

LC/DEM/CR/C-5  
c.2

# METODOS PARA PROYECCIONES DEMOGRAFICAS



CENTRO LATINOAMERICANO DE DEMOGRAFIA

AGENCIA CANADIENSE PARA  
EL DESARROLLO INTERNACIONAL





900003132 - BIBLIOTECA CEPAL

---



LC/DEM/CR/G.5

*Esta publicación ha sido posible gracias a la cooperación financiera del Programa de Cooperación e intercambio CELADE/CANADA.*

**CENTRO LATINOAMERICANO DE DEMOGRAFÍA**



**MÉTODOS**  
**para**  
**PROYECCIONES DEMOGRÁFICAS**



**CENTRO LATINOAMERICANO DE DEMOGRAFÍA**

**CENTRO LATINOAMERICANO DE DEMOGRAFIA  
CELADE**

**Edificio Naciones Unidas  
Avenida Dag Hammarskjöld  
Casilla 91, Santiago, CHILE  
Apartado Postal 5249  
San José, COSTA RICA**

**Las opiniones y datos que figuran en este trabajo  
son responsabilidad de los autores, sin que el  
Centro Latinoamericano de Demografía (CELADE)  
sea necesariamente partícipe de ellos.**

## SUMARIO

	PRESENTACION . . . . .	7
1	CONCILIACION CENSAL Y DETERMINACION DE LA POBLACION BASE . . . . . <i>Manuel J. Rincón</i>	13
2	PROYECCION DE LA FECUNDIDAD: CRITERIOS Y PROCEDIMIENTOS UTILIZADOS EN CELADE . <i>Juan Chackiel</i>	43
3	PROCEDIMIENTOS DE PROYECCION DE LA MORTALIDAD UTILIZADOS EN CELADE . . . . . <i>José M. Pujol</i>	87
4	TABLAS LIMITES DE MORTALIDAD PREPARADAS EN CELADE—SAN JOSE PARA SU USO EN PROYECCIONES DE POBLACION . . . . . <i>Antonio Ortega</i>	121
5	METODOLOGIA DE LAS PROYECCIONES DE POBLACION URBANA-RURAL Y DE POBLACION ECONOMICAMENTE ACTIVA ELABORADAS EN CELADE . . . . . <i>José M. Pujol y Juan Chackiel</i>	141
6	PROYECCION DE LA POBLACION DE BRASIL, POR SEXO Y GRUPOS QUINQUENALES DE EDAD. 1950-2150. . . . . <i>Carmen Arretx</i>	157
7	COSTA RICA: REVISION DE LA PROYECCION DE POBLACION. 1975-2025 . . . . . <i>Dirk Jaspers</i>	209
	ANEXO (Lista de Participantes). . . . .	251



## **PRESENTACIÓN**

Una de las labores permanentes que lleva a cabo el CELADE es la de mantener actualizadas las estimaciones y proyecciones de población de los países de América Latina con el fin de que puedan utilizarse en la planificación económica y social. En consecuencia, cuando se cuenta con nuevas estimaciones de los componentes demográficos, sean éstas obtenidas a través de censos, estadísticas vitales y encuestas, o por el uso de nuevos desarrollos metodológicos, se emprenden las tareas tendientes a revisar las estimaciones y proyecciones de población. Dicha actividad, generalmente, se lleva a cabo conjuntamente con instituciones nacionales, como las Oficinas Nacionales de Estadística o de Planificación. De esta manera, el programa de revisión de proyecciones trata de cumplir tres objetivos: (a) Aprovechar toda la información disponible en cada país, para obtener las mejores proyecciones posibles, (b) diseminar los métodos demográficos más apropiados que podrían aplicarse a los diferentes países y (c) permitir que los resultados sean adoptados oficialmente tanto por los países como por las Naciones Unidas.

Con el propósito principal de presentar y discutir los métodos que más recientemente se están utilizando en el CELADE para estimar y proyectar las variables fundamentales determinantes de los cambios de la población de un país, se realizó un Seminario sobre Proyecciones de Población entre los días 4 y 13 de octubre de 1982 en CELADE-San José, Costa Rica, dirigido a demógrafos latinoamericanos que tienen la responsabilidad de elaborar las proyecciones de población en sus respectivos países. Se contó para ello con la ayuda financiera del Programa de Cooperación e Intercambio CELADE/Canadá.

El seminario se dividió en dos partes: durante la primera, desarrollada entre el 4 y 8 de octubre, se examinaron con demógrafos de la mayoría de los países de América Latina, los procedimientos utilizados para estimar los niveles y tendencias demográficas durante los últimos 30 años, la determinación de una población base y la proyección de cada uno de los componentes necesarios para obtener las proyecciones nacionales por sexo y edades. Se presentaron, además, los procedimientos para elaborar proyecciones derivadas de población, esto es, aquéllas que se refieren a sectores de la población definidos mediante determinadas características como el lugar de residencia o determinados aspectos económicos. Tal es el caso, por ejemplo, de las proyecciones de población urbana y rural por sexo y edades, o las proyecciones de la población económicamente activa. Durante la segunda parte, efectuada entre el 11 y 13 de octubre, participantes de otros organismos presentaron métodos alternativos, así como nuevos desarrollos, que dicen relación sea con la utilización de información diferente a la corrientemente empleada en nuestros países, sea con programas de computación que permiten tener proyecciones por edades simples y años calendarios.

Participaron en el seminario demógrafos de 15 países de la región y de los siguientes organismos: la División de Población de las Naciones Unidas, la Oficina de Censos de los Estados Unidos, la Oficina de Estadística de Canadá, el Centro de Estudios de Población de la Universidad de Londres, el East-West Center de la Universidad de Honolulu, y naturalmente demógrafos del CELADE. Una lista de participantes se incluye como Anexo.

Se ha considerado conveniente reunir en un libro los documentos presentados durante la primera parte del seminario; ellos reflejan las ideas básicas y los principios en que se apoyan los métodos que se siguen en el CELADE para elaborar proyecciones demográficas. Las técnicas, métodos o procedimientos que se utilizan en las investigaciones demográficas están permanentemente en desarrollo, por lo

cual es muy posible que algunos procedimientos presentados en el seminario sufran, a corto plazo, nuevas modificaciones.

A veces se avanza en forma muy significativa y rápida en las concepciones teóricas, en la elaboración de las informaciones y en las técnicas de computación para elaborar las estimaciones demográficas que se utilizan en las proyecciones. Sin embargo, desafortunadamente, ese avance no va acompañado, en general, en nuestros países, por mejoramientos sustanciales en la calidad de las informaciones que se recogen ya sea en los censos de población o en encuestas que incluyen preguntas destinadas a obtener información demográfica. Consecuentemente, los últimos desarrollos metodológicos se han dirigido especialmente a suplir, en cierta forma, las deficiencias, en cantidad y calidad, de las informaciones básicas. Sin embargo, por muy robusto que pueda ser un determinado procedimiento de análisis demográfico, no se puede asegurar que su aplicación a datos deficientes conduzca a resultados que sean los que realmente reflejan la realidad. Debe, por lo tanto, tenerse en consideración, al aplicar las técnicas de análisis, las hipótesis subyacentes a los métodos y la calidad de las informaciones que se manejan. Es importante tener juicio crítico, y no caer en un uso mecánico de los métodos desarrollados.

Con estas observaciones se quiere dejar constancia al menos de dos hechos importantes:

- Los procedimientos que se describen en los documentos presentados a la discusión del seminario, deben ser adaptados a las condiciones de cada país. Tales procedimientos constituyen una base lógica, pero deben ser aplicados con sentido común, tomando en consideración tanto la información disponible como las condiciones demográficas prevalecientes.
- Existen otros procedimientos que se utilizan en países desarrollados, empleando modelos más so-

fisticados y un mayor número de variables. Algunos de tales procedimientos podrían utilizarse en los países de América Latina, pero siempre, claro está, empleando juicio crítico, y sólo en la medida en que las circunstancias y la calidad de la información lo justifique.

El libro está constituido por los siguientes documentos:

El primero comprende el procedimiento de conciliación censal que permite ajustar la población enumerada e en censos sucesivos, de forma tal que entre ellos haya una evolución coherente entre las estructuras, por edades, los niveles y tendencias de la mortalidad, la fecundidad y los saldos netos de migración internacional. Como resultado se obtiene la población inicial de la proyección por sexo y edades.

El segundo trabajo presenta los criterios y procedimientos seguidos para proyectar la fecundidad, tanto en lo que se refiere a su nivel como a la estructura por edades. El nivel se expresa, en general, en términos de Tasa Global de Fecundidad (TGF), y la estructura es representada por el conjunto de siete tasas de fecundidad por edad de las mujeres, si se adoptan los grupos quinquenales tradicionales de edad del período reproductivo. Se señala que la fecundidad se considera explícitamente sólo como una función de la edad, análoga abstracción a la del caso de la mortalidad. Sin embargo se tiene conciencia que tal simplificación, en el caso de la fecundidad, es acaso muy limitante, para algunos propósitos, pero no para el caso de realizar las proyecciones de población de un país, donde, frecuentemente, se cuenta con informaciones de poca calidad. Aún en estos casos al establecer las estimaciones y tendencias se tienen en cuenta factores de naturaleza socioeconómica que no quedan reflejados formalmente en relaciones operativas. La adopción de modelos de fecundidad en los que intervienen factores de ese u otro tipo, presenta, en la actua-

lidad, obstáculos difíciles de salvar en nuestros países: no existen informaciones para aplicarlos con seriedad.

El tercero describe el método de proyección de la mortalidad, es decir, cómo a partir de una tabla de vida construida, digamos, para un período en torno al inicio de la proyección, y teniendo una tabla de vida "límite" —a la que puede suponerse que tenderá la mortalidad en forma asintótica— se construyen tablas de vida para cada período quinquenal de la proyección. Se trata entonces de proyectar tanto los niveles como la estructura por sexo y edad, de la mortalidad, a través de tablas de vida. El cuarto, por su parte, analiza en detalle uno de los aspectos de la proyección de la mortalidad, que es la selección de la tabla límite apropiada.

El documento siguiente considera los procedimientos para elaborar proyecciones de la población económicamente activa (PEA) por sexo y edades, según áreas de residencia urbana y rural. De hecho, a partir de la proyección para la población total del país, se elabora la proyección por áreas de residencia y teniendo éstas se preparan las de la población activa urbana y rural; todas ellas por sexo y edades. Cabe señalar una vez más que se trata de métodos muy simples que se adoptan para uniformar los criterios que se siguen para elaborar las proyecciones de los 20 países de América Latina. Se trata de dar órdenes de magnitud de la PEA, y no de describir la evolución precisa que tendrá en el futuro. Si el propósito fuera esto último, deberían estudiarse con mucho mayor detalle los determinantes de la participación en actividades económicas, en particular los que dicen relación con el comportamiento de la actividad femenina. Es éste un objetivo muy legítimo y necesario, pero que escapa a las posibilidades del CELADE de llevarlo a cabo, dados los recursos de que se dispone y la calidad deficiente, en general, de las informaciones sobre PEA.

Los dos últimos documentos presentan un par de ejemplos ilustrativos de la utilización de los métodos indi-

cados en los capítulos anteriores: uno se refiere a la revisión de las estimaciones y proyecciones del Brasil, y el otro a Costa Rica. Ambos casos son muy diferentes, no sólo en cuanto a condiciones demográficas, sino especialmente en lo que se refiere a fuentes de información y calidad de los datos disponibles.

La elaboración de cada documento ha estado bajo la responsabilidad de demógrafos del CELADE. Aun cuando los nombres de los autores aparecen en cada capítulo, no debe dejar de señalarse que los diversos procedimientos indicados han sido desarrollados en forma conjunta, contándose con la valiosa colaboración de los ayudantes de investigación, que han contribuido en forma muy relevante en la preparación de algunos documentos.

Finalmente, cabe destacar que este Seminario sobre Proyecciones de Población resultó de gran utilidad para intercambiar experiencias entre el CELADE y los investigadores responsables de elaborar las proyecciones en sus respectivos países. Asimismo, esta actividad facilitó la divulgación más rápida de metodologías relacionadas con el tema. Dado que dichas metodologías generalmente cambian con el tiempo, y que surgen cada vez nuevas necesidades para fines de planificación económica y social, resultaría conveniente repetir esta experiencia en un futuro cercano.

# **1 | CONCILIACIÓN CENSAL Y DETERMINACIÓN DE LA POBLACIÓN BASE**

*Manuel J. Rincón*

## **1. INTRODUCCION**

Un punto fundamental en la preparación de las proyecciones de población por sexo y grupos de edades, por el método de los componentes, es la determinación de la población base de la proyección. Dicha población base debe quedar definida para una fecha pasada o presente, preferentemente, al 30 de junio de un año particular. Por otra parte, debe proveerse por grupos quinquenales si la proyección se ha de preparar espaciada en periodos quinquenales, o por edades individuales para proyecciones por edades simples y años calendario.

En condiciones favorables respecto a la existencia de información demográfica, tal población debe ser el resultado de la compatibilización (conciliación) de las distribuciones por sexo y grupos de edades en los censos de población disponibles, con las estimaciones de la mortalidad, la fecundidad y la migración neta de cada uno de los períodos intercensales.

En este documento se presentan algunas ideas generales en torno al proceso de definición de la población base de una proyección por componentes en grupos quinquenales. Se exponen los procedimientos más convencionales utilizados por CELADE en la labor de evaluación de los censos de población y para la conciliación de la información demográfica de dos o más períodos intercensales. Se con-

sidera, en todo caso, que se dispone de la información censal con las especificaciones del caso y de las estimaciones demográficas requeridas, sobre la mortalidad, la fecundidad y la migración neta.

Es necesario plantear, de paso, que los procesos de evaluación de los censos de población y la conciliación demográfica se apoyan por lo regular en los mismos principios de la *ecuación compensadora por edad*, modelo a partir del cual se establece la vinculación entre los resultados de dos censos de población con los nacimientos, las defunciones y los saldos migratorios netos de los años intermedios.

La conciliación demográfica puede entenderse, en consecuencia, como el conjunto de procedimientos demográficos por medio de los cuales se logra realizar los siguientes procesos:

- a) Evaluar el grado de cobertura de cada uno de los censos de población.
- b) Corregir las distribuciones por sexo y edad de los censos, en lo que se refiere a falta de cobertura, omisiones diferenciales y mala declaración de la edad.
- c) Compatibilizar la dinámica demográfica de dos o más períodos intercensales, buscando la coherencia de los censos corregidos, con las estimaciones de la mortalidad, la fecundidad y la migración, en base a toda la información demográfica disponible.
- d) Establecer una "*población base*" para la proyección de población. Dicha población base debería ser, en lo posible, la del último censo o la de aquel que sea aceptado como el de mejor calidad.

## 2. ESTADÍSTICAS DE LA POBLACION; ERRORES QUE LA AFECTAN

Las estadísticas demográficas son obtenidas, en general, a partir de los censos de población, de los sistemas de registro de los hechos vitales y de encuestas por muestreo.

Respecto a estas estadísticas poblacionales se reconoce que, en los países en vías de desarrollo, presentan irregularidades y problemas de calidad, atribuibles a causas muy diversas (omisión, subregistro, mala declaración de la edad, falta de cobertura, etc.). Estas deficiencias, a su vez, se producen como reflejo de la situación socioeconómica particular de cada país.

Los censos de población, que son la fuente que proporciona información no sólo respecto al tamaño de la población sino también de sus características por sexo, por edad, etc., presentan problemas particulares, asociados a causas tales como:

- Omisión de población menor de 5 años.
- Mala declaración de la edad.
- Omisión sistemática de población de grupos de edad adulta joven.
- Tendencia al rejuvenecimiento (declaración de una edad menor que la real), entre la población adulta, particularmente entre la femenina adulta.
- Tendencia a aumentarse la edad entre la población de más edad, especialmente después de los 55 ó 60 años.
- Errores debidos a la no cobertura de áreas de enumeración, y/o de personas en particular, de áreas específicas del país.

La evaluación de los resultados de un censo de población, puede hacerse a través de procedimientos directos y de procedimientos indirectos. Los procedimientos directos, como se sabe, requieren volver a la fuente de producción del dato y, en el caso de un censo de población, significaría hacer un empadronamiento de las personas en base a una muestra de áreas previamente seleccionadas, utilizando personal con mayor calificación y entrenamiento que el de los participantes en la recolección de los datos del mismo censo de población.

Los datos obtenidos en base a la muestra, cuya operación de campo se realiza en condiciones más controladas, son comparados con los obtenidos para los mismos hogares en el censo de población. Muchos de los errores y diferencias pueden ser causados por fallas atribuibles tanto a los informantes como a la labor realizada por los enumeradores.

De la confrontación que se hace de cada una de las variables, a nivel de los hogares y de las personas, se pueden obtener elementos de evaluación de la calidad del censo en aspectos tales como la cobertura, la declaración de la edad y de la calidad de cada una de las variables investigadas en base a la muestra.

Los costos y dificultades que se presentan, en la práctica, para realizar una operación de campo (en forma paralela o inmediatamente después del levantamiento censal), han llevado, en muchos casos, a fracasos y a la consiguiente pérdida de esfuerzo y de recursos. De allí que en muchos países se descarte la implementación de este tipo de proceso de evaluación post-censal, concentrando más bien el esfuerzo en lograr una buena calidad del propio censo.

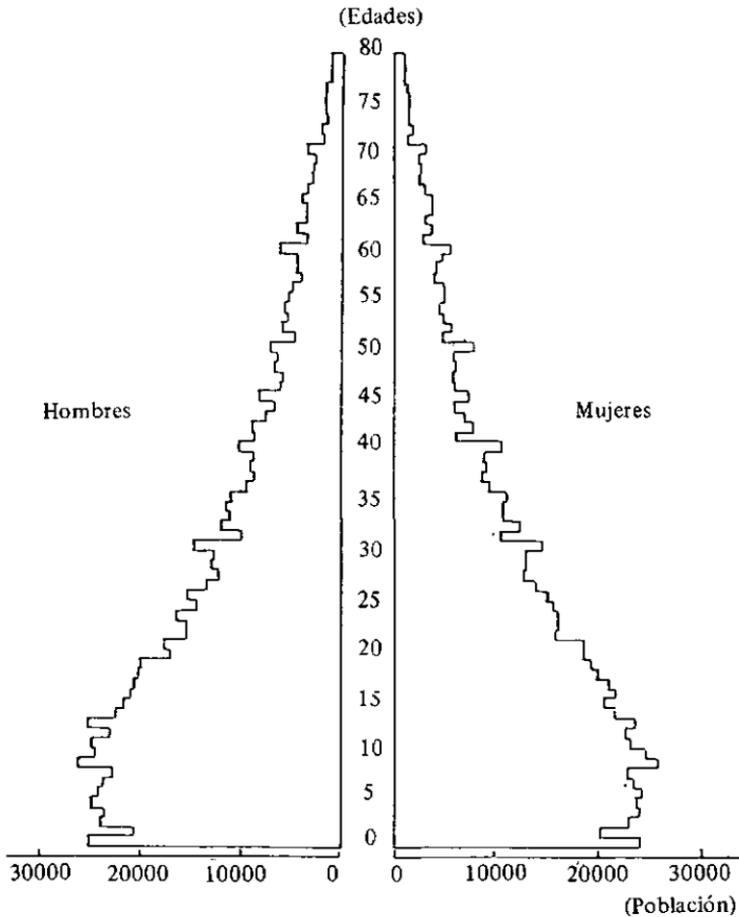
Por su parte, los procedimientos de Evaluación Indirecta se refieren a los análisis internos que se pueden hacer de los datos del censo de población y su comparación con las relaciones conocidas de su comportamiento esperado, de acuerdo a la consideración de distintos factores de causa-efecto. Estos procedimientos han adquirido una posición relevante en el campo del análisis demográfico y constituyen la base de los procesos de evaluación censal en los países en vías de desarrollo.

Son, en realidad, técnicas que buscan explicitar los errores de los datos mediante el estudio de la consistencia interna de la información y su contraposición con otros datos de distinto origen, muchas veces recogidos en distintos momentos históricos. Son métodos que se apoyan en estimaciones demográficas previamente realizadas, y en procedimientos estadísticos de compatibilización en el tiempo, y entre las diversas estimaciones de la población y las variables determinantes de su dinámica.

Procedimientos muy sencillos, como la construcción de una pirámide de población por sexo y edades simples y el cálculo de los índices de masculinidad por edad, ponen en evidencia, en forma por demás clara y contundente, los efectos de algunos de los factores antes mencionados. En los gráficos 1 y 2, basados en información censal de la República de Panamá, cuyos datos pueden considerarse en condiciones de relativamente buena información, se aprecian algunos de los problemas mencionados.

Gráfico 1

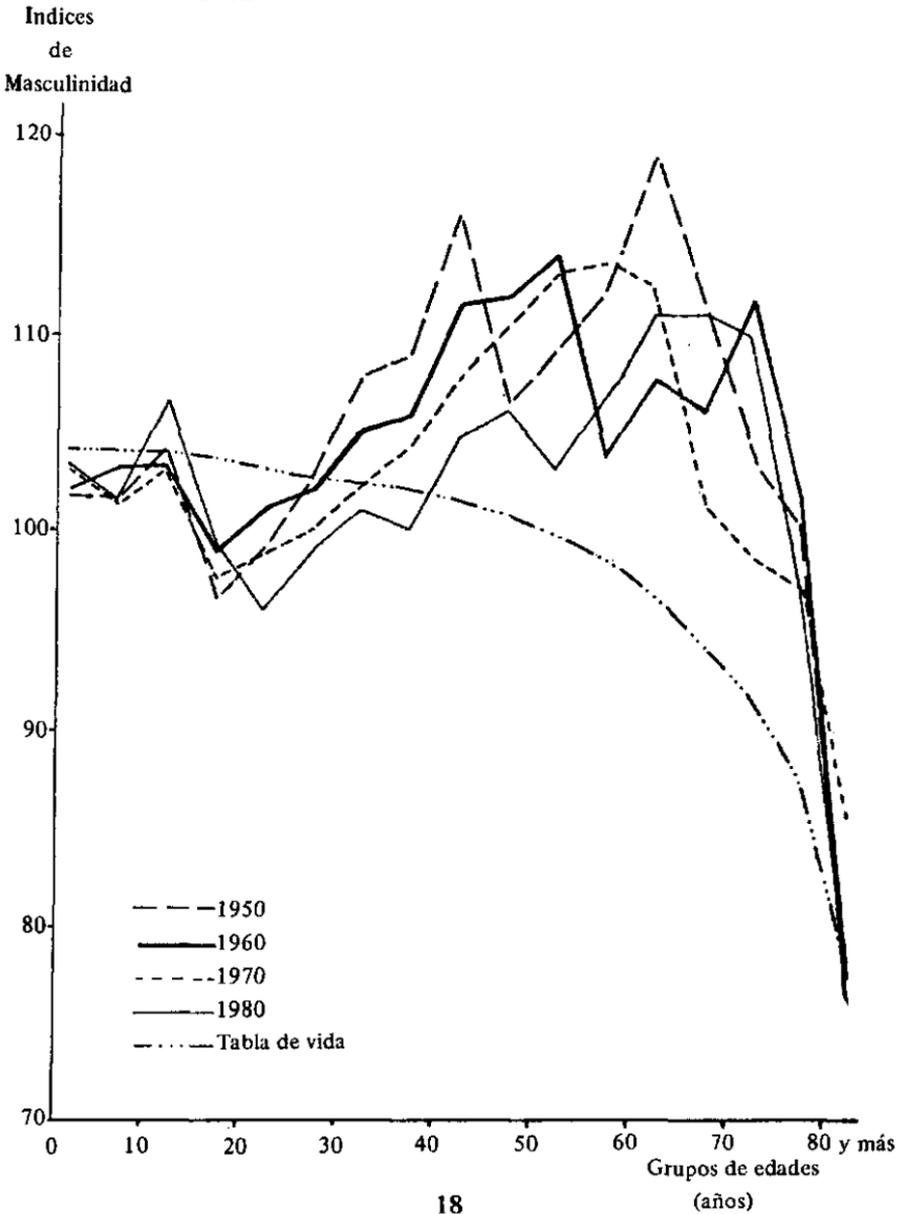
PANAMA: POBLACION POR SEXO Y EDADES SIMPLES, CENSO NACIONAL DE 1980



En el primero de ellos se advierten los efectos de la mala declaración de la edad, y fundamentalmente la preferencia por dígitos y el redondeo de la edad en los casos terminados en cero y cinco; además, los menores de un año aparecen representados en forma exagerada

Gráfico 2

PANAMA: INDICES DE MASCULINIDAD POR GRUPOS DE EDADES, CENSOS NACIONALES DE 1950, 1960, 1970, 1980 Y EL OBSERVADO EN LA TABLA DE VIDA DE 1980



respecto a los de un año de edad que, por el contrario, habrían sido omitidos. Como aspecto particular, cabe mencionar también la atracción por la edad 12 años entre la población masculina.

Por otra parte, el gráfico 2 muestra una posible omisión de población masculina entre los 15 y los 30 años o, al contrario, una exageración en la población femenina de las mismas edades. Asimismo, se da una sobreestimación de la población masculina después de los 35 años y/o una emigración de población femenina, e inmigración de hombres en el pasado.

Estos, y otros, son los aspectos que deben ser analizados y corregidos en la etapa de evaluación y ajuste de los censos de población, como paso previo a la determinación de la población base de una proyección.

En el siguiente punto, se presentan algunas ideas generales sobre los trabajos de evaluación y ajuste de un censo de población, conforme a la experiencia del CELADE en este campo, y sobre aspectos específicos en el caso de la evaluación y ajuste del censo de población de la República de Panamá del año 1980 y la conciliación demográfica del período 1950-1980.

### 3. CONCILIACION DEMOGRAFICA

Los trabajos de evaluación de los censos de población y la conciliación entre éstos y las estadísticas sobre mortalidad, fecundidad y migración, son una labor prioritaria y fundamental en países en desarrollo, como paso previo a la utilización de los datos de los censos y de la preparación de las proyecciones de población por sexo y grupos de edades. De la evaluación y conciliación censal ha de salir, entre otras cosas, la población base de las proyecciones de población.

Es necesario advertir que no existen reglas fijas para la evaluación y conciliación de los censos de población. Las condiciones no son iguales en todos los países y, lo que es más, van cambiando en cada país particular. Una cosa es la labor de un país que dispone de una serie histórica de censos de población de buena calidad, acom-

pañada de un sistema de estadísticas vitales y de migración, y otra es la que puede hacerse en un país con censos de muy poca credibilidad y cuyas estadísticas vitales son deficientes y se publican con retraso.

Puede decirse, entonces, que el desarrollo de procedimientos y el tipo de análisis que se hagan deben estar enmarcados dentro de cada situación particular, pues es necesario trabajar en función de lo que aconsejen y permitan los datos disponibles.

Es necesario reiterar, también, que en virtud de las deficiencias de los datos tradicionales de censos y estadísticas vitales, se han venido desarrollando técnicas para obtener indirectamente los niveles y las tendencias de la mortalidad, la fecundidad y la migración en los países en desarrollo. Estos métodos juegan, por tanto, un papel fundamental en los procesos de evaluación y conciliación de los censos y también en la determinación de la población base.

Lo importante, entonces, es que con la ayuda de las estadísticas vitales y de las estimaciones indirectas, se puedan fijar los niveles y tendencias históricas de la mortalidad, fecundidad y migración para cada uno de los períodos intercensales que deban considerarse.

Por otra parte, conviene destacar también que, en un proceso de conciliación, no se pretende llegar a la verdad absoluta, sino, más bien, lograr un diagnóstico en donde todos los elementos que intervienen en la determinación de un resultado sean compatibles en sí mismos y entre todos ellos. En todo caso, en cada evaluación, conciliación y ajuste de los censos de población se debe respetar al máximo la información básica disponible, de acuerdo con el denominado principio de rehabilitación y nunca desechar, a priori, información, por absurda que parezca.

Por ejemplo, si en una situación particular se llega a determinar que la tasa bruta de natalidad de una población es de aproximadamente 40 por mil, debe esperarse que la población menor de un año, respecto a la población total, no llegue a porcentajes menores a un 3 por ciento.

Si los índices de masculinidad al nacimiento se comportan como lo esperado, esto es con valores próximos a 105, en los censos de

población los índices de masculinidad de la población menor de 15 años— sin que existan factores externos que los distorsionen — deberán situarse en valores cercanos a 102 ó 103.

Cuando se ha estimado la existencia de corrientes emigratorias de cierta magnitud y que, por ejemplo, estén compuestas por población masculina adulta joven, este hecho deberá reflejarse en los índices de masculinidad que resultan de los censos de población, los cuales serán, sin duda, más bajos que lo normalmente esperado y, lo que es más, el efecto debería desplazarse en las edades cuando se pasa de un censo a otro, si es que no se han dado corrientes de retorno.

Uno de los instrumentos analíticos de que dispone la demografía para hacer la conciliación demográfica de la población enumerada en los censos de un país, es el modelo definido por la *ecuación compensadora*. Con este modelo se vinculan dos o más censos de población con la natalidad, la mortalidad y la migración neta de los años intermedios. La forma general de la ecuación compensadora, para el caso de dos censos de población espaciados por un período de 10 años, será:

$$N^{t+10} = N^t + B - D + I - E \quad (1)$$

$N^t$  y  $N^{t+10}$  son las poblaciones de dos censos de población con un intervalo de 10 años;  $B$  representa los nacimientos del período;  $D$ , las defunciones, siendo  $I$  y  $E$  los inmigrantes y emigrantes.

La consideración de la edad, como variable fundamental en la preparación de las proyecciones de población por el método de los componentes, y del tiempo como variable de descripción del desarrollo histórico, hace que la conciliación deba realizarse en términos de esas dos variables juntas. La ecuación compensadora, en su forma general por cohortes de edad, y para el caso particular de censos de población espaciados en 10 años y con la población clasificada en grupos quinquenales, tiene la forma:

$$N_{x+10, x+14}^t = N_{x, x+4}^{t-10} - D_{x, x+14}^{t-10, t} \pm M_{x+10, x+14}^t \quad (2)$$

$N_{x+10, x+14}^t$  — representa la población en el momento  $t$  cuyas edades son  $x+10, x+14$

$N_{x,x+4}^{t-10}$  — es la población 10 años antes, correspondiente a la misma generación anterior.

$D_{x,x+4}^{t-10,t}$  — representa las defunciones que se producen en la cohorte de personas que a la fecha del primer censo tenían edades  $(x,x+4)$ , y

$M_{x+10,x+14}^t$  — es el saldo migratorio neto de la misma cohorte de personas, estimado al final del período.

Para las cohortes que se generan a partir de los nacimientos que ocurren en el período intercensal, se requieren las dos relaciones adicionales siguientes:

$$N_{0-4}^t = B^{t-5,t} - D_{0-4}^{t-5,t} \pm M_{0-4}^t \quad (3)$$

$$N_{5-9}^t = B^{t-10,t-5} - D_{0-9}^{t-10,t-5} \pm M_{5-9}^t \quad (4)$$

El hecho de requerir ecuaciones separadas, unas para compatibilizar las poblaciones censadas y otras para los nacidos en el período intercensal, así como también las diferencias originadas en los errores de empadronamiento (cobertura, mala declaración de la edad, preferencia de edades), hacen que el proceso de conciliación censal deba realizarse separadamente por lo menos para tres tramos de edad. Corrientemente, esta evaluación se efectúa separadamente para los menores de 5 años, el grupo 5-9 años y para los mayores de 10 años.

Respecto al grupo de 0 a 4 años de edad, se acepta que, en los censos de población, presenta una fuerte subenumeración. Contrariamente, se reconoce que el grupo 5 a 9 años es el mejor declarado y que la población de 10 años y más, en muchas circunstancias se ve afectada por omisiones selectivas por sexo y grupos de edades, errores de declaración de la edad y, en muchos casos, por la migración internacional. También cabe mencionar los efectos de los factores derivados de las guerras, revoluciones y conflictos internos, que provocan desplazamientos y/o pérdidas de población muy grandes y a veces difíciles de cuantificar.

Está claro que no existe un método capaz de proveer un ajuste perfecto ni técnica que reúna las cualidades de una receta universal. El trabajo de evaluación y corrección debe, por lo tanto, realizarse por medio de pruebas alternativas y reiteradas.

#### 4. CONCILIACION Y CORRECCION DE LA POBLACION DE 0 A 4 AÑOS

La población menor de 5 años empadronada en los censos de población, proviene de los nacimientos ocurridos en los cinco años previos al censo mismo. Se reconoce que este grupo de edad es el que presenta los mayores niveles de subenumeración, y que, además, puede verse afectado por cambios bruscos en la mortalidad y la fecundidad, así como por la influencia de factores socioeconómicos que determinan la actitud de la población en el momento de proporcionar los datos del censo.

La corrección de este grupo de edad puede efectuarse, en forma más efectiva que en el resto de los grupos, a partir de las estadísticas de nacimientos y defunciones ya que, entre otras cosas, resulta más factible contar con estadísticas de los últimos años, que con las de un período muy remoto, cuando su calidad era aún más cuestionable.

Además, para los casos en que la calidad de la información demográfica más reciente es deficiente, existen actualmente mecanismos de estimación, evaluación y corrección, que han mostrado ser muy valiosos. Así, se tiene los métodos indirectos, desarrollados hace pocos años, que posibilitan la estimación de las tasas básicas en países donde las dos fuentes principales (censos y estadísticas vitales) suelen ser deficientes. Se pueden mencionar particularmente los métodos para estimar la mortalidad infantil y juvenil y el método de los hijos propios para la estimación de niveles y tendencias de la fecundidad. Estos métodos son tratados con detalle en otro documento presentado al seminario.

Se muestran a continuación algunas ideas sobre la forma de corrección de la población de 0 a 4 años.

- a) *Corrección de la población de 0 a 4 años en base a la población de 5 a 9 años del mismo censo*

En las experiencias de evaluación de los censos de población de América Latina y de muchos otros países, se ha llegado a la conclusión que el grupo de población 5-9 años es generalmente el que resulta mejor enumerado. Es posible entonces usar esta información para la evaluación de la población del grupo 0-4 años.

El grupo 5-9 años se utiliza a menudo como punto de partida para la evaluación de los registros de nacimientos y, bajo el supuesto de una evolución positiva del grado de integridad de los mismos, para corregir los nacimientos que dan origen al grupo 0-4 años del censo. En condiciones de una población cerrada, para estos propósitos, se requiere de la siguiente información:

- a) La población presente en el último censo de población del grupo 5-9 años, clasificada por edades simples.
- b) Las defunciones de menores de 10 años, clasificadas por edad y año de nacimiento, por edades simples. En ausencia de esta clasificación, serán necesarias las defunciones anuales y factores de separación de las defunciones.
- c) Los nacimientos, registrados anualmente, en los diez años previos al último censo de población, por sexo.

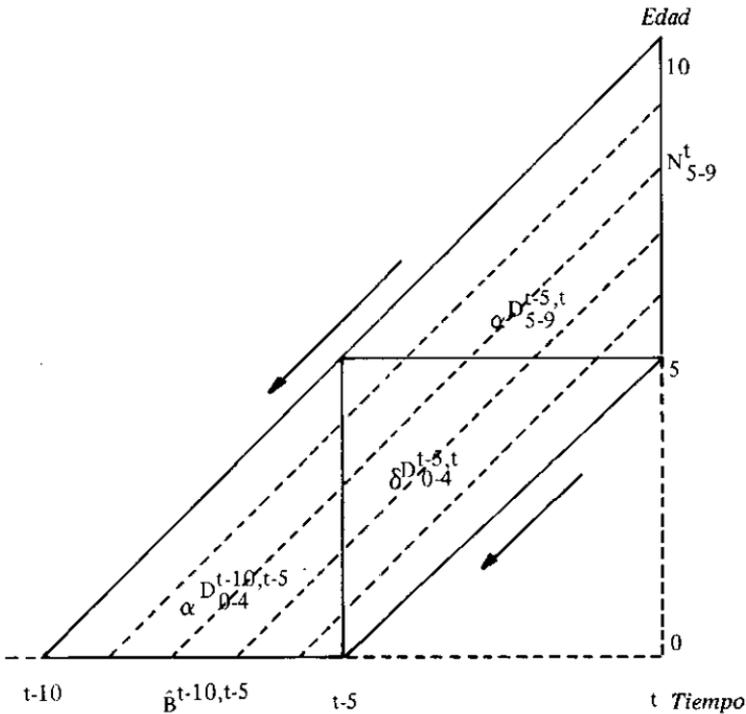
Si las estimaciones de defunciones son de buena calidad, o si se puede determinar el nivel de subregistro que las afecta, una estimación de los nacimientos que dan origen a los sobrevivientes de 5-9 años enumerados en un censo de población realizado en un momento  $t$ , viene dada por:

$$\hat{B}^{t-10,t-5} = N_{5-9}^t + D_{0-9}^{t-10,t} \quad (5)$$

$D_{0-9}^{t-10,t}$  — representa las defunciones de menores de 10 años que ocurren a integrantes de la cohorte de nacimientos del período  $t-10$ ,  $t-5$ .

Gráfico 3

ESTIMACION DE LOS NACIMIENTOS PROVENIENTES DE LA POBLACION DE 5-9 AÑOS DE UN CENSO DE POBLACION



Las defunciones se producen en un período de 10 años y en términos del diagrama de Lexis, están compuestas por tres grupos, cuya representación se muestra en el gráfico 3 y que, analíticamente, tiene la siguiente forma:

$$D_{0-9}^{t-10,t} = \alpha D_{0-4}^{t-10,t-5} + \delta D_{0-4}^{t-5,t} + \alpha D_{5-9}^{t-5,t} \quad (6)$$

Por otra parte, es importante señalar que, de las tres cifras que se compatibilizan, en base a la ecuación (6), las defunciones son las que representan las cifras más pequeñas, con lo que las omisiones de muertes afectan en menor grado a la estimación de población que la omisión de nacimientos.

Comparando las cifras de los nacimientos estimados con los nacimientos registrados, se puede establecer el grado de integridad del registro de nacimientos y, consecuentemente, el grado de omisión, conforme a la siguiente relación:

$$\text{Omisión de nacimientos} = \frac{\hat{B}^{t-10,t} - B^{t-10,t}}{\hat{B}^{t-10,t}} = 1 - \frac{B^{t-10,t}}{\hat{B}^{t-10,t}} \quad (7)$$

$B^{t-10,t}$  — son los nacimientos registrados

$\hat{B}^{t-10,t}$  — son los nacimientos estimados para la misma población en base al proceso de conciliación anterior.

El cociente  $B^{t-10,t}/\hat{B}^{t-10,t} = C$ , puede interpretarse como el grado de integridad del registro de nacimientos, y el factor  $f = 1/C$  como un factor de corrección de los nacimientos registrados.

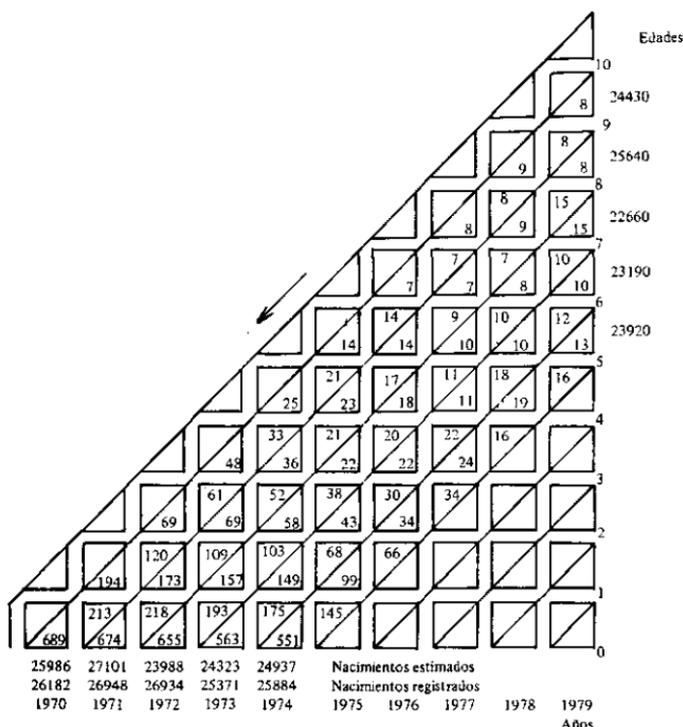
En base a estos resultados, y suponiendo que la omisión de nacimientos del quinquenio  $(t-5,t)$  es similar a la omisión del quinquenio  $t-10,t-5$ , se pueden derivar los nacimientos que dan origen al grupo 0-4 años y utilizar esos valores corregidos como punto de partida para corregir el grupo 0-4 años del censo de población.

Para ejemplificar el proceso de evaluación de los nacimientos de un período, a partir de la información del censo de población, se considera la población femenina de 5 a 9 años del censo de población de la República de Panamá, realizado el día 11 de mayo de 1980, el que fue llevado previamente al primero de enero del mismo año. Por otra parte, las defunciones anuales por edades simples, sin corregir, fueron asignadas a cada cohorte, utilizando factores de separación en cada edad. Alternativamente, podrán utilizarse las defunciones clasificadas por edad al morir y la fecha de nacimiento.

Sumando en forma retrospectiva las defunciones de cada cohorte a la población censada por edades simples, se llega a una serie de estimaciones de nacimientos anuales del período 1970-1974. En el cuadro 1 aparecen los cálculos respectivos y una comparación de esas estimaciones con las cifras de nacimientos registrados. Se tiene,

Cuadro 1

PANAMA. ESTIMACION DE LOS NACIMIENTOS FEMENINOS DEL PERIODO 1970-1974 EN BASE A LA POBLACION DE 5-9 AÑOS CENSADA EN 1980



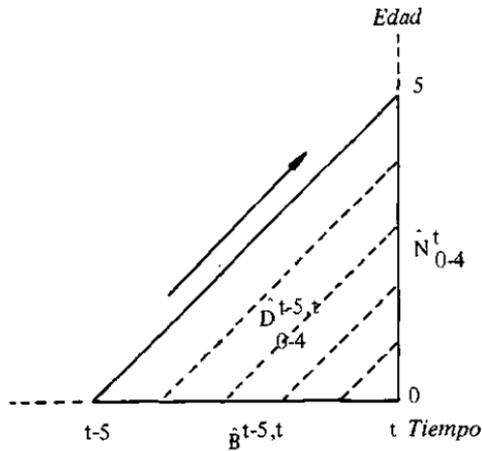
NOTA: La población censada al 11 de mayo de 1980 fue llevada al 1o. de enero del mismo año. Las defunciones son las registradas sin corregir, distribuidas por cohorte en base a factores de separación. Sumando a la población de cada edad las defunciones correspondientes a su cohorte, se obtiene la serie de valores de nacimientos estimados.

en este caso particular, un total estimado de 126 335 nacimientos femeninos en el período 1970-1975, cuando el total registrado fue de 131 319.

Resulta así que los nacimientos estimados en forma retrospectiva, apoyándose en la población de 5-9 años del censo (supuestamente un grupo bien enumerado) son inferiores al total de nacimien-

Gráfico 4

CORRECCION DE LA POBLACION 0-4 AÑOS DE UN CENSO DE POBLACION



tos inscritos en el registro. Como es muy corriente que se produzcan algunos casos de omisión (y difícilmente de sobregistro), hay que concluir que este resultado es inaceptable y deberá emplearse otro camino que lleve a resultados más compatibles.

Si, por el contrario, se supusiera que los nacimientos están registrados en forma completa, habría que pensar entonces que el subregistro de defunciones de los menores de 10 años es muy grande; que en el censo de Panamá del año 1980 se pudo producir una subenumeración de la población de 5 a 9 años o, finalmente, una combinación de errores en los distintos factores que se comparan. De cualquier forma, habría que esperar que la omisión en este grupo sea muy inferior a la que suele producirse en el caso de los menores de 5 años.

Las cifras de nacimientos resultantes, en la medida en que no pueden ser adoptadas como un resultado confiable, permiten establecer además que en el caso particular de Panamá, la información del grupo 5-9 años del censo de 1980 no puede ser utilizada como pivote para la evaluación del registro de nacimientos y, por tanto, no sirve como punto de apoyo para la corrección de los menores de 5 años que se enumeraron en el mismo.

Cuadro 2

PANAMA: NACIMIENTOS OCURRIDOS POR SEXO Y ESTIMADOS EN  
BASE A LA POBLACION DE 5 A 9 AÑOS CENSADA EN 1980.  
PERIODO 1970-1974

Sexo	Nacimientos ocurridos (1)	Nacimientos estimados (2)	Diferencia absoluta (3) = (1) - (2)	Diferencia en porcentaje (4) = (3) / (2) x 100
Total	268 008	255 785	12 223	4,8
Hombres	136 689	129 450	7 239	5,6
Mujeres	131 319	126 335	4 984	3,9

En el cuadro 2 se presenta un resumen de los resultados de la evaluación de los nacimientos por sexo del período 1970-1974, a partir de la población de 5-9 años del censo de población del año 1980 en Panamá.

b) *Corrección del grupo 0-4 años a partir de la corrección de los nacimientos y defunciones*

Si la evaluación del registro de nacimientos a partir de una proyección retrospectiva de la población de 5-9 años resulta aceptable, se puede hacer el supuesto de que el grado de subregistro de los nacimientos ocurridos en los cinco años previos al censo, y que dan origen al grupo 0-4 años, es similar al estimado mediante la conciliación del grupo 5-9 años.

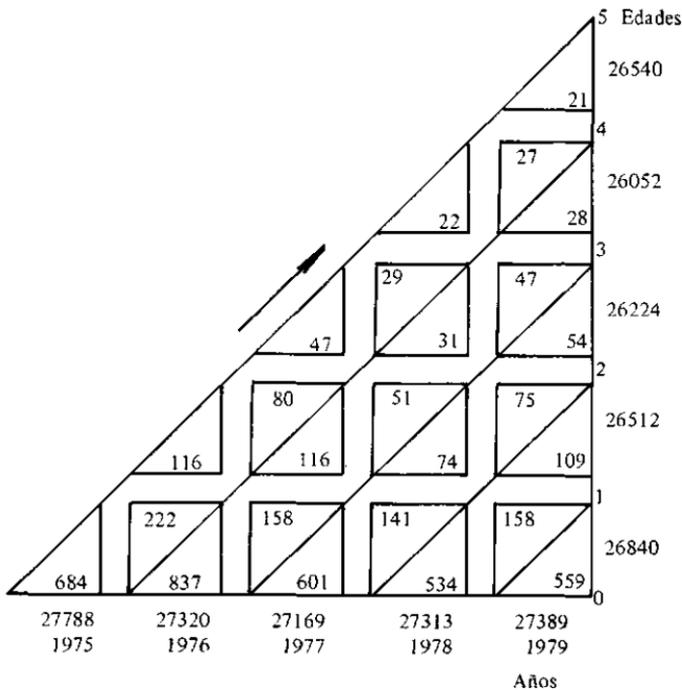
No obstante, en los países en vías de desarrollo, y así se puso de manifiesto en el caso de Panamá, no siempre resulta posible la aceptación de los resultados de este tipo de ejercicio. Otra alternativa de ajuste del grupo 0-4 años del censo consiste en corregir las estadísticas de nacimientos y defunciones, apoyándonos en estimaciones indirectas de la mortalidad infantil y juvenil y en los resultados sobre niveles y tendencias de la fecundidad que proporciona el método de los hijos propios.

