba. Como ilustración puede mencionarse que ya para el caso de $4q_1$ se

obtuvieron proyecciones para el año 2000 con valores, en por mil, 2,80 en el caso de hombres y 2,51 en el de mujeres, valores que ya son exageradamente bajos en relación a cualquier hipótesis razonable. Los coeficientes de correlación resultaron ser $-0,98573$ y $-0,98484$, respectivamente.

V. UN ENFOQUE ALTERNATIVO

Un análisis de la situación descrita anteriormente lleva a concluir que una de las causas más plausibles de los bajos valores obtenidos podría radicar en el hecho que los valores elegidos como cotas inferiores de la asíntota inferior resultan ser demasiado bajos para que sean representativos de valores límites que pudieran razonablemente esperarse. Se presenta entonces como posibilidad de obviar este inconveniente, la elección de otros valores mayores para evitar cotas, valores que resulten plausibles y cuya elección pudiera ser justificada de manera razonable. Una posibilidad estaría en considerar como valores para la asíntota k_2 , las probabilidades condicionales de muerte, para las edades pivotales respectivas, correspondientes a países avanzados en la época actual. Bajo este predicamento se eligió como un primer ensayo la función de sobrevivientes de Estados Unidos, correspondiente a la raza blanca para el período 1969-1971^{8/}. Dado que, de todas maneras, estos valores pueden producir deformaciones debido a las diferentes estructuras de mortalidad en los dos países dando cotas muy bajas para las primeras edades y altas para edades avanzadas, se compararon las eventuales cotas con los valores respectivos de la función de sobrevivientes de Estados Unidos para el año 1959-1961^{9/} que era la tabla inmediatamente anterior disponible. En los cuadros 3 y 4 se indican los valores así elegidos para k_2 , por sexo y para cada edad pivotal.

Una vez fijada de esta manera la asíntota inferior k_2 , se puede proceder a resolver el problema del ajuste de acuerdo a la pauta siguiente:

1. Se ajusta a los datos una función logística para los diversos valores posibles de la asíntota superior k_1 , considerando como función óptima aquella que proporcione la mejor reproducción del valor n^q_x correspondiente a 1969-1970.
2. Los valores posibles de k_1 pueden fijarse de acuerdo a valores compatibles con normas preestablecidas, por ejemplo, tablas modelo; introduciendo así restricciones realistas en su campo de variabilidad.

3. El valor del coeficiente de correlación puede utilizarse como medida de control de la calidad general del ajuste.

En base a esta pauta, se ensayaron algunos valores para cada sexo y cada tramo de edades, tomándose como cota superior de k_1 la correspondiente al respectivo valor de la tabla modelo "Oeste", nivel I de Coale-Demeny. En los cuadros 3 y 4 se dan los resultados así obtenidos, indicándose además la respectiva proyección al año 2000. Debe dejarse constancia que este ensayo se hizo en forma provisoria y sólo para algunos valores puntuales de k_2 y que, por tanto, los resultados obtenidos son susceptibles de ser mejorados (se espera que sólo en forma leve) si se efectúan un ensayo más detallado mediante un programa de computador.

Cuadro 3

CHILE: HOMBRES. VALORES OBTENIDOS EN EL AJUSTE LOGISTICO DE DOS ASINTOTAS O PROBABILIDADES CONDICIONALES DE MUERTE.

x	0	1	5	20	40	60
n	1	4	15	20	20	20
k_1	330	175	150	400	600	950
k_2	20	5	10	40	180	600
-b	0,49979	0,88061	0,67564	0,51993	0,42283	0,40003
a	1,22560	1,69470	0,55025	0,43245	0,29460	0,72025
(1)	0,98522	0,98462	0,98790	0,96687	0,95086	0,97467
(2)	89,16	15,26	17,57	86,24	254,33	680,34
(3)	89,12	16,07	18,07	77,85	239,66	677,35
(4)	38,23	5,80	11,08	48,45	198,32	627,05

Explicaciones de cuadros 3 y 4

- (1) : -r (r: coeficiente de correlación lineal)
 (2) : Valor observado de $\frac{q_x}{n_x}$, 1969-1970.
 (3) : Valor estimado de $\frac{q_x}{n_x}$, 1969-1970 (t = 4,95).
 (4) : Valor proyectado de $\frac{q_x}{n_x}$, 2000 (t = 8).
 (2), (3) y (4) : en por mil.

