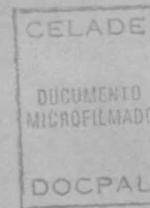


CENTRO LATINOAMERICANO DE DEMOGRAFIA



SEMINARIO PROYECCIONES DE POBLACION

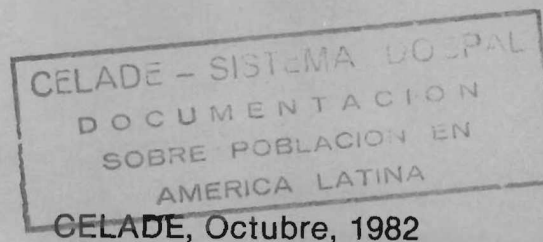
San José, Costa Rica, 4-13 octubre, 1982.

(Documento de discusión)

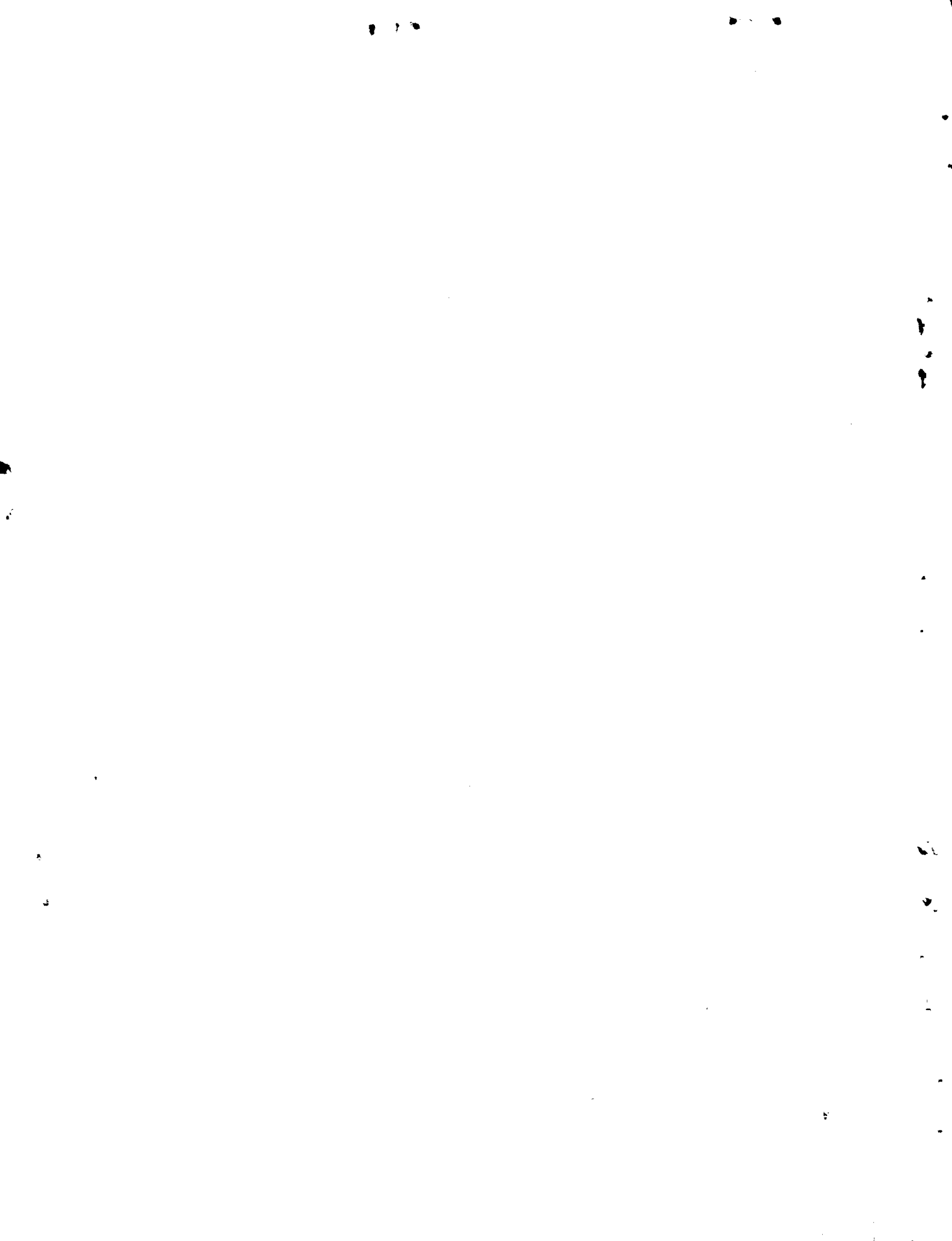
PROCEDIMIENTOS DE PROYECCION DE LA MORTALIDAD
UTILIZADOS EN CELADE

José M. Pujol

SEM-PROY/01



Programa de Cooperación
e Intercambio CELADE/Canadá



I. INTRODUCCION

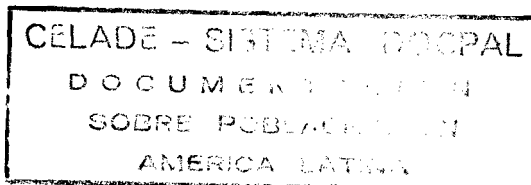
Una de las labores permanentes del CELADE es la elaboración de las proyecciones nacionales de población por sexo y edades para los veinte países que constituyen la América Latina. Esta actividad se desarrolla, en general, en colaboración con demógrafos de los organismos nacionales, sean Direcciones de Estadísticas, sean Oficinas de Planificación, con el doble propósito de: primero que las proyecciones resultantes sean las oficiales del país y de las Naciones Unidas y segundo de transmitir y diseminar los avances metodológicos en materia de análisis demográfico.

Para realizar las proyecciones de población se ha adoptado, 'El método de las componentes'. Este procedimiento, consiste en proyectar en forma separada, cada una de las tres variables determinantes de la evolución de la población: la fecundidad, la mortalidad y la migración internacional. Una vez establecidas las estimaciones pasadas y la evolución futura de estas variables, se estima una población inicial -que surge del ajuste de uno o más censos de población- que evolucionará conforme a la fecundidad, mortalidad y migración internacional que se adopte.

El propósito de este documento es presentar el procedimiento que se utiliza en CELADE para proyectar la mortalidad.

A título de resumen se puede decir que el procedimiento consiste en determinar una tabla de vida, para el país en estudio, que refleje la mortalidad de un momento o período de tiempo dado. El cómo construir una tabla de vida variará, por cierto, de acuerdo a las condiciones de cada país. Habrá casos en que se podrán establecer medidas de la mortalidad para varios momentos del pasado, en cambio, habrá otros casos, en que los datos son insuficientes o de poca calidad y deberá utilizarse métodos más bien burdos. Pero no es en este documento en que se tratará este problema. El propósito, es como se ha mencionado, describir el procedimiento de proyección de la mortalidad, su nivel y estructura por edad.

Luego de establecida la tabla de vida, para cada sexo separadamente, para un momento dado, se determina la mortalidad límite -una tabla de vida



límite- a que tendería en forma asintótica. En general, hasta ahora, se han utilizado como tablas de vida límites, una para cada sexo, las elaboradas por Jean Bourgeois-Pichat (1). Cabe señalar que estas mismas tablas se utilizaron también como valores asintóticos de las tablas modelos de mortalidad de las Naciones Unidas, como se indica en el Manual III sobre Proyecciones de Población (2).

La forma en que evolucionará la mortalidad a partir de la tabla de vida, llamémosla inicial, hacia la tabla de vida mínima puede variar. Por ejemplo:

- (i) Puede establecerse una esperanza de vida para el quinquenio final de la proyección, en base a la evolución pasada, las medidas de políticas de salud, metas que establecen los gobiernos, o simplemente con criterios de sentido común;
- (ii) Pueden establecerse los valores de esperanzas de vida de la población para cada quinquenio de la proyección, de manera que sigan una evolución razonable, como por ejemplo, que la ganancia anual de la esperanza de vida sea mayor cuando la mortalidad es alta, y se atenúe gradualmente a medida que se alcance menores niveles de mortalidad, poniendo atención además a que la diferencia de la mortalidad por sexo, siga también una evolución razonable;
- (iii) Puede también establecerse que el límite sea un valor asintótico al que tenderá la mortalidad establecida.

Cualesquiera sea la modalidad que se utilice, las mencionadas anteriormente son sólo algunos ejemplos posibles, se han utilizado últimamente dos mecanismos para la determinación de las tablas de vida de cada quinquenio. El primero de ellos consiste en utilizar el logito de la función sobrevivientes a edades exactas (véase el sistema logito de Brass (3)), esto es de la función l_x y realizar interpolaciones lineales entre los logitos de la tabla de vida establecida como inicial y los de la tabla de vida límite. El segundo es más simple ya que consiste en interpolar las probabilidades de morir, a partir de las mismas dos tablas de vida indicadas, de modo de obtener las tablas de mortalidad para los quinquenios de la proyección.

En las revisiones de las proyecciones que está actualmente realizando CELADE, en la mayoría de los casos en colaboración con demógrafos de la región

se están utilizando como tablas de vida límites nuevas tablas de vida construidas en base a las presentadas por Bourgeois-Pichat (4). Nos parece de interés presentar la construcción de estas nuevas tablas límites, por lo que el segundo capítulo de este documento trata de este asunto.