Con los nacimientos y defunciones de los cinco años previos al censo (corregidos unos y otros), se puede determinar la población menor de cinco años a partir de la relación (8), cuyo proceso se muestra en forma esquemática en el gráfico 4.

$$N_{0-4} = B^{t-5,t} - D_{0-4}^{t-5,t} \quad (8)$$

Cuadro 3

PANAMA. ESTIMACION DE LA POBLACION MASCULINA DE 0 A 4 AÑOS EN BASE AL REGISTRO DE NACIMIENTOS Y DEFUNCIONES AL 1 DE ENERO DE 1980



Se requiere, una vez más, contar con las defunciones de menores de 5 años, clasificadas por año calendario de ocurrencia y edades simples. Estas son clasificadas en términos de las respectivas cohortes, en base a factores de separación de las defunciones.

En el cuadro 3 se hace la derivación de la población de 0-4 años, de Panamá por edades simples, al primero de enero del año 1980. Estas cifras resultan de restar de los nacimientos estimados de cada año (nacimientos corregidos), las defunciones que se estiman como ocurridas a los integrantes de cada cohorte. Estas nuevas cifras finales pueden constituir, entonces, una nueva estimación de la población menor de cinco años del censo.

En el caso de Panamá, con base en las evaluaciones de las estadísticas de nacimientos y defunciones de menores de cinco años, y a

Cuadro 4

PANAMA: COMPARACION DE LA POBLACION FEMENINA DE 0 A 4 AÑOS ESTIMADA EN BASE AL REGISTRO DE NACIMIENTOS Y DEFUNCIONES CORREGIDAS CON LA CENSADA, LLEVADA AL 1° DE ENERO DE 1980

Edad	Población <sup>a</sup> censada llevada al 1/1/80	Población estimada al 1/1/80	Diferencia absoluta (2)-(1)	Diferencia porcentual (3)/(2) · 100
	(1)	(2)	(3)	(4)
Total 0-4	113 890	132 168	18 278	13,8
0	23 810	26 840	3 030	11,3
1	19 900	26 512	6 612	24,9
2	22 780	26 224	3 444	13,1
3	23 830	26 052	2 222	8,5
4	23 570	26 540	2 970	11,2

<sup>a</sup> Excluye la población de la antigua Zona del Canal.

partir de las estimaciones que sobre dichas variables se obtuvieron por métodos indirectos, se llegó a la conclusión de que los nacimientos, hacia la década de los años 70, se omitían en aproximadamente un 5,4 por ciento. Respecto a las defunciones de menores de 5 años, se adoptó finalmente una omisión promedio de 17,3 por ciento, aplicable tanto a menores de un año como para el grupo de 1 a 4 años.

La omisión censal es entonces, por definición, el cociente entre la diferencia de la población estimada y la población censada en relación a la población censada de cada sexo y edad particular, esto es:

$$\text{Porcentaje de omisión} = \frac{\hat{N}_x - N_x}{\hat{N}_x} \cdot 100 \quad (9)$$

en donde  $\hat{N}_x$  representa la población estimada en base a las estadísticas de nacimientos y defunciones y  $N_x$  es la población efectivamente enumerada en el censo de población.

Estas nuevas cifras de población femenina menor de cinco años implican, en promedio, una subenumeración de aproximadamente

un 14 por ciento, lo que sin duda indica la existencia de deficiencias en el censo. Es importante anotar, además, que el grado de omisión es diferencial por edad y que el grupo de un año pudo haber sido el más omitido (en una cantidad cercana al 25 por ciento). Esto significa que sólo se enumeraron las tres cuartas partes de los niños de esa edad (véase el cuadro 4)

## 5. EVALUACION Y CORRECCION DE LA POBLACION DE 5 A 9 AÑOS

Como se mencionó en el punto 4, la población de 5-9 años de edad es, en muchos casos, la que resulta mejor enumerada en los censos de población, incluso en los países en desarrollo. No obstante, los resultados en el caso de Panamá llevaron a la conclusión que, inclusive para este grupo de edad, pudo haberse producido algún tipo de subenumeración en el censo realizado en el año 1980.

Aceptando entonces las evaluaciones indirectas de los nacimientos y defunciones del período intercensal 1970-1980, la corrección de este grupo de edad se hace en forma similar a la empleada para evaluar y corregir el grupo de 0 a 4 años.

En el cuadro 5 se presenta el cálculo hecho, en forma global, en base a la aplicación, una vez más, de la ecuación compensadora por edad, a partir de los nacimientos corregidos del período 1970-1974, que son los que dan origen a este grupo de población en el censo del año 1980. La estimación tiene la forma:

$$\hat{N}_{5-9} = \hat{B}^{70-74} - \hat{D}_{(0-9)}^{70-79} \quad (10)$$

en donde  $\hat{D}_{(0-9)}^{70-79}$  representa las defunciones corregidas del período intercensal de los nacimientos ocurridos entre 1970 y 1974.

Cuando no se dispone de las estadísticas de defunciones por edades simples y años calendario (y esto es lo más corriente), pero se cuenta con estimaciones indirectas de la mortalidad que permiten construir tablas de mortalidad para los períodos intercensales, se puede hacer una evaluación y ajuste apoyados en relaciones de sobrevivencias adecuadas, las cuales se aplicarán igualmente a los naci-

Cuadro 5

PANAMA: ESTIMACION DE LA POBLACION DE 5-9 AÑOS Y DEL GRADO DE OMISION EN EL CENSO DE POBLACION DEL AÑO 1980, POR SEXO

Variabes y períodos	Ambos sexos	Hombres	Mujeres
(1) Nacimientos estimados del período 1970-1975 <sup>a</sup>	285 064	146 008	139 056
(2) Defunciones de 0-9 años de edad atribuibles a los nacimientos del quinquenio <sup>b</sup>	18 749	10 287	8 462
(3) Población de 5-9 años estimada al 1/VII/80 (1) - (2)	266 315	135 721	130 594
(4) Población de 5-9 años censada al 11/V/80 y llevada al 1/VII/80 <sup>c</sup>	244 292	123 092	121 200
(5) Omisión absoluta (3)-(4)	22 023	12 629	9 394
(6) Omisión relativa (5)/(3)	8,3	9,3	7,2

<sup>a</sup> Nacimientos corregidos en promedio aproximadamente en 6 por ciento en los dos sexos.

<sup>b</sup> Las defunciones se corrigieron en cerca de un 24 por ciento, y ocurrieron entre 1970 y 1979.

<sup>c</sup> Excluye la población de la Zona del Canal.

mientos corregidos del mismo período 1970-1974. En este caso se tendrá:

$$\hat{N}_{5-9}^t = \hat{B}_{70-74}^t \cdot {}_3P_b^{70-74} \cdot {}_5P_{0-4}^{75-79} \quad (11)$$

Si la población no fuese cerrada, lo que podría implicar la existencia de saldos migratorios netos por sexo y grupos de edades, se deberá agregar a las ecuaciones (10) y (11) un término que contemple los saldos migratorios netos de cada uno de los quinquenios. En tal caso, la relación (11) se transformaría en

$$\hat{N}_{5-9}^t = (B^{t-10,t-5} \cdot P_b^{t-10,t-5} \pm M_{0-4}^{t-5}) \cdot {}_5P_{0-4}^{t-5,t} \pm M_{5-9}^t \quad (12)$$

Resulta así que la población de 5 a 9 años en el censo de población de la República de Panamá pudo ser omitida en un 8 por ciento, siendo un poco mayor la omisión entre los hombres. La omisión, en todo caso, es inferior a la detectada para el grupo de menores de cinco años.

## 6. EVALUACION Y CORRECCION DE LA POBLACION DE 10 AÑOS Y MAS

La evaluación y corrección de los errores por omisión y mala declaración de la edad de la población de 10 años es más difícil de efectuar, ya que muchas veces se carece de información básica confiable y no se cuenta con métodos plenamente adecuados. Los ajustes que se hacen corrientemente buscan, básicamente, conciliar la información proporcionada por dos o más censos de población con las estadísticas de nacimientos, defunciones y migración neta o, más corrientemente, con los niveles de mortalidad y fecundidad intercensales, que se supone han sido estimados y aceptados previamente.

El proceso de evaluación y corrección de la población en edad adulta se hace más difícil por el hecho incuestionable de que son estos grupos de población los que corrientemente presentan una mayor influencia de las diferenciales por edad y sexo y mala declaración de la edad; son, además, los que se encuentran afectados en mayor grado por las migraciones.

Los procesos fundamentales de conciliación suelen realizarse entre información proveniente de dos o más censos y de las estimaciones de fecundidad y mortalidad del período intercensal. En este sentido, y en el caso más simple de una población cerrada, la ecuación básica que relaciona la población de dos censos de población, separados por un período de 10 años, se logra con la siguiente relación.

$$N_{10+}^t = N_{0+}^{t-10} - D_{0+}^{t-10,t} \quad (13)$$

en donde  $D_{0+}^{t-10,t}$  representa las defunciones ocurridas en el período intercensal de personas empadronadas en el censo de población del momento  $t-10$  y que tenían, por tanto, edades de cero y más.

Dado que, corrientemente, las estadísticas de defunciones son deficientes, este tipo de conciliación se realiza a partir de leyes de mortalidad del período intercensal previamente definidas; en ese caso, la relación toma la forma

$$N_{10+}^t = N_{0+}^{t-10} - \sum_{x=0}^{\omega} N_{x,x+4}^{t-10} \cdot {}_5P_{x,x+4}^{t-10,t-5} \cdot {}_5P_{x+5,x+9}^{t-5,t} \quad (14)$$

La conciliación y corrección de la población por sexo y grupos de edades (corrientemente quinquenales), se realiza a partir de la siguiente relación:

$$\hat{N}_{x+10,x+14}^t = N_{x,x+4}^{t-10} \cdot {}_5P_{x,x+4}^{t-10,t-5} \cdot {}_5P_{x+5,x+9}^{t-5,t} \quad (15)$$

En base a esta ecuación se puede efectuar el proceso de conciliación censal de la población de 10 años y más, tomando como punto de partida uno y otro censo, así como efectuando algunos suavizamientos, correcciones y supuestos sobre las distribuciones por edad y su composición por sexo.

La corrección de la población deberá, de todas maneras, rescatar de los datos censales la mayor cantidad de información que los mismos pueden suministrar. Para tal efecto, es necesario producir —para cada grupo de edad— un conjunto de estimaciones alternativas derivadas de diversos datos básicos y bajo diversos supuestos (entre otras cosas, respecto a las relaciones de masculinidad por grupos de edades).

Se obtuvieron para el caso de Panamá, seis estimaciones de la población por sexo y grupos de edad al 1° de julio de 1980:

- La población por sexo y edad censada en 1980 y llevada a mitad de año mediante la tasa de crecimiento intercensal, manteniendo constante la estructura relativa por edad.
- La población por sexo y edad censada en 1950 y llevada al 1° de julio del mismo año, proyectada a 1980 (supone migración neta internacional nula).
- La población por sexo y edad censada en 1960 y llevada al 1° de julio del mismo año, proyectada a 1980 (supone migración neta internacional nula).

- La población por sexo y edad censada en 1970 y llevada al 1° de julio del mismo año, proyectada a 1980 (supone migración neta internacional nula).
- La población por sexo y edad estimada por V. Médica y F. Guerra al 1° de julio de 1960 y proyectada a 1980 (incluye migración neta internacional).
- La población por sexo y edad estimada por V. Médica y F. Guerra al 1° de julio de 1970 y proyectada a 1980 (incluye migración neta internacional).

Como quiera que para cada grupo de edad, las seis estimaciones presentan diferencias, es necesario un proceso de selección o cálculo de los valores más adecuados para definir una población corregida, y en base a ella realizar una vez más el trabajo de compatibilización de la dinámica demográfica de la población del país en el período 1950-1980.

Es claro que en este conjunto de estimaciones y algunas otras que pudieran obtenerse con otros supuestos— no todas tienen igual grado de confiabilidad, por lo menos en términos de los diversos grupos de edades; de hecho, los resultados de las diversas estimaciones no son iguales, aunque cabe mencionar que en todos los casos se llega a valores más o menos comparables. Es necesario tener presente que los censos de población, en la gran mayoría de los casos, contienen diversos tipos de errores entre los cuales pueden destacarse los de omisión de menores de cinco años, subenumeración de población entre los 15 y 50 años y exageración de la edad de personas de más de 60 años.

En general, la selección de los puntos o valores de la población de cada grupo de edad, deberá realizarse con los puntos más confiables en cada caso, que, entre otros, pueden ser los siguientes:

- La información proporcionada por el propio censo de población.

- Las estimaciones de población derivadas de la compatibilización de las distribuciones por edad y las estimaciones de mortalidad y migración del mismo sexo.
- Los valores restantes que resultan de la compatibilización o uso de elementos que involucran al sexo contrario.

Por otra parte, en este proceso de selección de los valores más adecuados, lo que se busca es rescatar en lo posible la información de los tramos o grupos de edades que merezcan más confiabilidad. Así, por ejemplo, para definir la población masculina del grupo 15-19 se tomará muy en cuenta la estimación que resulta de la población masculina de 5-9 años del censo anterior. Este valor es más confiable que el que resulta del uso de la población femenina ya que supone el uso de relaciones de masculinidad corregidas.

Para cada grupo de edad y sexo, a partir de las edades 30-34 años, se seleccionaron valores, en su mayoría promedios de los estimados al primero de julio de 1980, procurando:

- a) Que los mismos reprodujeran, lo más aproximadamente posible, los índices de masculinidad del censo de 1980, ajustados gráficamente; y
- b) Que en lo posible, los valores no fueran menores que los estimados con base en el mismo censo de 1980, pues de lo contrario se estaría aceptando una sobrenumeración en el censo.

Una vez obtenidos los valores seleccionados de uno y otro sexo, se calcularon las relaciones de masculinidad por grupos de edades, relaciones que fueron suavizadas para eliminar las irregularidades que se presentaron. Este suavizamiento se efectuó modificando uno de los valores seleccionados de la población masculina o femenina. La población corregida por sexo y grupos de edades del censo de 1980 y las relaciones de masculinidad por edad se presentan en el cuadro 6. Esta población es, entonces, la que se usa como base de las proyecciones nacionales por sexo y grupos de edades por el método de los componentes.

Cuadro 6

PANAMA: POBLACION CENSADA Y POBLACION CORREGIDA AL 30 DE JUNIO DE 1980 POR SEXO Y GRUPOS DE EDADES. INDICES DE MASCULINIDAD<sup>a</sup>

Grupos de edades	Población censada llevada al 30 de junio de 1980		Indices de masculinidad	Población corregida al 30 de junio de 1980		Indices de masculinidad
	Hombres	Mujeres		Hombres	Mujeres	
	906 638	887 720	102,1	977 218	943 188	103,6
0- 4	119 062	115 166	103,4	137 998	132 168	104,4
5- 9	123 092	121 200	101,6	135 721	130 594	103,9
10-14	118 686	111 257	106,7	125 445	121 028	103,7
15-19	100 284	100 686	99,6	107 618	105 272	102,2
20-24	79 659	82 785	96,2	89 115	88 317	100,9
25-29	67 375	67 941	99,2	73 708	72 276	102,0
30-34	59 820	59 197	101,1	62 266	59 810	104,1
35-39	47 929	47 831	100,2	50 764	48 640	104,4
40-44	40 720	38 877	104,8	41 395	39 541	104,7
45-49	34 328	32 365	106,1	35 446	35 554	105,6
50-54	29 396	28 476	103,2	30 067	28 484	105,6
55-59	24 348	22 813	106,7	25 412	23 799	106,8
60-64	21 833	19 693	110,9	21 859	20 033	109,1
65-69	16 323	14 689	111,1	16 559	15 244	108,6
70-74	10 648	9 693	109,9	10 714	10 007	107,1
75-79	6 723	6 973	96,4	7 311	7 797	93,8
80 y más	6 412	8 078	79,4	5 820	6 624	87,9

<sup>a</sup> Excluye la población de la antigua Zona del Canal.

## 7. POBLACION BASE DE UNA PROYECCION POR COMPONENTES

Es incuestionable que uno de los elementos fundamentales que condicionan la calidad de una proyección de población, cualquiera sea el método o modelo utilizado, es la población que sirve de base para iniciar los cálculos hacia el futuro.

En el caso del modelo de proyecciones de población por el método de los componentes, este factor es, sin duda, decisivo. Hay que tener presente que, como primera medida, el tamaño futuro de una población está determinada por el tamaño inicial, y de otra parte, que las posibilidades de evolución cuantitativa a corto y mediano plazo también son determinadas por las características de la distribución por sexo y grupos de edades. El potencial de crecimiento de una población envejecida es muy distinto que el de una población joven.

El tamaño y composición por sexo y grupos de edades va definiendo los volúmenes de los hechos vitales (nacimientos y defunciones), que se producen en el transcurso del tiempo, y éstos, a su vez, van definiendo el tamaño y estructura de la población. Hay que pensar también que los movimientos migratorios pueden jugar un papel importante en el crecimiento de la población.

Ya se mencionó, por otra parte, que si lo que se busca es proporcionar los valores más probables que tendrá una población hacia el futuro, a corto, mediano y largo plazo, estos resultados están condicionados por el pasado y presente, y resulta necesario, por tanto, que la población base sea compatible con los censos de población realizados y con las características de la evolución demográfica de esos períodos.

Además, como las condiciones económicas y sociales van cambiando en el tiempo, y uno de sus efectos puede ser el de contribuir al mejoramiento de la calidad de los datos sobre la población y sobre el desarrollo y uso de técnicas más avanzadas de estimación, resulta conveniente que la población base de una proyección se apoye en los datos del último censo de población que esté disponible. Esto resulta necesario y conveniente ya que, independientemente de los errores

Cuadro 7

PANAMA: POBLACION POR SEXO Y GRUPOS DE EDADES ESTIMADA  
AL 30 DE JUNIO DEL AÑO 1950

Grupos de edades	Total	Hombres	Mujeres	Indices de masculinidad
	839 302	430 349	408 953	105,2
0- 4	139 020	70 659	68 361	103,4
5- 9	112 004	56 632	55 372	102,3
10-14	93 226	46 996	46 230	101,7
15-19	81 016	41 142	39 874	103,2
20-24	71 407	36 379	35 028	103,9
25-29	63 743	32 788	30 955	105,9
30-34	55 521	28 871	26 650	108,3
35-39	47 167	25 398	21 769	116,7
40-44	35 967	19 340	16 627	116,3
45-49	33 901	17 688	16 213	109,1
50-54	29 052	15 048	14 004	107,5
55-59	25 340	13 280	12 060	110,1
60-64	19 463	10 148	9 315	108,9
65-69	12 924	6 670	6 254	106,7
70-74	8 994	4 492	4 502	99,8
75-79	4 755	2 343	2 412	97,1
80 y más	5 802	2 475	3 327	74,4

*Fuente:* Dirección General de Estadística y Censos y CELADE. Panamá: Estimaciones y proyecciones de población 1950-2025. Fascículo F/PAN-1 Noviembre 1983.

que puedan contener las distribuciones censales, en ellas se reflejan en buen grado los procesos demográficos del pasado inmediato, muchos de los cuales incluso no pueden ser bien establecidos en base a las estadísticas regulares y, por tanto, se corre el riesgo de no dejarlos incorporados en forma adecuada cuando se parte de un censo de población realizado hace ya mucho tiempo.

Para la definición de la población base de las proyecciones de población de la República de Panamá, se efectuó la evaluación, conciliación y ajuste de los datos demográficos del período 1950-1980, proceso que, en última instancia, permitió la evaluación y ajuste del

Cuadro 8

PANAMA: POBLACION POR SEXO Y GRUPOS DE EDADES  
CORREGIDAS, ESTIMADA AL 30 DE JUNIO DE 1980

Grupos de edades	POBLACION			Indices de masculinidad
	Total	Hombres	Mujeres	
	1 956 454	999 288	957 166	104,4
0- 4	272 758	139 387	133 371	104,5
5- 9	269 687	137 433	132 254	103,9
10-14	249 493	126 822	122 671	103,4
15-19	217 302	110 484	106 818	103,4
20-24	183 732	94 397	89 335	105,7
25-29	149 323	75 908	73 415	103,4
30-34	124 953	64 048	60 905	105,2
35-39	101 929	52 272	49 657	105,3
40-44	82 610	42 224	40 386	104,6
45-49	70 709	36 330	34 379	105,7
50-54	60 163	30 978	29 185	106,1
55-59	50 468	26 150	24 318	107,5
60-64	42 412	22 141	20 271	109,2
65-69	32 090	16 708	15 382	108,6
70-74	20 952	10 786	10 166	106,1
75-79	15 264	7 356	7 908	93,0
80 y más	12 609	5 864	6 745	86,9

<sup>a</sup> Incluye la población de la antigua Zona del Canal.

censo de población realizado en el año 1980. Los resultados finales de esa conciliación demográfica, ajuste del censo y su comparación con los datos de la enumeración censal aparecen en el cuadro 6.

Es necesario indicar, no obstante, que muchas veces, para los propósitos de la realización de los cálculos de una proyección de población, se usa como punto de partida una población estimada en otro punto o momento anterior al último censo. En el caso de Panamá, se partió de la población estimada al 30 de junio del año 1950, ya que el propósito final era revisar la proyección de población elaborada anteriormente y preparar una nueva, esta vez para el período 1950-2025.

En el cuadro 7 se presenta la población por sexo y grupos de edades estimada al 30 de junio de 1950. Estas cifras resultaron de una proyección retrospectiva a partir de la población base al 30 de junio de 1980, utilizando para ello las leyes de mortalidad, fecundidad y migración usadas para realizar la compatibilización de la dinámica demográfica del período 1950-1980.

Otro aspecto importante, relacionado con la definición de la población base, en el caso de Panamá, lo constituyó la situación particular de la población residente en la denominada Zona del Canal, territorio que fue parcialmente jurisdicción panameña, en octubre del año 1979<sup>1</sup>.

Se adoptó entonces como población base para la proyección del período 1980-2025 la población estimada al primero de julio del año 1980, la cual se derivó, como se señaló antes, por conciliación de la dinámica demográfica del período 1950-1980. A esta población se le adicionó la población por sexo y grupos de edades, censada en el año 1980, en el área denominada Zona del Canal.

En esta forma, la población base evaluada y corregida al 1° de julio de 1980, utilizada para la elaboración de la proyección de población del período 1980-2025 es la que aparece en el cuadro 8.

---

<sup>1</sup> Según el censo de población del año 1980, la población de la Zona del Canal estaba constituida por 36 048 habitantes; 26 112 del área militar, 6 121 del área bajo jurisdicción de la Comisión del Canal y 3 815 del área que se revirtió y que se encuentra bajo jurisdicción panameña. De todas estas cifras, 22 070 son hombres y 13 978 mujeres.

# 2 | **PROYECCIÓN DE LA FECUNDIDAD: CRITERIOS Y PROCEDIMIENTOS UTILIZADOS EN CELADE**

**Juan Chackiel**

## INTRODUCCION

Probablemente el procedimiento más utilizado para proyectar la población de un país según sexo y grupos de edades sea el llamado de "los componentes". El Manual III de las Naciones Unidas<sup>1</sup> definió esta técnica como la "proyección por separado del número de hombres y mujeres en cada grupo de edad", pero también podrían considerarse otras características (por ejemplo, urbano-rural, raza, etc.). Una expresión más específica para denominar lo que realmente se hace, es hablar de "componentes por cohorte", en que la proyección por separado de cada grupo de edad en cada sexo se calcula tomando en consideración la evolución de los tres componentes del cambio demográfico: muertes, nacimientos y migraciones.<sup>2</sup>

Supongamos una proyección por grupos quinquenales de edades para un período de 5 años. Se parte de una población base por

---

<sup>1</sup> Naciones Unidas; *Manual III. Métodos para preparar proyecciones de población por sexo y edad*. ST/SOA/ Serie A No. 25, Nueva York 1956, pág. 3.

<sup>2</sup> Naciones Unidas; *Prospects of Population: Methodology and Assumptions*. ST/ESA/SER.A/67. Nueva York 1979, pág. 17.  
Shryock, H. y Siegel, J.; *The Methods and Materials of Demography*. Academic Press, Nueva York 1976, pág. 443.

sexo y grupos quinquenales de edades a una fecha determinada (preferentemente cercana a un censo), se calculan los sobrevivientes de cada cohorte 5 años después (mediante relaciones de sobrevivencia) y se agregan o quitan los migrantes netos del período. Con ello se ha proyectado la población ya nacida al momento inicial, pero aún resta el cálculo de los nacimientos del período, que darán lugar a la población de 0-4 años de edad sobreviviente al final del período proyectado. Lo mismo puede ser considerado para otras opciones de agrupamientos de edades y/o de períodos de proyección.<sup>3</sup>

El objetivo de este trabajo es presentar los procedimientos usados para proyectar los nacimientos como parte necesaria del método de los componentes por cohortes y discutir algunos problemas relacionados con la formulación de hipótesis para el futuro. Aunque se intentará dar un amplio panorama de los distintos tópicos que se tratan, se hará fundamental hincapié en los procedimientos y criterios utilizados en el Centro Latinoamericano de Demografía (CELADE), considerando que su experiencia en este campo es la que más interesa a los países de la región y la que debe analizar críticamente, con la intención de obtener mejores proyecciones de población que en definitiva conduzcan a insumos más plausibles para los planes de desarrollo económico y social.

Como se verá más adelante, para obtener los nacimientos juegan un papel fundamental tanto el nivel de la fecundidad medido por la Tasa Global de Fecundidad (o la Tasa Bruta de Reproducción) como las correspondientes tasas de fecundidad por grupos de edades, por lo que debe prestarse especial atención a los distintos métodos de estimación de estas variables, a las fuentes disponibles y a la calidad de los datos que éstas brindan.

Los datos básicos disponibles, tanto cuantitativos como cualitativos, impiden que pueda pretenderse una uniformidad absoluta en los procedimientos y criterios a utilizarse en cada país. En el desarrollo de este documento se hará todo lo posible por tomar en cuenta este aspecto, pero lo fundamental es advertir que en este tema, como en prácticamente todo lo que concierne al manejo de información

---

<sup>3</sup> Más detalles sobre la mecánica del método pueden verse en: Naciones Unidas; Manuel III. . . *op. cit.*

demográfica, no hay “recetas” universales, sino que se debe tener juicio crítico para adoptar la metodología más apropiada para el caso concreto que se esté analizando.

## I. LA PROYECCION DE LOS NACIMIENTOS

Varias son las formas de obtener los nacimientos necesarios para proyectar la población por el método de los componentes por cohortes. Shryock y Siegel mencionan tres clases de procedimientos:<sup>4</sup> el de las “tasas de fecundidad por edades del período”, el de “fecundidad de cohortes” y un tercero, derivado del anterior, que toma en consideración la nupcialidad, la paridez y el intervalo intergenésico.<sup>5</sup>

A continuación se describirá en qué consisten los métodos basados en tasas de fecundidad por edades y el de la fecundidad por cohortes, pues son los que han sido más usados hasta ahora. Se hará mayor énfasis en el primero, por ser el utilizado generalmente en los países en desarrollo y particularmente en América Latina.

### 1. *El procedimiento de las tasas de fecundidad por edades*

Esta es la técnica más comúnmente aplicada y se basa en supuestos del comportamiento futuro de las tasas de fecundidad por edades para el período a proyectar, siendo por lo tanto un enfoque de tipo transversal. Así, lo más común es considerar la proyección por períodos de 5 años, por lo que se necesitan tasas de fecundidad representativas de un quinquenio para que, aplicadas a la población media femenina del período, proporcionen el número medio de nacimientos respectivos, que multiplicados por 5 conducen a los nacimientos totales del período.

---

<sup>4</sup> Shryock y Siegel; *The Methods and Materials*. .op. cit., pág. 445.

<sup>5</sup> Feeney presentó a la Conferencia de Manila un modelo basado en el intervalo intergenésico y la paridez:  
Feeney, G.,; *Population Dynamics Based on Birth Intervals and Parity Progression*. East-West Population Institute, Honolulu, 1981.

Simbolizando:

${}_s f_x^{t,t+s}$  — tasas de fecundidad por edades supuestas para el período  $t, t+5$ .

${}_s N_x^{F,t}$  — población femenina entre  $x, x+4$  años cumplidos de edad, correspondiente al momento  $t$  (inicio de la proyección).

${}_s N_x^{F,t+s}$  — población femenina entre  $x$  y  $x+4$  años cumplidos de edad correspondiente al momento  $t+5$  (sobrevivientes más migración neta).

$B^{t,t+s}$  — nacimientos totales correspondientes al período  $t, t+5$ .

Considerando 15 y 49 como las edades límites del período reproductivo de la mujer, se tiene:

$$B^{t,t+s} = 5 \sum_{15}^{49} \left[ {}_s f_x^{t,t+s} \cdot \frac{{}_s N_x^{F,t} + {}_s N_x^{F,t+s}}{2} \right]$$

para  $x = 5, 10, 15, \dots, 45$

Si se desea obtener los nacimientos femeninos y masculinos, basta suponer un índice de masculinidad al nacimiento. Si éste es 1,05 se multiplican los nacimientos totales por 0,4878 para obtener los femeninos. En el cuadro 1 se presenta un ejemplo numérico con base en la proyección de México.

Esta no es la única manera de calcular los nacimientos<sup>6</sup>, pero es quizás la más común y la que se usa en los programas de computación que maneja el CELADE<sup>7</sup>.

<sup>6</sup> Otras formas pueden verse en: Naciones Unidas, *Manual III. . . op. cit.*, pág. 43.  
Shryock y Siegel; *The Methods and Materials. . . op. cit.*, pág. 446.

<sup>7</sup> Naciones Unidas; *A User's Manual to the Population Projection Computer Programme of the Population Division of the United Nations*. FSA/P/WP. 77, Nueva York, 1982.

Cuadro 1

CALCULO DE LOS NACIMIENTOS DEL PERIODO 1980-1985  
PARA LA PROYECCION DE MEXICO. HIPOTESIS MEDIA

Grupos de edades	Población femenina (en miles)			Tasas de fecundidad 1980-1985	Nacimientos (en miles)
	1980	1985	Media		
15 - 19	3 771,8	4 445,8	4 108,8	0,0756	310,6
20 - 24	3 145,1	3 725,8	3 435,5	0,2336	802,5
25 - 29	2 574,8	3 099,0	2 836,9	0,2291	649,9
30 - 34	2 010,0	2 534,6	2 272,3	0,1799	408,8
35 - 39	1 632,2	1 973,9	1 803,1	0,1362	245,6
40 - 44	1 389,9	1 597,4	1 493,7	0,0564	84,2
45 - 49	1 184,4	1 354,4	1 269,4	0,0112	14,2
Promedio anual de nacimientos:					2 515,9
Total de nacimientos en el quinquenio:					12 579,5
Nacimientos femeninos en el quinquenio:					6 136,3
Nacimientos masculinos en el quinquenio:					6 443,2

La forma de proyectar las tasas de fecundidad por edades se describe en los capítulos III y IV en detalle, pues es uno de los aspectos cruciales de toda proyección de población. Cabe, de todas maneras, mencionar la importancia de contar con buenas estimaciones pasadas y recientes que sirvan de base firme a las hipótesis que se adopten. Por ello es de destacar la necesidad de realizar esfuerzos por mejorar el conocimiento de los niveles, tendencias y diferenciales de la fecundidad, lo que comúnmente se hace en términos de las tasas por edades y su expresión resumida, la Tasa Global de Fecundidad (o la Tasa Bruta de Reproducción).

## 2. *El procedimiento de la fecundidad de cohortes*

En los Estados Unidos (desde 1964) y posteriormente en otros países desarrollados, comenzó a utilizarse el método de proyección de nacimientos por cohortes.<sup>8</sup>

<sup>8</sup> Spiegelman, M.; *Introducción a la Demografía*. Fondo de Cultura Económica, México 1972, pág. 274.  
Shryock y Siegel; *The Methods and Materials*. . . op. cit., pág. 448.

Para cada cohorte real de mujeres se hace un supuesto razonable sobre el número medio de hijos que tendrán como descendencia final. Se parte de la fecundidad acumulada hasta el inicio de la proyección y se completa la información en base a datos sobre nacimientos esperados que proporcionan encuestas realizadas con tal fin. Esto es válido para las mujeres que ya han entrado al período reproductivo, pero para aquéllas que aún no lo han hecho, y para las que no han nacido al momento de iniciarse la proyección, será necesario formularse hipótesis sobre fecundidad total acumulada, en base a la experiencia pasada de las cohortes más jóvenes.

Además, corresponderá darse una distribución de esta fecundidad acumulada para cada cohorte en los distintos períodos de la proyección o sea por grupos de edades de las mujeres. Por diferencia entre las tasas acumuladas para grupos de edades sucesivos dentro de cada cohorte, se calculan las tasas por cohortes para cada período de la proyección.

El método, en su forma original y más simple, no toma en consideración la duración del matrimonio, el orden del nacimiento, el espaciamiento entre los hijos, etc. Sin embargo, algunos países ya lo están haciendo. Lógicamente que, en la medida que se vuelve más sofisticado el procedimiento, mayores serán los requerimientos de información básica y las hipótesis que hay que formular.

### 3. *Consideraciones sobre los procedimientos expuestos*

La obtención de la proyección de los nacimientos por el procedimiento de fecundidad de cohortes parece haber surgido como reacción a ciertas limitaciones que se formulan a la técnica basada en la fecundidad de período. Spiegelman<sup>9</sup>, al referirse al procedimiento de tasas de fecundidad por edades, señala: "Aunque el enfoque de tendencia en el tiempo es muy arbitrario, tiene la ventaja de ser simple, una ventaja que se hace aparente en vista de la incertidumbre de los resultados producidos por métodos más complicados. Sin embar-

---

<sup>9</sup> Spiegelman, M.; *Introducción. . . op. cit.*, pág. 274.

go, en las proyecciones de tasas de natalidad<sup>10</sup> por edades según el enfoque de tendencia en el tiempo, están implícitas las tasas de natalidad de cohorte, ya que cualquier grupo de edad puede ser seguido hacia adelante de un período al siguiente. Las tasas de natalidad acumulativas (de descendencia final) pueden ser inconsistentes, internamente.”

En la búsqueda de una solución a la arbitrariedad y posibles incoherencias señaladas, han surgido los métodos basados en fecundidad de cohortes.

Si bien teóricamente las técnicas de proyección de la fecundidad de cohortes podrían considerarse como más correctas, en la práctica no se recomiendan para los países en desarrollo pues, además de su mayor complejidad, requieren de una información que normalmente no está disponible. Podría agregarse que así como es arbitrario formular hipótesis de tasas de fecundidad por edades para los períodos futuros, también lo es el darse una descendencia final para cada cohorte. Las opiniones de las mujeres sobre el número de hijos que esperan tener, no siempre reflejarán lo que realmente ocurrirá posteriormente. Más difícil aún es formular hipótesis sobre la fecundidad final de mujeres que todavía no comienzan el período fértil.

Parece importante transcribir las conclusiones a las que, sobre el uso de estos procedimientos, han llegado las Naciones Unidas. El Grupo Ad Hoc de Expertos sobre Proyecciones de Población en 1977 “fue de la opinión de que la Secretaría de las Naciones Unidas no debería encargarse de elaborar y consumir tiempo en estudios diseñados para aplicar el método de fecundidad de cohortes para proyectar la fecundidad excepto, quizás, para un número limitado de países donde los patrones de conducta reproductiva, así como de matrimonios y divorcios, tiendan a cambiar radicalmente y en los que existan datos satisfactorios.”<sup>11</sup> En las recomendaciones surgidas

---

<sup>10</sup> La traducción al español usa “natalidad”, siendo más correcto el término “fecundidad”.

<sup>11</sup> Naciones Unidas; *Prospects of Population*. . . *op. cit.*, pág. 7.

de las reuniones sobre proyecciones de población realizadas en Budapest en marzo de 1980 se dice que "Aunque el uso de las tasas de fecundidad de cohortes puede a menudo ser ventajoso en proyecciones para países de baja fecundidad donde han habido cambios en el espaciamiento de los nacimientos, este método no necesariamente da mejores resultados que el que se usa con medidas de período donde tales variaciones en el espaciamiento no han sido importantes. El uso de indicadores de cohortes no es un método universalmente recomendable para proyecciones de fecundidad."<sup>12</sup>

Cabe, sin embargo, rescatar la inquietud sobre las posibles incoherencias que se produzcan en la fecundidad por cohortes cuando la proyección se hace con tasas de fecundidad transversales. Esto podría considerarse como uno de los criterios importantes para evaluar las hipótesis formuladas.

## II. LA FORMULACION DE HIPOTESIS

### 1. *Planteamiento del problema*

Es una opinión generalizada que el comportamiento futuro de la fecundidad juega un papel fundamental en la determinación del crecimiento y estructura de la población y que es una de las variables más difíciles de predecir. A fin de apoyar esta afirmación, se transcribe a continuación lo expresado por algunos destacados demógrafos.

Spiegelman<sup>13</sup> comienza la sección sobre "Proyecciones de la Fecundidad": "Las estimaciones del número de nacimientos futuros son el componente más importante de las proyecciones de población en términos nacionales. También son importantes no sólo porque los nacimientos son lo más relevante que se incorpora a la población (lo otro son los inmigrantes), sino también porque los números de naci-

<sup>12</sup> Naciones Unidas; *Population Projections: Problems and Solutions*. Report of the Workshop on Population Projections. Budapest, Hungary, 17-28 March 1980. Nueva York, 1981, pág. 2.

<sup>13</sup> Spiegelman, M. *Introducción a la Demografía*. .op. cit., pág. 273.

mientos están sujetos a amplios cambios en el transcurso del tiempo." . . . "Aunque los estudios de la fecundidad han realizado el entendimiento de factores que afectan la tasa de natalidad, permanecen muchas incertidumbres."

Pressat<sup>14</sup>, menciona ". . . la dificultad de prever (cuando se trata de hacer no simples proyecciones condicionales, sino verdaderas previsiones) la forma en que evolucionará dicho comportamiento en el futuro."

Brass<sup>15</sup>, como integrante del Grupo Ad Hoc de expertos sobre Proyecciones Demográficas de Naciones Unidas (1977), dice: "La temprana detección de una tendencia significativa, particularmente en fecundidad, puede transformar la confiabilidad de una proyección desde que, como se indicó más arriba, la estimación del momento de la iniciación del cambio es el elemento más incierto." . . . "En general, el parámetro más crítico de todos es el nivel de fecundidad."

La opinión de Klinger<sup>16</sup> es: "La estimación del número de niños que nacerán en el futuro es el más problemático, así como el más importante aspecto de las proyecciones de población. Cuánta gente actualmente viva sobrevivirá hasta una fecha dada en el futuro puede ser predecido relativamente bien, pero el número por nacer es mucho más incierto."

Entrando en un terreno más concreto, en el resumen de la reunión sobre Proyecciones de Población organizada por Naciones Unidas en Budapest (1980), al referirse a la tendencia de la fecundidad en países en desarrollo, Durand<sup>17</sup> dice: "En aquellos países en desarrollo donde hay evidencia de que una tendencia al descenso de la fecundidad tiene lugar, las proyecciones están generalmente basadas en

---

<sup>14</sup> Pressat, R.; *El análisis demográfico*. Fondo de Cultura Económica, México, 1967, pág. 379.

<sup>15</sup> Naciones Unidas; *Prospects of Population*. . . *op. cit.*, pág. 100.

<sup>16</sup> Naciones Unidas; *Prospects of Population*. . . *op. cit.*, pág. 208.

<sup>17</sup> Naciones Unidas; *Population Projections*. . . *op. cit.*, pág. 208.

la expectativa de que esta tendencia continuará en el futuro, de conformidad con la teoría de la transición demográfica y con la experiencia histórica. La pregunta más importante que considerar en estos casos es, ¿a qué velocidad continuará el descenso durante el período de proyección y hasta qué niveles caerá la fecundidad?. El problema es más difícil donde aún no hay evidencia de descenso; la pregunta crucial en ese caso es, ¿tendrá lugar un descenso durante el período de proyección? y si es así, ¿cuándo comenzará? Aun más difícil es el caso de países donde la fecundidad ya ha comenzado a descender lentamente; en este caso hay pocas guías teóricas o empíricas sobre expectativas acerca de las tendencias futuras.”

El problema de la formulación de hipótesis de fecundidad para los países en desarrollo puede considerarse como la necesidad de dar respuesta a las interrogantes antes citadas. Resulta muy claro, sin embargo, que para responder a cualquiera de esas preguntas se requiere, como un paso ineludible y fundamental, de buenas estimaciones de los niveles y tendencias de la fecundidad reciente y pasada, lo que en los países en desarrollo constituye, en la mayoría de los casos, un desafío no fácil de vencer, y al que los demógrafos dedican una parte sustancial de sus actividades.

Comúnmente, la proyección de la fecundidad se hace en dos etapas. Se proyecta en primer lugar, el nivel general de la misma, expresado en términos de la Tasa Global de Fecundidad (TGF) o de la Tasa Bruta de Reproducción (TBR), y luego la estructura porcentual de las tasas de fecundidad por edades. Se obtienen después, con facilidad, las tasas por edades combinando las tasas y las estructuras proyectadas.

Este procedimiento se usa solamente con fines prácticos, ya que nivel y estructura son dos elementos muy ligados entre sí y no pueden considerarse en forma independiente. Aún así, el posible descenso de la fecundidad puede estar combinado con muchas formas de evolución de la estructura por edades, dependiendo de que el descenso se produzca por postergación de los nacimientos, por mayor espaciamiento entre ellos o porque las mujeres tienen un número determinado y deciden no tener más.

En resumen, la formulación de hipótesis involucra los dos pasos mencionados, pero, sin duda, es mucho más importante el que tiene que ver con el nivel general de la fecundidad.

## 2. *Criterios para la formulación de hipótesis*

Antes de llegar a la discusión de los criterios, conviene establecer algunos aspectos que son, en cierta manera, condicionantes del enfoque que se adopte. En particular, se hace referencia al período y carácter de la proyección.

Las proyecciones elaboradas por las Naciones Unidas se hacen generalmente por un período de 45 años (1980-2025) y, en los casos de países en que se superarían los 50 millones de habitantes al año 2000, éstas se extienden hasta el año 2150 (en América Latina: Brasil y México). Para efectos prácticos, no es importante distinguir si éstas son proyecciones a “corto” o “largo” plazo pues, aunque para Naciones Unidas un período superior a 10 años es considerado largo plazo, las proyecciones en sí contienen los períodos más breves. Parece mucho más relevante el carácter de la proyección en relación a si se pretende o no predecir la evolución futura de la población.

Dado que las proyecciones elaboradas por el CELADE, en la mayoría de los casos en colaboración con organismos nacionales, están destinadas fundamentalmente a su utilización como insumo de los planes de desarrollo económico y social y a servir de base a las políticas en relación al consumo de bienes y servicios básicos (vivienda, salud, educación, etc.), inversiones públicas, empleo, etc., deben tener, por fuerza, un carácter predictivo.

La literatura existente sobre las proyecciones de población, generalmente expresa que cuanto más largo es el período, más difícil es lograr pronosticar lo que va a suceder, e incluso se dice que cuando el plazo es muy corto, basta considerar los componentes demográficos como constantes o continuar la tendencia pasada. En relación a la fecundidad, desde un punto de vista práctico, sucede todo lo contrario: lo más complejo es establecer la fecundidad de los dos o tres primeros quinquenios de la proyección, pues, por un lado, tie-

ne especial importancia porque se refiere al período que más interés tiene para los países y, por otro lado, existe dificultad, en muchos casos, para establecer los actuales niveles y tendencias a causa de la limitación de la información disponible. En muchos países, las cifras que se manejan para la actualidad o el futuro cercano, son motivo de polémicas, pero pocos se preocupan de lo que podrá suceder más allá del fin de siglo.

Hasta ahora, cualesquiera sean las posiciones respecto a la mejor forma de formular las hipótesis sobre fecundidad, se podría decir que existen ciertos marcos generales, casi universalmente aceptados:

- a) Se supone que no ocurrirán hechos anormales e imposibles de prever (guerras, catástrofes naturales e incluso cambios sociales y económicos) que impliquen una revolución en las estructuras actuales. En América Latina existen múltiples ejemplos de sucesos imprevistos que pudieron alterar las tendencias de los componentes demográficos y en particular de la fecundidad. Este supuesto conduce a que generalmente las tendencias futuras previstas tengan una evolución regular, sin alteraciones bruscas.
- b) La teoría de la transición demográfica es usada como marco de referencia fundamental para la formulación de las hipótesis de fecundidad y mortalidad. Se supone que, en el largo plazo, ambos componentes, por efecto de la modernización, descenderán, conduciendo a una situación de reemplazo (Tasa Neta de Reproducción igual a 1), lo que hace que la población, en algún momento, se vuelva estable con crecimiento nulo (estacionaria). Estas ideas son útiles para indicar una dirección en la tendencia, pero no ofrecen elementos como para determinar la trayectoria concreta hacia el equilibrio final, ni los años necesarios para ello.

En relación a lo anterior, Coale<sup>18</sup> dice: "la debilidad del concepto se asocia con la dificultad de definir un momento ini-

---

<sup>18</sup> Coale, A.; *La transición demográfica*. CELADE, Serie D 86, Santiago, 1977.

cial preciso (una lista de características esenciales, o un puntaje combinado en alguna escala socioeconómica) de modernización, que confiablemente identificará a una población en la cual la fecundidad está lista para declinar." . . . "la debilidad de la idea de la transición es lo que nos dice que un alto grado de modernización es *suficiente* para causar una caída de la fecundidad, pero no qué grado (si hay alguno) de modernización es necesario para producir una caída."

- c) Los cambios en la fecundidad están, de alguna manera, ligados a factores socioeconómicos, culturales, religiosos o psicosociales, que actúan a través de las llamadas variables intermedias<sup>19</sup> (edad al casarse, período de amamantamiento, uso de anticonceptivos, aborto inducido, etc.).

En relación a las formas concretas de formular las hipótesis, se pueden distinguir dos posiciones, entre las cuales se da una serie de matices. Estas posiciones son:

- Las que proponen procedimientos simples, en que priman el sentido común y la intuición demográfica basada en el conocimiento posible de niveles, tendencias y factores determinantes
- Las que proponen el uso de modelos matemáticos más o menos sofisticados, más o menos rígidos, que relacionan la fecundidad ya sea con factores socioeconómicos y/o con variables intermedias.

En la exposición que sigue no se pretende ser imparcial; en el CELADE se ha trabajado, sin duda alguna, en la línea del primero de los procedimientos planteados. No es que no se crea útil el desarrollo de la segunda orientación, pero se piensa que el actual grado del conocimiento y la información disponible en los países menos desarrollados, la hacen impracticable y engañosa. Construir modelos complicados con base en datos no muy confiables (si los hay) y en

---

<sup>19</sup> Davis, K. y Blake, J.; "Social Structure and Fertility" en *Economic Development and Cultural Change*, Abril 1956.

relaciones aún no probadas, es dedicar mucho tiempo a construir un "castillo de naipes".