Cuadro 4

CHILE: MUJERES. VALORES OBTENIDOS EN EL AJUSTE LOGISTICO DE DOS ASINTOTAS A PROBABILIDADES CONDICIONALES DE MUERTE.

x	0	1	5	20	40	60
n	1	4	15	20	20	20
k ₁	320	170	150	360	520	930
k ₂	15	4	5	19	90	450
-b	0,50510	0,96846	0,74508	0,65718	0,47924	0,41917
a	1,10087	2,06868	0,81217	0,88239	0,59703	0,87578
(1)	0,98511	0,97859	0,98903	0,99103	0,97015	0,95131
(2)	75,44	13,75	12,18	49,19	162,10	574,07
(3)	75,37	14,21	12,74	48,13	152,30	561,19
(4)	30,32	4,57	5,84	23,24	106,25	487,17

VI. CONSTRUCCION DE UNA FUNCION DE SOBREVIVIENTES

Los valores dados en las filas (4) de los cuadros 3 y 4 pueden utilizarse para obtener algunos valores de una tabla de la función l_x para el año 2000. Estos valores "pivotaes" son: l_0 , l_1 , l_5 , l_{20} , l_{40} , l_{60} y l_{80} . Esta tabla puede completarse si se "rellenan" los valores intermedios suponiendo formas adecuadas para la función l_x en cada uno de los tramos de edades determinadas por los pivotes.

Como una ilustración de lo que se ha utilizado para cada tramo una interpolación lineal mediante la conocida función "logito"^{10/} tomando como estándar la función l_x del sexo respectivo, correspondiente a Chile, 1969-1970 (7). La función obtenida para el tramo de edades 60-80 fue extrapolada hasta la edad 85.

En el cuadro 5 se dan los resultados obtenidos con este procedimiento. Se indica además, para cada sexo, una estimación de la esperanza de vida al nacimiento. Si se utiliza este parámetro para hacer comparaciones con proyecciones realizadas con otros métodos^{11/, 12/}; puede decirse en líneas generales que la presente proyección no difiere significativamente de ellas, pudiendo apreciarse que en todo caso ella tendería a subestimar la esperanza de vida en una magnitud de alrededor de un año.

Cuadro 5

CHILE: PROYECCIONES DE n^q_x Y l_x AL AÑO 2000.

x	Hombres		Mujeres	
	n^q_x	l_x	n^q_x	l_x
0	38,23	100000	30,32	100000
1	5,80	96177	4,57	96968
5	11,08	95619	5,84	96525
10		95321		96345
15		95069		96209
20	48,46	94560	23,24	95961
25		93915		95639
30		92926		95214
35		91575		94595
40	198,32	89977	106,25	93731
45		87512		92430
50		84005		90672
55		79079		87963
60	627,05	72133	487,17	83772
65		64022		78,101
70		53500		69906
75		40761		58158
80		26902		42961
85		14312		26683
e^0		66,3		72,7

BIBLIOGRAFIA

- 1/ Preston, S.H., Influence of Cause of Death Structure on Age Patterns of Mortality, en "Population Dynamics", editado por T.N.E. Greville; Academic Press, 1972.
- 2/ Bocaz, A., Idea sugerida al autor.
- 3/ Coale, A.J. y Demeny, P., "Regional Model Life Tables and Stable Populations", Princeton University Press, 1966.
- 4/ Bourgeois-Pichat, J., Essai sur la Mortalité Biologique de l'Homme, Population, 7(3), 1952.
- 5/ Cabello, O., Vildósola, J. y Latorre, M., Tablas de Vida para Chile; 1920-1930-1940; Centro Interamericano de Estadística, 1953.
- 6/ Tacla, O. y Pujol, J.M., Chile, Tablas abreviadas de mortalidad, 1952-53 y 1960-61, CELADE (C-11), 1968.
- 7/ Pujol, J.M., Chile, Tablas abreviadas de mortalidad a nivel nacional y regional, 1969-70, CELADE (A-141), 1976.
- 8/ United States Life Tables: 1969-71, Vol. I., N° 1, U.S. Department of Health, Education and Welfare, 1975.
- 9/ United States Life Tables: 1959-61, Vol. I., N° 1, U.S. Department of Health, Education and Welfare, 1964.
- 10/ Brass, W., "Sobre la escala de mortalidad", CELADE (DS-7), 1971.
- 11/ Pujol, J.M., Tabla de mortalidad, por sexo, 1950-55, 1995-2000, Proyección 1974, CELADE (inédito).
- 12/ Saenger, A., "Chile: ANÁLISIS y proyección de mortalidad, por sexo, a niveles nacional y regional, CELADE, 1977 (inédito).