En el tercer capítulo se describen en detalle los procedimientos de proyección, en el cuarto se dan ejemplos de aplicación y finalmente el capítulo quinto se dedica a comentarios y conclusiones.

II. LAS TABLAS DE MORTALIDAD LIMITE

Las tablas de mortalidad límite que se han utilizado hasta ahora para proyectar la mortalidad, como se dijo antes, son las que elaboró Jean Bourgeois-Pichat en 1952. Alcanzan una esperanza de vida al nacer de 76.3 años para el sexo masculino y 78.2 años para el sexo femenino.

En torno a 1977 Bourgeois-Pichat presentó un nuevo estudio sobre este tema (4). Las esperanzas de vida al nacer que ha determinado en esta oportunidad son de 73.8 años para el sexo masculino y 80.3 años para el sexo femenino.

La metodología utilizada en la construcción de estas nuevas tablas de mortalidad es similar a la utilizada en su trabajo anterior. Hizo un estudio para Noruega al igual que en 1952 de la mortalidad por causas según edades a través del tiempo, el tramo de edades que consideró fue entre los 25 y los 75 años; supone luego que el límite biológico de la mortalidad está dado por las causas de tipo endógeno. A continuación calcula los μ_x correspondientes a la mortalidad dentro del tramo de edades en el cual trabaja y ajusta la información suponiendo linealidad de la función $\ln \mu_x$. Finalmente extrapola esta línea recta tanto para las edades mayores de 75 años como menores de 25 años y construye las tablas de mortalidad a partir de dichos valores.

Al analizar estas nuevas tablas de mortalidad límite se observó que para el sexo femenino la mortalidad por edades es sistemáticamente inferior a la encontrada en el trabajo publicado en 1952 y consecuentemente se obtiene una esperanza de vida mayor como queda reflejado en las cifras anteriores. Sin embargo no sucede lo mismo con la mortalidad del sexo masculino: la esperanza de vida al nacer es inferior a la estimada antes y la estructura por edad es diferente; ahora la mortalidad de los jóvenes resulta ser menor y la que corresponde a adultos y ancianos, en cambio, es mayor. Esta última característica es exagerada por cuanto la mortalidad observada en la actualidad en algunos países de la región es inferior a la que proporciona esta tabla de mortalidad.

Teniendo en cuenta estas consideraciones se decidió elaborar tablas límite de mortalidad con esperanza de vida de 76 años para hombres, similar a la estimada por Bourgeois-Pichat en 1952 y de 82.5 años para mujeres, de forma que la diferencia de mortalidad entre sexos fuera más realista que la presentada por las tablas límites anteriores. En la fijación de estos valores se tomó en cuenta las esperanzas de vida alcanzadas por países desarrollados como Finlandia, Japón, Holanda, Noruega y Suecia en los cuales se alcanzan valores de alrededor de 73 años para hombres y de 79 años para mujeres y por otra parte Myers (5) citando un trabajo de Bourgeois-Pichat (6) indica la posibilidad que la esperanza de vida al nacer pueda llegar incluso a 100 años.

Para la construcción de la tabla de mortalidad límite se decidió aceptar la estructura de la mortalidad proporcionada por la nueva tabla de mortalidad femenina de Bourgeois-Pichat tanto para los hombres como para las mujeres, variando solamente el nivel. Utilizando el sistema logito (3) se trata, entonces de determinar el parámetro a de la ecuación que relaciona linealmente la tabla de vida femenina de Bourgeois-Pichat (standard) con la tabla de vida que se desea determinar, esto es, con una que tenga una esperanza de vida de 82.5 años. Como resultado de este proceso se llega a determinar un valor de -0.1675 para a ; recordemos que $b = 1$ porque se conserva la estructura de la tabla considerada como standard.

En la elaboración de la tabla de mortalidad límite masculina se descartó la tabla de mortalidad de hombres de Bourgeois-Pichat debido a los problemas de estructura de mortalidad, mencionados anteriormente y se optó por tomar como standard la misma tabla de mortalidad femenina con $b = 1$ y mediante un proceso similar al utilizado en el caso de las mujeres se determinó $a = 0.2880$. Esto implica que se acepta para las leyes de mortalidad límite tanto de hombres como de mujeres, la misma estructura de la mortalidad, variando sólo el nivel.

Finalmente se impuso a ambas tablas límite las tasas de mortalidad infantil (q_0) que Bourgeois-Pichat propone en su último estudio (4): de 0.0009 y 0.0006 para hombres y mujeres respectivamente, manteniendo las restantes probabilidades de morir. A partir de estos valores de ${}_nq_x$ se construyeron las tablas límites que aparecen en los cuadros 1 y 2, debe

agregarse que esta modificación de las tasas de mortalidad infantil no tienen prácticamente repercusión en los valores de la esperanza de vida al nacer.

La ventaja que presentan estas nuevas tablas de mortalidad límite respecto a las anteriores es que el diferencial de esperanzas de vida al nacer entre ambos sexos de 6.5 años, está más de acuerdo con lo que se observa en la gran mayoría de los países que tienen baja mortalidad; por otra parte esos valores están más de acuerdo con lo que es posible anticipar en este momento respecto a niveles mínimos de mortalidad, sobre todo en el caso de las mujeres en que el valor de la anterior tabla límite ya había sido sobrepasado en varios países.

En los gráficos 1 y 2 se pueden comparar las probabilidades de morir (${}_5q_x$), por sexo, de las tablas límites usadas hasta ahora con las que se proponen. Se observa en ambos casos un comportamiento muy parecido. En el caso de los hombres la mortalidad límite propuesta actualmente es levemente superior en todas las edades a partir de los cinco años; la mortalidad de los menores de 5 años en cambio es ahora inferior, esto es debido al nuevo valor límite de la mortalidad infantil estimado por Bourgeois-Pichat. Las probabilidades de morir femenina, en cambio, son ahora sistemáticamente inferior a las antiguas y guardan gran 'paralelismo' entre ellas.

III. LA PROYECCION DE LA MORTALIDAD

1. Antecedentes

Parece conveniente, que antes de exponer las metodologías utilizadas en CELADE en la proyección de la mortalidad, se diga algo respecto al método general utilizado para proyectar la población.

En las proyecciones nacionales de la población por sexo y grupos de edades hemos venido utilizando el método de las componentes en el cual se proyectan de manera separada la mortalidad, la fecundidad y la migración internacional. El CELADE elabora, en colaboración con organismos nacionales de cada país, estas proyecciones hasta el año 2025 para todos los países de América Latina. En los casos de Brasil y México se elaboran hasta el año 2150 debido a un pedido especial de la División de Población de Naciones Unidas con respecto a aquellos países que hacia el año 2000 tendrían una población superior a los cincuenta millones.

Las estimaciones de población las hacemos, en principio, para mediados de los años terminados en cero y cinco. Las variables las estimamos para cada quinquenio; en el caso de la mortalidad se construyen tablas de mortalidad según sexo para cada quinquenio de la proyección. Estas tablas de mortalidad es conveniente que estén por edades individuales para los menores de cinco años y para grupos quinquenales a partir de dicha edad hasta los 95 años. No son estas condiciones necesarias, sólo deseables, ya que con procedimientos adecuados de interpolación y extrapolación pueden derivarse tablas con el detalle que se desee.

Para la proyección de la mortalidad es necesario contar por una parte con tablas de mortalidad inicial determinadas para algún momento anterior al período de proyección y por otra con tablas de mortalidad límite como las descritas en el capítulo II. Esto hace que el problema de la proyección de la mortalidad se reduzca a un problema de interpolación entre ambas tablas.

Este último proceso se ha resuelto de dos formas: una, trabajando con una transformada logito de la función supervivientes (l_x) y la otra, con la función probabilidad de morir (${}_nq_x$).

2. Proyección de la mortalidad mediante la utilización del sistema logito

a) Hipótesis de trabajo:

El supuesto básico de este método es que el logito de $(1-l_x)$ de la tabla de mortalidad inicial (y_x^I) , varía linealmente en el tiempo tendiendo hacia el logito de $(1-l_x)$ de la tabla de mortalidad límite (y_x^L) .

Los matices de esta metodología estarán en el ritmo de variación que se supone para el descenso de la mortalidad. Es posible establecer alternativas para determinar la mortalidad de los distintos períodos de la proyección.

A título de ejemplo, citemos tres: la primera de ellas consiste en ubicar las tablas límite en una fecha determinada, el año 2300, por ejemplo; la segunda alternativa es suponer determinadas esperanzas de vida al nacer para un período de la proyección, para el período 1995-2000 por ejemplo, determinando de acuerdo a los supuestos iniciales las tablas de mortalidad por sexo para dicho período que correspondan a las esperanzas de vida al nacer propuestas; finalmente en tercer lugar pueden establecerse las esperanzas de vida al nacer para cada quinquenio de la proyección y teniendo en cuenta el criterio adoptado para la variación de la estructura de la mortalidad y mediante métodos iterativos se pueden estimar las tablas de mortalidad que corresponden a las esperanzas de vida.