En relación al uso de modelos económico-demográficos es útil conocer algunas de las conclusiones de William Brass<sup>20</sup>:

"El punto crítico es la relación entre factores socioeconómicos y las tendencias de las tasas demográficas. Si esta correlación fuera fuerte, sería difícil considerar cualquier desarrollo de la proyección de población, excepto como parte de complejos modelos económicos, y éstos están en una etapa primitiva de construcción. Una interpretación personal, de investigación reciente, es que mientras que las influencias sociales y económicas son importantes al establecer las condiciones para los cambios demográficos, ellas son menos significativas en la determinación de la intensidad y la trayectoria." . . . "Sin embargo, tiene que reconocerse que aunque los factores sociales y económicos tienen influencias críticas en la iniciación de la reducción de ambas, mortalidad y fecundidad, la ubicación en el tiempo de los movimientos demográficos en relación a indicadores mesurables (o subjetivamente estimados) son altamente inciertos. Las variables mediatas (presumiblemente de cultura, ideas y comunicación) operan por vías que nosotros no hemos comenzado a comprender."

Este tema fue discutido en la reunión de Budapest (1980) y si bien se ha recomendado continuar con los esfuerzos por desarrollar modelos de este tipo (ejemplo: BACHUE), ". . . fueron expresadas algunas dudas, sin embargo, sobre la utilidad de tales modelos para proyectar fecundidad, a causa de lo incierto y cambiante de las relaciones entre fecundidad y las variables socioeconómicas."<sup>21</sup>

En lo que respecta a las variables intermedias, la situación parece ser aún más complicada. No sólo se está en una etapa más temprana en el estudio de las relaciones con la fecundidad, sino que para la mayoría de los países en desarrollo no se dispone de infor-

---

<sup>20</sup> Naciones Unidas; *Prospects of population*. . . *op. cit.*, pág. 100.

<sup>21</sup> Naciones Unidas; *Population Projections*. . . *op. cit.*, pág. 18.

mación y no parece una empresa fácil poder obtenerla. Chidambaram<sup>22</sup>, encargado de presentar un documento sobre el tema a la reciente reunión del Grupo de Expertos Ad Hoc de las Naciones Unidas (1981), dice: “. . . intentar medir la naturaleza y extensión de las relaciones entre la fecundidad y las variables intermedias ha sido impedido por el vacío de datos confiables sobre estas variables, excepto en el caso de uso de anticonceptivos.” Señala, además, que la Encuesta Mundial de Fecundidad ayudó a llenar ese vacío. Al final de su documento, cita a Brass en la siguiente frase: “Las proyecciones de población deben ser calculadas por una combinación de definiciones de modelos más complicados, principalmente en términos de conveniencia más bien que de evidencia, y una estimación semi-intuitiva del peso e impacto de factores intrínsecos y extrínsecos.”

A los elementos presentados hasta el momento, podría agregarse una pregunta:

¿Es más fácil predecir el comportamiento futuro de los factores socio-económicos y las variables intermedias que el de la propia fecundidad? Siendo difícil dar una respuesta, se puede, sin embargo, poner en duda que así sea.

### 3. *Criterios utilizados en el CELADE*

Si bien no hay reglas fijas y, por el contrario, ellas varían de acuerdo al caso concreto de que se trate, las normas con que se trabaja en el CELADE son:

- a) Elaborar las proyecciones en colaboración con los organismos nacionales (Direcciones de Estadística y Censos y/o Oficinas de Planificación). Además de ser ésta una norma de principios —pues la actividad del CELADE está dirigida a los países— tiene múltiples ventajas de tipo práctico. Se tiene un mayor acceso a la información más actualizada, un mejor conocimiento de los planes de los gobiernos en aquellas medidas que puedan afectar a la fecundidad y una unidad de criterios y cifras que contribu-

---

<sup>22</sup> Chidambaram, V.C.; *Use of the Intermediate Factors in Fertility Projections*. Naciones Unidas, IESA/P/AC.18/12, noviembre 1981.

yen a eliminar confusiones entre los usuarios. En muchas oportunidades, los países ya tienen metas de políticas establecidas en términos de fecundidad. Es también un medio eficaz de poner a disposición de los demógrafos nacionales el caudal de métodos, experiencias e infraestructura del CELADE.

- b) Se vuelca al mayor esfuerzo a la obtención de buenas estimaciones de los niveles y tendencias de la fecundidad. Cualquier proyección es deficiente cuando el punto de partida no es correcto. Un conocimiento adecuado de la tendencia es fundamental si se piensa que uno de los elementos más inciertos es determinar en qué momento comienza el descenso de la fecundidad. Un aporte igualmente importante es poder disponer de niveles y tendencias diferenciales por áreas y sectores socioeconómicos, que permitan vislumbrar lo que está pasando en ciertas subpoblaciones con un comportamiento que luego tienda a generalizarse.
- c) Los criterios generales antes mencionados (punto 2), sirven de marco para fijar la dirección que seguirá la tendencia a adoptar. En ese sentido, debe destacarse el supuesto general de descenso de la fecundidad en la medida que el país esté sujeto a un desarrollo económico y social acompañado de la llamada transición demográfica. Esto hace que se considere una evolución logística descendente hacia valores cercanos al de reemplazo.
- d) El hecho de que en el CELADE se elaboren las proyecciones de los 20 países de la región, permite buscar cierta coherencia entre las hipótesis formuladas para cada caso con las del resto de los países. Además, se acumulan experiencias que ayudan en algunos casos a predecir, por analogía, el curso probable de los acontecimientos en relación a la fecundidad.
- e) Siguiendo una recomendación de la División de Población de Naciones Unidas, se construyen cuatro variantes de las proyecciones de población. Una de ellas es puramente teórica y supone que la fecundidad se mantendrá constante en el período de proyección. Las otras tres están compuestas por la variante media (o recomendada) y las llamadas alta (descenso lento) y baja (descenso rápido). La media pretende ser la más plausible

de acuerdo a los antecedentes, y las otras forman una franja dentro de la que se supone estará, con gran probabilidad, el recorrido futuro de la Tasa Global de Fecundidad. Esta idea surge de la incertidumbre sobre la tendencia futura de esta variable, permitiendo conocer lo que implica, en términos de crecimiento y estructura de la población, el que la fecundidad descienda más rápidamente o más lentamente.

Según las recomendaciones de la reunión de Budapest, no necesariamente las variantes deben hacerse con respecto a la fecundidad; incluso señalan la posibilidad de que éstas se formulen también respecto a la mortalidad o migración<sup>23</sup>. En el CELADE se trabaja con las variantes de la fecundidad, por ser ésta la variable fundamental en la determinación del crecimiento y estructura de la población y por la incertidumbre que existe sobre su comportamiento futuro, en particular en los países que tienen niveles altos o en los que están en pleno proceso de descenso.

- f) Con los elementos anteriores, se tendría la posibilidad de ajustar una curva logística en base a la tendencia pasada (que podría ayudar a establecer una asíntota superior), el nivel actual de la fecundidad y una asíntota inferior alrededor del valor de reemplazo para un futuro a largo plazo, en la mayoría de los casos. Pero el problema está en que, para llegar al reemplazo a partir de la tasa actual, existen infinitas formas e innumerables momentos en el tiempo. De acuerdo a lo planteado, se deben elegir solamente tres curvas, que representen las hipótesis media, alta y baja.

La División de Población de las Naciones Unidas ha generado, para ello, modelos generales basados en el nivel actual de la fecundidad (medido por la TBR) y en un número de años específicos (prefijado) en que se llegará al reemplazo<sup>24</sup>. En el CELADE se prefiere trabajar estableciendo un valor adicional de la

---

<sup>23</sup> Naciones Unidas; *Population Projections*. . . *op. cit.*, pág. 3.

<sup>24</sup> Naciones Unidas; *Perspectivas de la Población Mundial*. Nueva York, 1973, pág. 8.

TBR o TGF para un período intermedio de la proyección (por ejemplo: 1985-90, 1990-95 o 1995-2000). De esta manera se podrá, para cada hipótesis, determinar una curva logística específica, y además asegurar, para los primeros quinquenios de la proyección, una evolución acorde con los análisis efectuados y con las políticas gubernamentales. La forma operativa se describe en el capítulo siguiente.

La mayoría de los criterios aquí esbozados son válidos también para el caso de la estructura por edades de la fecundidad. Actualmente, se está usando un procedimiento basado en el modelo "relacional" de Gompertz, que se describe en el capítulo IV de este documento.

### III. MECANICA DE LA PROYECCION DE LA FECUNDIDAD

En esta sección, y en la siguiente, se describe la forma operativa general de realizar la proyección de las tasas de fecundidad por edades. Tal como se dijo antes, esto se hace en dos etapas: *primero* se proyecta la fecundidad general, en términos de la TGF o de la TBR (en este capítulo), y *luego* se proyecta la distribución relativa por grupos de edades (capítulo IV). Finalmente se aplica esa distribución a la TGF y así se obtienen las tasas proyectadas por grupos de edades.

Uno de los criterios generales para proyectar la fecundidad está basado en la teoría de la transición demográfica, que supone que en el largo plazo esta variable descenderá hasta llegar a una situación de reemplazo. Este descenso podría describirse, en general, mediante un comportamiento de tipo logístico. Para ello, el CELADE, usa habitualmente la siguiente función:

$$TGF(t) = K_1 + \frac{K_2}{1 + e^{a+bt}}$$

en que:  $TGF(t)$  — Tasa Global de Fecundidad en el momento  $t$ .

$K_1 + K_2$  — Asíntota superior.

$K_1$  — Asíntota inferior.

$a, b$  — Parámetros.

$t$  — Tiempo.

A fin de definir la función son necesarios 4 pivotes, pues debe contarse con los valores de  $K_1$ ,  $K_2$ ,  $a$  y  $b$ . Generalmente se definen los siguientes valores:

$K_1 + K_2$  — Asíntota superior, que correspondería a la TGF más alta (observada o supuesta), para el país en un pasado más o menos remoto.

$K_1$  — Asíntota inferior, que es el valor final de la TGF en el proceso de transición. Se puede elegir una TGF tal que, combinada con una mortalidad límite futura, conduzca a una Tasa Neta de Reproducción igual a la unidad. (TGF aproximadamente igual a 2,1).

$TGF(0)$  — TGF para el momento de comienzo de la proyección, que en general es el período 1975-80.

$TGF(T)$  — TGF correspondiente a un momento  $T$  del futuro, que podría ser el período 1995-2000 ( $T=20$ ).

Así, pueden calcularse los valores de  $a$  y  $b$  resolviendo el sistema de ecuaciones correspondiente:

$$a = en \left[ \frac{K_1 + K_2 - TGF(0)}{TGF(0) - K_1} \right]$$
$$b = 1/T \left[ en \left[ \frac{K_1 + K_2 - TGF(T)}{TGF(T) - K_1} \right] a \right]$$

Por ejemplo, en una reciente revisión de las proyecciones de México, para las hipótesis media y alta de fecundidad, se adoptaron los siguientes valores:

	<i>Media</i>	<i>Alta</i>
$K_1 + K_2$	7	7
$K_1$	2,2	2,5
$TGF(0)$	5	5 ( <i>corresponde al año 1979; última estimación disponible</i> )
$TGF(18)$	3	3,8 ( <i>corresponde al periodo 1995-2000</i> )

lo que condujo a las siguientes funciones:

$$\text{Media: } TGF(t) = 2,2 + \frac{4,8}{1 + e^{-0,3365+0,1081t}}$$

$$\text{Alta: } TGF(t) = 2,5 + \frac{4,5}{1 + e^{-0,2231+0,0624t}}$$

Con estas expresiones se calcularon las TGF desde el período 1980-85 hasta el final de la proyección, pero para el pasado se mantuvieron las TGF observadas. En el cuadro 2 y el gráfico 1 se presentan los valores desde el año 1950 hasta el 2025.

Como se dijo antes, ésta es una manera de definir la logística, pero dependiendo del caso concreto - debe buscarse la forma más adecuada. En el mismo caso de México, para la hipótesis baja, que coincide con lo planteado como meta de la política de población del país, se tomó como  $TGF(0)$  un valor de 6,03 correspondiente a una estimación para el año 1975 y  $TGF(T) = 4,4$  para el período 1980-85 (valor establecido como meta de política). Las asíntotas superior e inferior fueron 7 y 2 respectivamente, conduciendo a valores de  $a = -1,4242$  y  $b = 0,2149$  (véase los resultados de TGF en el cuadro 2 y gráfico 1).

Cuadro 2  
**PROYECCION DE LA TASA GLOBAL DE FECUNDIDAD DE MEXICO**  
**HIPOTESIS MEDIA, BAJA Y ALTA. PERIODO 1950-2025**

Período	Hipótesis		
	Media	Baja	Alta
1950 – 1955	6,75	6,75	6,75
1955 – 1960	6,75	6,75	6,75
1960 – 1965	6,75	6,75	6,75
1965 – 1970	6,70	6,70	6,70
1970 – 1975	6,40	6,40	6,40
1975 – 1980	5,40	5,40	5,40
1980 – 1985	4,61	4,40	4,79
1985 – 1990	3,98	3,20	4,44
1990 – 1995	3,43	2,49	4,11
1995 – 2000	3,00	2,18	3,80
2000 – 2005	2,70	2,06	3,53
2005 – 2010	2,50	2,02	3,30
2010 – 2015	2,38	2,01	3,12
2015 – 2020	2,31	2,00	2,97
2020 – 2025	2,26	2,00	2,85

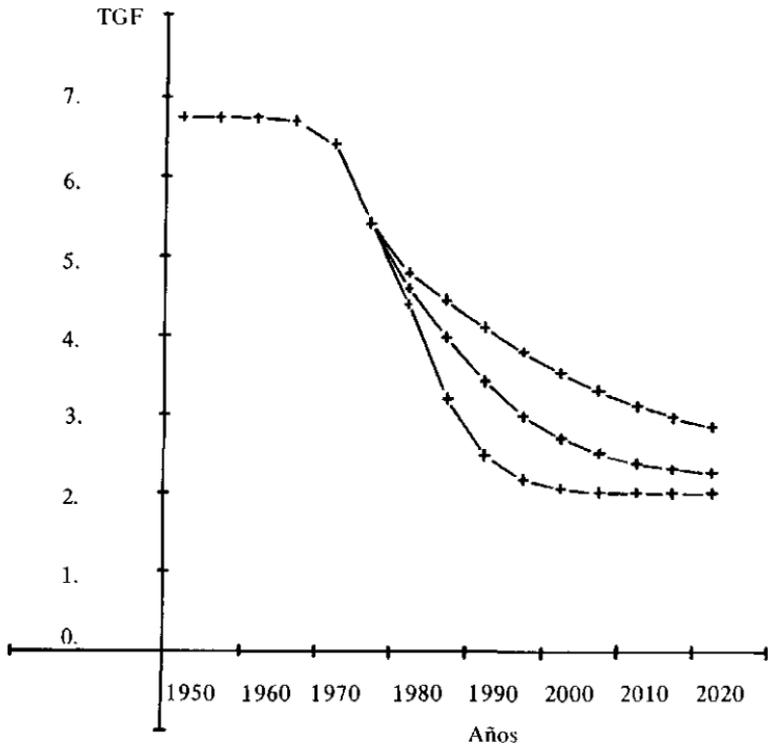
Es probable, en ciertos casos, que no sea adecuado el uso de la logística. Es necesario trabajar con flexibilidad, y no se puede tener un procedimiento único. Por ejemplo, si en un país la fecundidad está actualmente subiendo, como podría ser el caso de Argentina, quizás sea lo mejor usar otro procedimiento que respete la tendencia reciente, aunque luego comience a mostrar un descenso. La logística, u otra función matemática que se use, tiene como único papel el de presentar una evolución regular, que a veces es difícil lograr mediante procedimientos de extrapolación gráfica. En todo caso, lo importante es prestar atención a la determinación de los valores de la TGF en el pasado, presente y en las metas intermedias o finales que se quieren adoptar.

La División de Población de las Naciones Unidas<sup>25</sup> propone un método basado en modelos de curvas descendentes con un comportamiento aproximadamente logístico. Para seleccionar el modelo es necesario entrar con el nivel de la fecundidad al inicio de la proyección (TBR) y con el número de años que se cree son necesarios para

<sup>25</sup> Naciones Unidas, *Perspectivas de la población*. . . *op. cit.*, pág. 8.

Gráfico 1

**PROYECCION DE LA TASA GLOBAL DE FECUNDIDAD DE MEXICO. HIPOTESIS MEDIA, BAJA Y ALTA. 1950-2025**



Fuente: Cuadro 2.

llegar a una TBR = 1,0. Se definieron dos curvas hipotéticas: la *primera*, parte de una TBR = 2,9 y llega a TBR = 1 en 30 años, y la *segunda*, parte con una TBR = 3,5 y llega a la unidad 70 años después. La flexibilidad del modelo está en que, mediante interpolación, pueden encontrarse curvas que partan de otros valores de TBR o que tome un número de años diferente de 30 o 70 para llegar al equilibrio final. En el cuadro 3 y el gráfico 2 se presentan ejemplos de esa situación.

Cuadro 3

MODELOS DE DESCENSO Y LA FECUNDIDAD EXPRESADA EN TASA BRUTA DE REPRODUCCION EN FUNCION DEL NIVEL INICIAL DEL DESCENSO Y DE LOS AÑOS NECESARIOS PARA QUE LA TASA SEA IGUAL A LA UNIDAD

(continúa)

Número de años desde el comienzo del descenso	Número de años para llegar a una tasa bruta de reproducción de 1.0			
	70	60	50	
	<i>Nivel inicial: 3.50</i>			
0 .....	3,50	3,50	3,50	
5 .....	3,47	3,45	3,44	
10 .....	3,38	3,35	3,31	
15 .....	3,25	3,17	3,05	
20 .....	3,05	2,90	2,62	
25 .....	2,78	2,53	2,14	
30 .....	2,50	2,12	1,69	
35 .....	2,10	1,75	1,38	
40 .....	1,78	1,46	1,18	
45 .....	1,54	1,26	1,05	
50 .....	1,35	1,12	1,00	
55 .....	1,20	1,03		
60 .....	1,09	1,00		
65 .....	1,03			
70 .....	1,00			
Número de años desde el comienzo del descenso	Número de años para llegar a una tasa bruta de reproducción de 1.0			
	70	60	50	40
	<i>Nivel inicial: 3.30</i>			
0 .....	3,30	3,30	3,30	3,30
5 .....	3,27	3,25	3,24	3,23
10 .....	3,19	3,16	3,13	3,07
15 .....	3,07	3,01	2,93	2,72
20 .....	2,90	2,79	2,59	2,12
25 .....	2,69	2,50	2,13	1,61
30 .....	2,44	2,12	1,69	1,28
35 .....	2,10	1,75	1,38	1,09
40 .....	1,78	1,46	1,18	1,00
45 .....	1,54	1,26	1,05	
50 .....	1,35	1,12	1,00	
55 .....	1,20	1,03		
60 .....	1,09	1,00		
65 .....	1,03			
70 .....	1,00			

Cuadro 3

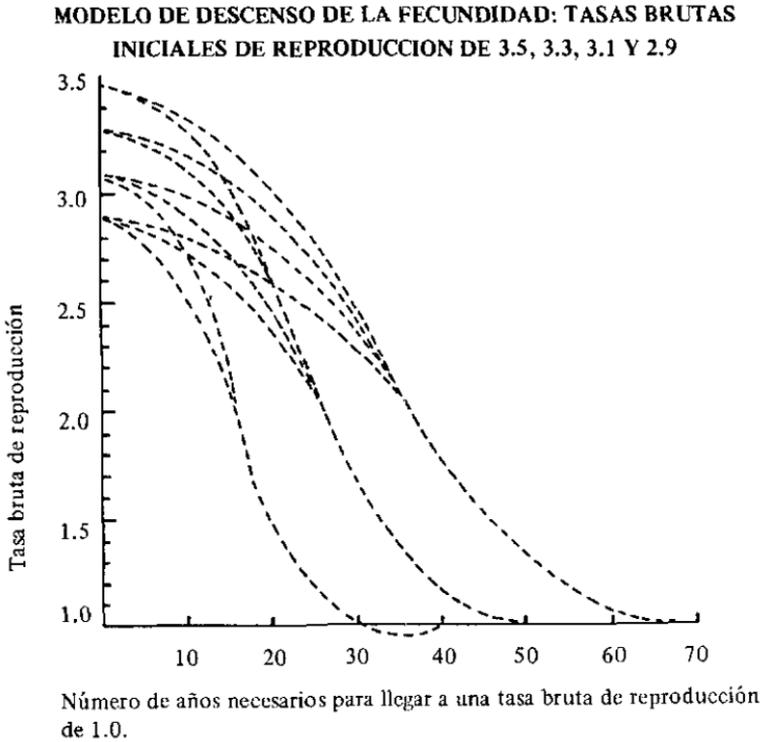
MODELOS DE DESCENSO Y LA FECUNDIDAD EXPRESADA EN TASA BRUTA DE REPRODUCCION EN FUNCION DEL NIVEL INICIAL DEL DESCENSO Y DE LOS AÑOS NECESARIOS PARA QUE LA TASA SEA IGUAL A LA UNIDAD

(continuación)

Número de años desde el comienzo del descenso	Número de años para llegar a una tasa bruta de reproducción de 1.0				
	70	60	50	40	30
	<i>Nivel inicial: 3.10</i>				
0.....	3,10	3,10	3,10	3,10	3,10
5.....	3,07	3,05	3,04	3,02	3,00
10.....	3,00	2,97	2,94	2,88	2,77
15.....	2,90	2,84	2,75	2,60	2,15
20.....	2,75	2,65	2,48	2,11	1,47
25.....	2,58	2,41	2,10	1,61	1,18
30.....	2,37	2,10	1,69	1,28	1,00
35.....	2,10	1,75	1,38	1,09	0,95
40.....	1,78	1,46	1,18	1,00	1,00
45.....	1,54	1,26	1,05		
50.....	1,35	1,12	1,00		
55.....	1,20	1,03			
60.....	1,09	1,00			
65.....	1,03				
70.....	1,00				
	<i>Nivel inicial: 2.90</i>				
0.....	2,90	2,90	2,90	2,90	2,90
5.....	2,87	2,85	2,84	2,82	2,79
10.....	2,81	2,78	2,74	1,69	2,57
15.....	2,72	2,67	2,60	2,46	2,08
20.....	2,60	2,52	2,38	2,10	1,47
25.....	2,47	2,33	2,09	1,61	1,18
30.....	2,30	2,09	1,69	1,28	1,00
35.....	2,10	1,75	1,38	1,09	0,95
40.....	1,78	1,46	1,18	1,00	1,00
45.....	1,54	1,26	1,05		
50.....	1,35	1,12	1,00		
55.....	1,20	1,03			
60.....	1,09	1,00			
65.....	1,03				
70.....	1,00				

Fuente: Naciones Unidas, *Perspectivas de la ...*, op. cit., pág. 9.

Gráfico 2



Fuente: Cuadro 3.

#### IV. PROYECCION DE LA ESTRUCTURA DE LA FECUNDIDAD POR EDADES

La Tasa Global de Fecundidad (TGF) puede interpretarse como el número medio de hijos por mujer al final del período reproductivo de una cohorte hipotética de mujeres que ha estado sujeta a la fecundidad por edades de un momento determinado, en la hipótesis de que fuera esa la fecundidad que tendría, a cada edad, la cohorte considerada, y suponiendo además que la mortalidad de las mujeres es nula hasta el fin del período reproductivo.

La distribución relativa de las tasas de fecundidad por edades indica, por lo tanto, la forma en que las mujeres han ido teniendo sus

hijos a través de la edad (tiempo). En ese sentido, es posible encontrar para un nivel determinado de fecundidad (medido por la TGF) formas distintas de la curva de fecundidad por edades. De ahí que sea común oír hablar de curvas con cúspide temprana, dilatada y tardía, de la edad media de la fecundidad y de su dispersión como indicadores de la estructura.

Dentro del esquema que presenta Pressat<sup>26</sup> para caracterizar un fenómeno demográfico, la TGF mediría la "intensidad" con que se presentan los hechos, y la distribución relativa de la fecundidad por edades representa el "calendario"<sup>27</sup>, es decir la forma en que se dan a través del tiempo (en este caso para una cohorte ficticia). La "intensidad" y el "calendario" están en general asociados entre sí, no son conceptos totalmente puros. Tal es así, que comúnmente se acepta que a una fecundidad baja le corresponde una estructura por edades más joven y menos dispersa que en el caso de un nivel de alta fecundidad<sup>28</sup>.

Habitualmente se proyecta el nivel general (TGF) y, tratando de mantener cierta coherencia con él, se proyecta independientemente la estructura de la fecundidad por edades, pero es muy poco lo que se ha hecho en relación a la elaboración de criterios con tal fin. En este trabajo se presenta un procedimiento que puede ser de utilidad para proyectar esa estructura. Este procedimiento se inspira en ideas de Brass<sup>29</sup> y Kandiah<sup>30</sup>, quienes se basan en la función de Gompertz linealizada mediante una transformación logarítmica.

---

<sup>26</sup> Pressat, R.: Pour une vision unifiée des méthodes de l'analyse démographique. En *Population*. Número Especial. INED, Paris, set. 1977.

<sup>27</sup> En francés "calendrier". En español no existe una palabra precisa para traducir este concepto, y la que más se acerca es "patrón".

<sup>28</sup> Naciones Unidas; *Boletín de Población de las Naciones Unidas*, No.7. Nueva York, 1963.  
Camisa, Z.; *Introducción al Estudio de la Fecundidad*. CELADE, Serie B No. 1007, San José, 1975.

<sup>29</sup> Brass, W.; *The relational Gompertz Model of Fertility*. (Inédito).  
Brass, W.; *An Application of the relational Gompertz Model of Fertility*. (Inédito).

<sup>30</sup> Kandiah, V.; *The use of the Relational Fertility Model Parameters in Population Projections*. EAST WEST CENTER. (Inédito).

### 1. El modelo del doble logaritmo de la función de Gompertz

Muchos autores han planteado la posibilidad de representar la fecundidad actual acumulada ( $F(x) = \sum_{15}^x f_x$ ) o la paridez media (número medio de hijos por mujer a una edad determinada) a través de la función de Gompertz. Se han desarrollado, incluso, métodos de estimación de la Tasa Global de Fecundidad basados en esta función<sup>31</sup>.

Quizás lo que diferencia la forma de encarar la cuestión por Brass, frente a los intentos anteriores, es la flexibilidad del modelo que propone, lo que se refleja en un mayor respeto por los datos observados y en la importancia del juicio crítico del demógrafo para estudiar la coherencia de los resultados, lo que constituye una constante en todas las técnicas desarrolladas por él.

#### a) Desarrollo del modelo:

La representación de la fecundidad acumulada mediante la función de Gompertz sería la siguiente:

$$F(x) = (TGF) A^{B^x} \quad (1)$$

donde:  $x$  — es la variable edad.

$F(x)$  — es la fecundidad acumulada hasta la edad  $x$  (por suma de las tasas).

$(TGF)$  — Tasa Global de Fecundidad, que es el valor de  $F(x)$  para la edad límite superior del período reproductivo.

$A$  y  $B$  — Parámetros positivos y menores que 1.

---

<sup>31</sup> Brass, W.; *Cuatro lecciones*. CELADE, Serie D, No.91, Sesión III.

La distribución relativa acumulada adopta, entonces, la siguiente forma:

$$\frac{F(x)}{TGF} = A^{B^x} \quad (2)$$

Aplicando logaritmo natural, se tiene:

$$\ln \frac{F(x)}{TGF} = B^x \ln A$$

Dado que los miembros de la igualdad son negativos, se multiplica por  $(-1)$  y se aplica nuevamente logaritmo natural:

$$\ln \left[ -\ln \frac{F(x)}{TGF} \right] = x \ln B + \ln (-\ln A) \quad (3)$$

lo que constituye una recta de la forma:

$$V(x) = \alpha_o + \beta_o x \quad (4)$$

en que:

$$V(x) = \ln \left[ -\ln \frac{F(x)}{TGF} \right]$$

$$\alpha_o = \ln (-\ln A)$$

$$\beta_o = \ln B$$

Considérese ahora una distribución estándar (modelo)  $\frac{F^s(x)}{(TGF)^s}$ ; en ese caso:

$$V^s(x) = \alpha_s + \beta_s x \quad (5)$$

en que:

$$V^s(x) = \ln \left[ -\ln \frac{F^s(x)}{(TGF)^s} \right]$$

Si  $V(x)$  y  $V^s(x)$  se comportan linealmente con respecto a la edad  $x$ , también habrá una relación lineal entre ellos, ya que de (5) se obtiene:

$$x = \frac{1}{\beta_s} V^s(x) - \frac{\alpha_s}{\beta_s}$$

que, sustituyendo en (4), conduce a:

$$V(x) = \alpha_o - \alpha_s \frac{\beta_o}{\beta_s} + \frac{\beta_o}{\beta_s} V^s(x)$$

y llamando:

$$\alpha = \alpha_o - \alpha_s \frac{\beta_o}{\beta_s} \quad \text{y} \quad \beta = \frac{\beta_o}{\beta_s}$$

se tiene que:

$$V(x) = \alpha + \beta V^s(x) \quad (6)$$

El desarrollo planteado tiene gran similitud con lo que Brass ha desarrollado en el campo de la mortalidad a través del sistema logito<sup>32</sup>.

A continuación se presenta un ejemplo que permite apreciar empíricamente esta relación. En el gráfico 3 se representan los valores siguientes:

*Abscisa*  $V^s(x)$  - valores correspondientes a Chile, período 1970-75.

*Ordenada*  $V(x)$  - valores correspondientes a Chile, períodos 1955-1960, 1965-1970 y 1970-1975.

---

<sup>32</sup> Brass, W.; *Métodos para estimar la fecundidad y la mortalidad en poblaciones con datos limitados*. CELADE, Serie E No.14, pág. 135.

Cuadro 4

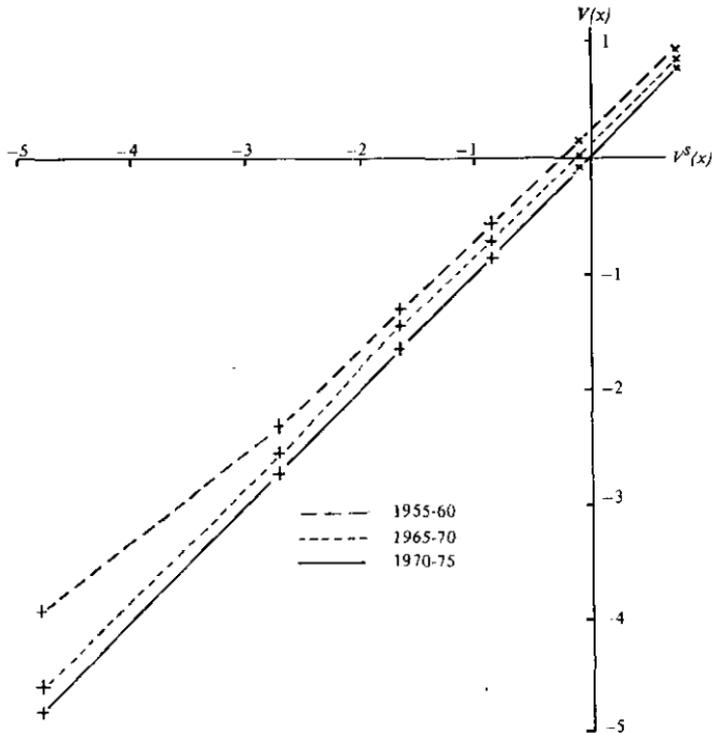
CHILE, CALCULO DEL DOBLE LOGARITMO DE LA ESTRUCTURA DE FECUNDIDAD ACUMULADA  
PERIODOS 1950-1955, 1965-1970 y 1970-1975

Grupos de edades	1950-1955			1965-1970			1970-1975		
	$S^f_x$	$\frac{F(x)}{TGF}$	$V(x)$	$S^f_x$	$\frac{F(x)}{TGF}$	$V(x)$	$S^s_x$	$\frac{F^s(x)}{(TGF)^s}$	$V^s(x)$
15-19	0,0780	-	-	0,0789	-	-	0,0776	-	-
20-24	0,2266	0,08130	0,92012	0,2079	0,09752	0,84490	0,1850	0,11653	0,76527
25-29	0,2319	0,31749	0,13742	0,2018	0,35447	0,03646	0,1652	0,39435	0,07203
30-34	0,1905	0,55920	-0,54259	0,1464	0,60388	-0,68443	0,1212	0,64244	-0,81535
35-39	0,1435	0,75777	-1,28236	0,1129	0,78482	-1,41759	0,0751	0,82445	-1,64485
40-44	0,0700	0,90734	-2,33057	0,0528	0,92436	-2,54271	0,0363	0,93723	-2,73600
45-49	0,0189	0,98030	-3,91721	0,0084	0,98962	-4,56248	0,0055	0,99174	-4,79225
TGF	4,7970			4,0455			3,3295		
$\hat{\alpha}$			0,2078			0,1049			0,00000
$\hat{\beta}$			0,8889			0,9634			1,00000

Fuente: Pujol, J.M.: Chile. *Proyecciones de la población por sexo y grupos quinquenales de edades*. 1950-2000. CELADE 1978. (Inédito).

Gráfico 3

CHILE: DOBLE LOGARITMO DE LA ESTRUCTURA DE LA  
FECUNDIDAD ACUMULADA DE LOS PERIODOS 1955-60, 1965-70  
Y 1970-75 CON RESPECTO AL PERIODO 1970-75 CONSIDERADO  
COMO ESTANDAR



Fuente: Cuadro 4

En el cuadro 4 se pueden apreciar las tasas de fecundidad quinquenales para Chile en los tres periodos y el proceso de cálculo de las funciones  $V(x)$  y  $V^s(x)$  respectivamente.

Los valores de  $\alpha$  y  $\beta$  se obtienen ajustando los seis puntos por el método de promedios, en que se plantean las siguientes ecuaciones:

$$\bar{V}_1(x) = \alpha + \beta \bar{V}_1^s(x)$$

$$\bar{V}_2(x) = \alpha + \beta \bar{V}_2^s(x)$$

siendo:

$$\bar{V}_1 = \frac{V(20) + V(25) + V(30)}{3} \quad , y$$

$$\bar{V}_2 = \frac{V(35) + V(40) + V(45)}{3}$$

$\bar{V}_1^s$  y  $\bar{V}_2^s$  son los mismos conceptos para la distribución estándar.

Entonces,

$$\hat{\beta} = \frac{\bar{V}_2 - \bar{V}_1}{\bar{V}_2^s - \bar{V}_1^s} \quad (7)$$

$$\hat{\alpha} = \bar{V}_1(x) - \hat{\beta} \bar{V}_1^s(x) \quad (8)$$

b) *Significado de los parámetros:*

La fórmula fundamental del modelo es, entonces, la siguiente:

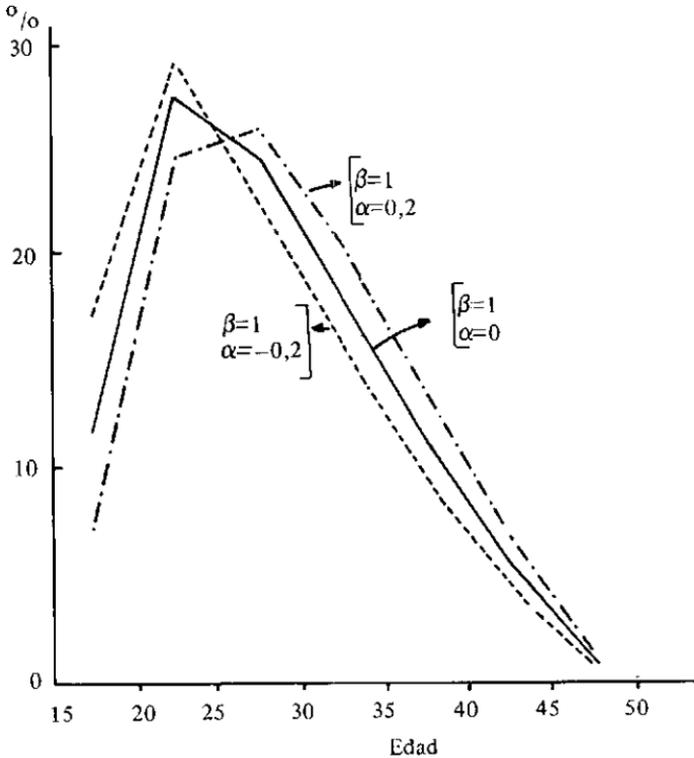
$$V(x) = \alpha + \beta V^s(x) \quad \text{siendo}$$

$$V(x) = \ell n \left[ \dots \ell n \frac{F(x)}{TGF} \right]$$

Sin duda,  $\alpha$  y  $\beta$  son los parámetros que diferencian la estructura observada de la estándar. El parámetro  $\alpha$  representa fundamentalmente la diferencia en la edad media de la fecundidad, y  $\beta$  está más ligado con la dispersión de las tasas de fecundidad por edades. Esto se comprueba fácilmente realizando el ejercicio que se presenta en los gráficos 4 y 5.

Gráfico 4

**MODIFICACIONES DE LA ESTRUCTURA DE LA FECUNDIDAD DE CHILE (1970-1975) TOMANDO  $\beta = 1$  Y HACIENDO VARIAR  $\alpha$  MEDIANTE LA RELACION  $V(x) = \alpha + \beta V^s(x)$**

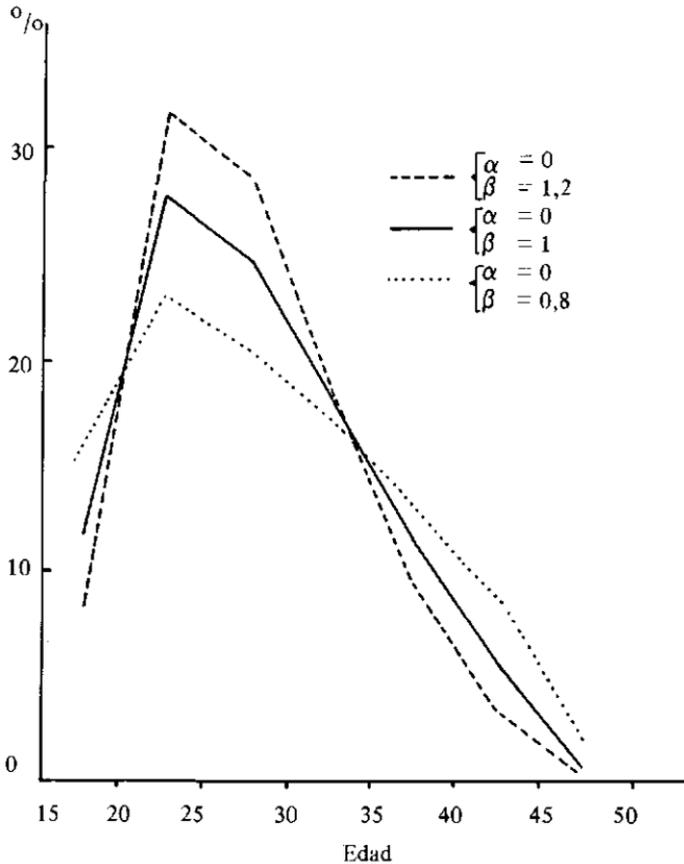


En el gráfico 4 se toma  $\beta = 1$  constante y se hace variar  $\alpha$ , observándose que un  $\alpha < 0$  traslada la curva hacia la izquierda, implicando una menor edad media de la fecundidad, y que un  $\alpha > 0$  conduce a lo contrario.

Cuando se mantiene constante  $\alpha = 0$  y se hace variar  $\beta$ , (gráfico 5), se observa que un  $\beta > 1$  significa mayor concentración de las tasas con respecto al estándar, y un  $\beta < 1$ , por lo tanto, una menor concentración.

Gráfico 5

**MODIFICACIONES DE LA ESTRUCTURA DE LA FECUNDIDAD DE CHILE (1970-1975) TOMANDO  $\alpha = 0$  Y HACIENDO VARIAR  $\beta$  MEDIANTE LA RELACION  $V(x) = \alpha + \beta V^s(x)$**



En resumen:

$\alpha < 0$  *edad media* de la fecundidad *menor* que la estándar.

$\alpha > 0$  *edad media* de la fecundidad *mayor* que la estándar.

$\beta > 1$  *mayor concentración* de las tasas de fecundidad por edades que en la estándar.

$\beta < 1$  *menor concentración* de las tasas de fecundidad por edades que en la estándar.

Si, tal como se mencionó antes, existe asociación entre el nivel de la fecundidad y su estructura (representada en este caso por los dos parámetros), es de esperar que si la fecundidad considerada es más baja que la correspondiente a la estándar se dé la combinación de un  $\alpha < 0$  con  $\beta > 1$ , y si se trata de un nivel más elevado se esperaría un  $\alpha > 0$  con un  $\beta < 1$ . Esto sería una regla general que permitiría estudiar la coherencia de la información de un país que experimenta cambios en sus niveles de fecundidad, pero sin duda que la realidad es mucho más compleja y es posible que se den combinaciones distintas a las descritas.

## 2. *Proyección de la estructura*

### a) *Relación entre nivel y estructura de la fecundidad:*

La distribución relativa de la tasa de fecundidad por edades depende en definitiva del nivel de la fecundidad correspondiente a cada grupo de edades. En la medida en que la fecundidad descende, apartándose de los niveles naturales, la estructura o forma de la curva tendrá que ver con la intensidad del descenso en los diferentes grupos de edades, el cual, por cierto, puede darse de múltiples formas, según como actúen las llamadas variables intermedias.

Aunque para un nivel determinado de fecundidad pueden haber variadas formas de la estructura de la fecundidad por edades, es posible establecer algunas normas generales de comportamiento. En la medida en que se consideran niveles de fecundidad más bajos, la estructura se caracteriza por un mayor porcentaje a edades más tempranas (reduciéndose, por lo tanto, la edad media de la fecundidad) y, además, por un mayor grado de concentración de la curva en las edades de alta fecundidad. Esto se debe al descenso más pronunciado de la fecundidad de

mujeres de más edad. Un interesante examen de este aspecto puede verse en el Boletín No.7 de las Naciones Unidas, donde se analiza el problema en base a la experiencia de 72 países de todas las regiones del mundo.

Si existe asociación entre el nivel general de la fecundidad y su distribución relativa por edades, es de esperar, entonces, que también haya cierta relación entre el nivel general y los parámetros  $\alpha$  y  $\beta$ , dado que estos definen una estructura por edades de la fecundidad determinada a partir de una estructura estándar. Para analizar estos aspectos considerando las variaciones de la fecundidad para un país o región a través del tiempo, podría considerarse la siguiente relación:

$$V(x,t) = \alpha(t) + \beta(t)V^s(x,t_s) \quad (9)$$

en que:  $t$  — es el momento o período  $t$ .

$t_s$  — es el momento o período que corresponde a la estructura estándar elegida.

$$V(x,t) = \ln \left[ - \ln \frac{F(x,t)}{TGF(t)} \right] \quad , \text{ es decir el doble logaritmo de la estructura correspondiente al momento } t.$$

$V^s(x,t_s)$ , igual que el anterior, pero con respecto al momento  $t_s$ .

$\alpha(t)$  y  $\beta(t)$  tienen el mismo significado que  $\alpha$  y  $\beta$ , pero en este planteo son función del tiempo.

¿Qué debería ocurrir con  $\alpha(t)$  y  $\beta(t)$  si la fecundidad del país en estudio estuviera bajando? De acuerdo a lo visto en la sección IV.1.b, debería esperarse una relación directa entre el nivel general de la fecundidad y  $\alpha(t)$  y una relación inversa con  $\beta(t)$ . Vasantha Kandiah<sup>33</sup>, usando información de Corea, Nueva Zelanda, Estados Unidos, Singapur y Taiwan, muestra que, en términos generales, ese comportamiento previsto se cumple.

---

<sup>33</sup> Kandiah, V.; *The use of the Relational. . . op. cit.*

En este ejercicio se presenta el caso de Chile, país latinoamericano con buenos registros y que ha experimentado descensos de la fecundidad en los últimos años. La información usada se tomó de la proyección de población vigente actualmente; por lo tanto, los niveles de fecundidad y las estructuras consideradas corresponden a períodos quinquenales (1950-1955, 1955-1960, 1960-1965, 1965-1970, etc.). Se estimaron  $\alpha(t)$  y  $\beta(t)$  a partir de la relación (9), mediante la forma descrita en IV.1.a, (relaciones (7) y (8) y considerando como estándar el período 1970-1975). La evolución de estos parámetros se presenta en el cuadro 5 y en el gráfico 6. Con la finalidad de ver la relación existente con el nivel general de la fecundidad se incluye también la Tasa Bruta de Reproducción ( $R'$ ).

Como experiencia observada, interesa el período 1950-1975, en el cual se observa una notable relación entre los valores de  $\alpha(t)$  y  $\beta(t)$  con los correspondientes a  $R'$ .

b) *Proyección:*

La proyección de la estructura se hace, generalmente, adoptando una distribución meta para el último período de la proyección e interpolando para los períodos intermedios en base a los valores adoptados para la Tasa Bruta de Reproducción. Esta estructura meta puede ser tomada de modelos teóricos<sup>34</sup>, o de países con niveles de fecundidad similares al adoptado para el final de la proyección.

¿Cuán coherente es la estructura proyectada así, en relación con la correspondiente a la tendencia pasada? Para dar respuesta a esta interrogante es de gran utilidad el análisis de  $\alpha(t)$  y  $\beta(t)$  correspondiente al período proyectado y al anterior.

En el cuadro 5 y en el gráfico 6 se incluyen, para Chile, los valores de  $\alpha(t)$ ,  $\beta(t)$  y  $R'$  correspondientes al período 1975-2000, considerando la misma estructura estándar utilizada antes (período 1970-1975).

---

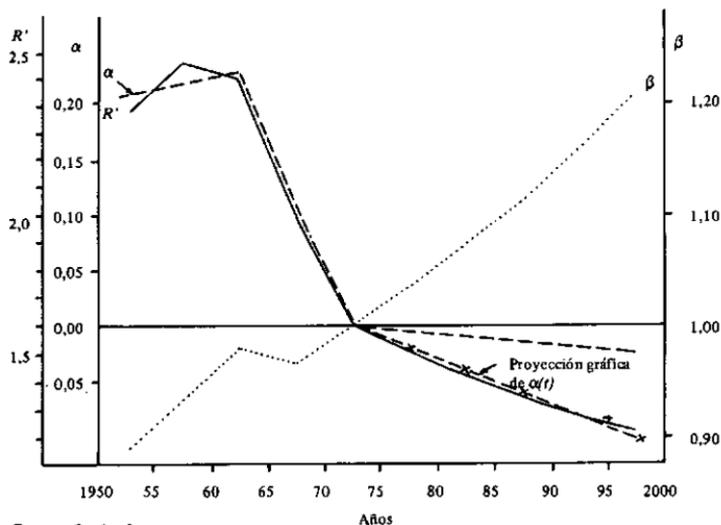
<sup>34</sup> Naciones Unidas; *Boletín de Población de las Naciones Unidas*, op. cit.