C E L A D E

COORDINACION DOCENTE

Segunda parte correspondiente al trabajo desarrollado por el señor Alberto Saenger, en su calidad de becario investigador, en CELADE SANTIAGO.

junio 1977.

3. Mortalidad por Regiones y por Sexo, Chile 1960-1970

3.1. Consideraciones preliminares

El plan de regionalización del país y el desarrollo de las actividades a ese nivel lleva en forma natural a la necesidad de estudiar características de interés para el desarrollo que se refieran en forma específica a las diversas regiones en que el país se ha dividido.

En el caso del presente trabajo, la característica que interesa es la mortalidad y en particular la función de sobrevivientes tomada como elemento base para la construcción de una tabla de vida. Al igual que en el caso del análisis de la mortalidad a nivel nacional, el interés final estará en la proyección de la mortalidad, ahora a nivel regional, tomándose como ilustración el año 2.000.

Como condición previa para esta proyección resulta necesario hacer un análisis del desarrollo y evolución de la mortalidad en el pasado, para lo cual debe hacerse uso de la información de mortalidad a nivel regional para los años 1960-61 y 1969-70 (1), (2), información que difícilmente puede llevar a conclusiones más o menos definitivas pero que sin embargo, puede utilizarse como guía para determinar pautas plausibles para una proyección.

Una dificultad adicional que se presenta en este caso se refiere al hecho que las divisiones en regiones consideradas en los dos estudios mencionados no son plenamente coincidentes entre sí. De las regiones actualmente vigentes (y correspondientes a las tablas disponibles para 1969-70) solamente cinco coinciden con regiones utilizadas en la construcción de las tablas de 1960-61. Ellas son las siguientes (se indica entre paréntesis el número correspondiente a la región en el año 1960-61)

Región I	(I)	:	Provincia de Tarapacá
Región II	(II)	:	Provincia de Antofagasta
Región VI	(V)	:	Provincias de O'Higgins y Colchagua
Región VII	(VI)	:	Provincias de Curicó, Talca, Linares y Maule
Región XII	(X)	:	Provincia de Magallanes

Estrictamente hablando, sólo tendría sentido efectuar comparaciones dentro de estas regiones para estudiar la evolución de la mortalidad en el período 1960-70.

Lamentablemente, ninguna de estas regiones representa una proporción importante de la población del país, por lo cual estas comparaciones no tendrían mayor significación.

Para obtener conclusiones que se refieran a una proporción mayor de la población del país se han agregado aquí tres regiones actuales que aproximadamente coinciden con regiones de la división anterior. Ellas son :

Región XII (XI) : Area Metropolitana, Provincia de Santiago, a excepción del Departamento de San Antonio.

Región V (IV) : Provincia de Aconcagua y Valparaíso, más el Departamento de San Antonio.

Región VIII : Provincia de Ñuble, Concepción, Arauco y Bío-Bío.

Es de hacer notar que en los dos primeros casos la diferencia entre las situaciones 1969-70 y 1960-61 está constituida por el Departamento de San Antonio, incluido en el primer caso en 1960-61 pero no en 1969-70 y viceversa en el segundo caso. De todos dada su escasa población relativa puede considerarse que en ninguno de los dos casos representa un factor que pueda alterar significativamente el nivel de la mortalidad. En el tercer caso la diferencia podría resultar relativamente más importante estando constituida ahora por la provincia de Malleco, incluida en la región en 1960-61 pero no en 1969-70. Sin embargo un análisis de la mortalidad en la región IX, que actualmente incluye a la provincia de Malleco, muestra que ella no es significativamente distinta de la región VIII, y por lo tanto tampoco en este caso la diferencia representa un factor que pueda obtener significativamente la mortalidad, más aún, si se considera que su aporte poblacional a la región es relativamente bajo. (12%)

De esta manera, puede decirse que se dispone de un total de ocho regiones acerca de las cuales se tiene información en dos épocas y para las cuales pueden hacerse los estudios que interesan.