Aquí se hace necesario aclarar las hipótesis enunciadas anteriormente para cada una de las tres alternativas planteadas. El primer caso es el más claro ya que se supone una fecha para la tabla de mortalidad inicial y otra para la tabla de mortalidad límite, interpolándose linealmente las transformadas logitos de acuerdo al tiempo. En el segundo caso, en cambio, si bien se supone una fecha para la tabla de mortalidad inicial no ocurre lo mismo para la tabla de mortalidad límite, sino que esta última fecha queda determinada de acuerdo a las hipótesis que se hacen sobre la esperanza de vida al nacer y la fecha a la cual se alcanza esta esperanza de vida. En el tercer caso finalmente, no se tiene una fecha única en la cual se alcanza la tabla de mortalidad límite sino que al calcular la tabla correspondiente a cada período se

está variando la fecha límite a que se alcanza dicha mortalidad; este tercer caso es similar al segundo, pero aplicado en forma reiterada.

- b) Aplicación de la transformada logito al problema de la proyección de la mortalidad:

La proyección de la mortalidad mediante la transformada logito ha sido hecha ya por Brass (3); lo novedoso dentro de la metodología que se describe aquí radica en la introducción de una tabla de mortalidad límite.

La transformada logito del complemento de la función sobreviviente de la tabla de mortalidad o distribución de las muertes se define así:

$$y_x = \frac{1}{2} \ln \frac{1-l_x}{l_x} \quad (1)$$

donde:

y_x es el logito a la edad exacta x

l_x es la función sobrevivientes, de la tabla de mortalidad, a la edad exacta x . Se supone una raíz de la tabla igual a uno ($l_0 = 1$).

Supongamos que tanto la tabla de mortalidad inicial como la tabla de mortalidad límite pueden ser bien descritas en función de un mismo standard. Entonces es posible escribir las siguientes relaciones:

$$y_x^L = a_L + b_L y_x^S \quad (2)$$

$$y_x^I = a_I + b_I y_x^S \quad (3)$$

donde:

y_x^L es el logito de $(1-l_x)$ de la tabla de vida límite

y_x^I es el logito de $(1-l_x)$ de la tabla de mortalidad inicial

y_x^S es el logito de $(1-l_x)$ de la tabla de mortalidad standard

a_L y a_I son los parámetros indicadores del nivel de la mortalidad

b_L y b_I son los parámetros relacionados con la estructura de la mortalidad.

Expresadas las tablas de mortalidad inicial y las límite de función de esta tabla de mortalidad standard puede hacerse el supuesto que los parámetros a y b varían en forma lineal en el tiempo. Si la mortalidad inicial está vigente en el instante t_I y la mortalidad límite en el instante t_L y t_K es una fecha intermedia entre las dos anteriores; la mortalidad para el momento t_K ; expresada en función de la mortalidad inicial y la mortalidad límite, en términos del logito de $(1-l_x)$ será:

$$y_x^{t_K} = \frac{t_K - t_I}{t_L - t_I} a_L + \frac{t_L - t_K}{t_L - t_I} a_I + \left(\frac{t_K - t_I}{t_L - t_I} b_L + \frac{t_L - t_K}{t_L - t_I} b_I \right) y_x^S \quad (4)$$

Esta relación puede escribirse:

$$y_x^{t_K} = \frac{t_K - t_I}{t_L - t_I} (a_L + b_L y_x^S) + \frac{t_L - t_K}{t_L - t_I} (a_I + b_I y_x^S) \quad (5)$$

donde las expresiones entre paréntesis son y_x^L y y_x^I respectivamente quedando finalmente:

$$y_x^{t_K} = \frac{t_K - t_I}{t_L - t_I} y_x^L + \frac{t_L - t_K}{t_L - t_I} y_x^I \quad (6)$$

Es esto una simple interpolación lineal en el tiempo de los logitos de $(1-l_x)$ de la tabla de mortalidad inicial y de la tabla de mortalidad límite.

Una vez que se han calculado los valores del logito de $(1-l_x)$ para el momento t_K , se determina la función de sobrevivientes a edades exactas l_x (11). A partir de esta función se obtienen las restantes funciones de la tabla de vida.

c) Formas alternativas de proyección de la mortalidad:

Se han propuesto aquí tres modalidades para proyectar la mortalidad utilizando el sistema logito. Cada una de estas modalidades se ilustra más adelante.

- (i) La primera alternativa: la mortalidad límite se alcanza en una fecha determinada. Para estimar la mortalidad en las fechas de seadas se aplica directamente la relación (6).
- (ii) La segunda opción: se establece la esperanza de vida al nacer en una fecha futura (esto puede basarse en criterios del investigador a la luz de la evolución pasada por ejemplo o a que existe en el país en estudio alguna política demográfica que así lo establece).

El procedimiento ahora sería diferente: en efecto, no se sabe a priori en qué fecha será alcanzada la mortalidad límite. La primera etapa consiste en determinar dicha fecha límite y esto debe hacerse mediante la aplicación en forma iterativa de la relación (6) variando t_L sucesivamente hasta llegar a determinar el logito de $(1-l_x)$ que implica la esperanza de vida al nacimiento propuesto. Este procedimiento iterativo conviene hacerlo con ayuda del computador con el fin de agilizar la obtención de los resultados. Una vez determinado el valor de la fecha límite t_L resultante final del proceso iterativo, se está frente a la misma situación anterior, por lo cual se determinan las tablas de mortalidad de los restantes períodos mediante la aplicación de la relación (6).

- (iii) La tercera opción se presenta cuando se dispone, por alguna razón de las esperanzas de vida al nacer para cualquier período de la proyección. El problema reside en encontrar tablas de mortalidad que se concilien tanto con los supuestos planteados aquí, como con los valores dados de las esperanzas de vida.

El procedimiento para obtener las tablas de mortalidad de cada período es el mismo que el utilizado en el punto anterior. Para cada período se dispone de y_x^L , y_x^I , t_K , t_I y mediante procesos iterativos se determinan valores de t_L , dentro de la ecuación (6) que satisfagan las condiciones planteadas en cuanto al nivel de la mortalidad.

3. Proyección de la mortalidad mediante la función probabilidad de morir
(${}_nq_x$)

Esta metodología se ha venido utilizando últimamente y su aplicación es mucho más simple que la que utiliza el sistema logito con resultados muy satisfactorios hasta ahora.

Consiste en interpolar linealmente probabilidades de morir, entre las tablas de mortalidad inicial y final de modo de reproducir una determinada esperanza de vida al nacer. Esto implica que debe de disponerse para cada quinquenio de la proyección de las esperanzas de vida al nacimiento por sexo.

Esto se puede expresar mediante la siguiente relación:

$${}_nq_x^K = \omega \cdot {}_nq_x^I + (1-\omega) \cdot {}_nq_x^L \quad (7)$$

donde:

${}_nq_x^I$: es la probabilidad de morir de la tabla inicial

${}_nq_x^L$: es la probabilidad de morir de la tabla límite

${}_nq_x^K$: es la probabilidad de morir que reproduce la esperanza de vida deseada.

ω : es el peso que se calcula de manera iterativa de manera de conseguir las ${}_nq_x^K$.

IV. EJEMPLIFICACION DEL METODO DE PROYECCION DE LA MORTALIDAD:
EL CASO DE CHILE

En esta sección se describirá la forma concreta de proyectar la mortalidad de acuerdo a las dos metodologías planteadas anteriormente. Estas aplicaciones se harán para Chile, país que cuenta con tablas de mortalidad por sexo referidas al 1º de enero de 1970, las que se presentan en los cuadros 3 y 4.

1. Proyección de la mortalidad mediante uso del sistema logito

Se describe aquí la forma de proyectar la mortalidad de acuerdo a las tres alternativas planteadas anteriormente en el capítulo anterior.

a) Las tablas de mortalidad límite ubicadas en una fecha determinada:

En el caso que nos ocupa supondremos que la mortalidad límite se alcanza al año 2050, el 1º de enero, para ser exactos. Nos propendremos calcular la tabla de mortalidad del período 1995-2000. Para hacerlo se requiere una simple aplicación de la relación (6); como se conoce $t_I = 1970.00$, $t_L = 2050.00$, $t_K = 1998.00$ y los logitos de los valores $l-l_x$ pueden ser calculados, ya que se tiene tanto la tabla inicial como la tabla límite; se pueden así determinar los logitos de la tabla de mortalidad del período 1995-2000 aplicando la relación (6).

En los cuadros 5 y 6 están las tablas provenientes de esta operación. Para determinar las tablas de los períodos intermedios hasta interpolar linealmente de acuerdo al tiempo, los pesos en la relación (6). En efecto, si dicha relación la escribimos así:

$$y_x^{t_K} = (1-\omega) \cdot y_x^L + \omega y_x^I \quad (6)a$$

donde:

$$\omega = \frac{t_L - t_K}{t_L - t_I}$$

El valor de ω variará linealmente respecto al tiempo entre $\omega = 1$ para el momento inicial y $\omega = .6500$ para el período 1955-2000. En el cuadro 7 están los valores de ω y las esperanzas de vida al nacer por sexo para todos los quinquenios de la proyección entre 1970 y el año 2000.