Cuadro 5  
**CHILE. TASA BRUTA DE REPRODUCCION ( $R'$ ),  $\alpha(t)$  y  $\beta(t)$ .**  
**PERIODO 1950-2000**

Período	Chile		
	$\alpha(t)$	$\beta(t)$	$R'$
1950-1955	0,20783	0,88886	2,33
1955-1960	0,21792	0,93119	2,53
1960-1965	0,22725	0,98094	2,43
1965-1970	0,10486	0,96340	1,97
1970-1975	0,00000	1,00000	1,62
1975-1980	-0,00580	1,03418	1,51
1980-1985	-0,01624	1,11411	1,34
1990-1995	-0,01999	1,16278	1,27
1995-2000	-0,02368	1,21112	1,22

Gráfico 6

**CHILE: EVOLUCION DE LA TASA BRUTA DE REPRODUCCION ( $R'$ ),  
 $\alpha(t)$  y  $\beta(t)$ . PERIODO 1950-2000**



Fuente: Cuadro 5

Se observa que  $\beta(t)$  continúa en forma coherente la tendencia anterior, pero que si bien  $\alpha(t)$  sigue su descenso, éste no acompaña en su intensidad a  $R'$ , tal como se observaba en el período pasado.

Si se mantiene la metodología usada hasta ahora para proyectar la distribución porcentual de las tasas de fecundidad, no hay duda que este tipo de ejercicio sería de gran utilidad para seleccionar la estructura meta más coherente. Otra alternativa muy prometedora es proyectar las tendencias de  $\alpha(t)$  y  $\beta(t)$  de acuerdo a la evolución supuesta de la  $R'$ . A continuación se ejemplifica este procedimiento con la información de Chile.

Para determinar  $\alpha(t)$  se proyectó la tendencia gráficamente, manteniendo la relación con  $R'$  (ver gráfico 6). Dado que el crecimiento de  $\beta(t)$  observado antes parece razonable —aunque quizás muy acelerado— se mantuvieron los mismos valores; de lo contrario se procedería a proyectar gráficamente su tendencia.

Luego de obtenidos los valores de  $\alpha(t)$  y  $\beta(t)$ , para cada período de la proyección, se procede a estimar  $V(x,t)$  mediante la relación (9), y a partir de estos valores se llega a la estructura proyectada (cuadro 6).

En los gráficos 7 y 8 pueden apreciarse las variaciones que van teniendo las estructuras correspondientes a la proyección realizada por los métodos tradicionales y a aquella realizada mediante la tendencia de los parámetros  $\alpha(t)$  y  $\beta(t)$ . Sin duda, aparece más notoria y ordenada la evolución obtenida mediante el segundo procedimiento, fundamentalmente a partir de los 30 años de edad.

Con este ejercicio se ha pretendido demostrar la utilidad que puede tener el uso del doble logaritmo de la función de Gompertz para el tratamiento de las estructuras de la fecundidad por edades, pero la investigación en este sentido debe continuar buscando formas más refinadas y claras de aplicación de estas ideas.

Es posible manejar los parámetros con flexibilidad, tratando de lograr una evolución de la estructura acorde con las hipótesis formuladas sobre el posible impacto de los factores determinantes

Gráfico 7

CHILE: ESTRUCTURA DE LA FECUNDIDAD SEGUN LA PROYECCION DEL CELADE

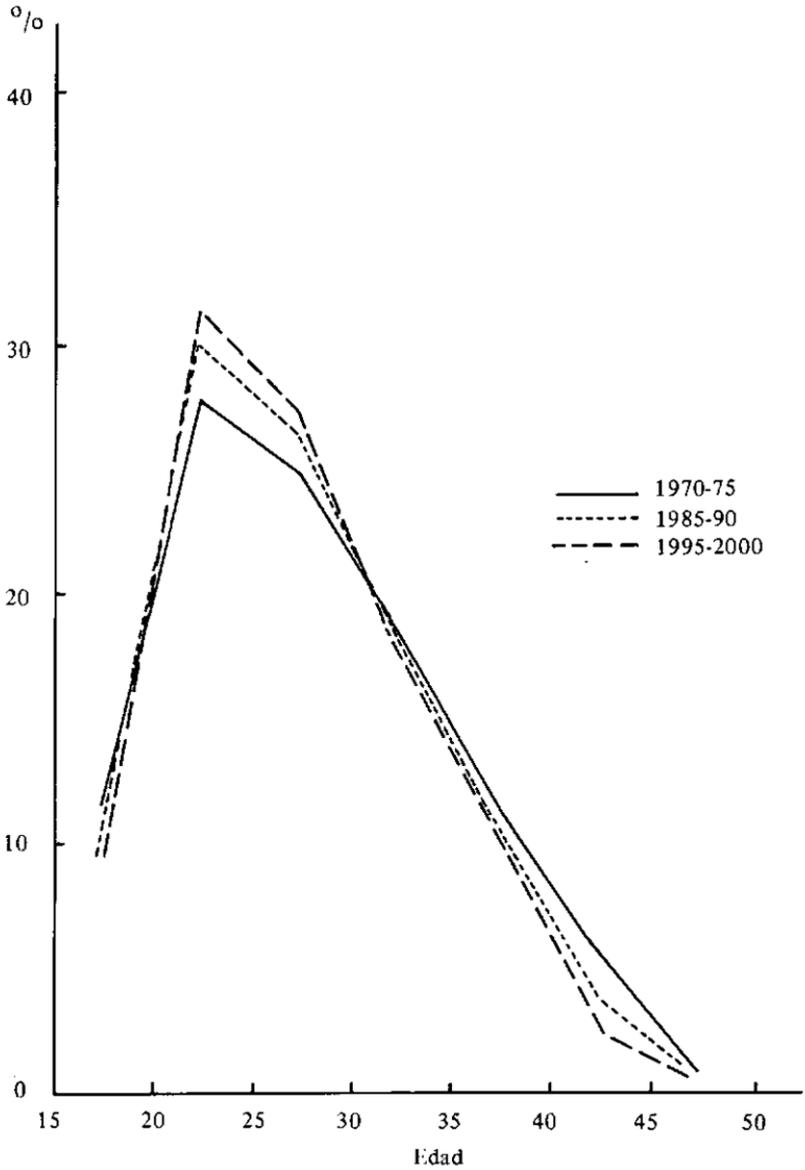
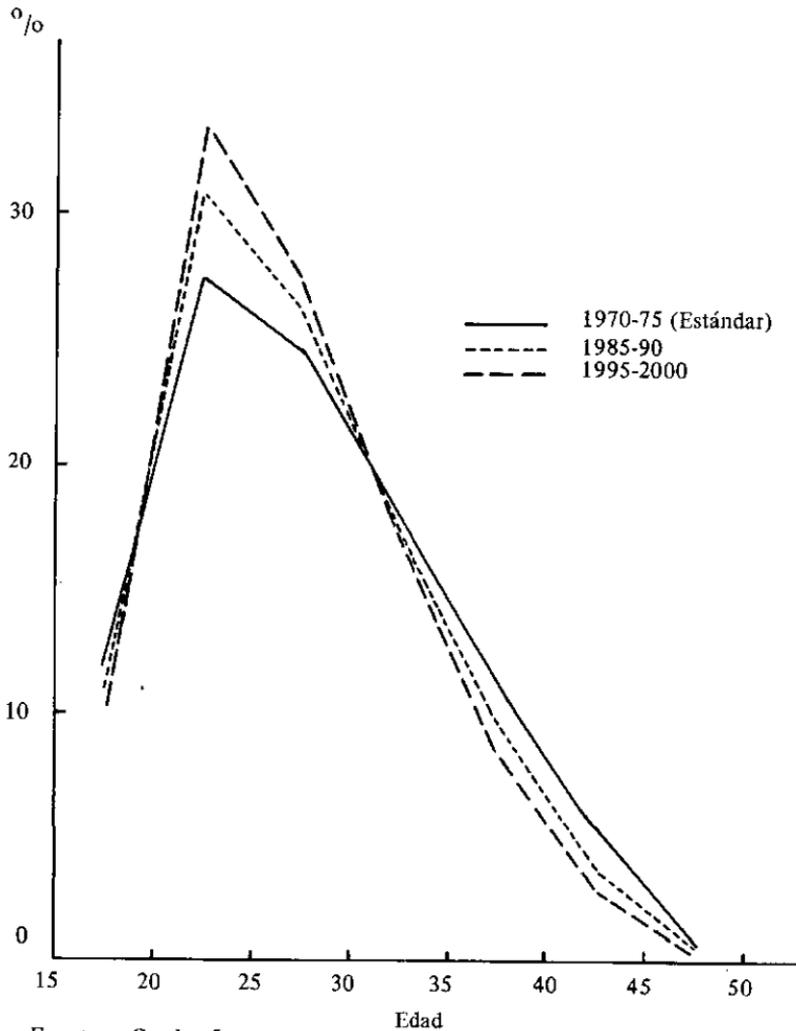


Gráfico 8

CHILE: ESTRUCTURA DE LA FECUNDIDAD PROYECTADA CON  
 $V(x) = \alpha + \beta V^s(x)$



Cuadro 6  
 CHILE. PROYECCION DE LA ESTRUCTURA DE LA FECUNDIDAD CON  $V(x,t) = \alpha(t) + \beta(t)V^s(x,t_g)$   
 PERIODO 1975-2000

Grupos de edades	Estructuras						
	Estándar	1975-1980	1980-1985	1985-1990	1990-1995	1995-2000	1995-2000 con $\beta=1.10$
15-19	0,11653	0,11500	0,11224	0,10980	0,10637	0,10225	0,1231
20-24	0,27782	0,28759	0,29874	0,30951	0,32258	0,33503	0,3112
25-29	0,24809	0,25328	0,25938	0,26476	0,27108	0,27719	0,2577
30-34	0,18201	0,18035	0,17841	0,17605	0,17287	0,16969	0,1706
35-39	0,11278	0,10756	0,10175	0,09619	0,08960	0,08353	0,0939
40-44	0,05451	0,04935	0,04393	0,03919	0,03401	0,02959	0,0389
45-49	0,00826	0,00688	0,00555	0,00451	0,00349	0,00272	0,0046
$\alpha(t)$	0,00000	-0,02000	-0,04000	-0,06000	-0,08300	-0,10250	-0,10250
$\beta(t)$	1,00000	1,03418	1,07491	1,11411	1,16278	1,21112	1,10000
$R'$	1,62	1,51	1,42	1,34	1,27	1,22	1,22

por grupos de edades. Por ejemplo, si en el caso planteado de Chile se piensa que es exagerado el grado de concentración de la fecundidad para 1995-2000, y que esto está provocado por un crecimiento muy acelerado de  $\beta$ , puede probarse con un valor menor. Si, por ejemplo, se adopta un  $\beta = 1,10$  se obtiene el resultado que aparece en la última columna del cuadro 6.

En una reciente revisión de la proyección de Costa Rica<sup>35</sup> se trabajó en una forma que combina el procedimiento que se usaba antes, basado en un modelo teórico tomado como meta, con el descrito aquí. El modelo teórico permitió darse valores de  $\alpha$  y  $\beta$  para el período final. De este modo, la estructura del modelo resulta modificada por la fecundidad real del propio país.

---

<sup>35</sup> Informe: "Costa Rica: Revisión de las proyecciones de población 1975-2025" elaborado por la Dirección General de Estadística y Censos en colaboración con el CELADE, 1982 (inédito).



# **3 | PROCEDIMIENTOS DE PROYECCIÓN DE LA MORTALIDAD. UTILIZADOS EN CELADE**

*José M. Pujol*

## INTRODUCCION

Aunque el tema principal que se trata en este documento es el referente a los procedimientos utilizados en CELADE para realizar proyecciones de la mortalidad, por sexo y edades, no se puede dejar de considerar el tema específico de las estimaciones de los niveles, tendencias y diferenciales de la mortalidad. De esas estimaciones, de su validez, dependerá en gran medida la forma que se adopte para realizar la proyección, y claro está, dependerá también hasta cierto punto, el rango de error que tendrán las estimaciones de la evolución futura de la mortalidad, en cada caso particular.

Parece además interesante incluir, a título ilustrativo, un panorama de las estimaciones y proyecciones de la mortalidad, actualmente adoptadas en los países y en CELADE, en términos de la esperanza de vida al nacer, con la indicación de la forma en que se estableció la mortalidad en el período, llamémoslo reciente pasado, esto es entre 1950 y 1980.

El documento consta de los siguientes capítulos: el primero presenta una descripción resumida de la forma en que se estimaron las tablas de vida básicas en cada país. La tabla de vida constituye el instrumento mediante el cual se establece el nivel y estructura por sexo y edad de la mortalidad en cada país. Teniendo en cuenta la in-

formación y los métodos utilizados, se puede dar un juicio, en cierta forma objetivo, de la validez o plausibilidad de las estimaciones establecidas, y en consecuencia, de la mayor o menor validez de las proyecciones que se prepararon para cada país de la región. En el segundo se describe el procedimiento de proyección de la mortalidad, es decir, la forma en que se calcula, para cada período quinquenal de la proyección, una tabla de vida. Se sugieren alternativas que permitan a los encargados de elaborar las proyecciones la selección de aquella más adecuada, de acuerdo a las condiciones del país para el cual se está realizando la proyección.

Al final de este capítulo se incluye la elaboración de tablas de vida límites. Las ideas básicas en que se apoya la construcción de estas tablas son las expuestas por Jean Bourgeois-Pichat en sus artículos publicados en 1952(1) y 1979(2). Sin embargo, para los fines de reflejar mejor las condiciones de la mortalidad de la mayoría de nuestros países se introdujeron modificaciones que toman en cuenta la estructura por edad de la mortalidad observada en la actualidad.

En el capítulo tercero se presentan casos de proyección de la mortalidad ilustrando las diferentes alternativas de manera detallada.

Finalmente se incluye un capítulo cuarto con algunos comentarios y conclusiones.

## I. ESTIMACIONES DE LA MORTALIDAD EN LOS PAISES DE AMERICA LATINA

### 1. *Evaluación de las informaciones disponibles.*

Parece innecesario insistir en que las fuentes tradicionales de información no proporcionan datos suficientes en cantidad y calidad para realizar estimaciones de los niveles, estructuras por sexo y edad, tendencias y otros diferenciales de la mortalidad en los países en desarrollo, en particular en los países de América Latina.

Varios estudios sobre la mortalidad en los países de América Latina, han puesto de relieve las limitaciones que se tiene al contar con informaciones escasas y de poca calidad (Ver Arretx (3), Chaciel (4), CELADE (5) entre otros).

Es conveniente, de todos modos, señalar que la situación varía entre los países y a través del tiempo y que se presentan situaciones contradictorias. Por una parte se han hecho avances importantes en el conocimiento de la mortalidad en algunos países donde no se sabía casi nada hasta comienzos de la década del 70; Bolivia es un buen ejemplo. El mejor conocimiento que se tiene ahora, se debe sustancialmente al uso de técnicas demográficas indirectas que han tenido especial desarrollo en las dos últimas décadas. Ellas permiten derivar estimaciones de la mortalidad a partir de información que se recoge en censos o encuestas, mediante preguntas, en general muy sencillas, que se formulan a la población acerca de la sobrevivencia de parientes cercanos.

Por otra parte, hay países donde los registros de hechos vitales, así como los censos de población, eran de una calidad que podía considerarse como razonablemente buena. En ellos se ha producido un deterioro, en alguna o en ambas fuentes de información, ya sea en algunos años específicos o, desafortunadamente, en otros casos el deterioro se ha extendido por algunos años. Las causas son variadas —no es el caso de analizarlas aquí— y sólo cabe destacar el efecto que han producido: interrupciones en las series anuales de los registros, establecimiento de años “de gracia” en los registros (con el consiguiente sobre-registro), deterioro en la calidad de los censos acentuando la falta de comparabilidad en el tiempo.

El panorama presentado en los párrafos anteriores parece desalentador y realmente lo es. Sin embargo, utilizando todas las informaciones disponibles, cualquiera sea la fuente, y aplicando los métodos más apropiados, según sea el caso, se han podido establecer estimaciones de la mortalidad para 20 países de la región, esto es, se han elaborado tablas de vida, por sexo, para todos los países. En el Boletín Demográfico No.33 (6) de CELADE se publican tablas de mortalidad por sexo para todos los países de América Latina, por quinquenios, entre 1950 y 1980.

La heterogeneidad que presentan los países de la región en cuanto a disponibilidad de informaciones y calidad de ellas, no permite seguir procedimientos uniformes para determinar la mortalidad, por sexo y edad. Es evidente que las estimaciones elaboradas a partir de buenos datos de registros vitales con información censal igualmente aceptable, tendrán una validez sobre la que no cabría dudas. En otras palabras, esas estimaciones reflejarían las condiciones reales de la mortalidad de un país. En cambio, las estimaciones que se derivan de escasas informaciones, fragmentarias, utilizando métodos indirectos —aunque hayan demostrado ser eficientes y robustos— y/o modelos, no necesariamente reflejarán con cabalidad la mortalidad experimentada por el país en estudio, aunque ellas pueden ser coherentes con otros indicadores socio-demográficos, constituyendo así estimaciones plausibles.

Teniendo en cuenta estas consideraciones, parece difícil utilizar criterios estrictos y rígidos para clasificar a los países de América Latina de acuerdo a la verosimilitud de las estimaciones sobre mortalidad: ella depende de la calidad de las informaciones disponibles, que a su vez determinan los procedimientos a seguir.

Siguiendo criterios que pueden considerarse relativamente objetivos, se aceptarán como confiables, y en consecuencia realistas, las estimaciones realizadas utilizando métodos directos a partir de datos de registros de defunciones y de la población por sexo y edad de los censos. Dentro de esta categoría se incluyen los siguientes países: Argentina, Chile, Costa Rica, Cuba, México, Uruguay y Venezuela. La población de estos países representaba en 1980, de acuerdo a las estimaciones del CELADE, en torno al 40 por ciento de la población de América Latina.

Otro grupo de países está constituido por aquéllos cuyas estimaciones de población se han elaborado utilizando información fragmentaria, a veces provenientes de registros, otras de encuestas retrospectivas, pero que han resultado ser coherentes con otros indicadores, ya sea de mortalidad o indicadores socio-demográficos en general. Dentro de esta categoría se incluyen: Brasil, Ecuador, Guatemala, Panamá y Perú, con un 44 por ciento de la población de América Latina. Es decir, para el 84 por ciento de la población de Amé-

Cuadro 1

AMERICA LATINA. CLASIFICACION DE LOS PAISES SEGUN  
LA CALIDAD DE LAS ESTIMACIONES DE MORTALIDAD CON  
INDICACION DE LAS FUENTES DE INFORMACION Y LOS  
METODOS UTILIZADOS EN LA CONSTRUCCION DE  
TABLAS DE VIDA MAS RECIENTES

Países	Años a que corresponde la información más reciente sobre registro de defunciones	Año del censo utilizado para la estimación de la población por edad	Método utilizado
<b>Grupo 1: Estimaciones confiables</b>			
Argentina	1976-1979	1980	Directo <sup>a/</sup>
Chile	1971-1974	1970	Directo <sup>a/</sup>
Uruguay	1974-1976	1975	Directo <sup>a/</sup>
Venezuela	1969-1971	1971	Directo <sup>a/</sup>
Costa Rica	1979-1981	1973	Directo <sup>a/</sup>
Cuba	1977-1978	1980	Directo <sup>a/</sup>
México	1969-1970	1970	Directo <sup>a/</sup>
<b>Grupo 2: Estimaciones razonablemente buenas</b>			
Brasil	1976-1980	1980	GBE, HT-HS <sup>b/</sup>
Ecuador	1970-1975	1972	GBE, HT-HS <sup>b/</sup>
Perú	1970-1975	1972	GBE, HT-HS <sup>b/</sup> , otros <sup>c/</sup>
Guatemala	1972-1973	1973	GBE, HT-HS <sup>b/</sup>
Panamá	1975-1980	1980	GBE, HT-HS <sup>b/</sup>

**Grupo 3: Estimaciones débiles**

En el resto de los países se utilizaron procedimientos indirectos con información proveniente tanto de censos como de encuestas.

- a/ Estimación de las probabilidades de morir a partir de las tasas centrales de mortalidad observadas.
- b/ GBE: Estimación de mortalidad adulta mediante el método de Brass (u otros similares) de distribución de las muertes por edades. HT-HS: Estimación de la mortalidad juvenil a partir de información de hijos tenidos e hijos sobrevivientes.
- c/ Se utilizaron también estimaciones basadas en orfandad y viudez.

Fuente: "Mortality and Health Policy" de Carmen Arretx. Documento presentado a la reunión 'Expert Group on Mortality and Health Policy' efectuada en Roma, abril 1983.

rica Latina se cuenta con estimaciones razonables o plausibles de la mortalidad actual. Para el resto de los países: Bolivia, Colombia, Haití, El Salvador, Nicaragua, República Dominicana, Honduras y Paraguay, las estimaciones son más débiles. En algunos de estos países son estimaciones derivadas de datos de calidad muy pobre; cabe señalar que entre ellos hay también una gran diversidad de situaciones.

En el cuadro 1 se presentan los países clasificados en tres grupos de acuerdo a la verosimilitud, que según nuestro criterio, tienen las estimaciones de mortalidad de los veinte países de América Latina.

## II. 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 "los componentes", en el cual se proyectan de manera separada la mortalidad, la fecundidad y la migración internacional. El CELADE está elaborando 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, que tiene especial interés en aquellos países que hacia el año 2000 tendrían una población superior a los cincuenta millones.

Las estimaciones de población, en principio, son realizadas para mediados de los años terminados en cero y cinco. Las variables se

estiman para cada quinquenio; en el caso de la mortalidad, se construyen tablas de mortalidad según sexo para cada quinquenio de la proyección. Es conveniente que estas tablas de mortalidad se presenten por edades individuales para los menores de cinco años, y por grupos quinquenales a partir de dicha edad y hasta los 95 años. Estas condiciones no son necesarias sino solamente 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 suponga 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 pro-

yección (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, pueden estimarse las tablas de mortalidad que corresponden a las esperanzas de vida.

Aquí se hace necesario explicitar 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 (7); lo novedoso dentro de la metodología que aquí se describe 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:

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

donde:

$y_x$  es el logito a la edad exacta  $x$

$\ell_x$  es la función sobrevivientes, de la tabla de mortalidad, a la edad exacta  $x$ . Se supone una raíz de la tabla igual a uno ( $\ell_0 = l$ ).

Supongamos que tanto la tabla de mortalidad inicial como la tabla de mortalidad límite pueden ser bien descritas en función de un mismo estándar. Es, entonces, 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  $(l - \ell_x)$  de la tabla de vida límite

$y_x^I$  es el logito de  $(l - \ell_x)$  de la tabla de mortalidad inicial

$y_x^S$  es el logito de  $(l - \ell_x)$  de la tabla de mortalidad estándar

$a_L$  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 estándar puede hacerse el su-

puesto 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  $(l-\ell_x)$  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, para quedar finalmente:

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

Esta es una simple interpolación lineal en el tiempo de los logitos de  $(l-\ell_x)$  de la tabla de mortalidad inicial y de la tabla de mortalidad límite.

Una vez que se han calculado los valores del logito de  $(l-\ell_x)$  para el momento  $t_K$ , se determina la función de sobrevivientes a edades exactas  $\ell_x$ . 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 deseadas 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 la existencia, en el país en estudio, de alguna política demográfica que así lo establece).

El proceso ahora sería diferente: en efecto, no se conoce a priori la fecha en que se alcanzará la mortalidad límite. La primera etapa consiste en determinar dicha fecha límite, lo que debe hacerse mediante la aplicación en forma iterativa de la relación (6) variando  $t_L$  sucesivamente hasta llegar a determinar el logito de  $(1-q_x)$  que implica la esperanza de vida al nacimiento propuesta. Conviene hacer este procedimiento iterativo 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 de las esperanzas de vida al nacer para cualquier período de la proyección. El problema reside en encontrar tablas de mortalidad que 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 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.

$\omega$  : es el peso que se calcula de manera iterativa, de forma de conseguir las  ${}_nq_x^K$

4. *Las tablas de mortalidad límite.*

Las tablas de mortalidad límite que se han venido utilizando hasta ahora para proyectar la mortalidad, son las que elaboró Jean Bourgeois-Pichat en 1952 (1). Alcanzan una esperanza de vida al nacer de 76,3 años para el sexo masculino y 78,2 para el sexo femenino.

En torno a 1977 Bourgeois-Pichat presentó un nuevo estudio sobre este tema (2). 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 la fuerza de la mortalidad a la edad  $x$  ( $\mu_x$ ) correspondiente 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 para las 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 presentada en el trabajo publicado en 1952 y consecuentemente se obtiene una esperanza de vida mayor, lo que queda reflejado en las cifras ya citadas. Sin embargo, no sucede lo mismo con la mortalidad del sexo masculino: la esperanza de vida al nacer es inferior a la estimada anteriormente y la estructura por edades 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 (Finlandia, Japón, Holanda, Noruega y Suecia), en los cuales se alcanzan valores de alre-

dedor de 73 años para hombres y de 79 años para mujeres. Por otra parte, Myers (8) citando un trabajo de Bourgeois-Pichat (9) indica la posibilidad de una esperanza de vida al nacer que pueda llegar incluso a los 100 años.

Para la construcción de la tabla de mortalidad límite se decidió aceptar la estructura de 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 (7) se trata, entonces de determinar el parámetro  $a$  de la ecuación que relaciona linealmente la reciente tabla de vida femenina de Bourgeois-Pichat (estándar) 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  $-0,1760$  para  $a$ ; recordemos que  $b = 1$  porque se conserva la estructura de la tabla considerada como estándar.

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 estándar la misma tabla de mortalidad femenina con  $b = 1$  y mediante un proceso similar al utilizado en el caso de las mujeres se determinó  $a = 0,2953$ . 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 de modo de conseguir una esperanza de vida al nacer de 76 años.

Finalmente, se impuso a ambas tablas límite las tasas de mortalidad infantil ( $q_0$ ) que Bourgeois-Pichat propone en su último estudio (2): de 0,0009 y 0,0006 para hombres y mujeres respectivamente; además se ajustaron las probabilidades de morir en el tramo de edades entre 1 y 10 años (en las tablas construidas por Bourgeois-Pichat provienen de una extrapolación) de modo que guarden coherencia con estructuras observadas; los restantes valores se mantuvieron. A partir de estos valores de  ${}_nq_x$  se construyeron las tablas límites que aparecen en los cuadros 2 y 3; debe agregarse que esta modificación de las tasas de mortalidad infantil no tiene prácticamente repercusión en los valores de la esperanza de vida al nacer.

Cuadro 2  
TABLA DE MORTALIDAD MASCULINA LIMITE

EDAD	$n$	$m(x,n)$	$q(x,n)$	$l(x)$	$d(x,n)$	$L(x,n)$	$T(x)$	$E(x)$	$P(x,n)$
									$P_b: 0,998888$
0	1	0,00090	0,00090	100000	90	99919	7600108	76,00	0,99939
1	1	0,00015	0,00015	99910	15	99901	7500189	75,07	0,00000
2	1	0,00014	0,00014	99895	14	99888	7400288	74,08	0,00000
3	1	0,00013	0,00013	99881	13	99874	7300400	73,09	0,00000
4	1	0,00012	0,00012	99868	12	99862	7200526	72,10	0,00000
5	5	0,00011	0,00057	99856	57	499138	7100664	71,11	0,99945
10	5	0,00010	0,00052	99799	52	498866	6601526	66,15	0,99930
15	5	0,00018	0,00088	99747	88	498517	6102660	61,18	0,99884
20	5	0,00029	0,00144	99659	144	497939	5604144	56,23	0,99807
25	5	0,00048	0,00242	99516	241	496978	5106205	51,31	0,99679
30	5	0,00080	0,00400	99275	397	495383	4609227	46,43	0,99470
35	5	0,00133	0,00661	98878	654	492756	4113844	41,61	0,99123
40	5	0,00220	0,01094	98224	1075	488436	3621088	36,87	0,98555
45	5	0,00363	0,01800	97150	1749	481378	3132652	32,25	0,97633
50	5	0,00598	0,02944	95401	2809	469984	2651275	27,79	0,96159
55	5	0,00976	0,04765	92593	4412	451933	2181291	23,56	0,93852
60	5	0,01580	0,07601	88181	6703	424146	1729358	19,61	0,90356
65	5	0,02520	0,11855	81478	9659	383242	1305212	16,02	0,85291
70	5	0,03943	0,17946	71819	12889	326872	921970	12,84	0,78336
75	5	0,06029	0,26195	58930	15437	256059	595098	10,10	0,69305
80	5	0,09018	0,36793	43493	16003	177461	339039	7,80	0,58145
85	5	0,13285	0,49864	27491	13708	103184	161579	5,88	0,44993
90	5	0,19376	0,65265	13783	8995	46426	58394	4,24	0,00000
95	5	0,40000	1,00000	4787	4787	11969	11969	2,50	0,00000
									$P(90, w): 0,204963$

$f(0): 0,1$      $f(1): 0,41$      $f(2): 0,47$      $f(3): 0,48$      $f(4): 0,48$

Cuadro 3

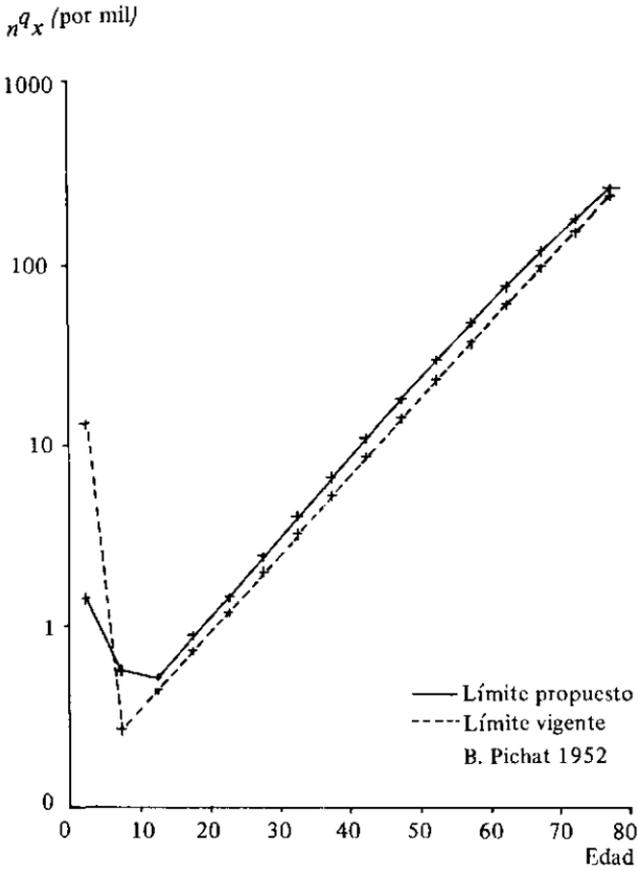
TABLA DE MORTALIDAD FEMENINA LIMITE

EDAD	$n$	$m(x,n)$	$q(x,n)$	$l(x)$	$d(x,n)$	$L(x,n)$	$T(x)$	$E(x)$	$P(x,n)$
									$P_b: 0,999279$
0	1	0,00060	0,00060	100000	60	99946	8250292	82,50	0,99970
1	1	0,00009	0,00009	99940	9	99935	8150346	81,55	0,00000
2	1	0,00008	0,00008	99931	8	99927	8050411	80,56	0,00000
3	1	0,00007	0,00007	99923	7	99919	7950484	79,57	0,00000
4	1	0,00006	0,00006	99916	6	99913	7850565	78,57	0,00000
5	5	0,00005	0,00025	99910	25	499488	7750652	77,58	0,99977
10	5	0,00004	0,00020	99885	20	499375	7251164	72,60	0,99973
15	5	0,00007	0,00034	99865	34	499240	6751789	67,61	0,99955
20	5	0,00011	0,00056	99831	56	499016	6252548	62,63	0,99925
25	5	0,00019	0,00095	99775	95	498639	5753533	57,66	0,99874
30	5	0,00031	0,00157	99680	156	498011	5254894	52,72	0,99792
35	5	0,00052	0,00260	99524	259	496973	4756883	47,80	0,99654
40	5	0,00087	0,00433	99265	430	495251	4259910	42,91	0,99423
45	5	0,00145	0,00721	98835	713	492395	3764659	38,09	0,99040
50	5	0,00241	0,01200	98123	1177	487670	3272264	33,35	0,98403
55	5	0,00404	0,01999	96945	1938	479881	2784594	28,72	0,97339
60	5	0,00679	0,03336	95007	3169	467113	2304712	24,26	0,95564
65	5	0,01147	0,05574	91838	5119	446392	1837599	20,01	0,92604
70	5	0,01956	0,09325	86719	8087	413378	1391207	16,04	0,87705
75	5	0,03377	0,15570	78632	12243	362554	977829	12,44	0,79790
80	5	0,05899	0,25706	66389	17066	289281	615275	9,27	0,67776
85	5	0,10314	0,40998	49323	20222	196062	325994	6,61	0,51689
90	5	0,17432	0,60705	29102	17666	101343	129932	4,46	0,00000
95	5	0,40000	1,00000	11436	11436	28589	28589	2,50	0,00000

 $P(90, w): 0,220029$  $f(0): 0,1$   $f(1): 0,41$   $f(2): 0,47$   $f(3): 0,48$   $f(4): 0,48$

Gráfico 1

PROBABILIDADES DE MORIR ( $nq_x$ ) MASCULINAS

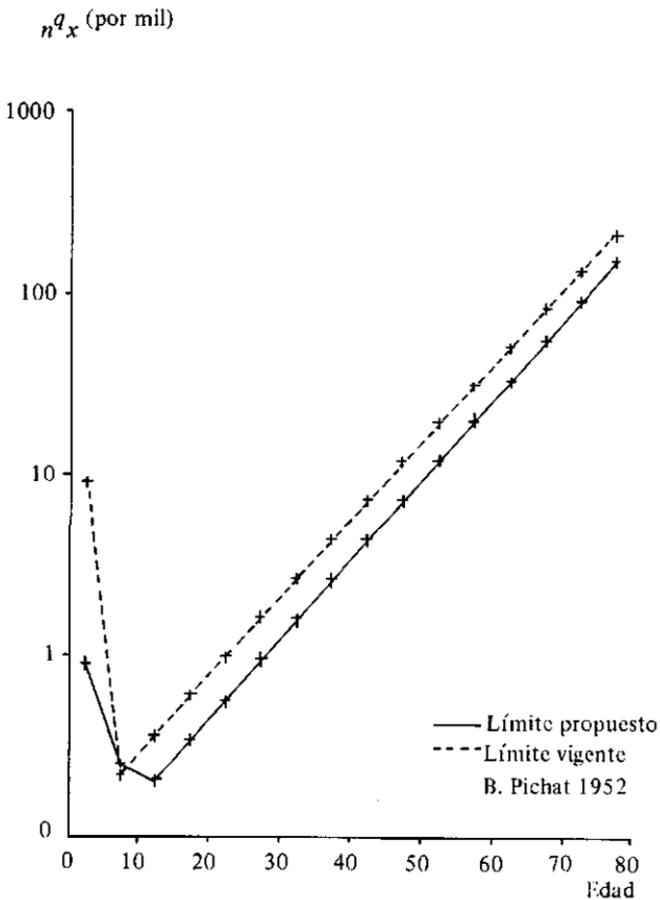


Fuentes: - Cuadro 2

- Bourgeois - Pichat, *op. cit.* (1)

Gráfico 2

PROBABILIDADES DE MORIR ( ${}_nq_x$ ) FEMENINAS



Fuentes: --Cuadro 3  
- Bourgeois - Pichat, *op. cit.* (1)

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 (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 estos valores están más de acuerdo con lo que es posible anticipar en este momento respecto a niveles mínimos de mortalidad, especialmente 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, debido al nuevo valor límite de la mortalidad infantil estimado por Bourgeois-Pichat. Las probabilidades de morir femeninas, en cambio, son ahora sistemáticamente inferiores a las antiguas (a excepción de la correspondiente al grupo 5-9), y guardan gran "paralelismo" entre ellas.

### III. 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 indicadas anteriormente. Estas aplicaciones se harán para Chile, país que cuenta con tablas de mortalidad por sexo referidas al 1° de enero de 1970, las que se presentan en los cuadros 4 y 5.

#### 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 en el capítulo anterior.

Cuadro 4

## CHILE. TABLA DE MORTALIDAD MASCULINA 1969-1970

EDAD	<i>n</i>	<i>m(x,n)</i>	<i>q(x,n)</i>	<i>l(x)</i>	<i>d(x,n)</i>	<i>L(x,n)</i>	<i>T(x)</i>	<i>E(x)</i>	<i>P(x,n)</i>
									Pb: 0,907229
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

P(90, w): 0,105261

f(0): 0,23 f(1): 0,41 f(2): 0,47 f(3): 0,48 f(4): 0,48

Cuadro 5

## CHILE: TABLA DE MORTALIDAD FEMENINA 1969-1970

EDAD	$n$	$m(x,n)$	$q(x,n)$	$l(x)$	$d(x,n)$	$L(x,n)$	$T(x)$	$E(x)$	$P(x,n)$
									$P_b: 0,920833$
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	2883179	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	0,91616
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	0,39480	30565	12067	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
									$P(90, w): 0,145832$

$f(0): 0,23$     $f(1): 0,41$     $f(2): 0,47$     $f(3): 0,48$     $f(4): 0,48$

- a) *Las tablas de mortalidad límite ubicadas en una fecha determinada.*

En el caso que nos ocupa supondremos que la mortalidad límite se alcanzará, para ser exactos, el 1° de enero del año 2050. Nos propondremos 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  $l \cdot q_x$  pueden ser calculados, ya que se tiene tanto la tabla inicial como la tabla límite; se puede así determinar los logitos de la tabla de mortalidad del período 1995-2000 aplicando la relación (6).

En los cuadros 6 y 7 están las tablas provenientes de esta operación. Para determinar las tablas de los períodos intermedios basta interpolar linealmente de acuerdo al tiempo, los pesos en la relación (6). En efecto, si escribimos dicha relación.

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

donde:

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

El valor de  $\omega$  variará linealmente respecto al tiempo entre  $\omega = 1$  para el momento inicial y  $\omega = 0,6500$  para el período 1995-2000. En el cuadro 8 están los valores de  $\omega$  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 planteadas se basa en la existencia de un valor meta para una fecha futura respecto a la esperanza de vida al nacimiento; esto puede deberse a que existen políticas de pobla-

Cuadro 6

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

EDAD	$n$	$m(x,n)$	$q(x,n)$	$l(x)$	$d(x,n)$	$L(x,n)$	$T(x)$	$E(x)$	$P(x,n)$
									$P_b: 0,979424$
0	1	0,01890	0,01862	100000	1862	98510	6695583	66,96	0,99435
1	1	0,00222	0,00222	98138	218	98009	6597073	67,22	0,00000
2	1	0,00142	0,00142	97920	139	97846	6499063	66,37	0,00000
3	1	0,00113	0,00113	97781	110	97724	6401217	65,46	0,00000
4	1	0,00096	0,00096	97671	94	97622	6303493	64,54	0,00000
5	5	0,00077	0,00386	97577	377	486943	6205871	63,60	0,99651
10	5	0,00062	0,00312	97200	303	485243	5718929	58,84	0,99591
15	5	0,00102	0,00507	96897	491	483256	5233686	54,01	0,99370
20	5	0,00151	0,00753	96406	726	480213	4750430	49,28	0,99059
25	5	0,00227	0,01131	95680	1082	475693	4270216	44,63	0,98645
30	5	0,00319	0,01581	94598	1496	469249	3794523	40,11	0,98140
35	5	0,00433	0,02144	93102	1996	460520	3325274	35,72	0,97422
50	5	0,00613	0,03021	91106	2752	448649	2864754	31,44	0,96349
55	5	0,00879	0,04301	88354	3800	432268	2416106	27,35	0,94818
50	5	0,01259	0,06103	84553	5160	409867	1983838	23,46	0,92630
55	5	0,01823	0,08719	79393	6922	379660	1573971	19,83	0,89519
60	5	0,02647	0,12412	72471	8995	339867	1194311	16,48	0,85190
65	5	0,03847	0,17547	63476	11138	289534	854444	13,46	0,79358
70	5	0,05557	0,24395	52338	12768	229769	564910	10,79	0,71762
75	5	0,07996	0,33320	39570	13185	164888	335141	8,47	0,62271
80	5	0,11395	0,44342	26385	11700	102677	170254	6,45	0,48441
85	5	0,19052	0,64527	14685	9476	49737	67577	4,60	0,31026
90	5	0,27516	0,81510	5209	4246	15431	17840	3,42	0,00000
95	5	0,40000	1,00000	963	963	2408	2408	2,50	0,00000
									$P(90,w): 0,134983$

$f(0): 0,2$     $f(1): 0,41$     $f(2): 0,47$     $f(3): 0,48$     $f(4): 0,48$

Cuadro 7

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

EDAD	$n$	$m(x,n)$	$q(x,n)$	$l(x)$	$d(x,n)$	$L(x,n)$	$T(x)$	$E(x)$	$P(x,n)$
									$P_b: 0,984143$
0	1	0,01458	0,01441	100000	1441	98847	7345373	73,45	0,99623
1	1	0,00172	0,00172	98559	170	98459	7246526	73,52	0,00000
2	1	0,00104	0,00104	98389	102	98335	7148067	72,65	0,00000
3	1	0,00076	0,00076	98287	75	98248	7049732	71,73	0,00000
4	1	0,00060	0,00060	98212	59	98182	6951484	70,78	0,00000
5	5	0,00045	0,00224	98154	220	490218	6853302	69,82	0,99805
10	5	0,00033	0,00165	97934	162	489264	6363084	64,97	0,99783
15	5	0,00054	0,00270	97772	264	488200	5873819	60,08	0,99668
20	5	0,00079	0,00395	97508	385	486578	5385619	55,23	0,99519
25	5	0,00114	0,00568	97123	552	484236	4899042	50,44	0,99309
30	5	0,00164	0,00815	96571	787	480889	4414806	45,72	0,99013
35	5	0,00233	0,01160	95784	1111	476143	3933917	41,07	0,98615
40	5	0,00325	0,01613	94673	1527	469548	3457774	36,52	0,98076
45	5	0,00453	0,02240	93146	2086	460514	2988226	32,08	0,97235
50	5	0,00671	0,03302	91060	3007	447781	2527712	27,76	0,95900
55	5	0,01010	0,04926	88053	4337	429420	2079931	23,62	0,93864
60	5	0,01539	0,07409	83715	6202	403070	1650511	19,72	0,90740
65	5	0,02386	0,11259	77513	8727	365746	1247441	16,09	0,86038
70	5	0,03718	0,17009	68786	11700	314679	881694	12,82	0,79256
75	5	0,05778	0,25244	57086	14411	249403	567015	9,93	0,70263
80	5	0,08705	0,35747	42675	15255	175238	317613	7,44	0,55927
85	5	0,15957	0,57032	27420	15638	98005	142375	5,19	0,37664
90	5	0,23837	0,74681	11782	8799	36912	44370	3,77	0,00000
95	5	0,40000	1,00000	2983	2983	7458	7458	2,50	0,00000
									$P(90, w): 0,168078$

$f(0): 0,2$     $f(1): 0,41$     $f(2): 0,47$     $f(3): 0,48$     $f(4): 0,48$

Cuadro 8

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

Período	$\omega$	Esperanza de vida (en años)	
		Hombres	Mujeres
1970-1975	0,9625	59,63	65,88
1975-1880	0,9000	61,37	67,72
1980-1985	0,8375	62,96	69,38
1985-1990	0,7750	64,41	70,87
1990-1995	0,7125	65,74	72,22
1995-2000	0,6500	66,96	73,45

ción que han impuesto esas condiciones o a que, por motivos de comparabilidad con lo observado en la proyección de otros países, se han supuesto determinados valores.

En este caso se postuló que para el período 1995-2000 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  $\omega$  que dan lugar a las esperanzas de vida planteadas. En el cuadro 9 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.

Cuadro 9  
**CHILE. METODO LOGITO. PROCESOS ITERATIVOS PARA  
 DETERMINAR LOS  $\omega$  CORRESPONDIENTES A LAS  
 ESPERANZAS DE VIDA 66,55 AÑOS PARA HOMBRES Y  
 73,00 PARA MUJERES  
 1995-2000**

Hombres		Mujeres	
$\omega$	$\frac{e}{e_0}$	$\omega$	$\frac{e}{e_0}$
0,7000	65,99	0,6800	72,87
0,6800	66,38	0,6700	73,07
0,6750	66,48	0,6750	72,97
0,6700	66,58	0,6740	72,99
0,6710	66,56	0,6730	73,01
0,6720	66,54		
0,6715	66,55	0,6735	73,00

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 superior

$a$  y  $b$  : son parámetros

Se supone además, para efectos teóricos, que la esperanza de vida más baja en el pasado fue de 45 años para los hombres y de 50 para las mujeres, que las esperanzas de vida máximas son las de las

Cuadro 10

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

Quinquenio	Hombres		Mujeres	
	$\omega$	$\frac{0}{e_0}$	$\omega$	$\frac{0}{e_0}$
1970-1975	0,9705	59,39	0,9712	65,61
1975-1980	0,9180	60,89	0,9192	67,18
1980-1985	0,8610	62,38	0,8630	68,72
1985-1990	0,8002	63,84	0,8027	70,22
1990-1995	0,7370	65,23	0,7390	71,66
1995-2000	0,6715	66,55	0,6735	73,00

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 10.

Posteriormente, mediante procesos iterativos similares a los presentados en el cuadro 9, 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  $\omega$  que reproduce la esperanza de vida al nacer que se ha estimado para el quinquenio

Cuadro 11  
 CHILE. PROYECCION DE LA MORTALIDAD SEGUN SEXO,  
 METODO DE LA PROBABILIDAD DE MORIR. 1970-2000

Quinquenio	Hombres		Mujeres	
	$\omega$	$\frac{\sigma}{\sigma_0}$	$\omega$	$\frac{\sigma}{\sigma_0}$
1970-1975	0,9390	59,39	0,9365	65,61
1975-1980	0,8395	60,89	0,8325	67,18
1980-1985	0,7435	62,38	0,7345	68,72
1985-1990	0,6530	63,84	0,6425	70,22
1990-1985	0,5695	65,23	0,5572	71,66
1995-2000	0,4928	66,55	0,4805	73,00

En el cuadro 11 se han realizado los cálculos para el mismo ejemplo que ilustra el cuadro 10, es decir, se ha hecho para Chile suponiendo que las esperanzas de vida describen una curva de tipo logístico.

Finalmente en los cuadros 12 y 13 se presentan las tablas determinadas por este último método para el período 1995-2000.