3.2. Metodología del desarrollo.

Se consideran las funciones de sobrevivencia con $l_0=1$, por sexo, de las ocho regiones elegidas en la sección anterior. Cada una de ellas se refirió a la función de sobrevivientes con $l_0=1$, del sexo respectivo, de Chile, 1969-70, elegida como estándar. En cada caso se consideran los 16 valores $l_x : x=5,10, \dots, 80$. Para la determinación de los correspondientes parámetros a y B de la representación lineal mediante logitos, se dividen los 16 valores en dos grupos de 8 valores cada uno, $l_x, x=5,10, \dots, 40$ y $l_x : x=45,50, \dots, 80$, procediendo a la determinación de parámetros mediante recta que pasa por las coordenadas medias de cada grupo de valores de logitos de l_x .

3.3. Resultados obtenidos

Los cuadros 8 y 9 dan los valores de α y β , respectivamente, por sexo y para cada una de las ocho regiones consideradas para los años 1960-61 y 1969-70. Se indican además para cada caso las variaciones del parámetro para el año 1969-70 con respecto a 1960-61, considerándose variación por diferencia Δ en el caso de α y variación por cociente λ en el caso de β . Además, en el cuadro 10 se indican las esperanzas de vida al nacimiento por sexo, para cada una de las ocho regiones (2), indicándose también la respectiva variación por diferencia.

CUADRO 8

Chile, Regiones: Valores del parámetro α y su variación por diferencias

Región	HOMBRES			MUJERES		
	1960-61	1969-70	Δ	1960-61	1969-70	Δ
I	0,050	-0,123	-0,173	0,023	-0,085	-0,108
II	0,045	0,089	0,044	0,074	0,002	-0,072
V	0,065	-0,058	-0,123	0,062	-0,048	-0,110
Metrop	0,069	-0,043	-0,112	0,035	-0,103	-0,138
VI	0,085	-0,026	-0,111	0,106	0,030	-0,076
VII	0,162	0,041	-0,121	0,136	0,033	-0,103
VIII	0,222	0,111	-0,111	0,236	0,064	-0,172
XII	-0,090	-0,113	-0,023	-0,044	-0,048	-0,004
CHILE	0,100	0,000	-0,100	0,112	0,000	-0,112

- 15 -
CUADRO 9

Chile, Regiones : Valores del parámetro β y su variación por cociente.

Región	HOMBRES			MUJERES		
	1960-61	1969-70	λ	1960-61	1969-70	λ
I	0,976	1,067	1,093	0,949	1,055	1,112
II	0,838	1,053	1,257	0,835	1,005	1,204
V	0,982	1,147	1,168	0,956	1,129	1,181
Metrop.	1,005	1,143	1,137	0,951	1,103	1,159
VI	0,835	1,000	1,198	0,856	1,043	1,218
VII	0,847	0,938	1,107	0,819	0,907	1,107
VIII	0,870	0,969	1,114	0,873	0,918	1,050
XII	0,983	1,069	1,087	1,041	1,121	1,077
CHILE	0,880	1,000	1,136	0,874	1,000	1,144

CUADRO 10

Chile, Regiones : Valores de la esperanza de vida al nacimiento y su variación por diferencia.