- b) Hipótesis sobre la esperanza de vida al nacer para una fecha determinada de la proyección:

Una de las alternativas que se plantearon era que existiera un valor meta para una fecha futura respecto a la esperanza de vida al nacimiento, esto se puede deber a que existen políticas de población que han impuesto esas condiciones o a que por motivos de comparabilidad con lo observado en la proyección de otros países se han impuesto determinados valores.

En este caso se postuló que para el período 1955-2000 se alcanzaría una esperanza de vida de 66.55 para los hombres y de 73.00 para las mujeres.

Esto implica un proceso iterativo para la determinación de los valores de ω que dan lugar a las esperanzas de vida planteadas. En el cuadro 8 se han indicado tanto para hombres como para mujeres las iteraciones realizadas en el caso de Chile hasta lograr el objetivo deseado.

Con posterioridad se determinan las tablas de mortalidad de los períodos intermedios por un proceso similar al realizado en el punto anterior.

- c) Hipótesis sobre la esperanza de vida al nacer para todos los períodos de la proyección:

La tercera posibilidad que se planteó fue que se dispusiera de la información respecto al nivel de la mortalidad para cada período de la proyección

Se ha hecho la hipótesis que la evolución respecto al tiempo de la esperanza de vida al nacer en Chile se ajusta a una curva logística de la forma:

$$y_t = K_1 + \frac{K_2}{1 + e^{a+bt}}$$

donde:

K_1 : es la asíntota inferior

$K_1 + K_2$: es la asíntota inferior

a y b : son parámetros

Se supone además, para efectos teóricos, que la esperanza de vida más baja en el pasado fue de 50 años para los hombres y de 55 para las mujeres, que las esperanzas de vida máximas son las de las tablas límites y que las esperanzas de vida al nacer para el período 1995-2000 son de 66.55 para hombres y de 73.00 para mujeres, esto sumado a la información que se tiene para el año 1970 permite determinar los niveles de mortalidad para los quinquenios de la proyección los que se presentan en el cuadro 9.

Posteriormente mediante procesos iterativos similares a los que están en el cuadro 8 se determinan las tablas de mortalidad de cada período quinquenal.

2. Proyección de la mortalidad mediante la utilización de la probabilidad de morir

Esta forma de proyectar la mortalidad es similar a la descrita en la parte c) del punto anterior.

Se requiere disponer de las esperanzas de vida al nacer según sexo para cada quinquenio de la proyección. Además, se necesitan las dos tablas de vida indicadas anteriormente, la inicial y la límite. Mediante interpolación lineal entre las probabilidades de morir de las tablas inicial y límite se reproduce la esperanza de vida al nacer utilizando la relación (7) de manera iterativa hasta determinar el valor ω que reproduce la esperanza de vida al nacer que se ha estimado para el quinquenio.

En el cuadro 10 se han realizado los cálculos para el mismo ejemplo que ilustra el cuadro 9, es decir se ha hecho para Chile suponiendo que las esperanzas de vida describen una curva de tipo logístico.

V. COMENTARIOS Y CONCLUSIONES

El objetivo principal de este documento ha sido plantear las dos formas de proyectar la mortalidad utilizadas por CELADE últimamente.

Se han presentado también algunos ejemplos prácticos del uso de estas metodologías.

Además, se proponen aquí unas tablas límite de mortalidad según sexo las cuales están basadas en un trabajo de Bourgeois-Pichat, en el cual revisa las tablas de mortalidad límite publicadas por él mismo el año 1952. Creemos que esta nueva versión de las tablas límite tienen ventajas con respecto a las de Bourgeois-Pichat que hemos venido utilizando hasta ahora. Las ventajas residen en que estas nuevas tablas tienen un diferencial por sexo de esperanza de vida al nacer más acorde con los niveles que se observan en los países más desarrollados en este momento. Por otra parte, los nuevos niveles son más altos y también parecen razonablemente alcanzables. Finalmente la estructura de la mortalidad de estas nuevas tablas de mortalidad límite son muy similares a las anteriores construidas por Bourgeois-Pichat.

Es importante destacar la importancia que tiene, en la proyección de la mortalidad, el tomar en cuenta aspectos tales como el diferencial a través del tiempo y también entre sexos de las esperanzas de vida al nacer.

En el ejemplo presentado en este trabajo se ha hecho uso de la curva logística en la descripción de la evolución de las esperanzas de vida al nacer tanto de hombres como de mujeres; sin embargo, un aspecto muy importante al hacer esta proyección es el tomar en cuenta los diferenciales mencionados.

En las proyecciones que elaboramos se hace, por lo general, el supuesto que en la medida que transcurre el tiempo, las garantías en años de las esperanzas de vida son cada vez menores. Por otra parte, se ha observado en países industrializados que a medida que aumenta la esperanza de vida el diferencial entre sexos tiende a incrementarse; por ejemplo, en los

países latinoamericanos el diferencial promedio por sexo es del orden de 4.5 años favorable a las mujeres, en cambio en Europa es del orden de 6 años siempre en el mismo sentido, si a esto se agrega que en América Latina el promedio de las esperanzas de vida al nacer para ambos sexos es de alrededor de 62 años y en cambio en Europa es de 74.5 años, podría concluirse que parece aceptable la hipótesis que a menor mortalidad mayor es la diferencia entre sexos de la esperanza de vida al nacer, por lo menos de acuerdo a lo que en general se observa hasta ahora.

Un aspecto interesante de destacar es que al tener dos estimaciones de mortalidad con igual estructura pero diferentes niveles, como ser esperanzas de vida de 65 y 67 años, el impacto diferencial que esto tiene en una población no tiene la importancia que tendría diferenciales similares en fecundidad ya que esta última variable tiene influencia a corto plazo sólo en las primeras edades, sin embargo, la mortalidad si bien el impacto es menor éste afecta a todos los grupos de edad.

Especial relevancia tiene el disponer de una buena estimación presente de la mortalidad y de una suficiente información respecto al pasado como para tomar en cuenta tales aspectos históricos en la proyección de esta variable.

En nuestras proyecciones hemos supuesto hasta ahora que la mortalidad disminuye siempre a medida que avanza el tiempo a pesar que en algunos países, con una mortalidad baja generalmente, se ha observado estancamiento e inclusive un incremento de la mortalidad, al menos en algunos grupos de edad.

Finalmente, conviene destacar la importancia que tiene el estudio de la mortalidad a través de causas de muerte. Si bien en este momento en América Latina no se dispone por lo general de buenas estadísticas en este campo, no debe desconocerse que si esta información pudiera ser utilizable sería sumamente valiosa para la aplicación de metodologías de proyección de la mortalidad como las que desarrollan algunos países, como es el caso de Canadá (8).. Esta metodología se podría hacer compatible con la utilización del modelo de mortalidad límite adoptado.

Cuadro 1
 TABLA DE MORTALIDAD MASCULINA LIMITE

EDAD	N	$F(x,n)$	$C(x,n)$	$L(x)$	$D(x,n)$	$L(x,n)$	$T(x)$	$F(x)$	$P(x,n)$
0	1	0.00090	0.00090	100000	90	99919	7599864	76.00	0.99974
1	1	0.00004	0.00004	99910	4	99908	7499945	75.07	0.00000
2	1	0.00004	0.00004	99906	4	99904	7400037	74.07	0.00000
3	1	0.00004	0.00004	99902	4	99900	7300133	73.07	0.00000
4	1	0.00004	0.00004	99898	4	99896	7200233	72.08	0.00000
5	5	0.00006	0.00030	99894	30	499395	7100337	71.08	0.99959
10	5	0.00010	0.00052	99864	52	499190	6600942	66.10	0.99932
15	5	0.00017	0.00085	99812	85	498848	6101752	61.13	0.99887
20	5	0.00028	0.00141	99727	141	498285	5602903	56.18	0.99811
25	5	0.00048	0.00238	99587	237	497341	5104618	51.26	0.99683
30	5	0.00079	0.00396	99350	393	495765	4607277	46.37	0.99476
35	5	0.00131	0.00652	98956	645	493168	4111513	41.55	0.99135
40	5	0.00217	0.01079	98311	1061	488903	3618345	36.81	0.98575
45	5	0.00358	0.01775	97250	1726	481936	3129441	32.16	0.97666
50	5	0.00589	0.02904	95524	2774	470685	2647506	27.72	0.96208
55	5	0.00964	0.04706	92750	4365	452838	2176820	23.47	0.93926
60	5	0.01561	0.07510	88385	6638	425332	1723982	19.51	0.90462
65	5	0.02492	0.11731	81747	9590	384763	1298650	15.89	0.85427
70	5	0.03906	0.17792	72158	12838	328693	913888	12.67	0.78492
75	5	0.05985	0.26029	59319	15440	257996	585195	9.87	0.69458
80	5	0.08973	0.36644	43879	16079	179198	327198	7.46	0.56223
85	5	0.15186	0.55036	27800	15300	100750	148000	5.32	0.38958
90	5	0.23694	0.74400	12500	9300	39250	47250	3.78	0.00000
95	5	0.40000	1.00000	3200	3200	8000	8000	2.50	0.00000