## V. COMENTARIOS Y CONCLUSIONES

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

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

Además, se proponen unas tablas límite de mortalidad según sexo, 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 tiene ventajas con respecto a las de Bourgeois-Pichat que se han venido utilizando

Cuadro 12

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

EDAD	$n$	$m(x,n)$	$q(x,n)$	$l(x)$	$d(x,n)$	$L(x,n)$	$T(x)$	$E(x)$	$P(x,n)$
									$P_b: 0,953277$
0	1	0,04603	0,04439	100000	4439	96448	6654814	66,55	0,99322
1	1	0,00420	0,00419	95561	400	95324	6558366	68,63	0,00000
2	1	0,00173	0,00173	95160	165	95073	6463042	67,92	0,00000
3	1	0,00109	0,00109	94995	103	94942	6367969	67,03	0,00000
4	1	0,00083	0,00082	94892	78	94851	6273027	66,11	0,00000
5	5	0,00056	0,00279	94814	265	473407	6178176	65,16	0,99743
10	5	0,00047	0,00235	94549	222	472189	5704769	60,34	0,99654
15	5	0,00091	0,00456	94327	430	470557	5232580	55,47	0,99415
20	5	0,00143	0,00715	93896	671	467804	4762022	50,72	0,99100
25	5	0,00219	0,01087	93225	1014	463593	4294218	46,06	0,98729
30	5	0,00294	0,01458	92212	1344	457699	3830626	41,54	0,98340
35	5	0,00376	0,01865	90868	1695	450102	3372927	37,12	0,97767
40	5	0,00529	0,02609	89173	2326	440050	2922824	32,78	0,96843
45	5	0,00758	0,03720	86847	3231	426157	2482775	28,59	0,95508
50	5	0,01088	0,05294	83616	4426	407015	2056618	24,60	0,93566
55	5	0,01588	0,07638	79190	6049	380827	1649603	20,83	0,90741
60	5	0,02331	0,11014	73141	8056	345566	1268776	17,35	0,86722
65	5	0,03436	0,15821	65085	10297	299684	923209	14,18	0,81182
70	5	0,05039	0,22377	54788	12260	243291	623526	11,38	0,73823
75	5	0,07358	0,31072	42528	13214	179604	380235	8,94	0,64480
80	5	0,10624	0,41973	29314	12304	115809	200631	6,84	0,51425
85	5	0,17124	0,59954	17010	10198	59554	84822	4,99	0,35512
90	5	0,24418	0,75812	6812	5164	21149	25268	3,71	0,00000
95	5	0,40000	1,00000	1648	1648	4119	4119	2,50	0,00000
									$P(90, w): 0,163019$

$f(0): 0,2$     $f(1): 0,41$     $f(2): 0,47$     $f(3): 0,48$     $f(4): 0,48$

Cuadro 13

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

EDAD	<i>n</i>	<i>m(x,n)</i>	<i>q(x,n)</i>	<i>l(x)</i>	<i>d(x,n)</i>	<i>L(x,n)</i>	<i>T(x)</i>	<i>E(x)</i>	<i>P(x,n)</i>
									<i>Pb</i> : 0,961227
0	1	0,03766	0,03656	100000	3656	97075	7300194	73,00	0,99450
1	1	0,00379	0,00378	96344	364	96129	7203119	74,76	0,00000
2	1	0,00154	0,00154	95980	148	95901	7106990	74,05	0,00000
3	1	0,00086	0,00086	95832	82	95789	7011088	73,16	0,00000
4	1	0,00062	0,00062	95750	59	95719	6915299	72,22	0,00000
5	5	0,00041	0,00202	95691	194	477969	6819580	71,27	0,99823
10	5	0,00030	0,00152	95497	145	477121	6341612	66,41	0,99787
15	5	0,00055	0,00274	95352	262	476104	5864490	61,50	0,99670
20	5	0,00077	0,00385	95090	366	474535	5388386	56,67	0,99550
25	5	0,00103	0,00515	94724	488	472400	4913851	51,88	0,99368
30	5	0,00151	0,00750	94236	707	469414	4441450	47,13	0,99100
35	5	0,00211	0,01052	93529	984	465188	3972037	42,47	0,98769
40	5	0,00284	0,01412	92546	1307	459461	3506849	37,89	0,98339
45	5	0,00386	0,01914	91239	1746	451828	3047388	33,40	0,97608
50	5	0,00584	0,02879	89493	2577	441021	2595560	29,00	0,96401
55	5	0,00887	0,04341	86916	3773	425147	2154539	24,79	0,94583
60	5	0,01353	0,06541	83143	5439	402118	1729392	20,80	0,91818
65	5	0,02092	0,09938	77704	7722	369215	1327274	17,08	0,87667
70	5	0,03241	0,14992	69982	10491	323682	958059	13,69	0,81624
75	5	0,05034	0,22357	59491	13300	264202	634377	10,66	0,73286
80	5	0,07711	0,32324	46190	14931	193625	370175	8,01	0,59862
85	5	0,13939	0,51685	31260	16156	115907	176550	5,65	0,42449
90	5	0,21394	0,69694	15013	10526	49201	60644	4,02	0,00000
95	5	0,40000	1,00000	4577	4577	11443	11443	2,50	0,00000
									<i>P</i> (90, <i>w</i> ): 0,188692
<i>f</i> (0): 0,2	<i>f</i> (1): 0,41	<i>f</i> (2): 0,47	<i>f</i> (3): 0,48	<i>f</i> (4): 0,48					

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 es muy similar a las que presentan las anteriormente 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 la necesidad de tomar en cuenta los diferenciales mencionados.

En las proyecciones que elaboramos se parte, por lo general, del supuesto que en la medida que transcurre el tiempo, las ganancias 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 disponer de dos estimaciones de mortalidad con igual estructura pero diferentes niveles (como ser esperanzas de vida de 65 y 67 años), el impacto diferencial con que esto afecta una población no presenta la importancia que tendrían diferenciales similares en fecundidad ya que es-

ta última variable manifiesta su influencia a corto plazo sólo en las primeras edades, sin embargo, en el caso de la mortalidad, si bien el impacto es menor, éste afecta a todos los grupos de edad.

Para la proyección de esta variable, siempre será necesario el disponer de una buena estimación reciente de la mortalidad, como también de suficiente información respecto al pasado, lo que permitirá una perspectiva histórica de tal 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 según las 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 (1). Esta metodología se podría hacer compatible con la utilización del modelo de mortalidad límite adoptado.

#### REFERENCIAS

- (1) Bourgeois-Pichat, J.: "La mortalité biologique de l'homme", en *Population*, No.3, 1952.
- (2) 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.
- (3) Arretx, Carmen: "*Mortality and Health Policy*". Documento presentado a la reunión del Grupo de Expertos sobre Políticas de Salud y Mortalidad. Roma 1983.

- (4) Chackiel, Juan: "*La mortalidad en América Latina: Niveles, tendencias y determinantes*". Ponencia presentada al Congreso Latinoamericano de Población y Desarrollo. México, 1983.
- (5) CELADE: "*América Latina: Evaluación de la situación demográfica en el quinquenio 1970-1975. Comparación de las estimaciones previas con las que resultan de datos recientes*". CELADE, Serie A No.155, Santiago, 1977.
- (6) CELADE: "*Boletín Demográfico*", Año XVII, No.33, Santiago, enero 1984.
- (7) Brass, William: "*Métodos para estimar la fecundidad y la mortalidad en poblaciones con datos limitados*", CELADE, Serie E, No.14, Santiago, 1974.
- (8) 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).
- (9) Bourgeois-Pichat, Jean: "*Le Dileme de la Revolution Demographique: Croitre ou Vieillir*", *Aging: A Challenge to Science and Social Policy, Vol. II*, Oxford: Oxford University Press, 1981.
- (10) Gnanasekaran, K.S.: "*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.



# **4** **TABLAS LÍMITES DE MORTALIDAD PREPARADAS EN CELADE-SAN JOSÉ PARA SU USO EN PROYECCIONES DE POBLACIÓN**

*Antonio Ortega*

## **I. INTRODUCCION**

1. Las tablas límite de mortalidad que se usan para proyecciones de población, no han sido un tema de especial preocupación para el CELADE, ni para los demógrafos en general. La prueba de ello es que se han utilizado las mismas tablas en todas las proyecciones de población efectuadas durante los últimos 8 ó 10 años. Sin embargo, al hacer recientemente una revisión de las leyes de mortalidad proyectadas resultantes, se ha encontrado que, según la tabla límite que se utilice, se puede llegar a resultados muy distintos. Tal como se demuestra en este trabajo, se puede obtener una mortalidad infantil proyectada de 13 por mil ó de 3 por mil, con dos tablas límites distintas, y una sobremortalidad masculina que resulta en las edades jóvenes 2 veces mayor o hasta 10 veces mayor que la femenina correspondiente.

2. Esta situación ha obligado a efectuar un análisis más riguroso para la selección de la tabla límite apropiada. En este artículo se presentan algunos de los problemas encontrados al proyectar la mortalidad con las tablas límite actuales, el juego de tablas límite elaborado en CELADE-San José para este propósito, y el procedimiento seguido para seleccionar la tabla más adecuada para cada país.

## II. ALGUNAS INCONSISTENCIAS QUE SE PRESENTAN AL PROYECTAR LA MORTALIDAD CON LAS TABLAS LIMITE EXISTENTES

3. Dentro de sus actividades regulares, el CELADE tiene un programa permanente de revisión de proyecciones de población, que se realiza en colaboración con los diversos organismos nacionales. Tales proyecciones se elaboran por el método de los componentes, lo cual implica proyectar por separado la mortalidad, la fecundidad y la migración internacional.

4. Las tablas límite, como se sabe, se utilizan para proyectar la mortalidad por edades. Con este propósito se han empleado en CELADE primero las tablas modelo de las Naciones Unidas<sup>1</sup> elaboradas en la década del 50, y luego las tablas modelo de Coale-Demeny<sup>2</sup>, construidas con información básica más reciente. En los últimos 10 años se han utilizado las tablas límite de Bourgeois-Pichat<sup>3</sup>, las cuales presentan niveles de mortalidad más bajos que los anteriores y permiten una aplicación más rápida y flexible. Dichas tablas tienen una esperanza de vida al nacer de 76,4 años para la población masculina y 77,9 para la femenina, con una mortalidad infantil de 13 y 9 muertes de menores de un año por cada mil nacimientos, respectivamente.

5. En recientes estimaciones de mortalidad infantil elaboradas para una investigación desarrollada en la División de Población de las Naciones Unidas<sup>4</sup>, se ha encontrado que proyectando la mortalidad con tales tablas se obtiene una exagerada sobremortalidad masculina en las primeras edades. Así por ejemplo, proyectando la mortalidad

---

<sup>1</sup> Naciones Unidas, *Manual III. Métodos para preparar proyecciones de población por sexo y edad*. ST/SOA/Serie A/25.

<sup>2</sup> Coale, A. y Demeny, P., *Regional Model Life Tables and Stable Populations*, Princeton University Press, N. Jersey, 1966.

<sup>3</sup> Bourgeois-Pichat, Jean, "La mortalité biologique de l'homme" en *Population*, No. 3, 1952.

<sup>4</sup> Naciones Unidas, *Infant Mortality Rates: Estimates and Projection by Country and Region, 1970-2000*, por publicarse.

Cuadro 1

PROBABILIDADES DE MUERTE ( $q_o$ ) DE COSTA RICA,  
 PROYECTADAS CON LA TABLA LIMITE DE  
 BOURGEOIS-PICHAT DE 1952

Período	$e_o^o$ (información básica)			$q_o$ (valores proyectados)		Relación $q_o^m / q_o^f$
	Mascu- lina	Feme- mina	Dife- rencia	Mascu- lina	Feme- mina	
1979-1981	70,03	75,09	5,06	0,02515	0,01880	1,338
1995-2000	71,77	77,22	5,45	0,02181	0,01129	1,932
2020-2025	72,47	78,01	5,54	0,02046	0,00851	2,404
Tabla límite Bourgeois- Pichat 1952	76,35	77,87	1,52	0,01300	0,00900	1,444

La relación empleada para el cálculo de los valores de  $q_o$ , que corresponde a una interpolación lineal con respecto a la esperanza de vida, es la siguiente:

$$q_o^{proy.} = q_o^{79-81} - (q_o^{79-81} - q_o^{límite}) \frac{e_o^{proy.} - e_o^{79-81}}{e_o^{límite} - e_o^{79-81}}$$

Por ejemplo, para el período 1995-2000 resulta:

-Para hombres

$$q_o^{1995-2000} = 0,02515 - (0,02515 - 0,01300) \frac{71,77 - 70,03}{76,35 - 70,03}$$

$$= 0,02515 - (0,02515 - 0,01300) (0,2753) = 0,02181$$

-Para mujeres

$$q_o^{1995-2000} = 0,01880 - (0,01880 - 0,00900) \frac{77,22 - 75,09}{77,87 - 75,09}$$

$$= 0,01880 - (0,01880 - 0,00900) (0,7662) = 0,01129$$

por edades de Costa Rica con las tablas de Bourgeois-Pichat de 1952, en base a las esperanzas de vida por sexo de cada quinquenio que se suponen conocidas, se obtienen para los períodos seleccionados 1995-2000 y 2020-2025 las tasas de mortalidad infantil indicadas en el cuadro 1<sup>5</sup>. Según puede verse en la última columna, la sobremortalidad infantil masculina crece rápidamente, llegando a ser más del doble que la femenina al final de la proyección. En cambio, en diversos países analizados de América y Europa, así como en las tablas modelos de Coale y Demeny, dicha relación raramente llega al valor de 1,40 ó 1,50, tal como puede verse en el cuadro 2.

6. Esta exagerada sobremortalidad masculina se produce porque la tabla límite de Bourgeois-Pichat de 1952 tiene una diferencia en la esperanza de vida por sexo muy reducida (de sólo 1,5 años), con respecto a la diferencia observada en Costa Rica, que es de 5 años. El ejemplo presentado al pie del cuadro 1 puede ayudar a aclarar esta idea, tomando en cuenta los siguientes aspectos:

- La mortalidad por edades se proyecta en función del nivel de la esperanza de vida al nacer determinada para cada quinquenio.
- Debido a que la tabla límite tiene una diferencia en la esperanza de vida al nacer por sexo menor que la de Costa Rica, la esperanza de vida proyectada a 1995-2000, de la población femenina, representa un porcentaje mayor de ganancia, con respecto al máximo posible, que en la población masculina; de acuerdo a los valores de esperanza de vida al nacer de 1979-81, 1995-2000 y de la tabla límite, los porcentajes que resultan son los siguientes:

en la población masculina:

$$(71,77-70,03)/(76,35-70,03) = 27,53\%$$

---

<sup>5</sup> La interpolación se efectuó en la forma indicada al pie del cuadro 1, vale decir, en forma lineal con respecto a la esperanza de vida al nacer. En realidad los valores de  $q_x$  así obtenidos no reproducen exactamente el valor de esperanza de vida al nacer de cada quinquenio, por lo cual siempre se realizan iteraciones adicionales, pero para los propósitos de este trabajo la primera iteración es suficiente.

Cuadro 2

RELACION  $q_o^m/q_o^f$  CORRESPONDIENTE A ALGUNOS  
PAISES SELECCIONADOS Y A LAS TABLAS MODELOS DE  
COALE-DEMENY

a) Países seleccionados					
País y año	$q_o^m/q_o^f$		País y año	$q_o^m/q_o^f$	
Costa Rica	1963	1,22	Bélgica	1965	1,24
	1973	1,27		1976	1,32
Guatemala	1950	1,11	Francia	1965	1,36
	1964	1,15		1972	1,41
México	1956	1,08	Noruega	1965	1,25
	1970	1,19		1972	1,36
Canadá	1966	1,26	Suecia	1965	1,28
	1971	1,30		1972	1,44

b) Tablas Modelo de Coale-Demeny				
Nivel	Familia			
	Norte	Sur	Este	Oeste
1	1,16	1,09	1,18	1,15
6	1,17	1,10	1,18	1,16
12	1,18	1,11	1,19	1,18
18	1,21	1,12	1,22	1,24
24	1,32	1,13	1,31	1,49

en la población femenina:

$$(77,22-75,09)/(77,87-75,09) = 76,62 \%$$

- Al proyectar la mortalidad por edades, con respecto a la esperanza de vida, esos mismos porcentajes de ganancia se obtienen en la mortalidad infantil (y en los restantes grupos de edades).
- Siendo la relación de la mortalidad infantil masculina con respecto a la femenina igual a 1,338 al comienzo de la proyec-

ción y 1,444 en la tabla límite final, al proyectar una reducción proporcionalmente mayor en el sexo femenino, la sobremortalidad masculina tiende a crecer exageradamente.

Por el contrario, si la tabla límite utilizada tuviera una diferencia por sexo mayor que la proyectada, entonces la sobremortalidad infantil masculina tendería a disminuir.

7. Con respecto a los restantes grupos de edades, se han calculado las probabilidades de muerte que resultarían en la proyección de Costa Rica, utilizando la tabla límite de Bourgeois-Pichat de 1952. Se siguió el mismo procedimiento que para la mortalidad infantil. En el gráfico 1 se presentan directamente las relaciones de las probabilidades de muerte masculinas con respecto a las femeninas resultantes para los períodos 1979-81, 1995-2000 y 2020-25. Los valores 1,34, 1,93 y 2,40 marcados en la ordenada del gráfico, son los ya calculados en el cuadro 1. Se incluyen también, para comparación, las relaciones de las probabilidades de muerte masculinas con respecto a las femeninas correspondientes a las tablas de Bourgeois-Pichat y a un promedio de cinco países de baja mortalidad<sup>6</sup>, los cuales representan una evolución teórica futura. En conclusión, dicho gráfico pone de manifiesto que las probabilidades de muerte proyectadas mediante las tablas límite de Bourgeois-Pichat de 1952, conducen a exagerar la sobremortalidad masculina en las edades jóvenes y a subestimarla en las últimas edades de la vida. Asimismo, y contrariamente a lo esperado, las curvas proyectadas resultan notoriamente distintas, tanto de las observadas en los países de baja mortalidad, como de la tabla límite.

8. Recientemente Bourgeois-Pichat ha efectuado una actualización de su trabajo<sup>7</sup>, calculando nuevas tablas límite de mortalidad, en las que toma en cuenta la experiencia más reciente observada en esta materia, obteniendo en este caso una esperanza de vida al nacer

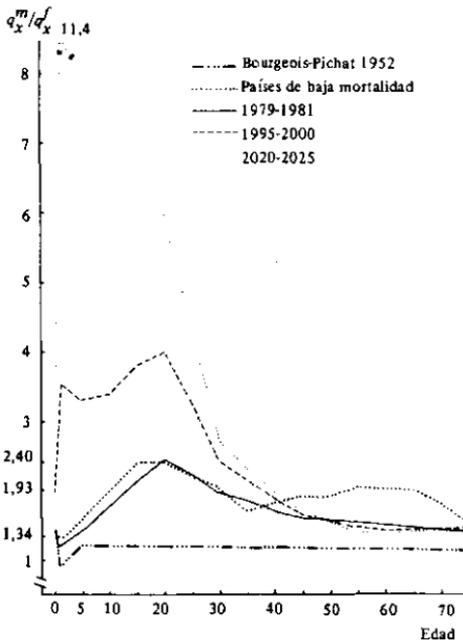
---

<sup>6</sup> Holanda, Noruega, Suecia, Suiza y Japón. Sobre estas tablas de mortalidad se volverá más adelante.

<sup>7</sup> Bourgeois-Pichat, Jean, "Perspectivas futuras de la reducción de la mortalidad en el mundo", en Naciones Unidas, *Boletín de Población No. 11*. ST/ESA/SER. N/11, N. York, 1980.

Gráfico 1

RELACIONES  $q_x^m/q_x^f$  DE COSTA RICA PROYECTADAS CON LA TABLA LÍMITE DE BOURGEOIS-PICHAT DE 1952

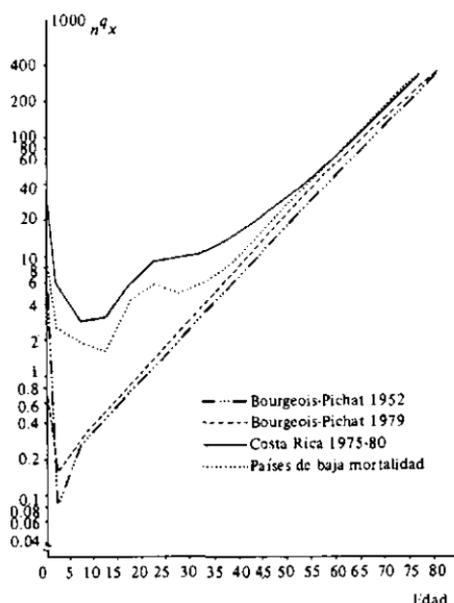


de 73,8 años para la población masculina y 80,3 para la femenina, una mortalidad infantil muy baja (0,9 y 0,6 por mil, respectivamente), y una estructura por edades muy similar a la tabla de 1952. Dichas tablas límite han sido adaptadas en CELADE-Santiago para fines de proyecciones de población<sup>8</sup>, elevando la esperanza de vida de hombres a 76,5 años, la de mujeres a 82,5 años y efectuando algunos ajustes menores. En los gráficos 2 y 3 se presentan las probabilidades de muerte por sexo de las tablas límite de 1952 y 1979, mientras que en el gráfico 4 se incluyen las relaciones de masculinidad resultantes. En cada caso se agrega, para comparación, información de algunos otros países.

<sup>8</sup> Pujol, José, *Procedimientos de proyección de la mortalidad utilizados en CELADE*, documento presentado al "Seminario de Proyecciones de Población", San José, octubre de 1982.

Gráfico 2

PROBABILIDADES DE MORIR MASCULINAS



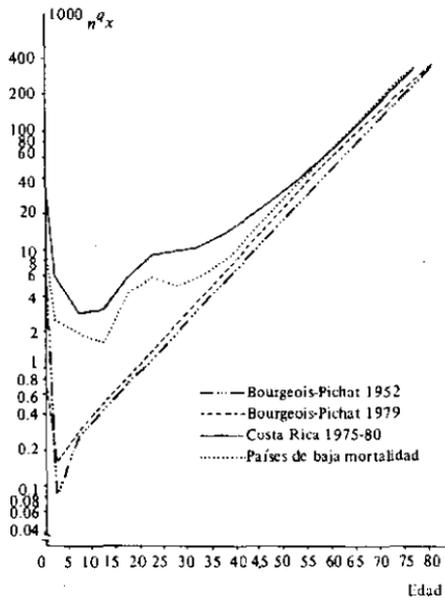
9. Con estas nuevas tablas de Bourgeois-Pichat se recalcularon los valores del cuadro 1, obteniéndose los resultados presentados en el cuadro 3.

En este caso los valores proyectados son más satisfactorios, ya que no se observa el rápido crecimiento de la sobremortalidad masculina del cuadro 1. No obstante, la tendencia de la relación entre las probabilidades de muerte masculinas y las femeninas es ahora a disminuir a través del período de la proyección, contrario a la experiencia histórica observada en los diversos países, en los cuales, cuando la diferencia en la esperanza de vida al nacer por sexo aumenta, la sobremortalidad tiende a crecer en todas las edades.

10. Efectuando la proyección de la mortalidad de otros países, se ha encontrado que cuando la esperanza de vida del país se acerca más a la esperanza de vida al nacer de la tabla límite, o cuando la di-

Gráfico 3

## PROBABILIDADES DE MORIR FEMENINAS



Cuadro 3

 PROBABILIDADES DE MUERTE ( $q_0$ ) DE COSTA RICA,  
 PROYECTADAS CON LA TABLA LIMITE DE  
 BOURGEOIS-PICHAT DE 1979

Período	$e_0^0$ (información básica)			$q_0$ (valores proyectados)		Relación $q_0^m/q_0^f$
	Mascu- lina	Feme- nina	Dife- rencia	Mascu- lina	Feme- nina	
1979-1981	70,03	75,09	5,06	0,02515	0,01880	1,338
1995-2000	71,77	77,22	5,45	0,01808	0,01357	1,332
2020-2025	72,47	78,01	5,54	0,01524	0,01163	1,310
Tabla límite Bourgeois- Pichat 1979	76,00	82,50	6,50	0,00090	0,00060	1,500

ferencia por sexo es más alta o más baja, se obtienen inconsistencias mayores. Por ejemplo en el cuadro 4 se presentan las  $q_0$  proyectadas de Finlandia y Noruega, que son dos países de alta esperanza de vida, el primero de ellos con una diferencia por sexo de 8,3 años y el segundo de 6,2. La proyección se hizo con la tabla límite de Bourgeois-Pichat de 1979; el punto de partida fueron las tablas de mortalidad de 1971-72 y en ambos casos se supuso la misma ganancia en la esperanza de vida al nacer.

En el cuadro 4 puede observarse que:

- En Finlandia, donde la diferencia de esperanza de vida al nacer por sexo es mayor que en la tabla límite, la sobremortalidad masculina tiende a aumentar. Dicho aumento es bastante pronunciado, porque la diferencia de esperanza de vida por sexo de Finlandia es relativamente alta.
  - En Noruega, donde la diferencia en esperanza de vida al nacer por sexo es menor que en la tabla límite, la sobremortalidad masculina tiende a disminuir aceleradamente. En este caso el descenso se acentúa porque la esperanza de vida proyectada está muy cerca de la tabla límite.
  - Pese a que en ambos países se supuso la misma ganancia en esperanza de vida al nacer, se producen ciertas distorsiones en las tasas de mortalidad infantil proyectadas de un país con respecto al otro. Las  $q_0$  de Noruega de uno y otro sexo, que en la tabla de 1971-1972 eran aproximadamente iguales a las de Finlandia, pasan a ser notoriamente más bajas en el período de la proyección.
11. Por último, al proyectar con las Tablas Modelo de Coale y Demeny, se presentan las mismas dificultades indicadas anteriormente, además de que estas tablas no disponen de niveles de esperanza de vida suficientemente elevados (véase el cuadro 5).
12. *En conclusión*, las diversas aplicaciones efectuadas ponen de manifiesto que utilizando una única tabla límite por sexo (o una ta-

Cuadro 4

PROBABILIDADES DE MUERTE ( $q_o$ ) DE FINLANDIA Y  
NORUEGA PROYECTADAS CON LA TABLA LIMITE DE  
BOURGEOIS-PICHAT DE 1979

Período	$e_o^o$ (información básica)			$q_o$ (valores proyectados)		Relación $q_o^m/q_o^f$
	Mascu- lina	Feme- nina	Dife- rencia	Mascu- lina	Feme- nina	
<i>a) Finlandia</i>						
1971-1972	65,9	74,2	8,3	0,01458	0,01054	1,383
1995-2000	68,1	76,4	8,3	0,01160	0,00791	1,466
2020-2025	70,1	78,4	8,3	0,00889	0,00551	1,613
<i>b) Noruega</i>						
1971-1972	71,2	77,4	6,2	0,01427	0,01013	1,409
1995-2000	73,4	79,6	6,2	0,00814	0,00602	1,352
2020-2025	75,4	81,6	6,2	0,00257	0,00228	1,127
Tabla límite Bourgeois- Pichat 1979	76,0	82,5	6,5	0,00090	0,00060	1,500

bla modelo), se producen inconsistencias en la sobremortalidad masculina proyectada. En general, cuando la diferencia por sexo del país es mayor que en la tabla límite; la sobremortalidad masculina de las primeras edades tiende a aumentar, y viceversa, cuando es menor tiende a disminuir. Este efecto es más marcado a medida que la esperanza de vida se acerca al nivel de la tabla límite. Dado que en las proyecciones de población se obtienen, como subproducto, las tablas de vida por sexo implícitas en cada quinquenio, dichas tablas resultan también distorsionadas, quedando más limitada su utilización.

13. Por estas razones, para proyectar la mortalidad de los países a cargo de CELADE-San José, se han elaborado diversos juegos de tablas límite, con diferencias de esperanza de vida al nacer por sexo desde 4,5 hasta 8,5 años, a fin de elegir, en cada país, la que esté

Cuadro 5

PROBABILIDADES DE MUERTE DE COSTA RICA, FINLANDIA Y  
NORUEGA, PROYECTADAS CON LA TABLA MODELO DE  
COALE-DEMENY, FAMILIA OESTE

Período	$e_o^o$ (información básica)			$q_o$ (valores proyectados)		Relación $q_x^m/q_x^f$
	Mascu- lina	Feme- nina	Dife- rencia	Mascu- lina	Feme- nina	
<i>a) Costa Rica</i>						
1979-1981	70,0	75,1	5,1	0,02515	0,01880	1,338
1995-2000	71,8	77,2	5,4	0,01968	0,01017	1,935
2020-2025	72,5	78,0	5,5	0,01757	0,00689	2,550
<i>b) Finlandia</i>						
1971-1972	65,9	74,2	8,3	0,01458	0,01054	1,383
1995-2000	68,1	76,4	8,3	0,01423	0,00947	1,503
2020-2025	70,1	78,4	8,3	0,01392	0,00850	1,638
<i>c) Noruega</i>						
1971-1972	71,2	77,4	6,2	0,01427	0,01013	1,409
1995-2000	73,4	79,6	6,2	0,01350	*	*
2020-2025	75,4	81,6	6,2	0,01279	*	*
Coale-Demeny, F. Oeste, Nivel 24	73,9	77,5	3,6	0,01332	0,00894	1,490

(\*) Estos valores no pueden calcularse porque la tabla modelo femenina no dispone de niveles de  $e_o^o$  suficientemente elevados.

más de acuerdo con la tendencia pasada y la mortalidad proyectada. El procedimiento empleado en su elaboración y la forma de selección de la tabla más apropiada se explica brevemente en los puntos siguientes.

### III. ELABORACION DE DISTINTOS JUEGOS DE TABLAS LIMITE DE MORTALIDAD

14. Para la elaboración de las nuevas tablas se tomó en cuenta las estimaciones de mortalidad mínimas que podría alcanzarse en el futuro, y los niveles ya obtenidos por los países de menor mortalidad. Las estimaciones de mortalidad mínima corresponden a las tablas de Bourgeois-Pichat de 1979<sup>9</sup>, ya comentadas. Por su parte, para obtener los niveles correspondientes a los países de menor mortalidad, se analizaron las tasas por sexo y edades de los 10 ó 12 países de más alta esperanza de vida de acuerdo con los últimos Anuarios Demográficos de las Naciones Unidas. De ellos se seleccionaron los cinco países de más baja mortalidad: Holanda, Noruega, Suecia, Suiza y Japón. Algunos otros países (como por ejemplo Islandia), que tenían un nivel de mortalidad similar, no fueron tomados en cuenta porque las tasas por edades seguían un comportamiento más irregular.

15. Una vez seleccionados los cinco países, se calcularon las tasas centrales de mortalidad medias ( $m_x$ ), por sexo, del año 1978 (que es el último disponible) y las tablas de vida correspondientes. Dichas tasas mostraron un comportamiento totalmente regular, por lo cual no se hizo ningún tipo de ajuste. Se obtuvo esperanzas de vida al nacer de 72,47 años para hombres y 78,89 para mujeres, lo que representa una diferencia por sexo de 6,42 años. En los gráficos 2 y 3 ya comentados, pueden verse las probabilidades de muerte de las tablas de Bourgeois-Pichat de 1979 y aquellas correspondientes a los cinco países de baja mortalidad.

16. Las nuevas tablas límite se elaboraron mediante un promedio entre las tablas anteriores y las tablas de Bourgeois-Pichat de 1979. De este modo se tomó en cuenta tanto la experiencia real de los países de menor mortalidad, como su probable evolución futura. Dichas tablas fueron ajustadas a una esperanza de vida de 76,0 años para la población masculina y de 82,5 para la femenina. Luego se elaboraron varios juegos de tablas límite, con diferencias por sexo de 4,5 a 8,5 años (de 0,5 en 0,5), dejando fija la tabla femenina y variando la masculina mediante el sistema logito, haciendo  $\beta = 1$  y

---

<sup>9</sup> Pujol, José, "Procedimientos. . .", *op. cit.*

modificando  $q$  hacia arriba y abajo. Por último se hizo un ajuste en los valores de  $q_0$  y  $q_1$  resultantes, porque el supuesto de  $\beta = 1$  produce una sobremortalidad exagerada, particularmente en las tablas extremas. En términos de esperanza de vida, los modelos adoptados son los siguientes:

Tabla límite	Esperanza de vida al nacer		Diferencia por sexo
	Masculina	Femenina	
1	74,0	82,5	8,5
2	74,5		8,0
3	75,0		7,5
4	75,5		7,0
5	76,0*		6,5
6	76,5		6,0
7	77,0		5,5
8	77,5		5,0
9	78,0		4,5

\* Tabla base a partir de la cual se derivaron las restantes tablas masculinas.

En el cuadro 7 se incluyen las tablas límite y en los gráficos 5 y 6 las probabilidades de muerte resultantes de algunos modelos seleccionados.

#### IV. APLICACIONES. FORMA DE SELECCION DE LA TABLA MAS APROPIADA

17. Utilizando estas tablas límite se proyectaron nuevamente las tasas de mortalidad infantil de Costa Rica, utilizando la información básica y el procedimiento indicado en el cuadro 1. En términos de sobremortalidad masculina, los resultados obtenidos con las diversas tablas límite calculadas son los presentados en el cuadro 6.

18. En este ejemplo se ve claramente que cuando la tabla límite utilizada en la proyección tiene una diferencia en la esperanza de vida por sexo notoriamente mayor a la del país (tales el caso de las tablas límite 1 y 3), la sobremortalidad infantil proyectada tiende a

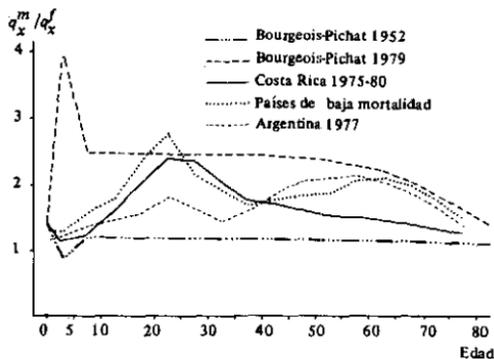
Cuadro 6

**INDICES DE SOBREMORTALIDAD MASCULINA  
CORRESPONDIENTES A LAS  $q_o$  DE COSTA RICA PROYECTADAS  
CON LAS DIVERSAS TABLAS LIMITE DE CELADE-SAN JOSE**

Período	$q_o^m/q_o^f$ resultantes, proyectando con la tabla límite:					
	1	3	5	6	7	9
1979-1981	1,338	1,338	1,338	1,338	1,338	1,338
1995-2000	1,137	1,258	1,338	1,369	1,395	1,438
2020-2025	1,004	1,196	1,324	1,373	1,415	1,483
Relación $q_o^m/q_o^f$ de la tabla límite	1,613	1,531	1,449	1,408	1,370	1,291
Diferencia en $e_o^o$ de la tabla límite	8,5	7,5	6,5	6,0	5,5	4,5

Gráfico 4

**RELACIONES DE MASCULINIDAD DE LAS PROBABILIDADES  
DE MUERTE  ${}_nq_x$**



Cuadro 7

## TABLAS LIMITE DE MORTALIDAD

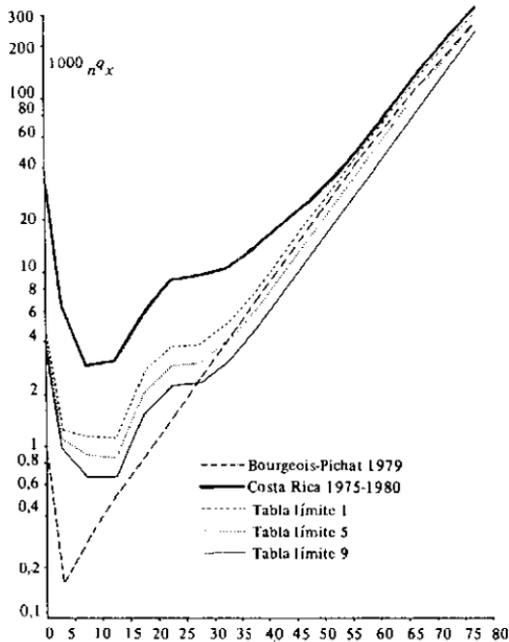
Grupos de edades	Tablas límite masculinas				
	Tabla 1	Tabla 2	Tabla 3	Tabla 4	Tabla 5
	$e_0^o = 74,0$	$e_0^o = 74,5$	$e_0^o = 75,0$	$e_0^o = 75,5$	$e_0^o = 76,0$
valores de ${}_nq_x$					
0	0,00471	0,00459	0,00447	0,00435	0,00423
1- 4	0,00122	0,00118	0,00115	0,00112	0,00109
5- 9	0,00116	0,00110	0,00104	0,00096	0,00089
10-14	0,00111	0,00104	0,00097	0,00091	0,00086
15-19	0,00263	0,00248	0,00234	0,00219	0,00204
20-24	0,00372	0,00349	0,00326	0,00307	0,00288
25-29	0,00382	0,00359	0,00336	0,00316	0,00296
30-34	0,00503	0,00474	0,00445	0,00418	0,00391
35-39	0,00748	0,00703	0,00660	0,00621	0,00583
40-44	0,01221	0,01148	0,01078	0,01013	0,00950
45-49	0,02024	0,01907	0,01794	0,01687	0,01584
50-54	0,03214	0,03033	0,02858	0,02693	0,02535
55-59	0,05222	0,04941	0,04669	0,04410	0,04161
60-64	0,08288	0,07877	0,07479	0,07093	0,06721
65-69	0,13101	0,12529	0,11974	0,11424	0,10894
70-74	0,20158	0,19444	0,18752	0,18037	0,17350
75-79	0,29739	0,28982	0,28248	0,27461	0,26703
80 y +	1,00000	1,00000	1,00000	1,00000	1,00000

Grupos de edades	Tablas límite masculinas				Tabla límite femenina
	Tabla 6	Tabla 7	Tabla 8	Tabla 9	Tabla única
	$e_0^o = 76,5$	$e_0^o = 77,0$	$e_0^o = 77,5$	$e_0^o = 78,0$	$e_0^o = 82,5$
Valores de ${}_nq_x$					
0	0,00411	0,00400	0,00388	0,00377	0,00292
1- 4	0,00106	0,00103	0,00101	0,00099	0,00074
5- 9	0,00083	0,00077	0,00071	0,00066	0,00048
10-14	0,00080	0,00074	0,00070	0,00066	0,00041
15-19	0,00191	0,00179	0,00167	0,00155	0,00078
20-24	0,00269	0,00251	0,00236	0,00221	0,00097
25-29	0,00278	0,00260	0,00242	0,00225	0,00121
30-34	0,00367	0,00343	0,00321	0,00300	0,00167
35-39	0,00546	0,00510	0,00478	0,00446	0,00268
40-44	0,00892	0,00835	0,00782	0,00730	0,00423
45-49	0,01487	0,01394	0,01306	0,01221	0,00696
50-54	0,02383	0,02237	0,02099	0,01966	0,01106
55-59	0,03922	0,03690	0,03470	0,03257	0,01740
60-64	0,06356	0,06004	0,05666	0,05339	0,02826
65-69	0,10362	0,09848	0,09341	0,08851	0,04806
70-74	0,16638	0,15950	0,15249	0,14572	0,08467
75-79	0,25882	0,25088	0,24244	0,23428	0,15159
80 y +	1,00000	1,00000	1,00000	1,00000	1,00000

Gráfico 5

**PROBABILIDADES DE MUERTE MASCULINAS  
CORRESPONDIENTES A LAS TABLAS LIMITE 1, 5 Y 9.  
COMPARACION CON LAS TABLAS DE COSTA RICA 1975-80 Y  
BOURGEOIS PICHAT 1979**



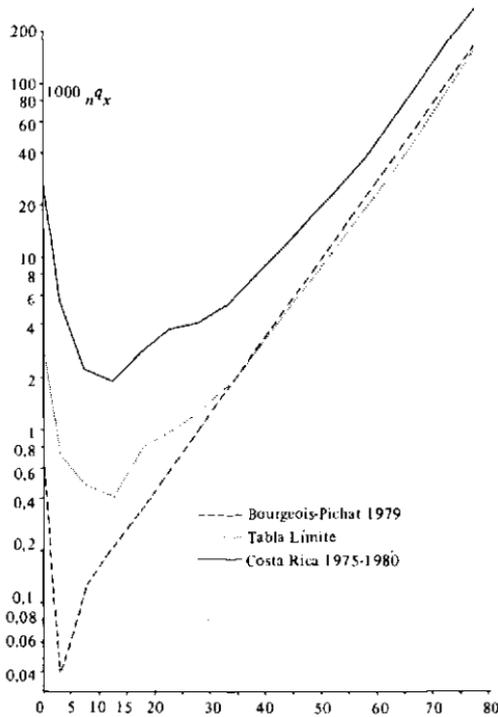
disminuir. En cambio, cuando dicha diferencia es aproximada a la del país (caso de las tablas límites 5, 6 y 7), se obtiene una tendencia más razonable.

19. Para seleccionar la tabla límite más apropiada se pueden adoptar los siguientes dos criterios:

- a) que los índices de sobremortalidad masculina proyectados tiendan a aumentar, dado que esa es la tendencia general observada en los diversos países.

Gráfico 6

PROBABILIDADES DE MUERTE FEMENINAS  
CORRESPONDIENTES A LA TABLA LIMITE. COMPARACION  
CON LAS TABLAS DE COSTA RICA 1975-80 Y  
BOURGEOIS-PICHAT 1979

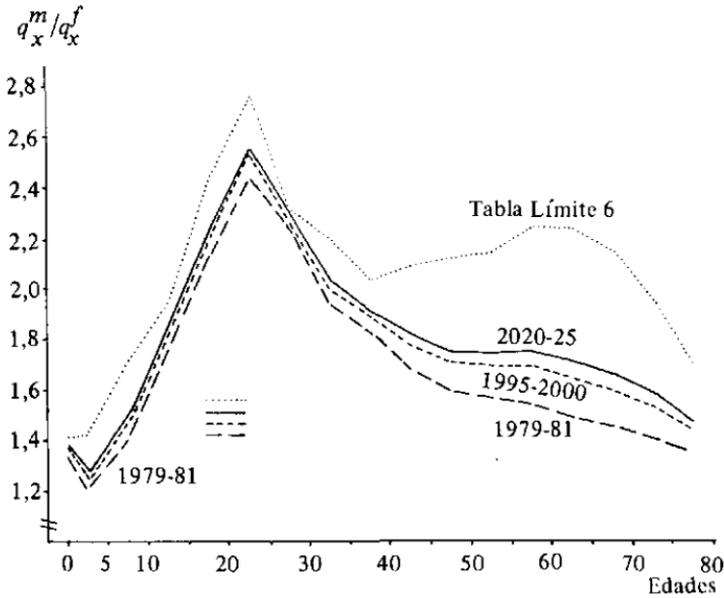


b) que dichos índices proyectados sean inferiores al de la tabla límite correspondiente, ya que en caso contrario tales valores disminuirían si se extendiera la proyección.

En base a estos criterios, la tabla límite número 6 es la que resulta más apropiada.

Gráfico 7

RELACIONES  $q_x^m/q_x^f$  DE COSTA RICA PROYECTADAS CON LA TABLA LÍMITE 6 DE CELADE – SAN JOSE



20. Con respecto a los restantes grupos de edades, en el gráfico 1 se habían presentado las relaciones de la mortalidad infantil masculina con respecto a la femenina resultantes para Costa Rica, proyectando con la tabla límite de Bourgeois-Pichat de 1952. Proyectando ahora con la tabla límite 6, las relaciones correspondientes que se obtienen se presentan en el gráfico 7. Puede verse que en este caso la sobremortalidad de todas las edades tiende a aumentar en el período de la proyección conforme a la tendencia esperada, aproximándose también hacia la curva de la tabla límite.

V. CONCLUSIONES

21. En las proyecciones de población efectuadas durante los últimos años en los países de América Latina, se ha proyectado la mor-

talidad utilizando las tablas límite de Bourgeois-Pichat de 1952. Al evaluar los resultados obtenidos, se ha encontrado que tales tablas producen sistemáticamente una exagerada sobremortalidad masculina en las primeras edades, debido a que contienen una diferencia de esperanza de vida por sexo muy reducida.

En forma más general, si dos países con diferentes niveles de mortalidad —o diferente sobremortalidad masculina— se proyectan con una misma tabla límite, se obtienen resultados inconsistentes entre sí, tal como se ha mostrado con datos reales correspondientes a Finlandia y Noruega.

Por estas razones, para proyectar la mortalidad de los distintos países, se han elaborado en CELADE San José diversos juegos de tablas límite. En este artículo se han presentado dichas tablas, indicándose también la forma de seleccionar en cada caso las tablas más apropiadas.

## 5

**METODOLOGÍA DE LAS  
PROYECCIONES DE  
POBLACIÓN URBANA-  
RURAL Y DE  
POBLACIÓN  
ECONÓMICAMENTE  
ACTIVA ELABORADAS  
EN CELADE****José M. Pujol y Juan Chackiel**

## INTRODUCCION

Las proyecciones de población son un insumo necesario para los planes de desarrollo económico y social desde un doble punto de vista. Por una parte, la población como productora (fuerza de trabajo) y por otra, como consumidora de bienes y servicios.

Es de gran importancia para los países contar con proyecciones nacionales por sexo y grupos de edades pues, además de la relevancia que tienen por sí mismas, de ellas se derivan una serie de proyecciones más desagregadas que permiten, por un lado, brindar información útil para la planificación regional y, por otro, precisar con mayor detalle las futuras demandas de necesidades básicas (salud, vivienda, educación, etc.), así como la oferta de mano de obra que probablemente estará disponible.

CELADE ha incorporado en su rutina de trabajo la elaboración de tres tipos de proyecciones derivadas para todos los países de América Latina: *población urbana y rural, población económicamente activa y población en edad escolar por edades simples*. Para aquellos países que disponen de la información necesaria —y han expresado su interés— se han elaborado otras proyecciones derivadas (regionales, de vivienda, de matrículas escolares, etc.)

En el presente artículo se describen las metodologías utilizadas más recientemente en el CELADE para proyectar la población urbana y rural y la población económicamente activa urbana y rural, todas ellas por sexo y grupos de edades.

Estas metodologías se caracterizan, fundamentalmente, por ser muy simples, flexibles y rápidas de obtener. La poca, y no siempre buena, información disponible para los países en vías de desarrollo constituye una limitación para la aplicación de metodologías más sofisticadas. Además, en este caso particular, se necesitaban procedimientos útiles para la proyección casi simultánea de muchos países tratando al mismo tiempo, de lograr coherencia de los resultados entre ellos.

De todas maneras, para algunos países —en colaboración con organismos nacionales— se han hecho estas proyecciones en forma más elaborada, tomándose para ello más tiempo y aplicándose procedimientos más completos. En esos casos se han respetado las proyecciones mencionadas.

## I. METODOLOGIA DE LAS PROYECCIONES DE LA POBLACION URBANA Y RURAL POR SEXO Y GRUPOS DE EDADES

### Descripción general

En esta sección se describe el procedimiento utilizado en CELADE para elaborar las proyecciones de población urbana y rural, por sexo y grupos quinquenales de edades, para los veinte países que forman lo que comúnmente se denomina América Latina. Estas proyecciones fueron presentadas en el Boletín Demográfico No. 28 de julio de 1981 (1).

Estas proyecciones cubren el período 1970-2025 y se dan resultados para intervalos de cinco años. Se ha considerado como población urbana de cada país, a la así definida en el último censo de población. Como las definiciones empleadas se apoyan en diferentes criterios (en algunos casos sólo cuantitativos, en otros, sólo cualitativos, y en varios una combinación de esas dos clasificaciones) la comparabilidad de las cifras entre los diferentes países tiene limitaciones que deben tenerse en cuenta al interpretar los resultados. Sin embargo, cualesquiera fueren los criterios utilizados para definir lo que es población urbana, es notoria la tendencia hacia la concentración de la población, con implicaciones sociales, económicas y demográficas múltiples y de gran importancia para los fines de planificación y diseño de políticas.