Región	HOMBRES			MUJERES		
	1960-61	1969-70	Δ	1960-61	1969-70	Δ
I	56,71	61,93	5,22	63,22	67,21	3,99
II	55,31	56,52	1,21	60,01	64,39	4,38
V	56,51	61,10	4,59	62,26	67,04	4,78
Metrop.	56,62	60,71	4,09	63,08	68,12	5,04
VI	54,44	59,25	4,81	59,82	64,43	4,61
VII	52,01	56,70	4,69	58,14	62,38	4,24
VIII	50,38	54,98	4,60	56,00	61,83	5,83
XII	60,77	61,96	1,19	66,13	67,26	1,13
Chile	54,35	58,50	4,15	59,90	64,68	4,78

Un análisis de los valores de las variaciones de los parámetros α y β (Δ y λ respectivamente); permite observar que la situación más frecuente en el caso de Δ corresponde a valores cercanos a -0,1 y en el caso de λ a valores cercanos a 1,1 (en cada caso, esto se cumple para más del 50% del total de valores si se considera una discrepancia que no da más del 50% del total de valores si se considera una discrepancia de no más del 50% del valor. Estas magnitudes corresponden por lo demás a la situación que se presenta a nivel nacional, en especial, en el caso de Δ siendo en cambio algo más elevados los valores de λ a nivel nacional.

Se puede observar algunos casos que difieren claramente de esta pauta. En particular; llaman la atención de los casos de las regiones II y XII.

En la Región II, el valor de Δ para hombres resulta ser positivo, en clara contraposición con todos los demás valores. Esto va además acompañado con un valor desmesuradamente alto de λ , hecho éste que también ocurre en el caso de mujeres. Un análisis de las funciones l_x de hombres de esta región en los años 1960-61 y 1969-70, permite observar que estas funciones se cruzan a la altura de una edad comprendida entre 55 y 60; siendo a partir de esta última edad los valores de l_x menores en 1969-70 que en 1960-61. La combinación Δ positivo y λ mucho mayor que 1 se refleja en que la variación en esperanza de vida al nacimiento es muy pequeña, apenas un aumento de 1,2 años en todo el período.

En la región XII, el valor de Δ resulta cercano a cero para uno y otro sexo, si bien negativo en ambos casos. Esto asociado con valores de λ ligeramente inferiores a 1,1 se reflejan en variaciones pequeñas de la esperanza de vida; 1,19 y 1,13 años, respectivamente, para todo el período.

Finalmente, otros casos relativamente peculiares serían : Regiones VI y V : valores altos de λ . Región Metropolitana : valores relativamente altos de λ en mujeres. Región VIII : valor muy negativo de Δ , en mujeres (aumento de esperanza de vida de 5,83) y Región I : valor muy negativo de Δ , en hombres (aumento de esperanza de vida de 5,22) Cabe hacer notar que al disponerse de información para un número mayor de años, en el supuesto que con el transcurso del tiempo las condiciones de mortalidad tendieran a uniformarse en el país, los valores de Δ debieran mostrar una tendencia hacia el valor 0 y los de λ , tendencia hacia 1.

4.- Proyecciones de Mortalidad por Regiones y por sexo, 2.000

4.1. Planteamiento general del problema.

Para realizar la proyección de la mortalidad por región y por sexo al año 2.000, puede considerarse la proyección hecha anteriormente por sexo a nivel nacional, en forma tal que la mortalidad por región al año 2.000 guarde una relación adecuada que se expondrá más adelante con la mortalidad a nivel nacional al mismo año 2.000. Esta relación se determinará en base a las relaciones análogas que existan entre la mortalidad regional y nacional, para un mismo sexo y en la misma época. En el presente caso se dispone de información para cada una de las ocho regiones consideradas en los años 1960-61 y 1969-70.

Para plantear el problema en forma analítica se considerará una determinada región para un cierto sexo en relación al país en los diferentes años en consideración, representándose simbólicamente mediante una letra cada función de sobrevivientes, con sus valores expresados en escala logito.

, En esa forma, puede ponerse :

- x : Chile 1969-70 (estándar)
- y : Chile 2000
- z : Región 2000
- u : Región 1969-70
- v : Chile 1960-61
- w : Región, 1960-61