Pb: .999053

$F(90, w): .169312$

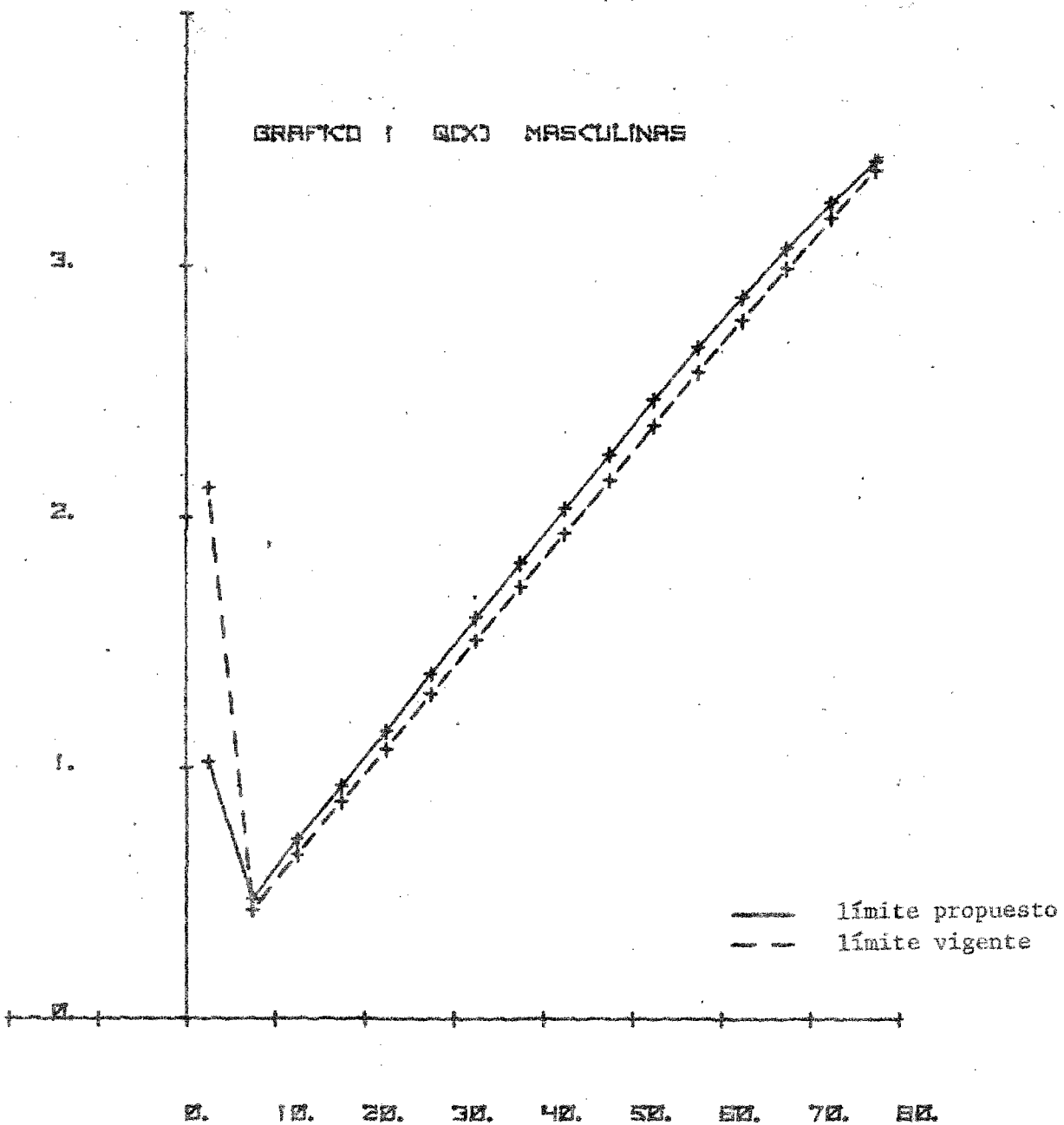
$F(0): .1$ $F(1): .41$ $F(2): .47$ $F(3): .48$ $F(4): .48$

Cuadro 2
 TABLA DE MORTALIDAD FEMENINA LIMITE

EDAD	n	M(x,n)	Q(x,n)	L(x)	D(x,n)	L(x,n)	T(x)	F(x)	P(x,n)
									Pb: .999396
0	1	0.00060	0.00060	100000	60	99946	8250031	82.50	0.99990
1	1	0.00001	0.00001	99940	1	99939	8150085	81.55	0.00000
2	1	0.00001	0.00001	99939	1	99938	8050146	80.55	0.00000
3	1	0.00001	0.00001	99938	1	99937	7950207	79.55	0.00000
4	1	0.00001	0.00001	99937	1	99936	7850270	78.55	0.00000
5	5	0.00002	0.00012	99936	12	499650	7750333	77.55	0.99984
10	5	0.00004	0.00021	99924	21	499568	7250683	72.56	0.99973
15	5	0.00007	0.00034	99903	34	499430	6751116	67.58	0.99955
20	5	0.00011	0.00057	99869	57	499203	6251685	62.60	0.99924
25	5	0.00019	0.00096	99812	96	498821	5752483	57.63	0.99873
30	5	0.00032	0.00159	99716	159	498185	5253661	52.69	0.99788
35	5	0.00053	0.00265	99558	264	497129	4755476	47.77	0.99647
40	5	0.00088	0.00441	99294	438	495375	4258347	42.89	0.99413
45	5	0.00147	0.00733	98856	725	492469	3762972	38.07	0.99024
50	5	0.00245	0.01220	98131	1197	487664	3270503	33.33	0.98377
55	5	0.00410	0.02031	96534	1969	479749	2762839	28.71	0.97296
60	5	0.00690	0.03390	94965	3219	466779	2303090	24.25	0.95496
65	5	0.01164	0.05657	91746	5190	445756	1836311	20.02	0.92502
70	5	0.01984	0.09449	86556	8179	412334	1390555	16.07	0.87559
75	5	0.03418	0.15746	78377	12341	361034	978221	12.48	0.79601
80	5	0.05956	0.25921	66036	17117	287387	617187	9.35	0.68652
85	5	0.09589	0.38673	48919	18918	197298	329800	6.74	0.52586
90	5	0.17831	0.61667	30000	18500	102751	132502	4.42	0.00000
95	5	0.40000	1.00000	11500	11500	28750	28750	2.50	0.00000
									P(90 ,w): .21698

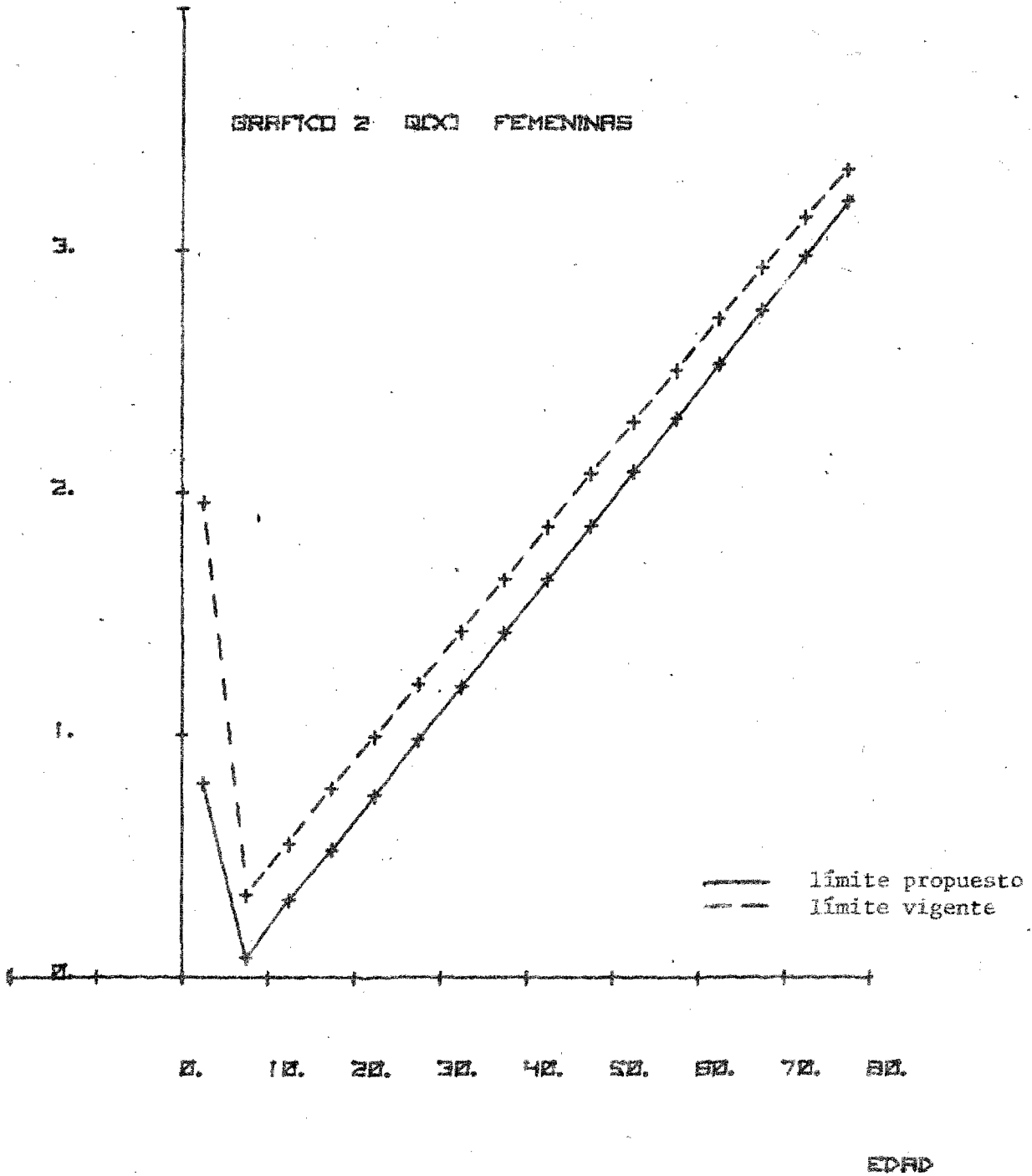
F(0): .1 F(1): .41 F(2): .47 F(3): .48 F(4): .48