Cabe señalar que las proyecciones correspondientes a la mayoría de los países se han efectuado con arreglo a modelos logísticos que describen la trayectoria probable del porcentaje de población urbana según sexo.

Basándose en la experiencia histórica de la región, se distinguieron cuatro categorías de países, atendiendo tanto a los porcentajes urbanos del pasado reciente como al que se estimó para 1970 de acuerdo a las últimas informaciones disponibles. A partir de esta categorización, se establecieron valores esperados de urbanización para el año 2000. Se consideraron, además, dos puntos de referencia: (i) un límite de urbanización teórico más bajo que lo observado en el pasado —asíntota inferior—, que se ubica en un pasado lejano, y (ii) un límite teórico máximo —asíntota superior— hacia el cual tiende el porcentaje de población urbana.

Tanto para la determinación del porcentaje urbano del año 2000 como para la adjudicación de los límites teóricos, se han tenido en consideración hipótesis sobre las posibles tendencias del proceso de desarrollo económico y social de cada país y de los cuatro grupos de categorías identificados.

Cabe recordar, sin embargo, que en cada caso se ha respetado la definición censal de población urbana, lo que, indudablemente impone restricciones a la aplicación mecánica del método utilizado.

Finalmente, la población rural se ha obtenido como diferencia entre la población total correspondiente a las proyecciones efectuadas por CELADE y la población urbana que resulta de la proyección del porcentaje, cada cinco años entre 1970 y 2025.

Para tres países —Bolivia, Guatemala y Paraguay— se dispuso de proyecciones de población según área urbana y rural realizadas por el método de las componentes, esto es basadas en hipótesis acerca de la evolución futura de la mortalidad, fecundidad y migración interna e internacional de las áreas urbanas y rurales separadamente. En estos tres casos se mantuvieron los valores disponibles hasta el año 2000 y se utilizaron procedimientos similares al aplicado al resto de los países para proyectar el período 2000-2025.

#### Uso de la función logística

Como se indicó anteriormente, la proyección de la población total urbana y rural de 1970 al 2025 se realizó a partir de la proyección de los porcentajes de población urbana para cada sexo separadamente. Para obtener la población urbana se aplicaron estos porcentajes a la población total por sexo proyectada por el método de las componentes que ya estaba disponible en el CELADE. La población rural se obtuvo por diferencia entre la total y la urbana.

La función logística ha sido propuesta por las Naciones Unidas (2) para proyectar los porcentajes de urbanización. Este método supone una diferencia constante entre las tasas de crecimiento urbana y rural, lo que implica una evolución de los porcentajes de población urbana de tipo logístico con asíntota inferior 0 y superior 100. La aplicación de esta técnica en forma masiva a los países de la región presentó algunos problemas:

- a) Muchos países, en particular aquéllos que presentan en el punto de partida una alta urbanización, llegaban al final del período a porcentajes de población urbana muy elevados (cerca de 100 por ciento).

- b) Para algunos países de baja urbanización, el porcentaje de población urbana aumentaba exageradamente (cruzado por encima de los más urbanizados) debido al ritmo de crecimiento urbano observado entre los dos últimos censos. Este ritmo de crecimiento puede estar afectado por diferencias en definiciones, por falta de comparabilidad de la calidad de los censos o por circunstancias coyunturales.

Debido a lo anterior, se decidió realizar la proyección siguiendo otro procedimiento. Se adoptó un comportamiento logístico del siguiente tipo:

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

en que:

$\% U_t$  = porcentaje de urbanización en el momento  $t$

$K_1$  = asíntota inferior

$K_1 + K_2$  = asíntota superior

$a, b$  = parámetros

$t$  = tiempo

Para fijar las asíntotas los países de la región fueron clasificados, como ya se expuso, en cuatro tipos, de acuerdo a la experiencia histórica, nivel actual de urbanización y aspectos vinculados al desarrollo económico y social de cada país. En el cuadro I puede observarse la conformación de los grupos y las asíntotas adoptadas. Habiéndose dado los valores de  $K_1$  y  $K_2$ , es necesario conocer el porcentaje urbano en dos momentos diferentes a fin de poder determinar los valores de los dos parámetros restantes. Para ello se conside-

Cuadro 1

## AMERICA LATINA. PARAMETROS Y PIVOTES UTILIZADOS EN LA PROYECCION DEL PORCENTAJE URBANO

## Hombres

(continúa)

Países	Asíntotas		Años		Parámetros	
	Superior	Inferior	1970	2000	a	b
Uruguay	90	33	79,2 <sup>a</sup>	85,0	-1,4539	-0,0296
Argentina	90	33	76,9	84,5	-1,2093	-0,0343
Chile	90	33	73,0	82,5	-0,8557	-0,0344
Venezuela	90	33	70,4	81,5	-0,6461	-0,0365
Perú	88	26	57,9	72,0	-0,0581	-0,0333
México	88	26	58,0	75,0	-0,0645	-0,0421
Cuba	88	26	57,6	76,5	-0,0387	-0,0480
Colombia	88	26	56,5	75,5	-0,0323	-0,0470
Brasil	88	26	54,3	73,0	0,1746	-0,0439
Panamá	78	20	45,6	65,2	0,2356	-0,0499
Nicaragua	78	20	44,3	64,8	0,3270	-0,0516
Ecuador	78	20	37,9	54,5	0,8066	-0,0397
El Salvador	78	20	37,6	52,2	0,8309	-0,0351
Bolivia	b	b	37,5 <sup>a</sup>	55,4	d	d
Rep. Domin.	78	20	37,1	59,7	0,8721	-0,0549
Costa Rica	78	20	36,6	56,2	0,9139	-0,0474
Paraguay	b	b	35,4	43,2	c	e
Guatemala	b	b	33,2 <sup>a</sup>	41,2	d	d
Honduras <sup>c</sup>	78	20	31,9	51,5	1,3543	-0,0509
Haití	60	10	17,5	30,0	1,7346	-0,0443

a Extrapolado a partir de 1975.

b Proyección hecha por componentes.

c Posteriormente se cambió por el método de componentes.

d Extrapolación lineal 2000-2025.

e Extrapolación gráfica 2000-2025.

Cuadro 1

## AMERICA LATINA. PARAMETROS Y PIVOTES UTILIZADOS EN LA PROYECCION DEL PORCENTAJE URBANO

## Mujeres

(conclusión)

Países	Asíntotas		Años		Parámetros	
	Superior	Inferior	1970	2000	a	b
Uruguay	92	35	84,9 <sup>a</sup>	88,0	-2,0500	-0,0214
Argentina	92	35	80,2	87,0	-1,3430	-0,0333
Chile	92	35	77,1	85,0	-1,0387	-0,0309
Venezuela	92	35	73,3	83,0	-0,7169	-0,0319
Colombia	90	28	61,8	78,5	-0,1811	-0,0433
Cuba	90	28	61,6	79,0	-0,1681	-0,0455
México	90	28	60,0	77,0	-0,0645	-0,0421
Perú	90	28	58,2	73,0	0,0516	-0,0342
Brasil	90	28	57,3	75,5	0,1098	-0,0421
Panamá	80	22	50,1	68,9	0,0621	-0,0501
Nicaragua	80	22	49,6	67,0	0,0996	-0,0446
Rep. Domin.	80	22	41,4	63,2	0,6880	-0,0528
El Salvador	80	22	41,3	56,0	0,6957	-0,0348
Costa Rica	80	22	41,0	60,0	0,7191	-0,0454
Ecuador	80	22	41,0	57,0	0,7191	-0,0380
Bolivia	b	b	38,8 <sup>a</sup>	56,4	d	d
Paraguay	b	b	38,6	45,8	e	e
Guatemala	b	b	35,8 <sup>a</sup>	45,1	d	d
Honduras <sup>c</sup>	80	22	34,7	54,0	1,2717	-0,0493
Haití	70	13	22,0	33,5	1,6740	-0,0366

<sup>a</sup> Extrapolado a partir de 1975.

<sup>b</sup> Proyección hecha por componentes.

<sup>c</sup> Posteriormente se cambió por el método de componentes.

<sup>d</sup> Extrapolación lineal 2000-2025.

<sup>e</sup> Extrapolación gráfica 2000-2025.

ró el porcentaje de urbanización en 1970, que es el dato de partida de la proyección (obtenido de los censos) y se fijó un valor al año 2000 en base a los elementos mencionados para fijar las asíntotas y tratando de guardar la mayor coherencia posible entre los países.

Indudablemente, el procedimiento no puede sustituir a técnicas más refinadas (como el método de las componentes) en que se toma en consideración la posible evolución de la fecundidad y de la mortalidad urbana y rural, así como de las corrientes migratorias, pero tiene la ventaja de ser muy simple y rápido y para muchos de los países no se cuenta con la información necesaria para aplicar procedimientos más sofisticados. Cabe hacer notar que en el corto plazo (por ejemplo, 10 años) sea cual fuere el camino elegido, los resultados no varían en forma relevante. Aún así, en todos los casos donde se cuente con la información necesaria, y siempre cuando sea posible en colaboración con las oficinas —sean de Estadística o de Planificación— de los países, es preferible generar estas proyecciones por componentes, tal como queda de manifiesto en tres de los países (Bolivia, Guatemala y Paraguay). A éstos se agregó posteriormente Honduras.

### La población urbana y rural por grupos de edades

Se ha planteado, hasta ahora, la forma de proyectar el porcentaje urbano total de cada sexo a efectos de obtener la población total urbana, y por diferencia con la población total, la rural. En lo que sigue se describen los pasos para obtener la correspondiente proyección de la población por grupos quinquenales de edades.

El primer paso consiste en determinar la población urbana inicial por sexo y grupos de edades que, en el caso de las proyecciones elaboradas por CELADE, corresponde al año 1970. Para ello se requiere la siguiente información: *a*) la población total del país por sexo y edades ajustada al año 1970, y *b*) los porcentajes de población urbana por sexo y grupos de edades para el año, provenientes de los censos de población.

Una vez que se tienen los porcentajes de población urbana censales, es necesario evaluar esta información y eventualmente ajustarla. Esto último se hizo mediante un procedimiento gráfico tratando que, al aplicar los porcentajes ajustados a la población total ajustada, el porcentaje de la población urbana total por sexo no difiera respecto al que se tiene en la fuente original.

En muchos casos, los porcentajes de población por sexo y grupos de edades no estaban disponibles para 1970, ya que el censo fue realizado con posterioridad. En esos casos se realizó una interpolación entre el censo de alrededor de 1960 y el cercano a 1970.

La proyección por grupos de edades, obviamente, debe seguir también un comportamiento logístico y reproducir el porcentaje urbano total ya proyectado. Para ello se usó el método de las Naciones Unidas de la siguiente manera:

- La proyección de la población urbana y rural total permite determinar las tasas de crecimiento medio anual de la población urbana y rural y por lo tanto la diferencia entre ambos:

$$d = r_U - r_R$$

Para cada grupo de edad se calcula entonces el porcentaje urbano proyectado (en un momento  $t$ ) de acuerdo a la siguiente fórmula:

$$\% U_{(t)} = \frac{\% U_{(0)} \cdot 100e^{dt}}{100 - \% U_{(0)}(1 - e^{dt})} \quad (3)$$

- Luego se suman las poblaciones proyectadas de cada grupo de edades y si existe una diferencia con la población total antes calculada (siempre ha sido muy pequeña) se realiza el prorrateo correspondiente.

Este procedimiento se repite luego para cada quinquenio de proyección.

## II. PROYECCION DE LA POBLACION ECONOMICAMENTE ACTIVA POR PAISES SEGUN AREA URBANA-RURAL, SEXO Y EDAD

Las proyecciones de la población económicamente activa (PEA) elaboradas por CELADE y publicadas en el Boletín Demográfico No. 29(4), se han preparado por sexo, grupos quinquenales de edades para las áreas urbanas y rurales. Estas cubren el período que va desde 1970 al año 2000, dándose cifras de cinco en cinco años.

En cada país se ha tomado como definición de la población económicamente activa la utilizada en los censos de población alrededor de 1970.

### Ajuste de la población inicial

Se estableció como año base de la proyección el año 1970, al igual que en el caso de las proyecciones por áreas urbana y rural.

Como primera elaboración se determinaron las tasas refinadas de actividad\* para cada país, por sexo y área, a mediados del año 1970, mediante interpolaciones lineales entre las tasas refinadas de los últimos dos censos disponibles. Al momento de efectuar estas proyecciones no se disponía de resultados pertinentes de ningún censo de población correspondiente a la década de 1980.

Las tasas de actividad por grupos quinquenales de edades según sexo y áreas urbana y rural para el año base se obtuvieron mediante un ajuste gráfico de las tasas interpoladas para el año 1970. El ajuste se hizo de modo tal que, al ser aplicadas a la población mayor de 10 años estimada por CELADE para dicho año, se reprodujera la tasa refinada de actividad obtenida anteriormente (según área y sexo).

---

\* La tasa refinada de actividad se definió como el porcentaje de población económicamente activa respecto a la población mayor de 10 años.

Cuadro 2

AMERICA LATINA. EDAD LIMITE INFERIOR, SEGUN PAIS,  
ADOPTADA POR CELADE EN LA DEFINICION DE LA PEA

País	Edad	País	Edad
Argentina	10	Haití*	10
Bolivia*	10	Honduras	10
Brasil	10	México	12
Colombia	10	Nicaragua	10
Costa Rica	12	Panamá	10
Cuba	10	Paraguay	12
Chile	12	Perú*	10
Ecuador	12	Rep. Dominicana	10
El Salvador	10	Uruguay	12
Guatemala	10	Venezuela	15

\* En la definición censal la edad fue 7, 5 y 6 años para Bolivia, Haití y Perú, respectivamente.

La edad desde la cual se define la población económicamente activa corresponde a la establecida en los censos de población alrededor de 1970. Sin embargo, cuando esta edad era inferior a 10 años (Bolivia, Haití y Perú) se descartó esa información y, en esos casos, se tomó como edad límite inferior de la actividad 10 años. En los casos en que esta edad límite inferior es mayor de 10 años, se respeta la definición del país, aunque la tasa del primer grupo de edad se refiere siempre al grupo de edad de 10 a 14 años; es decir, si la PEA está definida a partir de los doce años de edad, se tomó en el numerador la PEA de 12 a 14 años y en el denominador la población de 10 a 14 años.

En el cuadro 2 se presentan las edades límites inferiores de cada país adoptadas por CELADE en las proyecciones de la PEA.

#### Proyección de la población económicamente activa

Las proyecciones de la PEA se prepararon por sexo y por área urbana rural, como se dijo antes. La metodología utilizada varió se-

Cuadro 3

MODELOS LIMITES DE TASAS DE ACTIVIDAD POR EDAD DE LA  
POBLACION MASCULINA URBANA ADOPTADAS PARA  
EL AÑO 2030

Edad	Tasas de actividad (por ciento)	
	Modelo 1 industrializado	Modelo 2 semiindustrializado
10-14	2,5	4,4
15-19	32,8	43,8
20-24	83,1	83,1
25-29	93,8	93,8
30-34	96,9	96,9
35-39	96,8	96,8
40-44	95,6	95,6
45-49	93,7	93,7
50-54	89,1	89,1
55-59	78,1	83,4
60-64	54,4	75,6
65-69	31,6	66,3
70-74	10,0	52,5
75-79	2,5	39,1
80 y más	1,0	25,3

gún el subconjunto de población en estudio. Se describirán, en forma breve, los procedimientos seguidos en cada caso para la proyección de las tasas de actividad.

a) *Proyección de las tasas de actividad de la población masculina urbana.*

En este caso se adoptaron dos modelos límites de las tasas de actividad por grupos de edades para el año 2030. Uno de los modelos corresponde a países de mayor desarrollo industrial, lo que implica menor participación en las edades extremas: menores de 20 años y mayores de 55 años. El otro modelo corresponde a países con desarrollo semi-industrial, cuya principal diferencia con el modelo anterior radica en la mayor participación en esos tramos de edades. En los dos modelos límites las tasas de actividad adoptadas para el tramo de edades entre 20 y 55 años son las mismas.

Cuadro 4

MODELOS LÍMITES DE TASAS DE ACTIVIDAD POR EDAD DE LA  
POBLACION MASCULINA RURAL MENOR DE 25 AÑOS Y MAYOR  
DE 55 AÑOS DE EDAD PARA EL AÑO 2030

Edad	Tasas de actividad (por ciento)	
	Modelo 1	Modelo 2
10-14	4,0	20,0
15-19	52,0	65,0
20-24	83,0	88,0
55-59	81,0	92,0
60-64	68,0	85,0
65-69	45,0	75,0
70-74	27,0	65,0
75-79	10,0	52,0
80 y más	3,0	25,0

En el cuadro 3 se presentan los dos modelos límites utilizados.

Es de hacer notar que no siempre se adoptó un modelo único, sino que en varias oportunidades se tomó para los menores de 20 años un modelo y para los mayores de 55 otro; evidentemente, todos los límites coinciden en el tramo 20 a 55 años. En el cuadro 5 se indican los límites adoptados para cada país.

*b) Proyección de las tasas de actividad masculina rural*

En el caso de la proyección de las tasas de participación de la población masculina rural también se adoptaron dos modelos límites para el año 2030, que difieren en los tramos de edades: 10 a 25, y de 55 años y más, según se indica en el cuadro 4. Para el tramo de edades entre los 25 y los 55 años se mantuvieron para cada país las tasas de actividad del año 1970 constantes durante todo el período de la proyección.

Cuadro 5

MODELOS LIMITES ADOPTADOS EN EL AÑO 2030 PARA LAS TASAS  
DE ACTIVIDAD DE LA POBLACION MASCULINA URBANA Y  
LA POBLACION MASCULINA RURAL POR PAIS

	Tipo de modelo adoptado			
	Urbano		Rural	
	- de 20	+ de 55	- de 20	+ de 55
Argentina	2	1	1	1
Bolivia	1	2	1	2
Brasil	1	1	2	1
Colombia	2	1	2	1
Costa Rica	2	1	1	2
Cuba	1	1	1	1
Chile	1	1	1	1
Ecuador	1	2	1	2
El Salvador	2	2	2	2
Guatemala	2	2	2	2
Haití	1	2	2	2
México	2	2	1	1
Nicaragua	1	2	2	2
Panamá	1	1	1	2
Rep. Dominicana	2	2	2	2
Uruguay	2	1	1	1
Venezuela	1	1	2	1

También en esta oportunidad se proyectó de modo que, en varios casos, los límites correspondientes a ambos modelos aparecen entremezclados en el año 2030; es decir, puede ser que para un país determinado se tome el Modelo 1 para los menores de 25 años y el Modelo 2 para los mayores de 55 o viceversa, elección que se explica en el cuadro 5.

Como aclaración, se puede ver, en el cuadro citado, que para Argentina —en lo que se refiere a la población masculina urbana— se adoptó el Modelo 2 y para los mayores de 55 años el Modelo 1. En cuanto a la población rural, se adoptó como límite únicamente el Modelo 1.

c) *Proyección de las tasas de actividad de la población femenina urbana.*

El límite adoptado en esta oportunidad fueron las tasas de actividad femenina de las ciudades capitales de cada país, previamente ajustadas por procedimientos gráficos. Este límite se estableció para el año 2000.

d) *Proyección de las tasas de actividad de la población femenina rural.*

Estas fueron proyectadas manteniendo constantes las tasas de las edades comprendidas entre los 20 y los 65 años de edad y disminuyendo levemente las tasas de las edades marginales, es decir, menores de 20 años y mayores de 65 años.

e) *Proyección de la PEA*

Una vez establecidas —para cada país, área y sexo— las tasas de actividad por edades límites, se obtuvieron las de los años intermedios terminados en 0 y 5, entre el año 1970 y el año 2000, mediante interpolación lineal.

La PEA, para estos mismos años, se calculó aplicando estas tasas a las poblaciones proyectadas previamente por CELADE.

Esta metodología se siguió para los 17 países indicados en el cuadro 5. En los casos de Paraguay y Honduras se adoptaron las proyecciones oficiales de las tasas de actividad, así como las cifras resultantes de la población económicamente activa (urbana y rural), de acuerdo a la proyección hecha por los respectivos organismos nacionales en colaboración con el CELADE. Para el caso del Perú se adoptaron las tasas de actividad proyectadas por la Oficina Nacional de Estadísticas (ahora Instituto Nacional de Estadística), y se aplicaron a las estimaciones de población del CELADE.

## REFERENCIAS BIBLIOGRAFICAS

- (1) CELADE, *Boletín Demográfico No. 28*, Santiago de Chile, julio de 1981.
- (2) NACIONES UNIDAS, *Métodos para hacer proyecciones de la población urbana y rural*, Manual VIII, ST/ESA/SER.A/55, Nueva York, 1975.
- (3) José Miguel Pujol: "Métodos de proyección de la población urbana y rural por sexo y grupos de edades", en *Notas de Población* No. 26, agosto, 1981.
- (4) CELADE, *Boletín Demográfico No.29*, Santiago de Chile, enero de 1982.

# 6 | **PROYECCIÓN DE LA POBLACIÓN DE BRASIL, POR SEXO Y GRUPOS QUINQUENALES DE EDAD. 1950-2150**

*Carmen Arretx*

## INTRODUCCION

Las proyecciones cuyos resultados se presentan en este informe tienen el carácter de provisionarias por cuanto al momento de realizarlas no se contaba con las tabulaciones definitivas para el total del país, sobre la población por sexo y edad. Faltaban los datos referentes a Amazonas, Bahía y Fernando de Noronha. Puede considerarse, sin embargo, que las estructuras, por sexo y edad, no se alterarán en forma significativa cuando se disponga de la información completa. Por otra parte, se dispone del valor de la población total enumerada, de forma que ese total se distribuyó de acuerdo a la estructura por sexo y edad conocida para las entidades federativas, a excepción de las mencionadas más arriba.

Es importante dejar señalado que las tareas de revisión de las estimaciones pasadas, de la mortalidad y de la fecundidad, así como el establecimiento de las hipótesis de evolución futura de esas variables fueron tareas llevadas a cabo conjuntamente por demógrafos del Departamento de Estudios de Población (DESPO) del Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) y por demógrafos de CELADE. Es ésta una de las actividades incluidas en el Programa de Colaboración Técnica que formularan conjuntamente el IBGE y CELADE.

Aun cuando se trata de resultados preliminares, este informe puede considerarse definitivo en cuanto a las elaboraciones metodológicas: la aparición del resto de las tabulaciones, no modificará los análisis y, seguramente, tampoco los procedimientos seguidos en la elaboración de las proyecciones. En consecuencia puede decirse que el Informe, desde un punto de vista técnico, tiene suficiente valor para ser presentado a discusión en el Seminario de Proyecciones de Población.

Se ha dividido este informe en los siguientes capítulos:

El primero se refiere a la conciliación de los censos de 1940 y 1950 con el propósito de establecer la población inicial de la proyección.

En el segundo se describe la forma en que se elaboraron las estimaciones y se establecieron los criterios de evolución futura de la mortalidad.

En el capítulo tercero se analiza la información básica para establecer los niveles y tendencias de la fecundidad del período 1950-1980 y se establecen los criterios en que pueden basarse las hipótesis de evolución futura de esta variable.

Finalmente, en el capítulo IV, se analizan los resultados y se señalan las limitaciones que de alguna manera se han ido señalando en el texto. Se pone especial énfasis en la fragilidad de las estimaciones sobre la mortalidad y, en cierta forma, la debilidad de las estimaciones de la fecundidad en el pasado reciente.

Se incluyen dos Anexos metodológicos. El primero dedicado a explicar el procedimiento para construir la tabla de vida básica correspondiente al período 1976-1980, y el segundo a describir la metodología utilizada para establecer las estimaciones y proyecciones de la fecundidad en términos de tasas según edad de las mujeres.

Para simplificar este informe, se presentan sólo los resultados de las proyecciones hasta el año 2025, aun cuando el período de la proyección llegó hasta el año 2150.

## I. ESTIMACION DE LA POBLACION INICIAL POR SEXO Y GRUPOS DE EDAD, 1950

Un análisis basado en la conciliación de los censos de 1940 y 1950, puso de relieve que la población masculina estaba mejor enumerada que la población femenina, y no sólo en cuanto a cobertura, sino que también en cuanto a la declaración de edades. Ello no quiere decir que la enumeración de la población masculina fuese completamente satisfactoria: presentaba los errores que, en general, afectan a la mayoría de los censos de nuestros países. Así por ejemplo, una omisión diferencial —mayor seguramente que en el resto de las edades— de los menores de cinco años, una omisión de hombres adultos jóvenes y un claro envejecimiento (o exageración) de la población de más de 70 años.

El procedimiento de ajuste consistió en lograr coherencia entre ambos censos, el de 1940 y el de 1950, utilizando para ello una tabla de vida intercensal, razonablemente aceptable, y una estimación de la fecundidad derivada de la aplicación del método de Hijos Propios al censo de 1960. En el cuadro 1 se presentan los resultados y también los cálculos realizados para conciliar ambos censos.

Una vez obtenida la población masculina corregida, y utilizando un índice de masculinidad por edad ajustado, se obtuvo la población femenina coherente con la masculina ajustada. Cabe señalar que el índice de masculinidad adoptado se basa en el comportamiento teórico que debe tener ese índice con la edad, cuando no existen errores diferenciales de omisión y de mala declaración de edades y, claro está, cuando la mortalidad que se ha adoptado es la que ha experimentado realmente la población en estudio. En el caso de Brasil, por otra parte, el índice se corrigió tomando en cuenta el efecto de la población no nativa, cuya composición por sexo y edad es muy diferente a la de la población nativa. (Véase gráfico 1).

A partir de la población corregida, para cada sexo, por grupos de edad, y adoptando la fecundidad y mortalidad establecidas para los quinquenios entre 1950 y 1980 —cuya estimación se explica más adelante— se estimaron, mediante una proyección, las poblaciones por sexo y edades para los años censales: 1960, 1970 y 1980. Com-

Cuadro 1

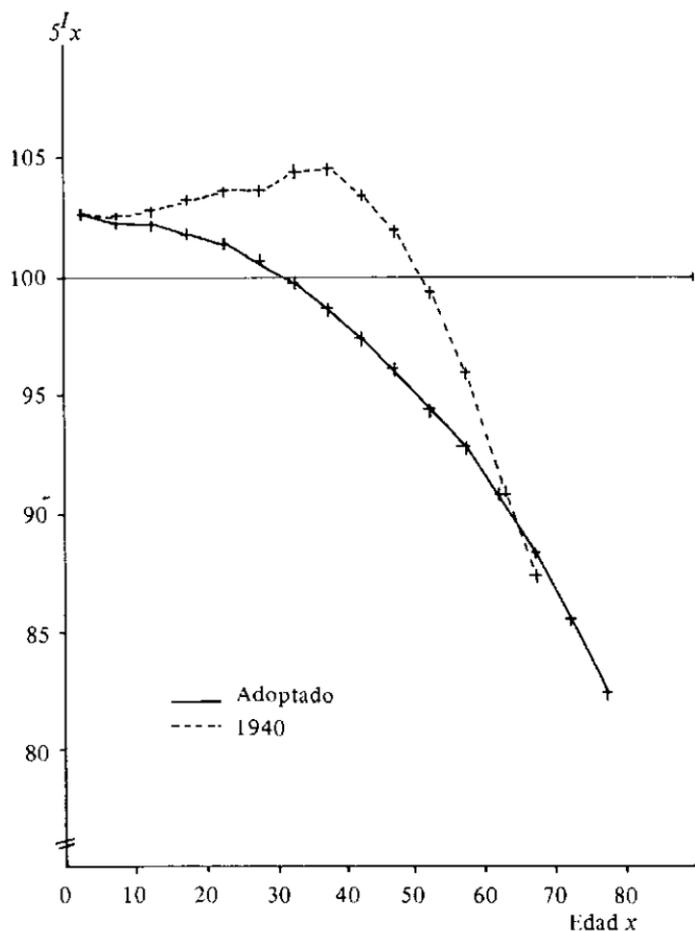
## BRASIL: AJUSTE DE LA POBLACION POR SEXO Y EDAD DE 1950; CONCILIACION CFNSAL

Edad	Población censada 1940			Población base 1950									Edad
	Hombres	Mujeres	$\frac{m}{f} P_{40-50}$ $\frac{x}{x+4}$	$\frac{I_{40}^{40}}$ $\frac{a}{\%}$	Proyectada de 1940 con población			Censada 1950		$\frac{I_{50}^{50}}$ $\frac{a}{\%}$	Femenina		
					Censada masculina	Masculina	Femenina por $\frac{I_{40}^{40}}$	femenina por $\frac{I_{50}^{50}}$	Masculina corregida				
0- 4	3 257 819	3 186 869	0,90666	1,0266	4 244 711			4 246 913	4 584 588	102,60	4 468 409	0- 4	
5- 9	2 926 058	2 837 262	0,95066	1,0259	3 568 277			3 543 404	3 578 654	102,30	3 498 196	5- 9	
10-14	2 684 164	2 648 086	0,93210	1,0285	3 171 305	2 953 734	2 966 265	3 228 181	3 199 743	102,20	3 130 864	10-14	
15-19	2 159 166	2 288 246	0,90901	1,0329	2 650 047	2 781 686	2 767 131	2 936 132	2 774 408	101,80	2 725 352	15-19	
20-24	1 837 154	1 979 197	0,89768	1,0367	2 389 433	2 501 909	2 538 627	2 667 360	2 520 268	101,40	2 485 471	20-24	
25-29	1 650 480	1 708 522	0,88854	1,0366	2 034 547	1 962 703	2 148 472	2 134 121	2 141 296	100,70	2 126 411	25-29	
30-34	1 300 977	1 282 268	0,86991	1,0447	1 625 122	1 649 176	1 841 890	1 635 627	1 745 533	99,80	1 749 031	30-34	
35-39	1 167 279	1 154 996	0,83928	1,0458	1 527 155	1 466 517	1 573 652	1 521 565	1 540 791	98,70	1 561 085	35-39	
40-44	1 004 271	946 990	0,79557	1,0350	1 230 112	1 131 733	1 165 319	1 136 141	1 197 716	97,40	1 229 688	40-44	
45-49	786 586	706 566	0,73723	1,0201	1 020 679	979 674	1 013 762	920 298	1 004 705	96,10	1 045 479	45-49	
50-54	641 108	606 236	0,66928	0,9944	812 583	798 968	779 766	700 390	805 775	94,40	853 575	50-54	
55-59	413 095	386 066	0,59811	0,9598	550 835	579 895	531 372	453 518	585 918	92,80	631 377	55-59	
60-64	338 095	352 396	0,51908	0,9085	474 396	429 081	403 469	372 703	451 738	90,80	497 509	60-64	
65-69	186 934	199 559	0,42842	0,8746	255 925	247 076	221 627	201 120	272 424	88,40	308 172	65-69	
70 y más	260 902	338 968	0,22589	0,7893	329 874	314 514	301 394	308 360	170 305.	85,60	198 954	70-74	
									91 272	82,40	110 767	75-79	
70-74					165 117	175 493	166 184	148 954	69 859	79,00	88 429	80 y más	
75-79					83 155	80 086	74 774	74 404					
80 y más					81 602	58 935	60 436	85 002					

a/Índice de la población estacionaria de la tabla de vida utilizada, corregido por la incidencia del índice de masculinidad de la población extranjera.

Gráfico 1

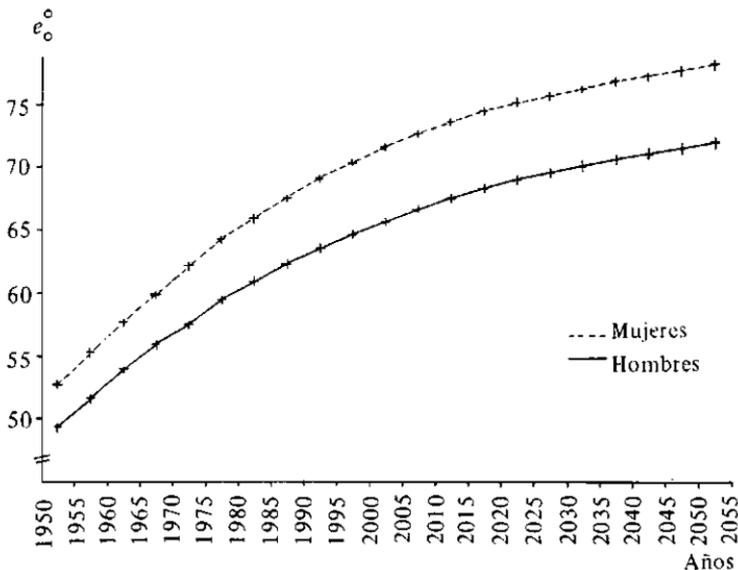
## BRASIL: INDICE DE MASCULINIDAD



parando las cifras de las proyecciones con las provenientes de los censos pudo comprobarse que la población inicial, estimada para 1950, y la mortalidad y la fecundidad del período 1950-1980 eran coherentes con la población censada en los años antes mencionados. Un análisis de esa coherencia se muestra en los cuadros 2 y 3 y en los gráficos 1 y 2 en que se representa la función de error censal.

Gráfico 2

BRASIL: ESPERANZA DE VIDA AL NACER POR SEXO ENTRE 1950-55 Y 2050-55



II. ESTIMACIONES Y PROYECCION DE LA MORTALIDAD

a) *La mortalidad del período 1950-1980*

Cabe señalar que las estimaciones de mortalidad para el total de Brasil no son suficientemente sólidas, como ya se dijo, por falta de informaciones aceptablemente buenas. Se han hecho diversos estudios tendientes a establecer tablas de vida para el país. Es conveniente tener presente la forma en que habitualmente se las ha venido construyendo, con el propósito de otorgarles la validez aproximada que ellas tienen. No se trata de presentar una descripción detallada de todos los estudios, ni de presentar los resultados en forma exhaustiva, ya que no es éste un documento en que tal análisis tenga cabida.

—*Tablas de vida intercensales.* Siguiendo el método ideado por Mortara<sup>1</sup>, se construyeron tablas de vida para los diferentes períodos a partir de las relaciones de supervivencia intercensales. Las limitaciones más importantes son: (i) falta de información para estimar, mediante este método, la mortalidad de los menores de 10 años (los censos se han venido realizando cada diez años); (ii) falta de comparabilidad de los censos en cuanto a cobertura y declaración de edades. Aparentemente, esta falta de comparabilidad ha ido aumentando en el tiempo.

—*Tablas de vida construidas a partir de la mortalidad estimada para la niñez.* En los censos de Brasil se cuenta con información sobre la proporción de hijos fallecidos clasificados por edad de las mujeres. Su utilización para derivar estimaciones de la mortalidad de la niñez, sólo se inició hacia fines de la década del 60, y se debió a la divulgación del procedimiento ideado por W. Brass<sup>2</sup>. Para estimar la mortalidad adulta, con el propósito de tener estimaciones de mortalidad para todo el tramo de edades y así poder construir tablas de vida, se siguieron, en general, dos procedimientos: (i) se adoptó una tabla de vida estándar y, mediante el sistema logito, se establecía el nivel —el parámetro Alfa— y naturalmente el segundo parámetro —Beta— se consideraba igual a la unidad; (ii) utilizando la estimación de la mortalidad de la niñez se la combinaba con la mortalidad intercensal —mortalidad adulta— mediante el procedimiento ideado por Brass<sup>3</sup>.

Los resultados obtenidos, en términos de esperanzas de vida al nacer, no presentan diferencias importantes. Sin embargo, las estructuras por edad presentan diferencias que alcanzan magnitudes que afectan su uso en las proyecciones de población. Es precisamente al proyectar la población cuando podían evaluarse las tablas de vida; se

---

<sup>1</sup> Naciones Unidas, Estudios Sobre Población, No. 7, *Métodos Relativos al Uso de las Estadísticas Censales para el Cálculo de Tablas de Vida y Otros Índices Demográficos* (con aplicaciones a la población del Brasil), por Giorgio Mortara. Nueva York, 1949.

<sup>2</sup> CELADE. *Métodos para Estimar la Fecundidad y la Mortalidad en Poblaciones con Datos Limitados*. Selección de trabajos de William Brass. Serie E, No. 14.

<sup>3</sup> CELADE, San José. *Seminario sobre Métodos para Medir Variables Demográficas* (Fecundidad y Mortalidad), dirigido por W. Brass, Serie DS, No. 9.

elegían aquéllas que mostraban mayor coherencia con la población censada, teniendo presente, desde luego, los errores que generalmente afectan a las informaciones censales de la población por sexo y edad.

Las estimaciones de la mortalidad preparadas con ocasión del Panel de Brasil<sup>4</sup> introdujeron un elemento adicional y nuevo: los registros de defunciones. Aunque ellos son defectuosos (tienen omisiones importantes), pudieron ser evaluados o, mejor dicho, compatibilizados, con las estructuras por edad de la población censal, utilizando el procedimiento llamado "Growth Balance Equation"<sup>5</sup>.

En esa oportunidad se construyeron tablas de vida en torno a 1960 y a 1974-1975. Los factores de corrección resultantes fueron de 2 y 1,3 respectivamente, lo que pone en evidencia la gran omisión en el registro de defunciones. Es importante señalar que cuando los factores de corrección son tan elevados en países donde la mortalidad es moderadamente alta —digamos, con esperanzas de vida al nacer entre 50 y 60 años— puede suceder que se registren en mayor proporción las muertes que ocurren en los centros urbanos, que a su vez pueden tener una estructura por causas —y en consecuencia, por edades— diferente a la de las muertes que no se registran. En tal caso, la tabla de vida que se construye, corrigiendo las muertes por el factor resultante —de valor elevado— no refleja necesariamente la verdadera estructura por edad de la mortalidad del país. Estas consideraciones deben tenerse en cuenta para juzgar la mortalidad en Brasil estimada con elementos insuficientes, a veces poco sólidos.

En la revisión de la mortalidad del período 1950-1980 se ha aceptado como tabla de vida, más representativa que las anteriores (tanto del nivel como de la estructura), la que se construyó con defunciones registradas en el quinquenio 1976-1980. El factor de corrección, utilizando una estimación de población adecuada, fue de 1,17, lo que representa una notable mejoría en la concordancia entre la distribución por edad de las muertes y la estructura por edad de la

---

<sup>4</sup> CELADE. *Estimación de la Situación Demográfica del Brasil* (borrador inédito del Panel de Brasil), por Carmen Arretx: abril, 1949.

<sup>5</sup> CELADE. *Cuatro Lecciones de William Brass*, Serie D, No. 91.

población estimada en torno a 1977. Se comparó esa tabla con la utilizada en la proyección realizada<sup>6</sup> después de las estimaciones obtenidas en el Panel de Brasil, en 1979. De esa comparación surge claramente que el nivel de la nueva tabla de vida era similar al de aquéllas, pero que la mortalidad para edades avanzadas debía modificarse, aumentando las probabilidades de muerte correspondientes.

En síntesis, a partir de la tabla de vida construida para 1976-1980, para ambos sexos, y teniendo en cuenta las modificaciones que debían introducirse en las estructuras, se mantuvieron los niveles de esperanzas de vida de las tablas utilizadas en 1979, y se construyeron nuevas tablas para los quinquenios entre los años 1950 y 1980. En el anexo I se presenta una síntesis del método usado, así como la tabla de vida resultante para el período 1976-1980.

Parece pertinente resumir las consideraciones más relevantes con respecto a las estimaciones de mortalidad adoptadas para el período 1950-1980:

- i) Las tablas construidas para cada uno de los quinquenios comprendidos entre los años 1950 y 1980, tienen el propósito de describir una evolución plausible de la mortalidad de Brasil, coherente con la evolución de la población, por sexo y edad, según los censos de 1940, 1950, 1960, 1970 y 1980.
- ii) Se requieren análisis más profundos y detallados considerando sin duda, otros elementos de juicio, como por ejemplo las informaciones recogidas en las Encuestas de Hogares (PNAD), muertes según causas, y su evolución en aquellas áreas donde tales informaciones existan y sean de buena calidad.

La elaboración de proyecciones de población no necesariamente exige tablas de vida que reflejen, con toda cabalidad, tanto el nivel como las estructuras por sexo y edad; hay que tener presente que los censos de población tie-

---

<sup>6</sup> CELADE. *Boletín Demográfico No. 27*, Santiago, enero 1981.

nen errores que alcanzan, en algunos casos, magnitudes difíciles de precisar.

Por estas observaciones, las tablas que adoptamos son un conjunto plausible, pero no necesariamente las únicas, que pueden explicar la evolución de la mortalidad de Brasil. En todo caso, puede considerarse que son las mejores que se han elaborado, con las informaciones y métodos disponibles, para que resultaran coherentes con la población, por sexo y edades, de los censos.

- iii) No se utilizaron las Tablas Modelos de Brasil<sup>7</sup> porque ellas se construyeron sobre la base de 22 tablas que, si bien abarcan un amplio período (1920 a 1970), se refieren a áreas urbanas, y como se señaló antes, no representan la verdadera situación del país, y por cierto, tampoco la evolución en el tiempo. Los cambios en la distribución espacial de la población son significativos, y las estructuras por causas de muerte —asociadas con los patrones de edad— se ven afectadas.
- iv) Finalmente, un análisis de la mortalidad de la niñez, utilizando la técnica de regresión presentada por J. Trussell<sup>8</sup>, muestra una evolución más bien regular de la mortalidad en el período considerado. En el gráfico que se incluye en el Anexo 1, puede observarse esa evolución, así como la evidente incoherencia que presentan las estimaciones que se obtienen con las informaciones del censo de 1980.

#### b) *Proyección de la mortalidad*

No existen criterios rígidos para determinar la posible evolución futura de la mortalidad de un país. Sin embargo, para formular la hipótesis más razonable —se acostumbra, en general, a formular

---

<sup>7</sup> Brasil. *Tabuas-Modelo de Mortalidade e Populações Estáveis*, IBGE, Serie Estudos e Pesquisas, 10, Rio de Janeiro, 1981.

<sup>8</sup> National Academy of Sciences, Committee on Population and Demography. *Demographic Estimation: A Manual on Indirect Techniques*, Kenneth Hill, Hania Zlotnik, James Trussell.

una sola hipótesis de mortalidad con los elementos cuantitativos y cualitativos disponibles en un momento dado, somos partidarios de adoptar una esperanza de vida límite hacia el cual tenderán los países, en forma asintótica.

Se ha construido en CELADE (Santiago) una tabla de vida límite a partir de las ideas presentadas por Bourgeois-Pichat<sup>9</sup>, cuyos resultados se presentan en un documento preparado por Pujol<sup>10</sup>. Cómo y cuándo se alcanzará ese límite, son las interrogantes que se debe resolver en cada país, teniendo en cuenta entre otros elementos de juicio, los siguientes:

a) Cómo ha venido cambiando la mortalidad, en su nivel y estructura por sexo y edad. Si fuera posible, además, cómo han sido los cambios según causas de muerte.

b) Cuán bien se conoce la mortalidad en el momento presente y la del pasado reciente. Sería muy poco juicioso utilizar modelos complejos de proyección si los datos con que se han elaborado las estimaciones son frágiles. Lo acertado será, en este caso, utilizar procedimientos muy simples.

c) Cómo se comparan las condiciones demográficas, sociales y económicas, con países donde se cuenta con buenos (o razonablemente buenos) registros de defunciones, y donde en consecuencia, se ha podido establecer con aproximación satisfactoria los niveles y tendencias de la mortalidad.

d) Cuán homogéneo o heterogéneo es el país en cuanto a sus condiciones demográficas, sociales y económicas.

e) ¿Es posible tener órdenes de magnitud de la mortalidad más alta y más baja dentro del país?

---

<sup>9</sup> Naciones Unidas, ST/ESA/SFERA/67. *Prospects of Population: Methodology and Assumptions*. Papers of the Ad Hoc Groups of Experts on Demographic Projections, United Nations Headquarters, 7-11 November, 1977. New York, 1979.

<sup>10</sup> Pujol, José Miguel, *Los Procedimientos Utilizados en CELADE en la Proyección de la Mortalidad*, septiembre 1982 (documento presentado al Seminario sobre Proyecciones de Población, San José, Costa Rica, 4-13 de octubre, 1982).

Reflexionando sobre estos puntos, y teniendo presente que los valores de la función de supervivencia que se utilizan para realizar las proyecciones tienen, en la mayoría de nuestros países, valores cercanos a la unidad en tramos extensos de la vida, parece apropiado adoptar un valor de esperanza de vida al nacer para un momento intermedio dentro del período de la proyección, tal vez no muy alejado del presente, en particular en los casos donde este período puede ser de más de 100 años.

En el caso de Brasil, cuya proyección abarca un período de 200 años, de 1950 a 2150, pareció adecuado que hacia el quinquenio 2020-2025 se alcanzara una esperanza de vida al nacer como la que se observa en la actualidad en algunos países de baja mortalidad, en torno a 72 años para ambos sexos.

Para asegurar una evolución regular —no se trata de un pronóstico que pretende describir con precisión lo que realmente sucederá con la mortalidad— se procedió a estimar las esperanzas de vida al nacer para cada quinquenio de la proyección de forma tal que:

- i) A medida que se alcanzaran niveles menores de mortalidad, la ganancia anual en las esperanzas de vida al nacer fuera menor.
- ii) La diferencia de la mortalidad femenina con respecto a la masculina, en términos de la esperanza de vida al nacer, aumentara con el tiempo.
- iii) Al alcanzarse los valores de esperanza de vida al nacer de los países que en la actualidad presentan las más bajas mortalidades (como es el caso de los países de Europa del Norte), la mortalidad se mantuviese constante. Ese valor, en torno a 72 y 78 años para hombres y mujeres, respectivamente, se alcanza en el quinquenio 2050-2055.

Una vez establecidas las esperanzas de vida para cada quinquenio, siguiendo los criterios mencionados, mediante interpolación de las funciones de probabilidades de muerte ( ${}_nq_x$ ) de la tabla de vida inicial, la intermedia y la límite, se obtuvieron las tablas de vida.

Puede verse la evolución de las esperanzas de vida por sexo en el cuadro 2 y en el gráfico 2.

### III. ESTIMACION Y PROYECCION DE LA FECUNDIDAD

#### a) *La fecundidad del período 1950-1980*

De acuerdo a los análisis realizados durante el Panel, se concluyó que la fecundidad había permanecido constante entre 1945 y 1965 aproximadamente, tanto en su nivel como en su estructura (pueden verse los gráficos y cuadros que confirman estas afirmaciones en el Anexo 2). Se adoptó una Tasa Global de Fecundidad (TGF) de 6,15 por mujer, para ese período.

Las estimaciones del probable valor de la TGF, a partir de 1965, que varían entre 3,9 y 5,8 (según sea la fuente y método que se aplique), ponen de manifiesto la gran incertidumbre acerca de un valor más confiable. En todo caso se advierte una clara tendencia al descenso, pero cuya magnitud no se puede precisar.

A partir de las informaciones sobre fecundidad recogidas en el censo de 1980, utilizando el procedimiento de los cocientes  $P_i/F_i$ , se obtuvo un valor de TGF de 4,17 (véase la tabla A.2.1 del Anexo 2). Las tasas de fecundidad por edad implícitas, aplicadas a la población femenina estimada a mediados del quinquenio 1975-1980, no alcanzaban a originar los nacimientos necesarios para que se lograra llegar a la población menor de 5 años enumerada en el censo de 1980.