Las representaciones que se han considerado son :

$$y = \alpha_1 + \beta_1 x \text{ (vista en sección 2.3)}$$

$$u = \alpha_2 + \beta_2 x \text{ (vista en sección 3.3)}$$

$$\text{y deberá considerarse : } z = \alpha_3 + \beta_3 x$$

Refiriendo la región 2.000 al país 2.000 se tendría $z = \alpha_4 + \beta_4 y$ y que podría ponerse, reemplazando y por su expresión en función de x :

$$z = \alpha_4 + \beta_4 \alpha_1 + \beta_1 \beta_4 x$$

$$\text{con lo cual : } \alpha_3 = \alpha_4 + \beta_4 \alpha_1$$

$$\beta_3 = \beta_1 \beta_4$$

Análogamente para 1960-61 :

$$v = \alpha_5 + \beta_5 x \text{ (vista en sección 1.2)}$$

$$w = \alpha_6 + \beta_6 x \text{ (vista en sección 3.3)}$$

Refiriendo la región 1960-61 al país 1960-61 se tendría :

$$w = \alpha_7 + \beta_7 v$$

Comparando se obtiene :

$$\alpha_7 = \alpha_6 - \frac{\beta_6}{\beta_5} \alpha_5$$

$$\beta_7 = \frac{\beta_6}{\beta_5}$$

Resumiendo, el planteamiento consiste en determinar α_3 y β_3 a partir de α_4 y β_4 (y de los valores ya conocidos α_1 y β_1). A su vez, los valores de α_4 y β_4 se obtendrán en base a la consideración de α_2 y β_2 (Región en función de País, 1969-70) y α_7 y β_7 (Región en función de País, 1960-61).

4. 2. Comparaciones Región - País, por sexo, 1960-61 y 1969-70

Las consideraciones hechas en la sección anterior llevan a hacer un análisis de las "comparaciones" región-país, 1960-61 (α_7 y β_7) y 1969-70 (α_2 y β_2). Los valores de α_2 y β_2 están dados directamente en los cuadros 8 y 9, respectivamente. En cuanto a los valores α_7 y β_7 ellos se pueden calcular mediante las expresiones dadas anteriormente .

α_6 y β_6 también están dados en los cuadros 8 y 9, respectivamente, correspondiendo a 1960-61 , y los valores de α_5 y β_5 están en las mismas columnas, siendo los valores de los parámetros correspondientes a Chile.

Los parámetros α_7 y β_7 así determinados, junto con los otros parámetros de comparación, α_2 y β_2 aparecen en los cuadros 11 y 12.

CUADRO 11

Chile, Regiones : Valores de parámetros de comparación : Región-País, α_7 y α_2

Región	HOMBRES		MUJERES	
	α_7 (1960-61)	α_2 (1969-70)	α_7 (1960-61)	α_2 (1969-70)
I	-0,061	-0,123	-0,098	-0,085
II	-0,051	0,089	-0,033	0,002
V	-0,047	-0,058	-0,060	-0,048
Metrop.	-0,046	-0,043	-0,087	-0,103
VI	-0,010	-0,026	-0,004	0,030
VII	0,065	0,041	0,031	0,033
VIII	0,123	0,111	0,124	0,064
XII	-0,202	-0,113	-0,177	-0,048

CUADRO 12

Chile, Regiones : Valores de parámetros de comparación : Región-País, β_7 y β_2

Región	HOMBRES		MUJERES	
	β_7 (1960-61)	β_2 (1969-70)	β_7 (1960-61)	β_2 (1969-70)
I	1,109	1,067	1,086	1,055
II	0,958	1,053	0,955	1,005
V	1,116	1,147	1,094	1,129
Metrop.	1,142	1,143	1,088	1,102
VI	0,949	1,000	0,979	1,043
VII	0,963	0,938	0,937	0,907
VIII	0,988	0,968	0,999	0,918
XII	1,117	1,068	1,191	1,121

4.3. Metodología de Proyección

Como se dijo anteriormente los valores de los parámetros α_3 y β_3 de la proyección regional, para el año 2.000, se obtendrían a partir de los valores de los parámetros α_4 y β_4 de la proyección de la comparación entre región y país, al año 2.000. A su vez, α_4 y β_4 se obtendrían tomando en consideración eventuales tendencias en el tiempo de los parámetros de comparación indicados en los cuadros 11 y 12. Un análisis de estos valores no permite sin embargo obtener conclusiones claras acerca de tendencias en su compartamiento. En primer lugar el número de valores disponibles en el tiempo es demasiado reducido (sólo 2) para determinar tendencias más o menos seguras. Por otra parte se pueden observar situaciones bastante disímiles en diferentes regiones; estas situaciones son en buena parte reflejo de las consideraciones ya hechas al analizar los cuadros 8 y 9 en la sección 3.3.