GRAFICO 1 SEXO MASCULINAS



EDAD

GRAFICO 2. RDXO FEMENINAS



Cuadro 3
CHILE: TABLA DE MORTALIDAD MASCULINA 1969-70

EDAD	N	M(x,n)	Q(x,n)	L(x)	D(x,n)	L(x,n)	T(x)	E(x)	P(x,n)
0	1	0.09573	0.08916	100000	8916	93135	5849607	58.50	0.98614
1	1	0.00839	0.00835	91084	761	90635	5756473	63.20	0.00000
2	1	0.00338	0.00337	90323	304	90162	5665837	62.73	0.00000
3	1	0.00207	0.00207	90019	186	89922	5575675	61.94	0.00000
4	1	0.00155	0.00155	89833	139	89760	5485753	61.07	0.00000
5	5	0.00102	0.00508	89693	456	447328	5395993	60.16	0.99534
10	5	0.00085	0.00424	89238	378	445243	4948664	55.45	0.99371
15	5	0.00168	0.00835	88859	742	442442	4503421	50.68	0.98932
20	5	0.00262	0.01302	88117	1147	437719	4060979	46.09	0.98373
25	5	0.00395	0.01957	86970	1702	430596	3623259	41.66	0.97751
30	5	0.00516	0.02546	85268	2171	420914	3192664	37.44	0.97179
35	5	0.00631	0.03104	83097	2579	409038	2771750	33.36	0.96372
40	5	0.00851	0.04168	80518	3356	394200	2362712	29.34	0.95084
45	5	0.01173	0.05696	77162	4395	374822	1968512	25.51	0.93326
50	5	0.01604	0.07712	72767	5612	349805	1593690	21.90	0.90904
55	5	0.02238	0.10595	67155	7115	317987	1243886	18.52	0.87549
60	5	0.03133	0.14527	60040	8722	278395	925898	15.42	0.82996
65	5	0.04421	0.19903	51318	10214	231055	647504	12.62	0.76968
70	5	0.06226	0.26938	41104	11073	177839	416449	10.13	0.69197
75	5	0.08808	0.36092	30032	10839	123060	238609	7.95	0.59536
80	5	0.12392	0.47304	19193	9079	73266	115549	6.02	0.44747
85	5	0.21699	0.70338	10114	7114	32784	42284	4.18	0.25927
90	5	0.30588	0.86667	3000	2600	8500	9500	3.17	0.00000
95	5	0.40000	1.00000	400	400	1000	1000	2.50	0.00000

Pb: .907229

P(90 ,w): .105261

F(0): .23 F(1): .41 F(2): .47 F(3): .48 F(4): .48

Cuadro 4
CHILE: TABLA DE MORTALIDAD FEMENINA 1969-70

EDAD	N	M(x,n)	Q(x,n)	L(x)	D(x,n)	L(x,n)	T(x)	E(x)	P(x,n)
0	1	0,08009	0,07544	100000	7544	94191	6468187	64,68	0,98828
1	1	0,00781	0,00777	92456	718	92032	6373996	68,94	0,00000
2	1	0,00313	0,00312	91738	286	91586	6281964	68,48	0,00000
3	1	0,00171	0,00171	91451	156	91370	6190378	67,69	0,00000
4	1	0,00122	0,00122	91295	111	91237	6099008	66,81	0,00000
5	5	0,00079	0,00394	91184	359	455020	6007771	65,89	0,99655
10	5	0,00059	0,00295	90824	268	453452	5552751	61,14	0,99586
15	5	0,00107	0,00534	90556	484	451573	5099299	56,31	0,99363
20	5	0,00149	0,00741	90073	667	448696	4647725	51,60	0,99145
25	5	0,00195	0,00969	89405	866	444861	4199030	46,97	0,98821
30	5	0,00280	0,01391	88539	1232	439616	3754168	42,40	0,98352
35	5	0,00385	0,01908	87308	1666	432373	3314552	37,96	0,97813
40	5	0,00500	0,02471	85642	2116	422918	2882179	33,65	0,97168
45	5	0,00651	0,03203	83525	2675	410939	2459261	29,44	0,96063
50	5	0,00962	0,04695	80850	3796	394761	2048322	25,33	0,94242
55	5	0,01424	0,06873	77054	5296	372031	1653561	21,46	0,91618
60	5	0,02107	0,10007	71758	7181	340839	1281530	17,86	0,87791
65	5	0,03163	0,14656	64577	9464	299226	940690	14,57	0,82368
70	5	0,04722	0,21118	55113	11639	246468	641464	11,64	0,75100
75	5	0,06975	0,29695	43474	12910	185097	394996	9,09	0,66266
80	5	0,09838	0,39460	30565	17067	122656	209899	6,87	0,51562
85	5	0,18496	0,63239	18498	11698	63244	87244	4,72	0,32414
90	5	0,26342	0,79412	6800	5400	20500	24000	3,53	0,00000
95	5	0,40000	1,00000	1400	1400	3500	3500	2,50	0,00000

Pb: .920833

P(90, w): .145832

F(0): .23 F(1): .41 F(2): .47 F(3): .48 F(4): .48

Cuadro 5

CHILE: TABLA DE MORTALIDAD MASCULINA 1995-2000 (LIMITE 2050)

EDAD	N	M(x,n)	Q(x,n)	L(x)	D(x,n)	L(x,n)	T(x)	E(x)	P(x,n)
0	1	0.01890	0.01862	100000	1862	98510	6709017	67.09	0.99625
1	1	0.00143	0.00143	98138	140	98055	6610506	67.36	0.00000
2	1	0.00075	0.00075	97998	73	97959	6512451	66.46	0.00000
3	1	0.00058	0.00058	97924	57	97895	6414492	65.50	0.00000
4	1	0.00050	0.00050	97867	49	97842	6316598	64.54	0.00000
5	5	0.00055	0.00274	97818	268	488422	6218756	63.57	0.99682
10	5	0.00073	0.00363	97550	354	486867	5730334	58.74	0.99547
15	5	0.00109	0.00544	97196	529	484660	5243467	53.95	0.99332
20	5	0.00159	0.00792	96668	766	481424	4758807	49.23	0.99025
25	5	0.00233	0.01160	95902	1112	476729	4277383	44.60	0.98617
30	5	0.00324	0.01608	94789	1524	470137	3800655	40.10	0.98119
35	5	0.00437	0.02159	93265	2014	461292	3330518	35.71	0.97410
40	5	0.00615	0.03030	91252	2765	449346	2869226	31.44	0.96346
45	5	0.00878	0.04297	88487	3802	432928	2419880	27.35	0.94826
50	5	0.01256	0.06090	84684	5157	410529	1986951	23.46	0.92647
55	5	0.01819	0.08698	79527	6917	380343	1576422	19.82	0.89546
60	5	0.02639	0.12377	72610	8987	340582	1196080	16.47	0.85228
65	5	0.03837	0.17505	63623	11137	290272	855497	13.45	0.79400
70	5	0.05545	0.24351	52486	12781	230477	565225	10.77	0.71805
75	5	0.07984	0.33277	39705	13213	165493	334749	8.43	0.62308
80	5	0.11384	0.44310	26492	11739	103115	169255	6.39	0.47937
85	5	0.19695	0.65985	14754	9735	49430	66140	4.48	0.29594
90	5	0.28613	0.83404	5018	4186	14628	16710	3.33	0.00000
95	5	0.40000	1.00000	833	833	2082	2082	2.50	0.00000

Pb: .980522

P(90, w): .124602

F(0): .2

F(1): .41

F(2): .47

F(3): .48

F(4): .48

Cuadro 6

CHILE: TABLA DE MORTALIDAD FEMENINA 1995-2000 (LIMITE 2050)