Hay razones para pensar que la información básica proporcionada por el censo de 1980 para estimar la fecundidad, puede conducir a subestimaciones. Sólo a título ilustrativo, se dan a continuación algunas razones. Una evaluación más detallada de la calidad del censo de 1980 merece un capítulo aparte, que no se incluye en el presente informe, por cuanto no se dispone de todos los antecedentes que sería necesario examinar; hay que tener en cuenta, además, que aún no se dispone de las tabulaciones definitivas. Las referencias que se incluyen dicen relación con los sesgos que pueden tener las estimaciones de la fecundidad, debidos a la forma de recolección que se utilizó en el censo de 1980.

Cuadro 2

## BRASIL: ESPERANZA DE VIDA AL NACER POR SEXO ESTIMADA PARA LOS QUINQUENIOS COMPRENDIDOS ENTRE 1950 Y 2025

Quinquenio	Esperanza de vida		Quinquenio	Esperanza de vida	
	Hombres	Mujeres		Hombres	Mujeres
1950-1955	49,32	52,75	1985-1990	62,30	67,60
1955-1960	51,60	55,38	1990-1995	63,54	69,10
1960-1965	54,02	57,82	1995-2000	64,70	70,40
1965-1970	55,94	59,95	2000-2005	65,74	71,60
1970-1975	57,57	62,17	2005-2010	66,69	72,70
1975-1980	59,54	64,25	2010-2015	67,59	73,75
1980-1985	60,95	66,00	2015-2020	68,40	74,60
			2020-2025	69,05	75,26

i) En la recolección de la información censal se utilizaron dos formularios: el *CD 1.01*, aplicado al 25 por ciento de la población, que contiene el conjunto de preguntas que corrientemente se incluyen en los censos de población, como también las específicas sobre fecundidad. El segundo cuestionario: *CD 1.02*, aplicado al resto (esto es al 75 por ciento de la población), contiene sólo seis preguntas, que no están destinadas a recoger información útil para estimar ni la fecundidad ni la mortalidad. Claro está que, si con la información que se recoge con este cuestionario, se obtuviera una estructura por sexo y edad adecuada de la población total, podría aplicarse el método de Hijos Propios. Desafortunadamente, hay indicios de errores difíciles de superar.

ii) Las tabulaciones avanzadas que permitieron la estimación de la TGF provienen de una muestra del 0,75 por ciento del cuestionario *CD 1.01*. Comparando algunos resultados de dichas tabulaciones con los provenientes de tabulaciones definitivas para varios estados, se observó que el promedio de miembro por hogar era sistemáticamente inferior en el caso de la muestra frente a los datos definitivos. Es posible pensar que los entrevistadores preferían utilizar el

cuestionario completo (con el total de preguntas) sólo en hogares con menor número de personas cuando, como fue el caso de Brasil, la remuneración a los entrevistadores era proporcional al número de cuestionarios llenados.

La consecuencia para la estimación de la fecundidad es, obviamente, de una subestimación.

Con el propósito de reproducir la población menor de cinco años enumerada en el censo de 1980, debió incrementarse el valor de la TGF. Se adoptó un valor de 4,21 para el quinquenio 1975-1980; proporcionalmente se aumentaron, en consecuencia, las tasas de fecundidad por edad. Para los quinquenios 1965-1970 y 1970-1975 los valores de la TGF fueron de 5,31 y 4,70, respectivamente, que tienen el mérito de ser coherentes con la mortalidad adoptada y con la población de los censos. Las tasas de fecundidad por edad resultantes se incluyen en el Anexo 2.

#### b) *Proyección de la fecundidad*

Los problemas que se presentan al proyectar la fecundidad son mucho más complejos que los que deben resolverse cuando se trata de proyectar la mortalidad. No sólo existe la limitación de las informaciones —que puede ser común para las dos variables— sino, además, la fecundidad depende de factores de diversa índole que actúan en forma conjunta. La simplificación de expresar la mortalidad únicamente como función de la edad, es suficientemente aceptable para los análisis demográficos más corrientes. En cambio, esta simplificación restringe más la comprensión de lo que sucede con la fecundidad; sin embargo, para los propósitos de realizar proyecciones para la población de un país, es también suficiente. Los intentos de introducir funciones de fecundidad que tomen en cuenta un mayor número de factores que influyen en ella, se han visto seriamente limitados por la falta de información adecuada, y por la dificultad de manejar esas relaciones en los programas de proyección.

Aun cuando utilizamos las tasas de fecundidad por edad como medida útil para elaborar las proyecciones, al establecer su evolución

futura, se toman en consideración —aunque no en forma explícita— las condiciones culturales, económicas y sociales de la población en estudio. Al establecer las estimaciones de la fecundidad en la actualidad y en el pasado reciente, necesariamente se requiere análisis detallados de esas condiciones para evaluar el nivel que se obtiene de datos que con frecuencia están afectados por errores. No es ésta la oportunidad de detallar la diversidad de métodos de estimación de la fecundidad. Se quiere dejar señalado con toda claridad, sin embargo, que es indispensable contar con estimaciones apropiadas de fecundidad: es esta variable la que mayor importancia tiene en el crecimiento y estructura por edad de una población.

Frente a los problemas señalados, es habitual formular varias hipótesis de fecundidad. Siguiendo las sugerencias de la División de Población de las Naciones Unidas, se establecen, en general, cuatro alternativas:

- i) una en que la fecundidad se mantiene constante a partir del inicio de la proyección, en este caso, a partir de 1980;
- ii) una de descenso lento, que es denominada la Alternativa Alta;
- iii) una de descenso rápido, que se denomina Alternativa Baja.

Estas dos últimas definen un intervalo, más bien amplio, dentro del cual se formula, *iv*) la *Alternativa Media o Recomendada*, que puede ser la que con mayor probabilidad refleje la tendencia que tendrá la fecundidad en el futuro.

En el caso de Brasil, la proyección de la fecundidad se elaboró siguiendo el procedimiento descrito en detalle en el documento de J. Chackiel<sup>11</sup>. Un resumen del procedimiento se presenta en el Anexo 2.

---

<sup>11</sup> Chackiel, Juan, *Proyección de la Fecundidad: Criterios y Procedimientos Utilizados en CELADE*, septiembre 1982 (documento presentado al Seminario sobre Proyecciones de Población, San José, Costa Rica, 4-13 de octubre, 1982).

Cuadro 3

BRASIL: TASAS GLOBALES DE FECUNDIDAD ESTIMADAS PARA LOS  
QUINQUENIOS COMPRENDIDOS ENTRE 1950 y 2025 SEGUN TRES  
HIPOTESIS

Quinquenios	Tasa Global de Fecundidad (TGF)		
	Alta	Media	Baja
1950-1955	6,15	6,15	6,15
1955-1960	6,15	6,15	6,15
1960-1965	6,15	6,15	6,15
1965-1970	5,31	5,31	5,31
1970-1975	4,70	4,70	4,70
1975-1980	4,21	4,21	4,21
1980-1985	3,95	3,81	3,59
1985-1990	3,72	3,46	3,09
1990-1995	3,51	3,16	2,71
1995-2000	3,32	2,91	2,44
2000-2005	3,15	2,71	2,26
2005-2010	3,01	2,55	2,15
2010-2015	2,89	2,43	2,08
2015-2020	2,78	2,34	2,04
2020-2025	2,69	2,28	2,01

A partir de una TGF de 4,2, establecida para el quinquenio 1975-1980, se supone que: *a*) hacia fines del siglo (1995-2000), según la alternativa media, se alcanzará un valor de TGF de 2,91 y *b*) que en el quinquenio 2050-2055, se habrá alcanzado un valor de TGF de 2,12, cuyas variaciones futuras hasta el fin del período de la proyección no tienen significación. En consecuencia, se adoptó ese valor (2,12) para el resto de los quinquenios, hasta el año 2150.

En el cuadro 3 se presentan los valores de la TGF para los quinquenios comprendidos entre 1950 y 2025.

*Estimación de saldos migratorios internacionales  
del período 1950-1980*

Por último, respecto a la migración internacional, utilizando la información sobre la población nativa y no nativa, por sexo y edades censada en Brasil, según los censos de 1950, 1960, 1970 y 1980, se pudo establecer que sólo durante un período intercensal, el de 1950-1960, se habría producido un saldo migratorio positivo, es decir una inmigración de alguna importancia numérica. El saldo estimado se atribuyó al quinquenio 1950-1955, sólo para fines prácticos. No quiere decir esto que sea sólo ese quinquenio el que pudo tener algún saldo migratorio internacional. Sin embargo, ante la debilidad de las estimaciones de la fecundidad y de la mortalidad de los períodos quinquenales, entre 1950 y 1980, no parece sensato elaborar estimaciones aún menos sólidas, sobre saldos migratorios internacionales.

#### IV. ANALISIS DE LOS RESULTADOS OBTENIDOS

Las estimaciones, que cubren el período 1950-1980, resultan de proyectar la población inicial de 1950, ajustada como se explicó en el Capítulo I, con la mortalidad y la fecundidad adoptadas para los quinquenios del período 1950-1980.

Un primer análisis se presenta en el cuadro 4, donde se comparan las estimaciones con las cifras censales, para dos grandes grupos de edades y para el total de la población, por sexo. Llamemos "omisión" la diferencia entre las estimaciones y las cifras de los censos.

Puede verse en el cuadro que en el total, para ambos sexos, la omisión, expresada como porcentaje de la población estimada, para los cuatro censos considerados alcanza cifras relativamente bajas: la mayor omisión la presenta el censo de 1960 y es de 3,5 por ciento; la menor, corresponde al censo de 1980 y es de 1,8 por ciento. En todos los casos la omisión es mayor en la población masculina que en la femenina.

Para la población menor de 15 años, la omisión es del mismo orden de magnitud, entre 3,1 y 3,4 por ciento en los censos de 1950

y 1970, tanto para hombres como para mujeres. La omisión del censo de 1960 es nuevamente la mayor y la menor corresponde al censo de 1980.

La población mayor de 15 años presenta omisiones menores que la del grupo anterior y, siempre la omisión de hombres es mayor que la de las mujeres. La omisión femenina mayor de 15 años en el censo de 1980 es sorprendentemente baja.

Los resultados de este cuadro ponen de relieve que la mortalidad adoptada, en cuanto a nivel y estructura, y la fecundidad estimada para el período 1950-1980, son coherentes con la población de los censos. Se verifica, una vez más, que el censo de 1960 presenta mayores omisiones (estudios sobre la situación demográfica de Brasil, realizados por diversos autores, han llegado a esta misma conclusión).

En los cuadros 5 y 6 se repite el análisis anterior con mayor detalle, esto es, se comparan las cifras censales con las estimaciones, por sexo y grupos quinquenales de edad.

Para tener una visión, global y fácil de apreciar, sobre el comportamiento por edad de las diferencias entre las estimaciones y las cifras censales, se han elaborado los cocientes (Estimaciones-Censo)/(Estimaciones), por sexo y edad, que se designan como "función de error censal". Los cocientes se han expresado por cien y se los ha representado en el gráfico 3 para hombres y mujeres.

Los gráficos ilustran los errores habituales que muestran los censos de muchos países. En el caso de los hombres: *i*) omisión de la población de menores de 5 años, de adultos jóvenes entre 15 y 40 años aproximadamente; *ii*) a partir de los 40 años predominan los errores de mala declaración de las edades, lo que se refleja en valores altos alternados con valores bajos. Una conclusión que podría considerarse alentadora es que la función de error censal tiene, en el caso de la población masculina, un paralelismo marcado.

En el caso de la población femenina, la forma de la función de error censal es diferente a la de los hombres; tienen en común, como es habitual, una omisión de población menor de 5 años. Lo que es

Cuadro 4

BRASIL: COMPARACION DE LA POBLACION ESTIMADA Y CENSADA, POR SEXO, Y DOS GRANDES GRUPOS DE EDAD  
(en miles) (continúa)

		1950			1960		
		Hombres	Mujeres	Total	Hombres	Mujeres	Total
Total	Estimación	26 735	26 709	53 444	36 366	36 227	72 593
	Censo	25 918	26 024	51 942	35 055	35 015	70 070
	Diferencia	817	685	1 502	1 311	1 212	2 523
	Porcentaje	3,06	2,56	2,81	3,61	3,35	3,48
-15	Estimación	11 364	11 097	22 461	15 948	15 701	31 649
	Censo	10 981	10 755	21 736	15 152	14 750	29 902
	Diferencia	383	342	725	796	951	1 747
	Porcentaje	3,37	3,08	3,23	4,99	6,06	5,52
15+	Estimación	15 371	15 612	30 983	20 418	20 526	40 944
	Censo	14 937	15 269	30 206	19 903	20 265	40 168
	Diferencia	434	343	777	515	261	776
	Porcentaje	2,82	2,20	2,51	2,52	1,27	1,90

Cuadro 4

BRASIL: COMPARACION DE LA POBLACION ESTIMADA Y CENSADA, POR SEXO, Y DOS GRANDES GRUPOS DE EDAD  
(en miles) *(continuación)*

		1970			1980		
		Hombres	Mujeres	Total	Hombres	Mujeres	Total
Total	Estimación	47 984	47 863	95 847	60 607	60 679	121 286
	Censo	46 331	46 808	93 139	59 146	59 925	119 071
	Diferencia	1 653	1 055	2 708	1 461	754	2 215
	Porcentaje	3,44	2,20	2,83	2,41	1,24	1,83
-15	Estimación	20 402	20 090	40 492	22 993	22 754	45 747
	Censo	19 744	19 465	39 209	22 559	22 175	44 734
	Diferencia	658	625	1 283	434	579	1 013
	Porcentaje	3,23	3,11	3,17	1,89	2,55	2,21
15+	Estimación	27 582	27 773	55 355	37 614	37 925	75 539
	Censo	26 587	27 343	53 930	36 587	37 750	74 337
	Diferencia	995	430	1 425	1 027	175	1 202
	Porcentaje	3,61	1,55	2,57	2,73	0,46	1,59

Cuadro 5

BRASIL: COMPARACION ENTRE LA POBLACION MASCULINA PROVENIENTE DE CENSOS Y DE ESTIMACIONES  
 POR GRUPOS DE EDADES. 1950, 1960, 1970 Y 1980  
 (en miles)

*(continúa)*

Edad	1950				1960			
	Censo C	Estimación E	E-C	E-C/Est.	Censo C	Estimación F	E-C	E-C/Est.
0- 4	4 239	4 585	346	7,55	5 684	6 350	666	10,49
5- 9	3 569	3 579	10	0,28	5 176	5 274	98	1,86
10-14	3 173	3 200	27	0,84	4 292	4 324	32	0,74
15-19	2 657	2 774	117	4,22	3 468	3 512	44	1,25
20-24	2 393	2 520	127	5,04	3 019	3 126	107	3,42
25-29	2 034	2 141	107	5,00	2 545	2 683	138	5,14
30-34	1 629	1 745	116	6,65	2 252	2 413	161	6,67
35-39	1 530	1 541	11	0,71	1 975	2 033	58	2,85
40-44	1 237	1 198	-39	-3,26	1 662	1 643	-19	-1,16
45-49	1 026	1 005	-21	-2,09	1 396	1 423	27	1,90
50-54	817	806	-11	-1,36	1 113	1 076	-37	-3,44
55-59	553	586	33	5,63	824	868	44	5,07
60-64	475	452	-23	-5,09	721	660	-61	-9,24
65-69	257	272	15	5,52	399	444	45	10,14
70 y +	329	331	2	0,60	529	537	8	1,49
Total	25 918	26 735	817	3,06	35 055	36 366	1 311	3,61

Cuadro 5

BRASIL: COMPARACION ENTRE LA POBLACION MASCULINA PROVENIENTE DE CENSOS Y DE ESTIMACIONES  
 POR GRUPOS DE EDADES. 1950, 1960, 1970 y 1980  
 (en miles)

*(continuación)*

Edad	1970				1980			
	Censo C	Estimación E	E-C	E-C/Est.	Censo C	Estimación E	E-C	E-C/Est.
0- 4	6 984	7 341	357	4,86	8 141	8 425	284	3,37
5- 9	6 814	7 026	212	3,01	7 340	7 528	188	2,50
10-14	5 946	6 035	89	1,47	7 078	7 040	-38	-0,54
15-19	5 005	5 165	160	3,10	6 698	6 908	210	3,04
20-24	4 045	4 218	173	4,10	5 719	5 915	196	3,31
25-29	3 180	3 390	210	6,19	4 713	5 019	306	6,10
30-34	2 806	2 986	180	6,03	3 856	4 062	206	5,07
35-39	2 507	2 536	29	1,14	3 165	3 235	70	2,16
40-44	2 293	2 254	-39	-1,73	2 885	2 819	-66	-2,34
45-49	1 799	1 869	70	3,75	2 340	2 360	20	0,85
50-54	1 489	1 478	-11	-0,74	2 070	2 056	-14	-0,68
55-59	1 162	1 240	78	6,29	1 590	1 657	67	4,04
60-64	905	896	-9	-1,00	1 204	1 257	53	4,22
65-69	606	674	68	10,09	987	989	2	0,20
70 y +	790	876	86	9,82	1 360	1 337	-23	-1,72
Total	46 331	47 984	1 653	3,44	59 146	60 607	1 461	2,41

Cuadro 6

BRASIL: COMPARACION ENTRE POBLACION FEMENINA PROVENIENTE DE CENSOS Y DE ESTIMACIONES  
 POR GRUPOS DE EDADES. 1950, 1960, 1970 Y 1980  
 (en miles)

*(continúa)*

Edad	1950				1960			
	Censo C	Estimación E	E-C	E-C/Est.	Censo C	Estimación E	E-C	E-C/Est.
0- 4	4 138	4 468	330	7,39	5 503	6 231	728	11,68
5- 9	3 463	3 498	35	1,00	4 991	5 216	225	4,31
10-14	3 154	3 131	-23	-0,74	4 256	4 254	-2	-0,05
15-19	2 865	2 725	-140	-5,14	3 713	3 441	-272	-7,91
20-24	2 607	2 486	-121	-4,87	3 235	3 067	-168	-5,48
25-29	2 101	2 127	26	1,22	2 691	2 644	-47	-1,78
30-34	1 624	1 749	125	7,15	2 260	2 387	127	5,32
35-39	1 518	1 561	43	2,76	1 990	2 025	35	1,73
40-44	1 162	1 230	68	5,53	1 577	1 650	73	4,42
45-49	959	1 045	86	8,23	1 318	1 448	130	8,98
50-54	774	854	80	9,37	1 047	1 114	67	6,01
55-59	516	631	115	18,22	766	916	150	16,38
60-64	461	498	37	7,43	678	713	35	4,91
65-69	259	308	49	15,91	385	491	106	21,59
70 y +	423	398	-25	-6,28	605	630	25	3,97
Total	26 024	26 709	685	2,56	35 015	36 227	1 212	3,35

Cuadro 6

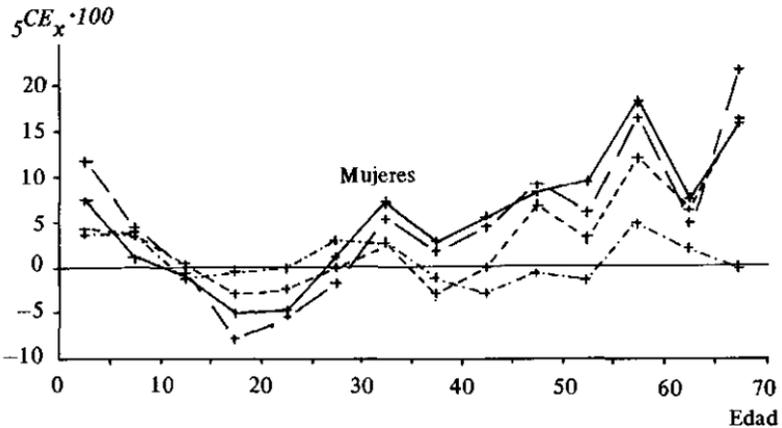
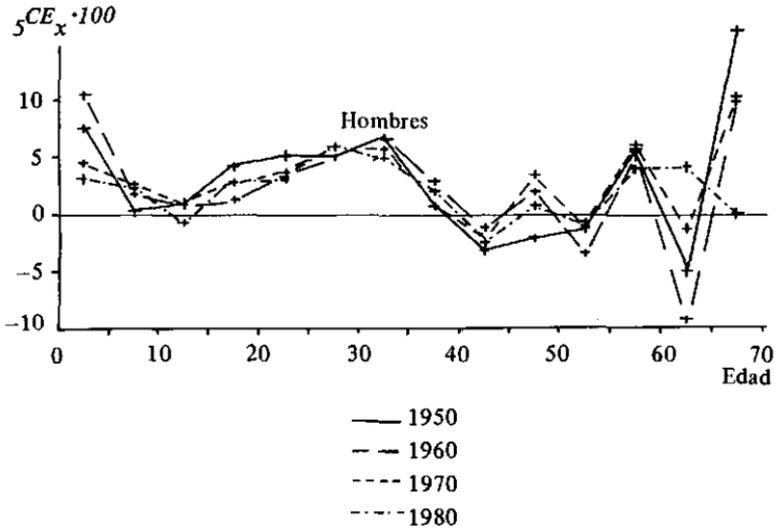
BRASIL: COMPARACION ENTRE POBLACION FEMENINA PROVENIENTE DE CENSOS Y DE ESTIMACIONES  
 POR GRUPOS DE EDADES. 1950, 1960, 1970 Y 1980  
 (en miles)

(continuación)

Edad	1970				1980			
	Censo C	Estimación E	E-C	E-C/EST	Censo C	Estimación E	E-C	E-C/Est.
0- 4	6 856	7 183	327	4,55	7 964	8 292	328	3,96
5- 9	6 673	6 929	256	3,70	7 179	7 488	309	4,13
10-14	5 936	5 978	42	0,70	7 032	6 974	-58	-0,83
15-19	5 268	5 128	-140	-2,73	6 861	6 845	-16	-0,23
20-24	4 257	4 169	-88	-2,11	5 876	5 891	15	0,25
25-29	3 337	3 343	6	0,18	4,861	5 021	160	3,19
30-34	2 870	2 955	85	2,88	3 932	4 052	120	2,96
35-39	2 592	2 525	-67	-2,65	3 254	3 225	-29	-0,90
40-44	2 252	2 258	6	0,27	2,896	2 823	-73	-2,59
45-49	1 755	1 889	134	7,09	2 389	2 381	-8	-0,34
50-54	1 457	1 510	53	3,51	2 114	2 091	-23	-1,10
55-59	1 130	1 289	159	12,34	1 617	1 705	88	5,16
60-64	890	953	63	6,61	1 282	1 313	31	2,36
65-69	613	735	122	16,60	1 056	1 058	2	0,19
70 y +	922	1 019	97	9,52	1 612	1 520	-92	-6,05
Total	46 808	47 863	1 055	2,20	59 925	60 679	754	1,24

Gráfico 3

BRASIL: FUNCION DE ERROR CENSAL  ${}^5CE_x \cdot 100$   
1950, 1960, 1970 Y 1980



más característico en los errores de la población censal femenina, al menos en los censos de Brasil, es el claro rejuvenecimiento: hay una exageración de población, digamos, entre los 15 y 30 años, y una omisión, relativamente importante de mujeres mayores de 30 años. No se observa un paralelismo tan regular como en el caso de los hombres.

Cuadro 7

BRASIL: POBLACION TOTAL PARA AÑOS SELECCIONADOS Y  
CRECIMIENTO MEDIO ANUAL DE CADA PERIODO

Año	Población (en miles)	Crecimiento medio anual (en miles)
1950	53 444	2 261
1980	121 286	2 910
2000	179 487	2 653
2025	245 809	1 724
2050	288 911	760
2075	307 912	230
2100	313 654	97
2125	316 089	79
2150	318 074	

Es interesante señalar algunos hechos que resultan de la proyección, de acuerdo siempre a la hipótesis de evolución establecida para la Alternativa Media. El cuadro 7 muestra cómo, a pesar de haberse supuesto un descenso de la fecundidad a partir del quinquenio 1965-1970, el crecimiento medio anual, en términos absolutos, seguirá aumentando hasta fines de este siglo.

Esta aparente contradicción se debe a la estructura por edad muy joven de Brasil, que implica un potencial de crecimiento grande. El cuadro 8 muestra los porcentajes de población menor de 15 años y mayor de 65 años para Brasil y para países europeos, seleccionados éstos por presentar estructuras envejecidas.

Finalmente, en el cuadro 9 se presentan los principales indicadores correspondientes a la Alternativa Media, para cada quinquenio de la proyección, incluyendo los que se refieren a las estimaciones del pasado (1950-1980), hasta el 2020-2025.

Cuadro 8

COMPARACION DEL PORCENTAJE DE POBLACION MENOR DE  
15 AÑOS Y MAYOR DE 65 AÑOS DE PAISES SELECCIONADOS DE  
EUROPA, CON RESPECTO A BRASIL

	1950		1980		2000		2025	
	-15	65 y +						
Brasil	42,0	2,5	37,7	4,0	31,8	5,4	24,6	9,3
Reino Unido	22,3	10,7	20,8	14,9	18,1	15,3	17,6	18,6
Francia	22,7	11,4	22,2	13,7	19,1	14,6	18,4	18,6
Alemania	23,3	9,4	18,6	15,0	16,7	15,4	17,6	20,0

Como se mencionó antes, la población continúa creciendo; el aumento medio anual es casi constante hasta el quinquenio 2000-2005, donde se agregan 2,8 millones de brasileños anuales. A partir de este quinquenio se inicia un descenso sistemático, llegando a ser de 78 mil personas en el último quinquenio de la proyección, esto es en el período 2145-2150. Estas cantidades deben considerarse en su orden de magnitud. Hemos venido repitiendo que los datos básicos en que se apoyan las estimaciones y las proyecciones de las variables determinantes de los cambios de la población son débiles.

La tasa de crecimiento media anual, en el quinquenio 1950-1955, era del orden de 3 por ciento; en la actualidad (1980-1985) se la estima en 2,2 por ciento, hacia fines de siglo en 1,7 por ciento y se estima que hacia el quinquenio 2020-2025 pueda tener un valor de sólo 1 por ciento.

Cuadro 9

BRASIL: INDICADORES DEMOGRAFICOS ESTIMADOS POR  
QUINQUENIOS. PERIODO 1950-2150 *(continúa)*

Indicadores demográficos	QUINQUENIOS				
	1950- 1955	1955- 1960	1960- 1965	1965- 1970	1970- 1975
<b>FECUNDIDAD</b>					
Nacimientos anuales: <i>B</i> (en miles)	2 589	2 927	3 301	3 283	3 430
Tasa bruta de natalidad <i>b</i> (por mil)	44,64	43,31	42,08	36,44	33,65
Tasa global de fecundidad	6,15	6,15	6,15	5,31	4,70
Tasa bruta de reproducción	3,00	3,00	3,00	2,59	2,29
Tasa de fecundidad general	1,87	1,86	1,85	1,59	1,42
<b>MORTALIDAD</b>					
Muertes anuales: <i>D</i> (en miles)	877	922	961	972	993
Tasa bruta de mortalidad: <i>d</i> (por mil)	15,13	13,64	12,25	10,79	9,74
Esperanza de vida al nacer:					
Hombres	49,32	51,60	54,02	55,94	57,57
Mujeres	52,75	55,38	57,82	59,95	62,17
Ambos sexos	50,99	53,44	55,87	57,90	59,81
Tasa de mortalidad infantil (por mil)	134,72	121,91	109,41	100,11	90,51
<b>CRECIMIENTO NATURAL</b>					
Crecimiento anual: <i>B-D</i> (en miles)	1 712	2 005	2 340	2 311	2 437
Tasa de crecimiento natural (por mil)	29,51	29,67	29,82	25,66	23,91
Tasa neta de Reproducción	2,27	2,34	2,41	2,13	1,95
<b>MIGRACION</b>					
Migración anual: <i>M</i> (en miles)	110	0	0	0	0
Tasa de migración <i>m</i> (por mil)	1,89	0,00	0,00	0,00	0,00
<b>CRECIMIENTO TOTAL</b>					
Crecimiento anual: <i>B-D+(-)M</i> (en miles)	1 822	2 005	2 340	2 311	2 437
Tasa de crecimiento total: <i>r</i> (por mil)	31,40	29,67	29,83	25,65	23,91

Cuadro 9

BRASIL: INDICADORES DEMOGRAFICOS ESTIMADOS POR  
QUINQUENIOS. PERIODO 1950-2150 *(continúa)*

Indicadores demográficos	QUINQUENIOS				
	1975- 1980	1980- 1985	1985- 1990	1990- 1995	1995- 2000
<b>FECUNDIDAD</b>					
Nacimientos anuales: <i>B</i> (en miles)	3 671	3 929	4 085	4 123	4 121
Tasa bruta de natalidad <i>b</i> (por mil)	32,02	30,60	28,58	26,14	23,92
Tasa global de fecundidad	4,21	3,81	3,46	3,16	2,91
Tasa bruta de reproducción	2,05	1,86	1,69	1,54	1,42
Tasa de fecundidad general	1,31	1,22	1,12	1,01	0,91
<b>MORTALIDAD</b>					
Muertes anuales: <i>D</i> (en miles)	1 020	1 074	1 125	1 180	1 241
Tasa bruta de mortalidad: <i>d</i> (por mil)	8,90	8,36	7,87	7,48	7,20
Esperanza de vida al nacer:					
Hombres	59,54	60,95	62,30	63,54	64,70
Mujeres	64,25	66,00	67,60	69,10	70,40
Ambos sexos	61,84	63,41	64,89	66,25	67,48
Tasa de mortalidad infantil (por mil)	78,77	70,65	63,22	56,54	50,65
<b>CRECIMIENTO NATURAL</b>					
Crecimiento anual: <i>B-D</i> (en miles)	2 651	2 856	2 961	2 943	2 881
Tasa de crecimiento natural (por mil)	23,12	22,24	20,71	18,66	16,72
Tasa neta de reproducción	1,80	1,65	1,52	1,41	1,31
<b>MIGRACION</b>					
Migración anual: <i>M</i> (en miles)	0	0	0	0	0
Tasa de migración <i>m</i> (por mil)	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
<b>CRECIMIENTO TOTAL</b>					
Crecimiento anual: <i>B-D+(-)M</i> (en miles)	2 651	2 856	2 961	2 943	2 861
Tasa de crecimiento total: <i>r</i> (por mil)	23,12	22,24	20,71	18,66	16,72

Cuadro 9

BRASIL: INDICADORES DEMOGRAFICOS ESTIMADOS POR  
QUINQUENIOS. PERIODO 1950-2150 (conclusión)

Indicadores Demográficos	QUINQUENIOS				
	2000- 2005	2005- 2010	2010- 2015	2015- 2020	2020- 2025
<b>FECUNDIDAD</b>					
Nacimientos anuales: <i>B</i> (en miles)	4 144	4 187	4 225	4 229	4 222
Tasa bruta de natalidad <i>b</i> (por mil)	22,22	20,88	19,72	18,60	17,61
Tasa global de fecundidad	2,71	2,55	2,43	2,34	2,28
Tasa bruta de reproducción	1,32	1,25	1,19	1,14	1,11
Tasa de fecundidad general	0,83	0,78	0,75	0,71	0,65
<b>MORTALIDAD</b>					
Muertes anuales: <i>D</i> (en miles)	1,321	1 417	1 523	1 658	1 824
Tasa bruta de mortalidad: <i>d</i> (por mil)	7,08	7,07	7,11	7,29	7,60
Esperanza de vida al nacer					
Hombres	65,74	66,69	67,59	68,40	69,05
Mujeres	71,60	72,70	73,75	74,60	75,26
Ambos sexos	68,60	69,62	70,59	71,42	72,08
Tasa de mortalidad infantil (por mil)	45,44	40,75	36,39	32,68	29,60
<b>CRECIMIENTO NATURAL</b>					
Crecimiento anual: <i>B-D</i> (en miles)	2 823	2 770	2 701	2 571	2 398
Tasa de crecimiento natural (por mil)	15,13	13,81	12,61	11,31	10,00
Tasa neta de reproducción	1,23	1,17	1,12	1,09	1,06
<b>MIGRACION</b>					
Migración anual: <i>M</i> (en miles)	0	0	0	0	0
Tasa de migración <i>m</i> (por mil)	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
<b>CRECIMIENTO TOTAL</b>					
Crecimiento anual: <i>B-D+(-)M</i> (en miles)	2 823	2 770	2 701	2 571	2 398
Tasa de crecimiento total: <i>r</i> (por mil)	15,14	13,81	12,61	11,31	10,01

## ANEXO I

### CONSTRUCCION DE LA TABLA DE VIDA, 1976-1980

Se contaba con defunciones provenientes de los registros para el período 1976-1980, por sexo y edad. Se pudo establecer, por otra parte, una estimación apropiada, de la población media de ese período. Con el propósito de dar a estas estimaciones sólo el carácter de aproximaciones, más bien burdas, se prefirió utilizar conjuntamente la información para ambos sexos. Hemos visto a lo largo del informe que los errores censales que afectan a uno y otro sexo son de diferente naturaleza y magnitud. No conocemos las características de los errores en las defunciones y, en consecuencia, parece apropiado iniciar un análisis de la compatibilidad entre la distribución de muertes por edad y la de la población, utilizando datos referentes a ambos sexos.

Se utiliza el procedimiento llamado "Distribución por edad de las muertes" ("Growth Balance Equation") (Véase la nota <sup>5</sup>).

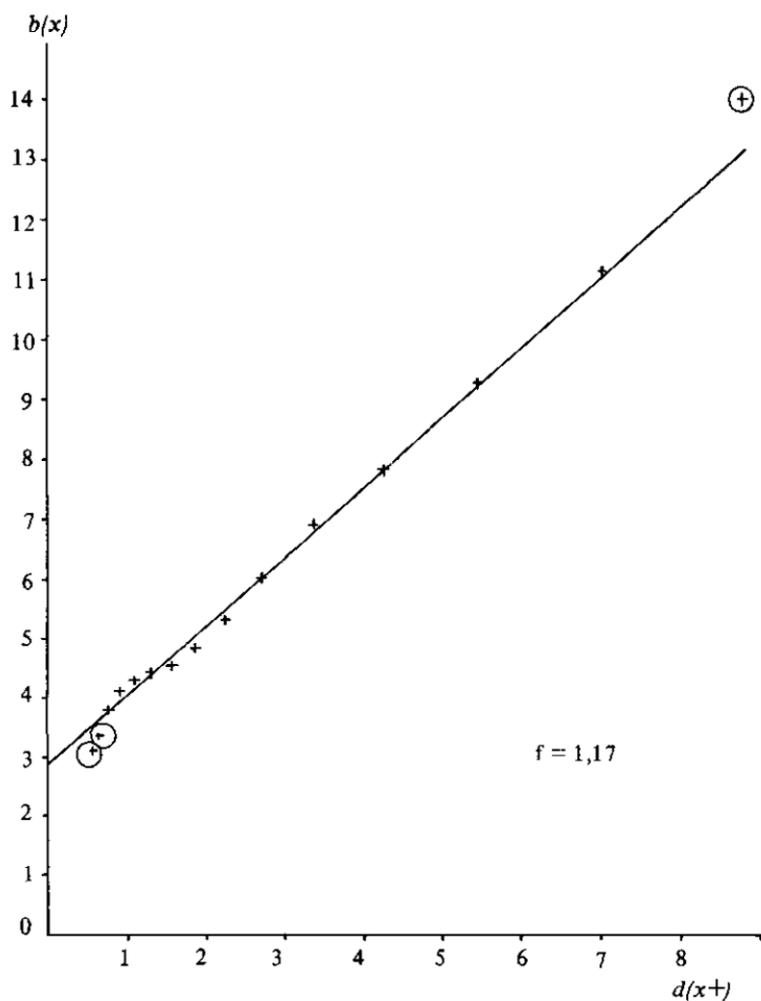
Los resultados de la aplicación, cuyo detalle no corresponde incluir en este informe, se ilustran en el gráfico A.1.1. de este anexo. El factor de corrección fue de 17 por ciento; esto es, si se debe compatibilizar la distribución por edad de las muertes con la distribución por edad de la población estimada, es necesario aumentar las defunciones en un 17 por ciento. El método se aplicó a partir de los 5 años. Sin contar con suficientes antecedentes como para aceptar que ese factor de corrección presenta diferencias importantes según la edad, se procedió a corregir con él las defunciones, por grupos quinquenales, a partir del de 5-9 años. De esta forma se pudieron establecer las tasas centrales de mortalidad  ${}_5m_x$  entre los 5 y 80 años. A partir de las  ${}_5m_x$  y utilizando el procedimiento de Reed y Merrell<sup>12</sup>, se obtuvieron las correspondientes probabilidades de muerte  ${}_5q_x$ , desde la edad 5 años. Para establecer la mortalidad de los menores de

---

<sup>12</sup> Jaffe, A. J. Handbook A Statistical Methods for Demographers, Chapter II. *A short Method for Constructing an Abridged Life Table*, Lowell J. Reed, Margaret Merrell, Washington, 1960.

Gráfico A.1.1

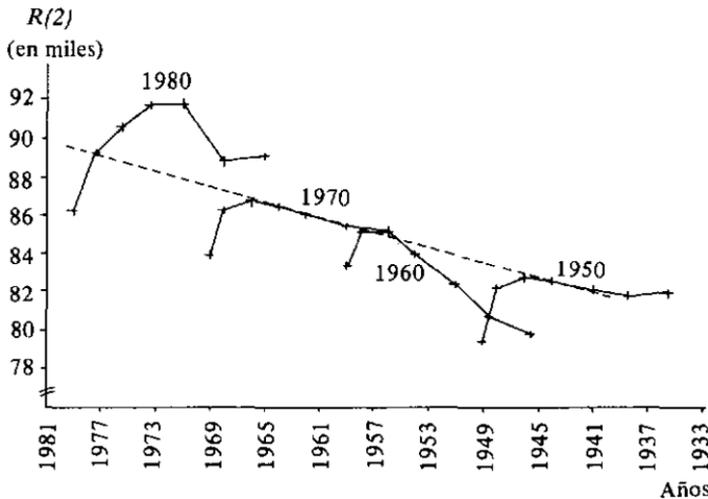
BRASIL: ESTIMACION DEL SUBREGISTRO DE DEFUNCIONES,  
1976-1980



⊗ Valores no considerados en el ajuste.

Gráfico A.1.2

**BRASIL: EVOLUCION DE  $\ell(2)$  ESTIMADA A PARTIR DE LA  
PROPORCION DE HIJOS MUERTOS.  
CENSOS DE: 1980, 1970, 1960 Y 1950  
(REGRESIONES DE J. TRUSSELL)**



5 años, se analizó la proporción de hijos muertos, clasificados por edad de las mujeres (grupos quinquenales entre los 15 y 50 años), utilizando la ecuación de regresión presentada por J. Trussell (Véase la nota \*):

$$k(i) = a(i) + b(i) P_1/P_2 + c(i) P_2/P_3$$

a las informaciones de los censos de 1950, 1960, 1970 y 1980. Los resultados pueden verse en el gráfico A.1.2 y en la tabla A.1.1.

De la observación del gráfico se puede concluir:

- i) que ha habido un descenso más bien regular en el período considerado;
- ii) que el censo de 1960 muestra mayor irregularidad que los de 1950 y 1970, y

Gráfico A.1.3

**BRASIL: PROBABILIDADES DE MORIR ( $nq^x$ ) ADOPTADAS EN LAS PROYECCIONES PARA EL PERIODO 1975-80 Y LAS QUE PROVIENEN DE LA TABLA DE VIDA PARA AMBOS SEXOS CONSTRUIDA A PARTIR DE LAS MUERTES REGISTRADAS EN 1976-80**

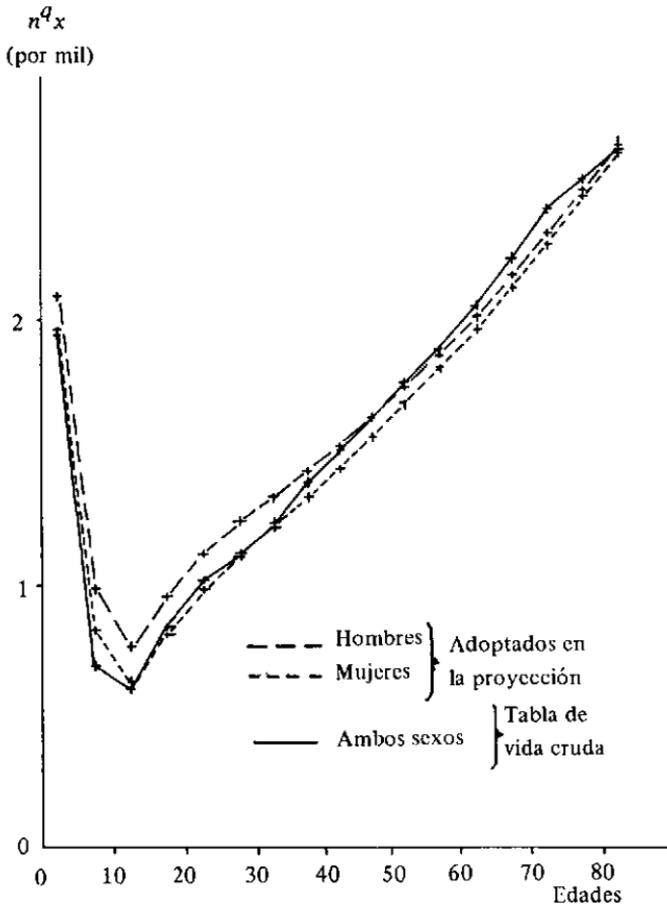


Tabla A.1.1.

BRASIL: MORTALIDAD DE LA NIÑEZ A PARTIR DE LA PROPORCIÓN DE HIJOS FALLECIDOS POR EDADES DE LAS MUJERES (Aplicación de la Regresión de Trussell)<sup>a</sup>  
 $k(i) = a(i) + b(i) P_1/P_2 + c(i) P_2/P_3$

Resultados

(continúa)

Edad <i>x</i>	Grupo de edad de las mujeres <i>i</i>	<i>l(x)</i>	<i>t(x)</i> Años antes del censo	Nivel tablas Coale-Demeny (Oeste)	<i>R(2)</i>	Año a que corresponde la estimación (se apro- xima para facilitar grá- fico)
Censo 1950 <sup>b</sup>						
1	1	0,8362	0,97	10,72	0,79446	1949
2	2	0,8218	2,18	12,11	0,82176	1948
3	3	0,8124	4,00	12,42	0,82777	1946
5	4	0,7921	6,23	12,30	0,82544	1944
10	5	0,7679	8,71	12,06	0,82079	1941
15	6	0,7503	11,40	11,91	0,81788	1938,5
20	7	0,7342	14,37	12,01	0,81982	1935,5
Censo 1960 <sup>b</sup>						
1	1	0,86669	0,87	12,72	0,83358	1959
2	2	0,85109	2,07	13,65	0,85109	1958
3	3	0,83878	3,94	13,67	0,85142	1956
5	4	0,80983	6,24	13,04	0,83974	1954
10	5	0,77201	8,81	12,22	0,82389	1951
15	6	0,73611	11,58	11,37	0,80738	1948,5
20	7	0,70378	14,57	10,91	0,79835	1945,5

<sup>a</sup> Hill, Zlotnik y Trussell, Parámetros contenidos en tablas B.1 y B.2.

<sup>b</sup> Se consideró como hijos vivos el 95 por ciento del total de hijos tenidos declarados, ya que incluían a los hijos nacidos muertos.

Tabla A.1.1.

BRASIL: MORTALIDAD DE LA NIÑEZ A PARTIR DE LA PROPORCION DE HIJOS FALLECIDOS POR EDADES DE LAS MUJERES (Aplicación de la Regresión de Trussell)<sup>a</sup>  
 $k(i) = a(i) + b(i) P_1/P_2 + c(i) P_2/P_3$

Resultados						(conclusión)
Edad <i>x</i>	Grupo de edad de las mujeres <i>i</i>	<i>l(x)</i>	<i>t(x)</i> Años antes del censo	Nivel tablas Coale-Demeny (Oeste)	<i>R(2)</i>	Año a que corresponde la estimación (se apro- xima para facilitar grá- fico)
Censo 1970						
1	1	0,8708	0,98	13,00	0,83900	1969
2	2	0,8626	2,11	14,30	0,86260	1968
3	3	0,8569	3,80	14,60	0,86753	1966
5	4	0,8405	5,87	14,43	0,86470	1964
10	5	0,8208	8,20	14,19	0,86070	1962
15	6	0,8011	10,80	13,83	0,85438	1959
20	7	0,7809	13,79	13,69	0,85179	1956
Censo 1980						
1	1	0,8882	1,07	14,27	0,86203	1979
2	2	0,8925	2,38	16,14	0,89246	1977,5
3	3	0,8983	4,30	17,00	0,90584	1975,5
5	4	0,8844	6,59	16,70	0,91675	1973,5
10	5	0,8746	9,11	16,74	0,91737	1971
15	6	0,8481	11,81	15,88	0,88835	1968
20	7	0,8391	14,74	16,05	0,89106	1965

Tabla A.1.2

BRASIL: TABLA DE VIDA CRUDA. 1976-1980. AMBOS SEXOS

Edad	<i>n</i>	<i>m(x,n)</i>	<i>q(x,n)</i>	<i>l(x)</i>	<i>d(x,n)</i>	<i>L(x,n)</i>	<i>T(x)</i>	<i>E(x)</i>	<i>P(x,n)</i>
									<i>Pb:</i> 0,924073
0	1	0,07008	0,06680	100 000	6 680	95 324	6 227 434	62,27	0,98044
1	1	0,01304	0,01294	93 320	1 208	92 607	6 132 110	65,71	---
2	1	0,00634	0,00632	92 112	582	91 804	6 039 503	65,57	---
3	1	0,00427	0,00426	91 530	390	91 327	5 947 699	64,98	---
4	1	0,00350	0,00349	91 140	318	90 975	5 856 372	64,26	---
5	5	0,00098	0,00489	90 822	444	453 000	5 765 398	63,48	0,99556
10	5	0,00080	0,00399	90 378	361	450 988	5 312 398	58,78	0,99459
15	5	0,00137	0,00683	90 017	615	448 548	4 861 410	54,01	0,99139
20	5	0,00209	0,01040	89 402	930	444 685	4 412 863	49,36	0,98835
25	5	0,00260	0,01292	88 472	1 143	439 503	3 968 178	44,85	0,98519
30	5	0,00337	0,01672	87 329	1 460	432 995	3 528 675	40,41	0,97971
35	5	0,00484	0,02393	85 869	2 055	424 208	3 095 680	36,05	0,97202
40	5	0,00653	0,03212	83 814	2 692	412 340	2 671 473	31,87	0,96271
45	5	0,00871	0,04264	81 122	3 459	396 963	2 259 133	27,85	0,95024
50	5	0,01178	0,05720	77 663	4 442	377 210	1 862 170	23,98	0,93347
55	5	0,01589	0,07643	73 221	5 596	352 115	1 484 960	20,28	0,90687
60	5	0,02355	0,11122	67 625	7 521	319 323	1 132 845	16,75	0,86277
65	5	0,03632	0,16649	60 104	10 007	275 503	813 523	13,54	0,79367
70	5	0,05822	0,25413	50 097	12 731	218 658	538 020	10,74	0,71311
75	5	0,07927	0,33081	37 366	12 361	155 928	319 363	8,55	0,63344
80	5	0,10633	0,42000	25 005	10 502	98 770	163 435	6,54	---
85	w	0,22428	1,00000	14 503	14 503	64 665	64 665	4,46	---
									<i>P(80, w):</i> 0,395662
<i>f(0):</i> 0,3		<i>f(1):</i> 0,41		<i>f(2):</i> 0,47		<i>f(3):</i> 0,48		<i>f(4):</i> 0,48	

- iii) que las informaciones provenientes del censo de 1980 no son compatibles con el resto de la serie.