Con el objeto de tener de todos modos una pauta uniforme que permitiera hacer estimaciones de los valores de las proyecciones, conviene observar el significado que puede atribuirse a los parámetros de comparación. Ellos pueden interpretarse como índice de la disimilitud del nivel y estructura de la mortalidad de la región en relación a la del país, medida en la magnitud en que los parámetros α difieren de cero y los parámetros β difieren de uno, respectivamente. Se supondrá que a medida que se producen mejoras en los diversos medios de preservación de la vida (condiciones sanitarias, asistenciales; comunicaciones, etc.), los valores de los parámetros de comparación deberán tender a sus valores de nulidad o de similitud total, esto es, cero en el caso de α y uno en el caso de β . En ese sentido, y ante la carencia de mayores antecedentes para hacer estimaciones más precisas, se planteará la hipótesis de que los valores de los parámetros de comparación para el año 2.000; α_4 y β_4 tomarán valores "intermedios" entre los valores de α_2 y β_2 (1969-70) y los valores de similitud total, 0 y 1, respectivamente.

En esta forma, se llega a las expresiones $\alpha_4 = \frac{\alpha_2}{2}$; $\beta_4 = \sqrt{\beta_2}$, correspondientes a la media aritmética de α_2 y 0; y a la media geométrica de β_2 y 1, con lo cual : $\alpha_3 = \frac{\alpha_2}{2} + \alpha_1 \sqrt{\beta_2}$; $\beta_3 = \beta_1 \sqrt{\beta_2}$

Para la proyección de los valores de l_1 se puede proceder en forma similar al caso de la proyección a nivel nacional, considerando los valores, por región, de la mortalidad infantil, q_0 , o del cociente de defunciones $d_0 / 5 d_0$.

4.4. Proyección de la Región XIII (Area Metropolitana)

Como ilustración de los procedimientos indicados se ha elegido la Región XIII (Area Metropolitana), por la significación que ella tiene dentro del país.

En este caso se tendría :

a) para hombres :

$$\alpha_3 = \frac{- 0,043}{2} - 0,37 \cdot \sqrt{1,143} = - 0,42$$

$$\beta_3 = 1,03 \cdot \sqrt{1,143} = 1,10$$

b) para mujeres

$$\alpha_3 = \frac{- 0,103}{2} - 0,37 \cdot \sqrt{1,103} = - 0,44$$

$$\beta_3 = 1,11 \sqrt{1,103} = 1,17$$

El cuadro 13 da los valores obtenidos para los sobrevivientes a la edad x y la probabilidad de muerte q_x en el tramo de edad correspondiente .

Los valores de l_1 se obtienen considerando un cociente de defunciones d_0/g_0 igual al del país, proyectado al año 2.000, esto es, 0,88 para cada sexo.

CUADRO 13

Chile; Area Metropolitana. Proyecciones de l_x y q_x al año 2.000 y estimación de e_0^0

x	HOMBRES		MUJERES	
	l_x	q_x	l_x	q_x
0	100000	(33,81)	100000	(23,10)
1	(96619)	(4,77)	97690	(3,22)
5	96158	2,09	97375	1,38
10	95957	1,76	97241	1,04
15	95788	3,51	97140	1,91
20	95422	5,55	96954	2,69
25	94922	8,54	96693	3,58
30	94111	11,77	96347	5,29
35	93003	14,12	95837	7,50
40	91690	20,21	95118	10,12
45	89837	29,05	94155	13,76
50	87227	41,89	92859	21,46
55	83573	62,15	90866	34,04
60	78379	93,44	87773	54,85
65	71055	142,48	82958	91,08
70	60931	216,44	75402	151,98
75	47743	324,03	63943	249,33
80	32273	(463,33)	48000	(378,39)
85	(17320)		(29837)	
e_0^0	69,0		74,9	

B I B L I O G R A F I A

- (1) : Alvarez, L. y Pujol J.M.; "Tablas abreviadas de mortalidad por regiones, 1960-61 ", CELADE (A/76), 1967.
- (2) : Pujol, J.M.; "Chile : Tablas abreviadas de mortalidad a nivel nacional y regional, 1969-70 ", CELADE (A/141), 1976.