EDAD	N	M(x,n)	Q(x,n)	L(x)	D(x,n)	L(x,n)	T(x)	E(x)	P(x,n)
0	1	0.01458	0.01441	100000	1441	98847	7350407	73.50	0.99771
1	1	0.00104	0.00104	98559	103	98499	7251560	73.58	0.00000
2	1	0.00047	0.00047	98456	46	98432	7153061	72.65	0.00000
3	1	0.00030	0.00030	98410	30	98395	7054629	71.69	0.00000
4	1	0.00024	0.00024	98381	24	98368	6956235	70.71	0.00000
5	5	0.00030	0.00152	98357	150	491412	6857866	69.72	0.99824
10	5	0.00040	0.00200	98208	196	490547	6366455	64.83	0.99750
15	5	0.00060	0.00301	98011	295	489318	5875908	59.95	0.99634
20	5	0.00086	0.00431	97716	421	487528	5386589	55.12	0.99484
25	5	0.00121	0.00602	97295	586	485011	4899061	50.35	0.99274
30	5	0.00171	0.00851	96709	823	481489	4414051	45.64	0.98979
35	5	0.00240	0.01192	95886	1143	476574	3932562	41.01	0.98584
40	5	0.00331	0.01643	94743	1557	469825	3455988	36.48	0.98047
45	5	0.00459	0.02269	93187	2114	460647	2986163	32.04	0.97207
50	5	0.00677	0.03330	91072	3033	447780	2525515	27.73	0.95869
55	5	0.01017	0.04959	88040	4366	429283	2077736	23.60	0.93827
60	5	0.01548	0.07451	83674	6235	402782	1648452	19.70	0.90694
65	5	0.02398	0.11311	77439	8759	365298	1245670	16.09	0.85983
70	5	0.03732	0.17069	68680	11723	314093	880372	12.82	0.79194
75	5	0.05796	0.25312	56957	14417	248743	566280	9.94	0.70201
80	5	0.08723	0.35807	42540	15232	174620	317537	7.46	0.56190
85	5	0.15662	0.56276	27308	15368	98119	142917	5.23	0.38039
90	5	0.23981	0.74962	11940	8950	37324	44798	3.75	0.00000
95	5	0.40000	1.00000	2990	2990	7474	7474	2.50	0.00000

Pb: .985082

P(90 ,w): .166835

F(0): .2 F(1): .41 F(2): .47 F(3): .48 F(4): .48

Cuadro 7

CHILE. METODO LOGITO. PROYECCION DE LA ESPERANZA DE VIDA
SEGUN SEXO: 1970-2000. TABLA LIMITE
FIJADA AL AÑO 2050.

Período	ω	Esperanza de vida (en años)	
		Hombres	Mujeres
1970-1975	.9625	59.66	65.91
1975-1880	.9000	61.45	67.77
1980-1985	.8375	63.07	69.44
1985-1980	.7750	64.53	70.93
1990-1995	.7125	65.87	72.28
1995-2000	.6500	67.09	73.50

Cuadro 8

CHILE. METODO LOGITO. PROCESOS ITERATIVOS PARA DETERMINAR LOS ω
CORRESPONDIENTES A LAS ESPERANZAS DE VIDA 66.55
AÑOS PARA HOMBRES Y 73.00 PARA MUJERES
1995-2000

Hombres		Mujeres	
ω	e_o	ω	e_o
.7100	65.92	.6600	73.31
.6800	66.52	.6800	72.93
.6750	66.61	.6750	73.03
.6775	66.57	.6755	73.02
.6778	66.56	.6770	72.99
.6780	66.56		
.....			
.6782	66.55	.6765	73.00

Cuadro 9

CHILE. ESPERANZA DE VIDA AL NACER POR SEXO SEGUN
CURVA LOGISTICA POR QUINQUENIOS 1970-2000.

Quinquenio	Hombres		Mujeres	
	ω	e_0^o	ω	e_0^o
1970-1975	.9745	59.30	.9740	65.54
1975-1980	.9268	60.71	.9262	67.02
1980-1985	.8727	62.18	.8720	68.54
1985-1990	.8130	63.66	.8117	70.07
1990-1995	.7480	65.13	.7460	71.57
1995-2000	.6782	66.55	.6762	73.00

Cuadro 10

CHILE. PROYECCION DE LA MORTALIDAD SEGUN SEXO, METODO DE LA
PROBABILIDAD DE MORIR. 1970-2000

Quinquenio	Hombres		Mujeres	
	ω	e_0^o	ω	e_0^o
1970-1975	.9450	59.30	.9410	65.54
1975-1980	.8515	60.71	.8430	67.02
1980-1985	.7570	62.18	.7455	68.54
1985-1990	.6650	63.66	.6515	70.07
1990-1995	.5765	65.13	.5625	71.57
1995-2000	.4935	66.55	.4805	73.00

Cuadro 11

CHILE: TABLA DE MORTALIDAD MASCULINA 1995-2000 (METODO Q(X))

EDAD	N	M(x,n)	Q(x,n)	L(x)	D(x,n)	L(x,n)	T(x)	E(x)	P(x,n)
0	1	0.04610	0.04446	100000	4446	96443	6655327	66.55	0.99339
1	1	0.00415	0.00414	95554	396	95321	6558883	68.64	0.00000
2	1	0.00168	0.00168	95159	160	95074	6463562	67.92	0.00000
3	1	0.00104	0.00104	94998	99	94947	6368489	67.04	0.00000
4	1	0.00079	0.00079	94900	75	94861	6273542	66.11	0.00000
5	5	0.00053	0.00266	94825	252	473495	6178681	65.16	0.99749
10	5	0.00047	0.00236	94573	223	472307	5705186	60.33	0.99655
15	5	0.00091	0.00455	94350	429	470677	5232879	55.46	0.99416
20	5	0.00143	0.00714	93921	671	467927	4762202	50.70	0.99101
25	5	0.00218	0.01086	93250	1013	463718	4294275	46.05	0.98729
30	5	0.00294	0.01457	92237	1344	457826	3630557	41.53	0.98342
35	5	0.00376	0.01862	90893	1692	450235	3372731	37.11	0.97771
40	5	0.00528	0.02603	89201	2322	440198	2922496	32.76	0.96851
45	5	0.00756	0.03710	86878	3223	426334	2462298	28.57	0.95521
50	5	0.01084	0.05277	83655	4414	407241	2055964	24.58	0.93587
55	5	0.01563	0.07612	79241	6032	381125	1648724	20.81	0.90774
60	5	0.02322	0.10973	73209	8033	345962	1267599	17.31	0.86771
65	5	0.03423	0.15764	65176	10274	300194	921637	14.14	0.81245
70	5	0.05021	0.22306	54902	12246	243893	621443	11.32	0.73895
75	5	0.07336	0.30995	42655	13221	180225	377551	8.85	0.64550
80	5	0.10602	0.41905	29434	12334	116336	197326	6.70	0.50495
85	5	0.18219	0.62588	17100	10702	58744	80990	4.74	0.32548
90	5	0.26920	0.80454	6398	5147	19120	22246	3.48	0.00000
95	5	0.40000	1.00000	1250	1250	3126	3126	2.50	0.00000

Pb: .953292

P(90 ,w): .140527

F(0): .2 F(1): .41 F(2): .47 F(3): .48 F(4): .48

Cuadro 12

CHILE: TABLA DE MORTALIDAD FEMENINA 1995-2000 (METODO Q(X))

EDAD	N	M(x,n)	Q(x,n)	L(x)	D(x,n)	L(x,n)	T(x)	E(x)	P(x,n)
Pb: .961285									
0	1	0.03766	0.03656	100000	3656	97075	7299940	73.00	0.99460
1	1	0.00375	0.00374	96344	360	96131	7202865	74.76	0.00000
2	1	0.00151	0.00150	95984	144	95907	7106734	74.04	0.00000
3	1	0.00083	0.00083	95839	79	95798	7010826	73.15	0.00000
4	1	0.00059	0.00059	95760	57	95731	6915028	72.21	0.00000
5	5	0.00039	0.00196	95703	187	478049	6819298	71.25	0.99826
10	5	0.00031	0.00153	95516	146	477217	6341248	66.39	0.99787
15	5	0.00055	0.00274	95371	262	476199	5864031	61.49	0.99670
20	5	0.00077	0.00386	95109	367	474628	5387832	56.65	0.99550
25	5	0.00103	0.00515	94742	488	472490	4913205	51.86	0.99367
30	5	0.00151	0.00751	94254	708	469499	4440715	47.11	0.99098
35	5	0.00212	0.01054	93546	986	465264	3971215	42.45	0.98766
40	5	0.00285	0.01416	92560	1311	459520	3505952	37.88	0.98334
45	5	0.00388	0.01920	91249	1752	451863	3046432	33.39	0.97600
50	5	0.00586	0.02890	89497	2566	441018	2594566	28.99	0.96387
55	5	0.00891	0.04358	86910	3787	425084	2153550	24.78	0.94561
60	5	0.01359	0.06569	83123	5461	401965	1728466	20.79	0.91783
65	5	0.02101	0.09981	77663	7752	368934	1326502	17.08	0.87615
70	5	0.03256	0.15056	69911	10526	323241	957568	13.70	0.81549
75	5	0.05057	0.22448	59385	13331	263598	634327	10.68	0.73189
80	5	0.07743	0.32436	46054	14938	192925	370728	8.05	0.60290
85	5	0.13503	0.50477	31116	15706	116314	177803	5.71	0.42993
90	5	0.21630	0.70193	15410	16817	50007	61489	3.99	0.00000
95	5	0.40000	1.00000	4593	4593	11483	11483	2.50	0.00000
P(90 ,w): .186742									

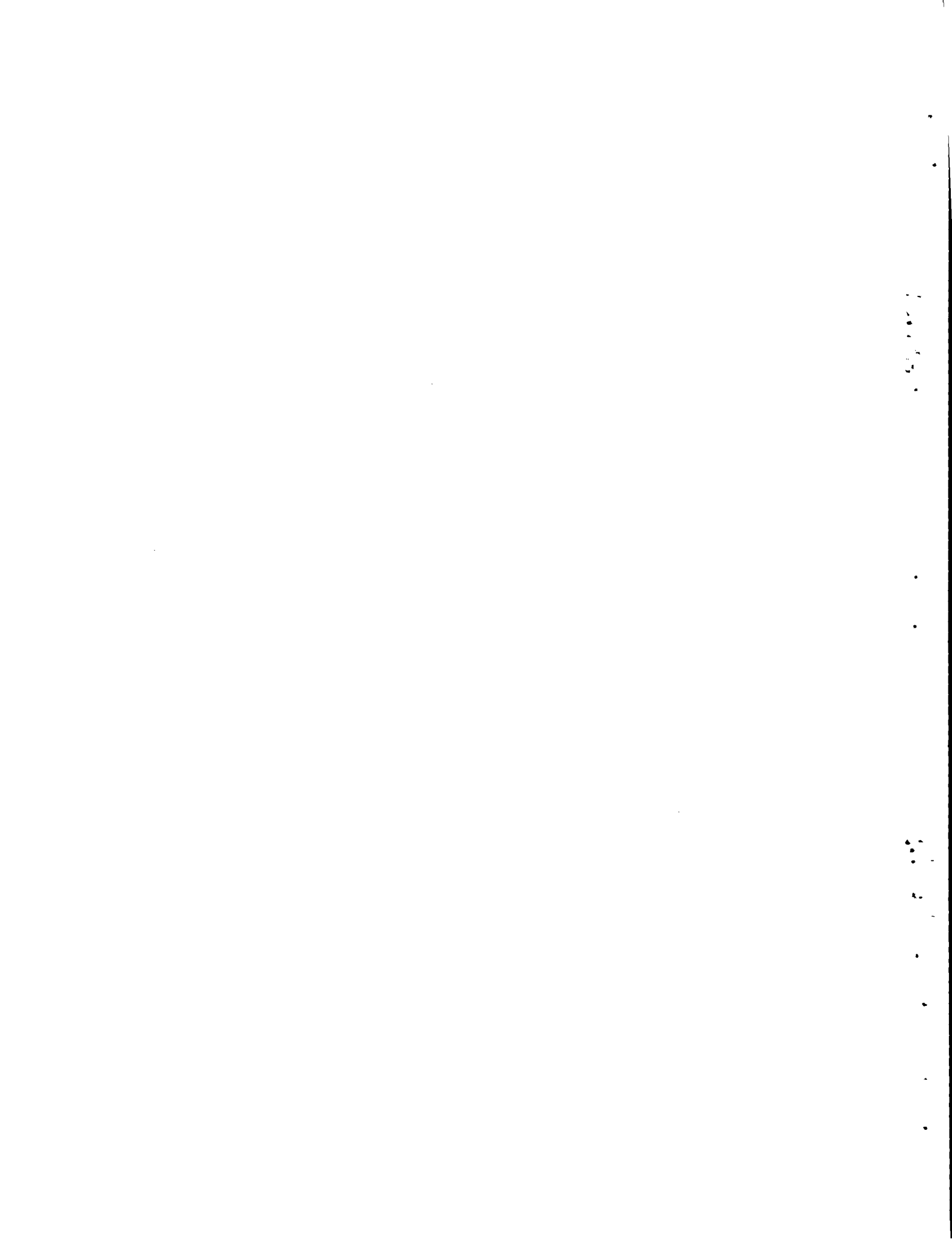
F(0): .2 F(1): .41 F(2): .47 F(3): .48 F(4): .48

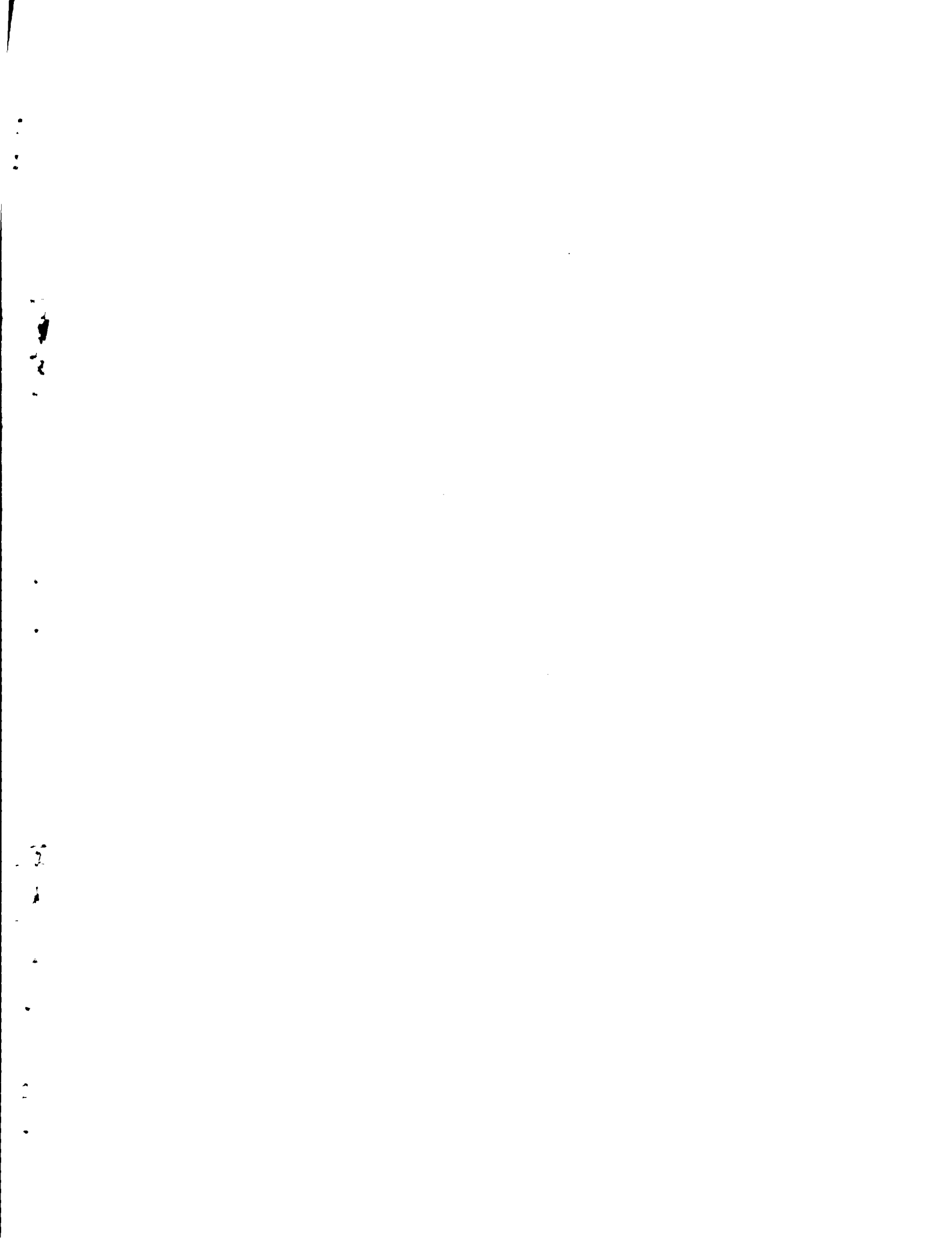
REFERENCIAS

- (1) Bourgeois-Pichat, J.: "La mortalité biologique de l'homme", en Population, N° 3, 1952.
- (2) Naciones Unidas: "Métodos para preparar proyecciones de población por sexo y edad", Manual III, ST/SOA, Serie A, N° 25, Nueva York, 1956.
- (3) Brass, William: "Métodos para estimar la fecundidad y la mortalidad en poblaciones con datos limitados", CELADE, Serie E, N° 14, Santiago, Chile, 1974.
- (4) Bourgeois-Pichat, J.: "Future outlook for mortality decline in the world" artículo publicado por Naciones Unidas en "Prospects of Population: Methodology and Assumptions". ST/ESA/SER.A/67, Nueva York, 1979.
- (5) Myers, George: "Mortality declines life extension and population aging". Center for Demographic Studies, Duke University, Durham, North Carolina, U.S.A., August 1981. (Documento presentado a la Conferencia General de la IUSSP en Manila).
- (6) Bourgeois-Pichat, Jean: "Le Dileme de la Revolution Demographique: Croitre on Vieillir", Aging: A Challenge to Science and Social Policy, Vol. II, Oxford: Oxford University Press, 1981.
- (7) El logito de $1-l_x$ está definido así:

$$\text{logito } (1-l_x) = \frac{1}{2} \ln \frac{1-l_x}{l_x}$$

- (8) K.S. Cnanasekaran: "Mortality Trends and Projections for Canada and the Provinces, 1950-1986", in Statistics Canada, Technical Report on Population Projections for Canada and the Provinces, 1972-2001, Ottawa, Canada.





CENTRO LATINOAMERICANO DE DEMOGRAFIA (CELADE)

Edificio Naciones Unidas
Avenida Dag Hammarskjöld
Casilla 91, Santiago, CHILE

300 m. Sur y 125 Este de la
Iglesia de San Pedro, Montes de Oca
Apartado Postal 5249
San José, COSTA RICA