En consecuencia, parece difícil obtener una estimación de la mortalidad de los menores de 5 años a partir de la información censal, como para combinarla con la mortalidad de mayores de 5 años obtenida con los datos de registro de defunciones.

Se acordó, teniendo en cuenta la calidad de las informaciones y la poca precisión con que se está trabajando, considerar un valor de la función  $l(x)$  para las edades menores de 5 años, concordantes con las probabilidades de muerte obtenidas como se explicó en los párrafos anteriores. Los valores de  $l_x$  para  $x$  igual 1, 2, 3, 4 y 5 se obtuvieron mediante interpolación en las tablas modelos de la familia Oeste de Coale-Demeny, entre las que se ubicaban los valores de las probabilidades de muerte  ${}_s q_x$ .

Una vez obtenidas las funciones  $l_x$  hasta los 5 años y con los valores de  ${}_s q_x$  para  $x$  igual a 5, 10, . . . , 80, se pudo elaborar la tabla de vida, siguiendo los procedimientos habituales. Los resultados se presentan en la Tabla 2.2. En el gráfico A.1.3 se comparan las probabilidades de muerte  ${}_s q_x$  con las estimadas para el período 1975-1980, en las proyecciones de población elaboradas en 1979. Puede verse que las probabilidades de muerte, calculadas con los datos de registro (1976-1980), son levemente superiores a partir de los 65 años.

## ANEXO 2

### ESTIMACIONES Y PROYECCIONES DE LA FECUNDIDAD

#### 1. *Estimación de la fecundidad para el período 1950-1980*

Como se dijo en el texto, la fecundidad estimada para los quinquenios iniciales de la proyección, entre 1950 y 1965, proviene de la aplicación del método de hijos propios a la muestra del censo de 1960, y del rejuvenecimiento de la población de ambos sexos del censo de 1970.

En el gráfico A.2.1 se incluye la representación de cuatro series de nacimientos anuales:

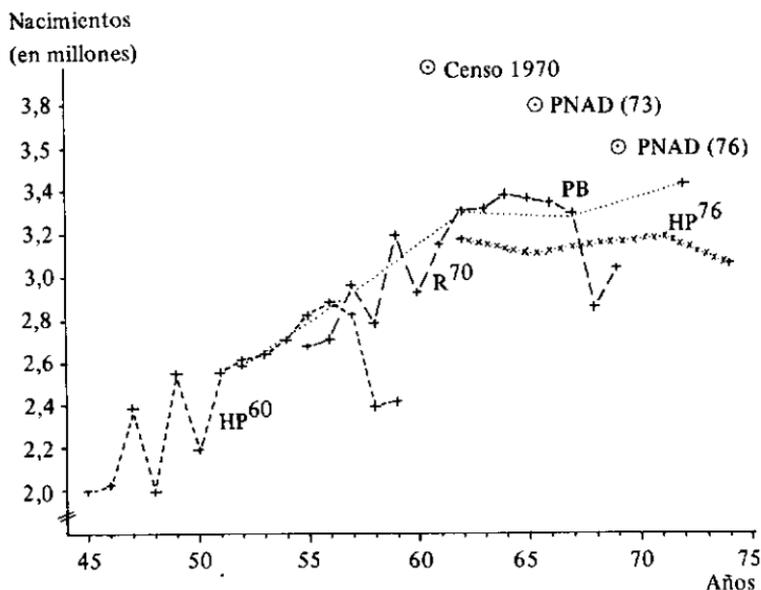
- a) la proveniente de la aplicación del Método de Hijos Propios a la muestra del censo de 1960, que cubre los años entre 1945 y 1959 ( $HP^{60}$ );
- b) la proveniente del rejuvenecimiento de la población menor de 15 años censada en 1970, que abarca el período comprendido entre 1955 y 1969 ( $R^{70}$ );
- c) la proveniente de la aplicación del método de Hijos Propios a la Encuesta Permanente de Hogares (PNAD) 1976 ( $HP^{76}$ );
- d) la implícita en la Proyección Media, presentada en este informe ( $PB$ ).

Se han representado además las estimaciones del número de nacimientos que implican las tasas de fecundidad, aplicadas a la población femenina estimada para los años correspondientes, que se obtienen de aplicar el método de los cocientes  $P_i/F_i$  al censo de 1970 y a las PNAD de 1973 y 1976.

De este gráfico puede concluirse, sin mucho esfuerzo, que los nacimientos implícitos en la proyección son una buena descripción de las series a) y b).

Gráfico A.2.1

BRASIL: NACIMIENTOS ANUALES ESTIMADOS, 1945-1975



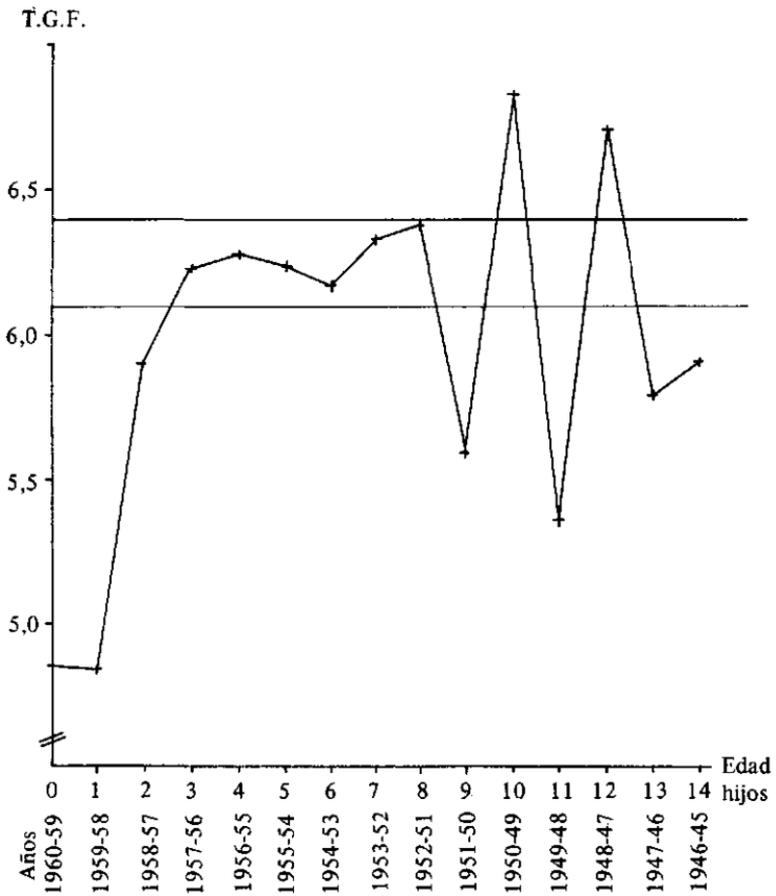
En el caso de la aplicación del método de Hijos Propios a la muestra del censo de 1960, fue posible obtener valores de las Tasas Globales de Fecundidad. Se las presenta en el gráfico A.2.2.

Se puede observar que el valor de la TGF cae dentro de un margen probable de 6,1 y 6,4 hijos por mujer, si se descartan las omisiones que reconocidamente afectan a la población de 0,1 y 2 años, así como las fluctuaciones que presentan los valores a partir de los 9 años por mala declaración de las edades.

La constancia de la fecundidad en un período tan extenso, entre 1945 y 1959, se confirma, en cierta forma, por la estructura, también constante, que presentan las tasas de fecundidad por edad de las mujeres. En el gráfico A.2.3 se han representado las estructuras promedio de los trienios 1945-1948 (niños entre 12 y 14 años), 1954-1957 (niños entre 3 y 5 años). Se han agregado las estructuras

Gráfico A.2.2

**BRASIL: TASAS GLOBALES DE FECUNDIDAD DERIVADAS DE LA MUESTRA DEL CENSO DE 1960 (METODO DE HIJOS PROPIOS).**



de la fecundidad provenientes de tasas de fecundidad calculadas mediante el método de cohortes para el decenio 1960-1970<sup>13</sup> y la estructura de la fecundidad derivada del método  $P_i/F_i$  aplicado al censo de 1970.

Es evidente la similitud entre las estructuras, lo que, como se dijo, puede ser un buen indicio de que efectivamente la fecundidad de Brasil no ha variado en forma significativa durante todo ese período, entre 1945 y 1965-1967.

La incertidumbre del nivel de la fecundidad, a partir de 1965, queda bien reflejada en los puntos tan diferentes que se han representado en el gráfico A.2.1.

La tabla A.2.1 muestra la aplicación del procedimiento  $P_i/F_i$  a las informaciones del censo de 1980. Como quedó dicho en el texto, la TGF de 4,17 (la mayor que se estima) no es suficiente para reproducir la población menor de 5 años enumerada en el censo de 1980. Se adoptó una de 4,21.

La tabla A.2.2 muestra los valores de las tasas de fecundidad adoptadas para los quinquenios entre 1950 y 1980.

## 2. *Procedimientos de proyección de la fecundidad*

La proyección de la fecundidad —nivel y estructura— se elaboró siguiendo el procedimiento descrito en detalle por J. Chackiel (véase la nota <sup>14</sup>). En este anexo se describe brevemente la aplicación hecha a Brasil.

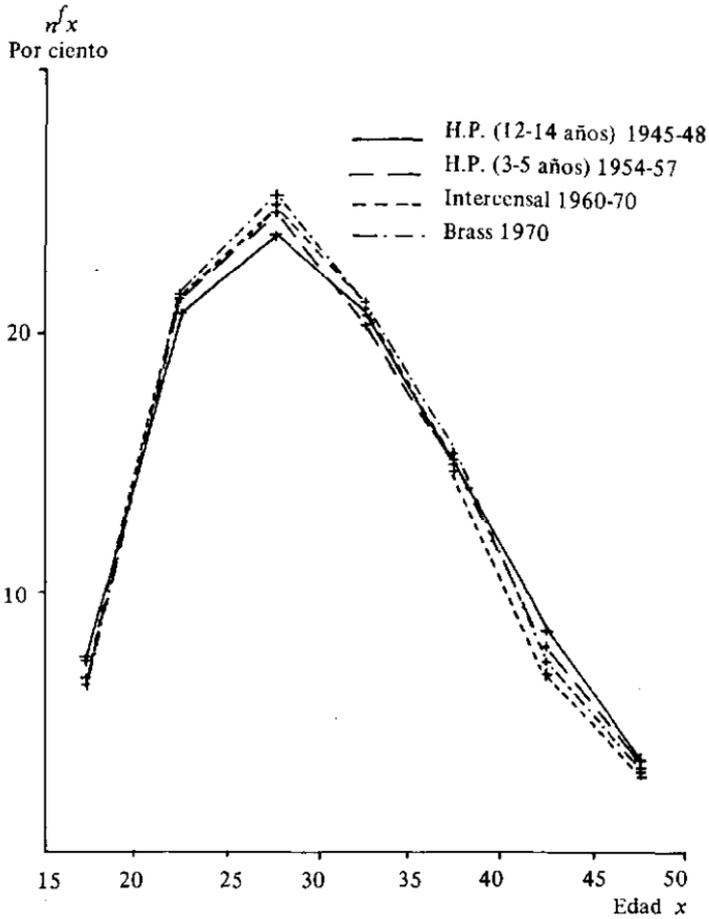
La proyección de las tasas brutas de reproducción ( $TBR$ ) $R'$  para los quinquenios entre 1980-85 y 2145-2150 se obtuvo mediante un ajuste logístico, por medio de la relación:

$$R'(t) = K_1 + \frac{K_2}{1 + e^{a+bt}}$$

<sup>13</sup> Arretx, Carmen, *Fertility Estimates Derived from Information on Children Ever-Born using Data from Censuses*. IUSSP, International Population Conferences, Liege 1973.

Gráfico A.2.3

BRASIL: ESTRUCTURA DE LA FECUNDIDAD



donde  $R(t)$  = representa la TBR en el momento  $t$ .

$K(1)$  = es la asíntota inferior.

$K(1) + K(2)$  = es la asíntota superior.

$a$  y  $b$  = son parámetros que deben determinarse.

Tabla A.2.1

## BRASIL: AJUSTE DE LAS TASAS DE FECUNDIDAD POR EDADES SEGUN EL METODO DE BRASS, 1980.

Edad	Hijos	Mujeres	Tasas	<i>PHI</i>	<i>KI</i>	<i>FI</i>	<i>PI</i>	<i>P/F</i>
17,0	448 210	6 748 510	0,066	0,000	2,016	0,134	0,156	1,165
22,0	1 101 460	5 846 846	0,188	0,332	2,855	0,870	0,933	1,073
27,0	961 112	4 833 329	0,199	1,274	3,017	1,874	1,948	1,039
32,0	605 108	3 837 469	0,158	2,268	3,121	2,760	3,019	1,094
37,0	325 361	3 178 804	0,102	3,057	3,250	3,389	4,009	1,183
42,0	144 401	2 795 138	0,052	3,568	3,527	3,751	4,791	1,277
47,0	27 794	2 365 156	0,012	3,827	4,446	3,879	5,180	1,335
TGF			3,886					

Edad	Tasa estimada con <i>P/F</i>			Tasa corregida con <i>P/F</i>			
	20-24	25-29	Media	Edad	20-24	25-29	Media
17,0	0,071	0,069	0,070	17,5	0,085	0,082	0,084
22,0	0,202	0,196	0,199	22,5	0,209	0,203	0,206
27,0	0,213	0,207	0,210	27,5	0,212	0,205	0,208
32,0	0,169	0,164	0,167	32,5	0,164	0,159	0,161
37,0	0,110	0,106	0,108	37,5	0,104	0,101	0,102
42,0	0,055	0,054	0,055	42,5	0,051	0,049	0,050
47,0	0,013	0,012	0,012	47,5	0,009	0,009	0,009
TGF	4,168	4,038	4,103		4,168	4,038	4,103

Tabla A.2.2

BRASIL: TASAS DE FECUNDIDAD POR EDADES ESTIMADAS PARA  
LOS QUINQUENIOS COMPRENDIDOS ENTRE 1950 Y 1980

Edad	Tasas de fecundidad por edades			
	1950-65	1965-70	1970-75	1975-80
15-19	0,0825	0,0736	0,0680	0,0640
20-24	0,2635	0,2321	0,2113	0,1953
25-29	0,3024	0,2646	0,2390	0,2189
30-34	0,2506	0,2177	0,1950	0,1768
35-39	0,1892	0,1606	0,1397	0,1221
40-44	0,0978	0,0810	0,0682	0,0573
45-49	0,0441	0,0324	0,0187	0,0076
TGF	6,15	5,31	4,70	4,21

Tabla A.2.3

BRASIL: HIPOTESIS DE FECUNDIDAD  
(en términos de  $R'$ )

	Media	Alta	Baja
Asíntota superior	3,50	3,50	3,50
Asíntota inferior	1,02	1,12	0,96
$R'(0)$	2,05	2,05	2,05
$R'(95-2000)$	1,42	1,62	1,19
$a$	0,342005	0,444134	0,285386
$b$	0,065333	0,044014	0,101077

Se adoptan además dos valores de  $R'$ :

$R'(0)$  = TBR en el quinquenio 1975-1980, igual a 2,05 para las alternativas Alta, Media y Baja. Equivale a una TGF de 4,2 hijos por mujer.

$R'(1995-2000)$  = un valor intermedio que varía según las tres alternativas.

En la Tabla A.2.3 se presentan los valores de cada uno de los elementos de la relación logística para las tres alternativas.

Los resultados de la proyección de  $R'$  pueden verse en el gráfico A.2.4 a partir del quinquenio 60-65. Hemos señalado que, hasta 1965, se consideró que la fecundidad fue constante. El último quinquenio representado en el gráfico es el de 2050-2055, a partir del cual las variaciones en  $R'$  son muy leves y no implican cambios de importancia numérica. Se mantuvo el nivel de este último quinquenio hasta el final de la proyección.

Para proyectar la estructura de la fecundidad se utilizó la función de Gompertz linealizada, descrita en el documento ya mencionado.

En base al modelo de la función de Gompertz linealizada, la fecundidad acumulada se representa mediante la función,

$$F(x) = (TGF)A^{B^x}$$

cuya distribución relativa acumulada adopta la siguiente forma:

$$\frac{F(x)}{(TGF)} = A^{B^x}$$

aplicando logaritmo natural, se tiene:

$$\ln \left[ \frac{F(x)}{(TGF)} \right] = B^x \ln A$$

Dado que los miembros de la igualdad son negativos, se multiplica por  $(-1)$  y se aplica nuevamente logaritmo natural.

$$\ln \left[ -\ln \frac{F(x)}{(TGF)} \right] = x \ln B + \ln(-\ln A)$$

lo que constituye una recta de la forma:

$$V(x) = \alpha_0 + \beta_0 x$$

en que:

$$V(x) = \ln \left[ -\ln \frac{F(x)}{TGF} \right]$$

$$\alpha_0 = \ln(-\ln A)$$

$$\beta_0 = \ln B$$

Si consideramos una distribución estándar, reemplazando llegamos finalmente a:

$$V(x) = \alpha + \beta V^S(x)$$

En el caso de Brasil, como se mencionó anteriormente, se considera como:  $V^S(x)$  los valores correspondientes al período 1975-1980, y como:  $V(x)$  los valores correspondientes a los períodos 1960-1965 y 1970-1975.

Los valores de  $\alpha$  y  $\beta$  se obtienen ajustando una línea recta. Se hace pasar la línea recta por los 6 puntos.

$$\bar{V}_{1(x)} = \alpha + \beta \bar{V}_{1(x)}^S$$

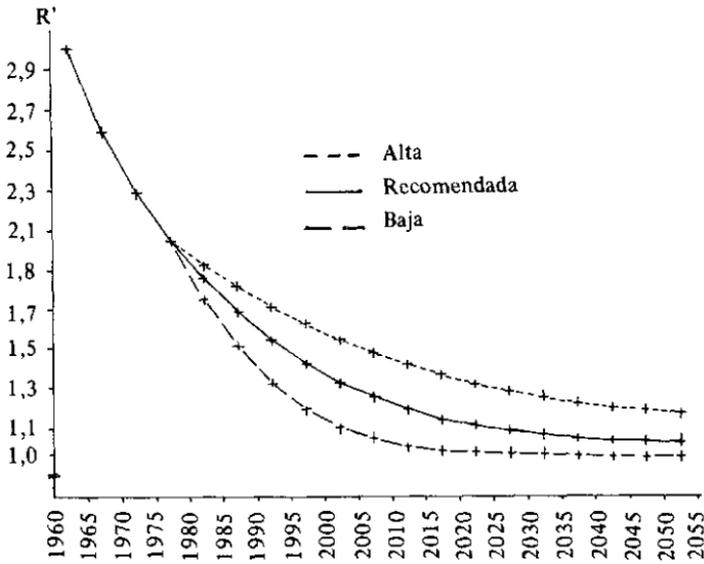
$$\bar{V}_{2(x)} = \alpha + \beta \bar{V}_{2(x)}^S$$

siendo:  $\bar{V}_1 = \frac{V(20) + V(25) + V(30)}{3}$  y

$$\bar{V}_2 = \frac{V(35) + V(40) + V(45)}{3}$$

Gráfico A.2.4

**EVOLUCION DE LAS TASAS BRUTAS DE REPRODUCCION (R')  
SEGUN TRES HIPOTESIS DE FECUNDIDAD**



$\bar{V}_1^s$  y  $\bar{V}_2^s$  son los mismos conceptos para la distribución estándar.

Entonces:

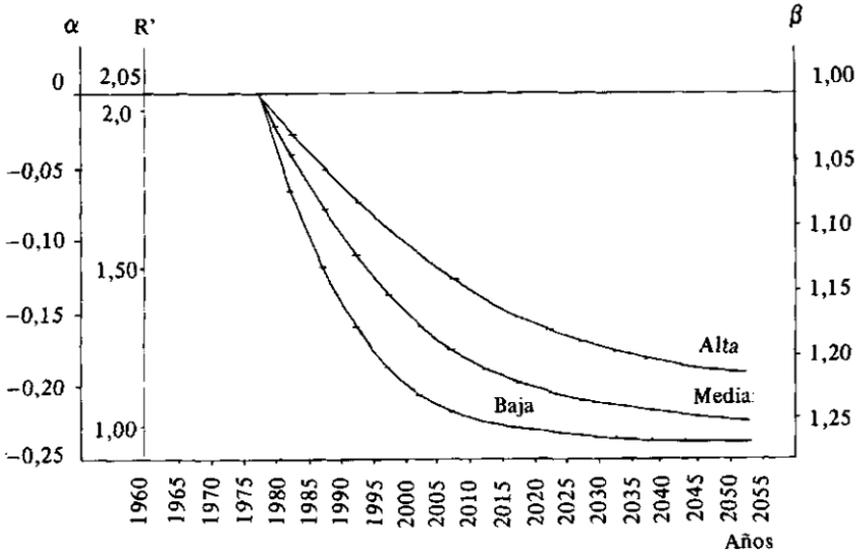
$$\hat{\beta} = \frac{\bar{V}_2 - \bar{V}_1}{\bar{V}_2^s - \bar{V}_1^s}$$

$$\hat{\alpha} = \bar{V}_1(x) - \hat{\beta} \bar{V}_1^s(x)$$

$\alpha$  está relacionado con la edad media de la fecundidad, y  $\beta$  está asociada con la dispersión de las tasas de fecundidad.

Gráfico A.2.5

**BRASIL: PROYECCION DE LA FECUNDIDAD:  
DE LA TASA DE REPRODUCCION R', Y DE LOS  
PARAMETROS  $\alpha$  Y  $\beta$**



La proyección de las  $\alpha$  y de las  $\beta$  se hizo utilizando una función logística a partir del período 1970-1975, donde  $\alpha = 0$ ,  $\beta = 1$ , y  $R' = 2,05$ . En el gráfico A.2.5 se presentan los valores proyectados de  $\alpha$ ,  $\beta$  y  $R'$  para las tres alternativas de la proyección.

En la tabla A.2.4 se presentan los valores de  $\alpha$ ,  $\beta$  y de los parámetros  $a$  y  $b$ .

Finalmente, en el gráfico A.2.6 se presentan las tasas de fecundidad por edad para cinco quinquenios seleccionados de la proyección.

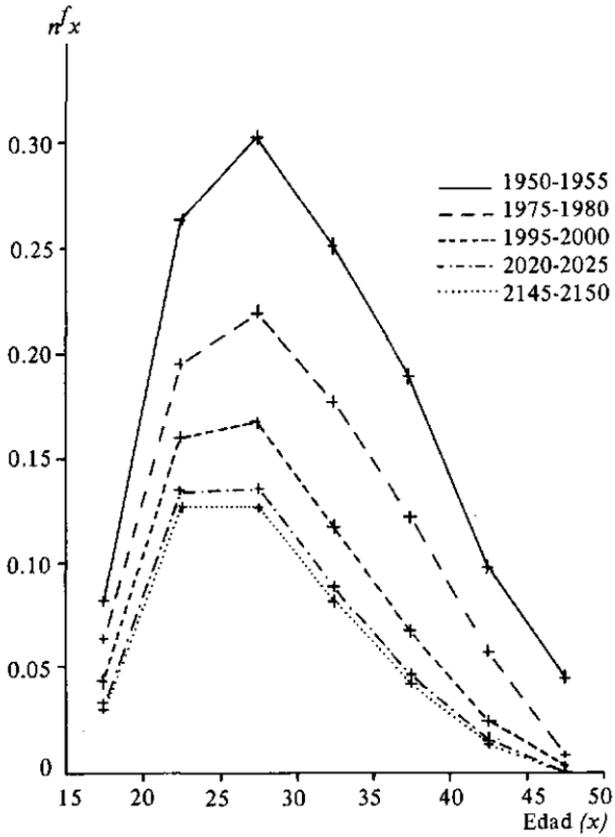
Tabla A.2.4

BRASIL: PARAMETROS  $\alpha$  y  $\beta$  DE LA PROYECCION DE LA FECUNDIDAD POR EL METODO DE GOMPERTZ

	Media		Alta		Baja	
	$\alpha$	$\beta$	$\alpha$	$\beta$	$\alpha$	$\beta$
Asíntota superior	0,3172	0,6467	0,3172	0,6467	0,3172	0,6467
Asíntota inferior	-0,2253	1,25	-0,2028	1,2300	-0,2388	1,2672
Valor inicial	0,0	1,00	0,0	1,00	0,0	1,00
Valor intermedio	-0,1380	1,1544	-0,0942	1,1060	-0,1884	1,2108
Parámetro de la función logística						
<i>a</i>	0,342100	0,345857	0,447312	0,429238	0,283906	0,27932
<i>b</i>	0,065464	0,066193	0,044291	0,044009	0,101092	0,101172

Gráfico A.2.6

BRASIL: TASAS ESPECIFICAS DE FECUNDIDAD. HIPOTESIS MEDIA



# 7 **COSTA RICA: REVISIÓN DE LA PROYECCIÓN DE POBLACIÓN. 1975-2025**

**Dirk Jaspers**

## INTRODUCCION

Las proyecciones de población constituyen una información de especial importancia para la planificación de las actividades económicas y sociales, por cuanto proporcionan un panorama general de la población futura, hacia la cual se orientan los programas que buscan mejorar las condiciones de vida. En Costa Rica, adquieren mayor relevancia, a causa de los cambios ocurridos durante los últimos años en la situación demográfica y económica.

En 1976, la Dirección General de Estadística y Censos y el Centro Latinoamericano de Demografía (CELADE) elaboraron conjuntamente las proyecciones de población de Costa Rica por sexo y grupos de edades del período 1950-2000, tomando como base los resultados del censo nacional de población de 1973<sup>1</sup>. En dicha oportunidad se hizo una evaluación del censo y se conciliaron sus resultados con los provenientes de censos anteriores (1950 y 1963), y con los registros de nacimientos, muertes y migración internacional. La proyección se efectuó por el denominado método de los componentes, utilizando procedimientos y supuestos que tomaron en cuenta la situación demográfica del país, las metas establecidas en el plan decenal de salud, y la experiencia histórica observada en otros países de América Latina.

---

<sup>1</sup> Dirección General de Estadística y Censos y CELADE, *Evaluación del Censo de 1973 y proyecciones de la población por sexo y grupos de edades, 1950-2000*, San José, Costa Rica, junio de 1976.

La elaboración de proyecciones de población, como se sabe, es una actividad que debe realizarse periódicamente con el fin de incorporar nueva información que pueda estar disponible. Después de transcurridos varios años, se cuenta ahora con información actualizada sobre el comportamiento de las variables demográficas en el período 1975-1981, las cuales revelan: (a) que la fecundidad ha tenido, en los últimos años, un descenso más leve que el supuesto en la citada proyección, (b) que la mortalidad ha bajado en forma más pronunciada, y (c) que se han producido saldos migratorios de importancia durante el último quinquenio. Además, resulta conveniente contar con una evolución única para el período 1975 a 1980, estableciendo en este último año el comienzo de la proyección.

Por estas razones, se decidió efectuar una revisión de las cifras correspondientes, que incorpore las últimas tendencias reales observadas, y también extender las proyecciones hasta el año 2025. El censo nacional de población, previsto para junio de 1984, proporcionará valiosa información actualizada y, por tanto, elementos para una revisión más exhaustiva.

Los resultados que aquí se presentan constituyen, más que nada, un esfuerzo por mejorar las perspectivas de población, considerando que los componentes de la dinámica demográfica en el período 1975-1980 mostraron una evolución distinta a la prevista en el trabajo de evaluación del Censo del año 1973.

Lo que se hizo en esta oportunidad fue reemplazar los niveles previstos para los componentes demográficos (mortalidad, fecundidad y migración internacional) del quinquenio 1975-1980 por cifras más realistas, derivadas de los nuevos datos disponibles en las estadísticas vitales y algunas cifras —preliminares aunque no suficientemente documentadas— sobre movimientos migratorios internacionales.

Cabe destacar también que no siempre se puede realizar actualizaciones de este tipo. Costa Rica, sin embargo, cuenta con estadísticas vitales de buena calidad, las cuales permiten revisar frecuentemente las estimaciones. La mayor dificultad está en el conocimiento de la migración internacional.

Este documento está compuesto de los siguientes capítulos:

- I Estimaciones y proyección de la mortalidad
- II Estimaciones y proyecciones de la fecundidad
- III Estimaciones y proyecciones de la migración internacional
- IV La población base de la proyección por sexo y edad, 1980
- V Resultados de la proyección 1950-2025

## I. MORTALIDAD 1975-2025

### 1. *Estimación de la mortalidad 1975-1981*

Utilizando la información sobre el número de defunciones por sexo y edad provenientes de las estadísticas vitales, y la población por sexo y edad de las proyecciones de población disponibles, se calcularon tablas de vida por sexo para los períodos 1975-1980 y 1979-1981, que son los últimos años para los cuales se cuenta con información sobre mortalidad.

La metodología para su construcción fue la misma aplicada para la tabla de vida del período 1972-1974<sup>2</sup>. Es decir:

- Se calcularon las probabilidades de muerte en los primeros cinco años de vida, mediante el método de Greville<sup>3</sup>.
- Las probabilidades de muerte,  ${}_5q_x$ , para los mayores de cinco años se obtuvieron a través de la conversión de las  ${}_5m_x$  en  ${}_5q_x$ , según lo propuesto por Reed y Merrel<sup>4</sup>.

---

<sup>2</sup> Véase la nota 1.

<sup>3</sup> Greville, Thomas M.E.: *United States Life Tables and Actuarial Tables. 1939-1941*, United States Department of Commerce, Bureau of the Census, Washington, 1946.

<sup>4</sup> Reed, L.J. y Merrel, M. *Un método rápido para la construcción de una tabla de vida abreviada*. CELADE, Serie D, No. 49, Santiago, Chile.

Aunque se acepta que en Costa Rica pudo haber un mejoramiento en el registro de los hechos vitales en la década de los años 70, no fue posible hacer una evaluación de los últimos años. En tal sentido se decidió, en esta oportunidad, corregir los nacimientos y defunciones en los mismos porcentajes de omisión estimados para los años alrededor de 1973, esto es aceptar un 10 por ciento de omisión en las defunciones registradas entre los menores de cinco años y un 6 por ciento para las defunciones de cinco años y más.

No cabe duda que, cuando se disponga de los datos del censo de población del año 1984, se estará en condiciones de hacer una evaluación más precisa sobre este punto.

Se construyeron tablas de vida para los períodos 1975-1980 y 1979-1981, las cuales se presentan en el Anexo A. La primera de ellas se utilizó para estimar la población por sexo y edad al 30 de junio de 1980, partiendo de la población de 1975 estimada en la evaluación del Censo de 1973. Las tablas de vida del período 1979-1981, fueron usadas como puntos de partida para la proyección de la mortalidad. Las esperanzas de vida al nacer ( $e_0^o$ ) y las tasas de mortalidad infantil (TMI) de estas tablas son las siguientes:

	Hombres		Mujeres		Ambos sexos	
	$e_0^o$	TMI	$e_0^o$	TMI	$e_0^o$	TMI
1975-1980	69,01	33,1	73,97	26,0	71,43	29,6
1979-1981	70,03	25,2	75,09	18,8	72,50	22,1

Con el propósito de conocer los niveles de mortalidad más recientes, y así tomarlos en cuenta para la proyección de la mortalidad, se calcularon también las tablas de vida para los años 1980 y 1981. Los promedios de los indicadores más importantes de dichas tablas son:

	Hombres		Mujeres		Ambos sexos	
	$e_0^o$	TMI	$e_0^o$	TMI	$e_0^o$	TMI
Promedio de 1980 y 1981	70,3	23,8	75,4	17,5	72,8	20,7

Estas estimaciones de la mortalidad para el período 1975-1981, indican que la mortalidad ha bajado en forma acelerada. Entre 1973 ( $e^{\circ} = 68,3$ ) y 1980 ( $e^{\circ} = 72,8$ ), la esperanza de vida al nacer aumentó en 4,5 años, que equivale a una ganancia anual de 0,6 años.

Pocos países en el mundo han logrado un descenso tan rápido, teniendo en cuenta que el nivel era ya moderadamente bajo. A su vez, la mayor parte del aumento de la esperanza de vida se debe a la reducción en la mortalidad infantil, que bajó en el mismo período de 49,5 por mil a 20,7. También hubo descensos significativos en la mortalidad de las otras edades jóvenes.

Tales cifras revelan claramente que el descenso de la mortalidad fue mayor que el supuesto en la proyección anterior. Este fue, como hemos dicho, uno de los factores que hizo necesaria esta revisión de la proyección de Costa Rica.

## 2. *Proyección del nivel de la mortalidad 1980-2025*

Una vez establecidos los niveles de la mortalidad del período 1975-1981, se proyectaron las esperanzas de vida para los quinquenios del período 1980-2025. Para ello se tomaron en cuenta las siguientes consideraciones:

- Los niveles de esperanza de vida estimados para el período 1975-1981.
- La tendencia pasada de la mortalidad y la tendencia futura supuesta en la proyección anterior.
- Los niveles de mortalidad proyectados para otros países de América Latina.
- La situación socio-económica actual del país.
- Los valores de esperanza de vida alcanzados en la actualidad por los países de baja mortalidad.
- Los criterios generales observados en diversos países, que indican una ganancia en la esperanza de vida más lenta y

que las diferencias por sexo se amplían conforme se alcanzan niveles más altos.

En consecuencia se supuso, en primer término, que la ganancia observada en las esperanzas de vida entre los períodos 1975-1980 y 1979-1981, se reduciría a la mitad para el período comprendido entre 1979-1981 y 1980-1985. Las esperanzas de vida resultantes están ligeramente por encima de las calculadas para 1980 y 1981, implicando que durante los años restantes del quinquenio 1980-1985 habrá una reducción moderada en la mortalidad.

Teniendo las esperanzas de vida proyectadas para el primer quinquenio de la proyección, y siguiendo el supuesto que la reducción en la mortalidad será cada vez menor, se determinaron las esperanzas de vida para los quinquenios restantes. La proyección de ellas toma, por lo tanto, la forma de una curva logística.

Además se estableció, conforme a la tendencia general observada en otros países, que la reducción en la mortalidad masculina será menor que en la femenina, aumentando de esta manera la diferencia por sexo en las esperanzas de vida al nacer.

Las esperanzas de vida por sexo resultantes del período 1950-2025, se presentan en el cuadro 1 y en el gráfico 1. Los valores de 1950-1975 corresponden a la proyección anterior, y los de 1975-1980 a las nuevas tablas de vida elaboradas para este quinquenio.

### 3. *Proyección de la mortalidad por edad y sexo, 1980-2025*

Una vez establecidas las esperanzas de vida por sexo para cada quinquenio de la proyección, se puede proyectar la mortalidad por edades. Con este fin, se toma la estructura de mortalidad por edades de la tabla de vida inicial (en este caso la de 1979-1981) y la de una límite (las elaboradas por CELADE-San José), suponiendo que la tabla inicial evolucionará hacia la límite.

El uso de las tablas límites de CELADE-San José implica la selección de la tabla de mortalidad límite más apropiada. Para su determinación se deben calcular las relaciones de sobremortalidad mascu-

Cuadro 1

COSTA RICA: ESPERANZA DE VIDA AL NACER, GANANCIA MEDIA Y DIFERENCIA POR SEXO, POR QUINQUENIOS, DEL PERIODO 1950-2025

Período	Hombres		Mujeres		Diferencia por sexo
	e%	Ganancia	e%	Ganancia	
1950-1955	56,04		58,55		2,51
		2,78		2,99	
1955-1960	58,82		61,54		2,72
		2,77		2,99	
1960-1965	61,59		64,53		2,94
		2,32		2,93	
1965-1970	63,91		67,46		3,55
		2,14		2,76	
1970-1975	66,05		70,22		4,17
		2,96		3,75	
1975-1980	69,01		73,97		4,96
		1,51		1,70	
1980-1985	70,52		75,67		5,15
		0,61		0,74	
1985-1990	71,13		76,41		5,28
		0,40		0,50	
1990-1995	71,53		76,91		5,38
		0,24		0,31	
1995-2000	71,77		77,22		5,45
		0,20		0,24	
2000-2005	71,97		77,46		5,49
		0,16		0,18	
2005-2010	72,13		77,64		5,51
		0,13		0,14	
2010-2015	72,26		77,78		5,52
		0,11		0,12	
2015-2020	72,37		77,90		5,53
		0,10		0,11	
2020-2025	72,47		78,01		5,54

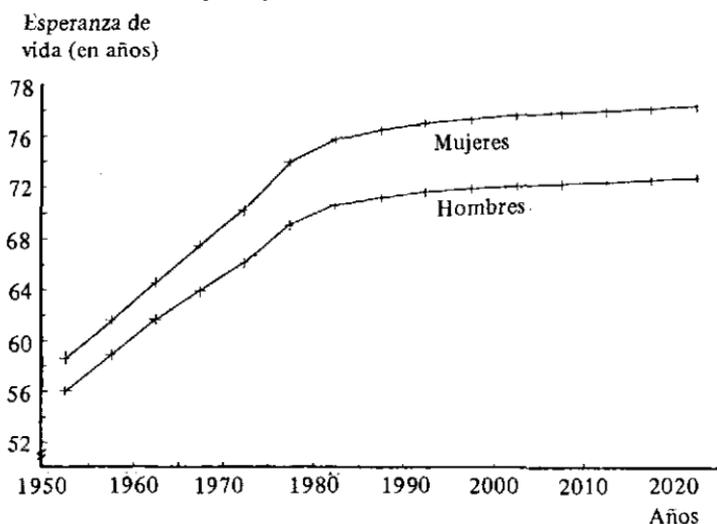
lina de las tasas de mortalidad infantil ( $q_0$ ), según cada una (o una selección) de las tablas masculinas límites. Las relaciones según algunas tablas límites se presentan en el cuadro 2.

A partir de esta información, se selecciona la tabla masculina más apropiada, usando los siguientes criterios:

- a) Que los índices de sobremortalidad masculina proyectados tiendan a aumentar, dado que ésa es la tendencia general observada en los diversos países.

Gráfico 1

**COSTA RICA. ESPERANZA DE VIDA AL NACER, SEGUN SEXO, POR QUINQUENIOS. PERIODO 1950-2025**



Cuadro 2

**INDICES DE SOBREMORTALIDAD MASCULINA CORRESPONDIENTES A LAS  $q_0$  DE COSTA RICA PROYECTADAS CON LAS DIVERSAS TABLAS LIMITE DE CELADE-SAN JOSE**

Período	$q_0^m/q_0^f$ resultantes, proyectando con la tabla límite:					
	1	3	5	6	7	9
1972-1974	1,267	1,267	1,267	1,267	1,267	1,267
1975-1980	1,275	1,275	1,275	1,275	1,275	1,275
1979-1981	1,338	1,338	1,338	1,338	1,338	1,338
1980-1985	1,289	1,316	1,334	1,347	1,358	1,342
1995-2000	1,137	1,258	1,338	1,369	1,395	1,438
2020-2025	1,004	1,196	1,324	1,373	1,415	1,483
Relación $q_0^m/q_0^f$ de la tabla límite	1,613	1,531	1,449	1,408	1,370	1,291
Diferencia en $e_0^e$ de la tabla límite	8,5	7,5	6,5	6,0	5,5	4,5

- b) Que dichos índices proyectados sean inferiores al de la tabla límite correspondiente ya que, en caso contrario, tales valores disminuirían si se extendiera la proyección.

La tabla más apropiada resulta ser la número seis, la única que satisface los criterios de selección mencionados.

Las tablas de mortalidad implícitas de cada quinquenio de la proyección se obtuvieron luego mediante la interpolación en las probabilidades de muerte ( ${}_nq_x$ ), utilizando como mortalidad inicial las tablas por sexo de Costa Rica 1979-1981, y como límite las tablas límite número 6 seleccionadas anteriormente. Esta interpolación es un proceso iterativo hasta que las  ${}_nq_x$  interpoladas reproducen la esperanza de vida proyectada para cada quinquenio.

Ya que los valores presentados en el cuadro 2 fueron calculados manualmente mediante una interpolación lineal en las  $q_0$  de la tabla inicial, y la límite, en función de la esperanza de vida proyectada, ellos no coinciden totalmente con las relaciones de la sobremortalidad masculina en las tablas de vida implícitas de cada quinquenio de la proyección, obtenidas a través del proceso de iteración. Los valores, según estas tablas, son los siguientes (entre paréntesis se indican los valores obtenidos mediante la interpolación lineal):

	$q_0^m/q_0^f$	
1980-1985	1,344	(1,347)
1995-2000	1,384	(1,369)
2020-2025	1,392	(1,373)

indicando que los criterios de selección también se cumplen con las TMI de estas tablas.

De esta manera, se obtuvieron las tablas de vida por sexo para cada quinquenio de la proyección, incluyendo las relaciones de supervivencia necesarias.

## II. LA FECUNDIDAD

### 1. *Estimación de la fecundidad, 1975-1981*

Se estimaron las tasas globales de fecundidad (TGF) para cada año calendario, utilizando los nacimientos registrados, clasificados por grupos de edades de las mujeres. La población femenina en edad fértil por grupos de edades, necesaria para su cálculo, se obtuvo proyectando la población estimada para 1975 a 1980 con la nueva ley de la mortalidad.

Las TGF de Costa Rica, para el período 1970-1981, son las siguientes:

Años	TGF	Años	TGF
1970	4,96	1976	3,68
1971	4,59	1977	3,76
1972	4,45	1978	3,80
1973	3,94	1979	3,72
1974	3,94	1980	3,65
1975	3,80	1981	3,59

Estas tasas indican que la fecundidad de Costa Rica, luego de haber permanecido aproximadamente constante entre 1975 y 1978, ha reiniciado una leve tendencia decreciente en los últimos años.

Promediando los resultados para el quinquenio 1975-1980, se llegó a una estimación de la TGF de 3,74 hijos por mujer. En la proyección anterior se había previsto una TGF más baja de 3,57 hijos, es decir, inferior en un 5 por ciento.

### 2. *Proyección del nivel de la fecundidad (TGF): 1980-2025*

En el cuadro 3 y el gráfico 2 se presentan las TGF por quinquenios usadas en la proyección. Los valores de 1950-1975 corresponden a la proyección anterior; el de 1975-1980 es un promedio de

Cuadro 3

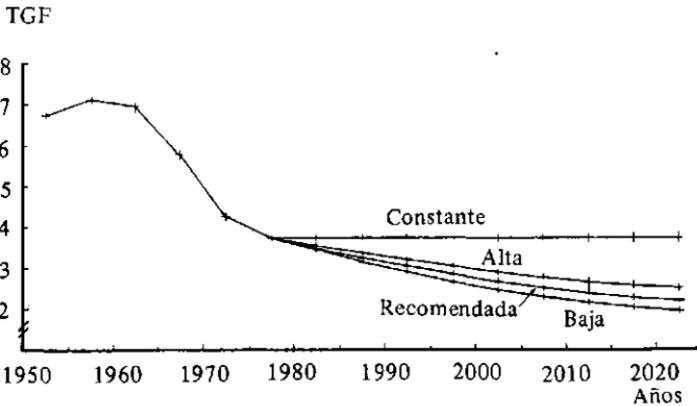
## COSTA RICA: TASA GLOBAL DE FECUNDIDAD, POR QUINQUENIOS, DEL PERIODO 1950-2025

Período	Tasa global de fecundidad según hipótesis			
	Constante	Alta	Media	Baja
1950-1955			6,72	
1955-1960			7,11	
1960-1965			6,95	
1965-1970			5,80	
1970-1975			4,26	
1975-1980	3,74	3,74	3,74	3,74
1980-1985	3,74	3,55	3,50	3,45
1985-1990	3,74	3,36	3,26	3,16
1990-1995	3,74	3,20	3,05	2,90
1995-2000	3,74	3,05	2,85	2,65
2000-2005	3,74	2,90	2,68	2,47
2005-2010	3,74	2,77	2,53	2,31
2010-2015	3,74	2,66	2,40	2,17
2015-2020	3,74	2,57	2,29	2,05
2020-2025	3,74	2,51	2,21	1,96

las TGF de cada año, mientras que para el quinquenio 1980-1985 (3,5 hijos por mujer), la estimación se hizo en base a las tasas globales de 1980-1981 y en el supuesto de que dichas tasas continuarán descendiendo como en los últimos años. Para el resto de los quinquenios, la proyección se efectuó siguiendo criterios más o menos similares a los del caso de la mortalidad, vale decir, tomando en cuenta la tendencia pasada y el nivel actual de la fecundidad, los niveles proyectados para otros países de América Latina y los valores ya alcanzados por los países más desarrollados. Además, se tomó en cuenta el resultado de algunas investigaciones de la fecundidad de Costa Rica que indican que la TGF probablemente no llegará a un valor menor de tres sino hasta después del quinquenio 1990-1995.

Gráfico 2

COSTA RICA. TASAS GLOBALES DE FECUNDIDAD SEGUN LAS DIVERSAS ALTERNATIVAS ELABORADAS, POR QUINQUENIOS PERIODO 1950-2025



Es sabido que el desarrollo futuro de la fecundidad está determinado por muchos factores y, por lo tanto, su proyección es más difícil. Por cierto, este componente demográfico es el más importante para la determinación del futuro tamaño y estructura de la población. Por tal razón, se plantearon cuatro hipótesis para el periodo de la proyección 1980-2025: una "Constante" al nivel de 1975-1980, una hipótesis "Media" que llega a una TGF de 2,21 al final de la proyección, y dos hipótesis adicionales, llamadas "Alta" y "Baja", que permiten obtener un margen de variación posible de la fecundidad y por tanto de la población futura.

Tomando en cuenta las consideraciones anteriores, se estableció una TGF igual a 2,85 para el quinquenio 1995-2000 para la variante media (la recomendada).

Con esta proyección del nivel de fecundidad para el quinquenio 1995-2000 y la estimación obtenida anteriormente para el quinquenio 1980-1985 (de 3,5 hijos por mujer), queda establecida la tendencia futura de la fecundidad. Por otra parte, la determinación de la TGF de cada quinquenio de la proyección puede hacerse a través de

diversos procedimientos. En este caso particular, se utilizó una función matemática: la logística, que refleja de una manera satisfactoria la posible tendencia futura de la fecundidad, y que tiene la siguiente forma:

$$TGF(t) = K_1 + \frac{K_2}{1 + e^{a+bt}},$$

donde:  $K_1$  es la asíntota inferior

$K_1 + K_2$  la asíntota superior, y

$a$  y  $b$  son los parámetros.

Esta función fue determinada tomando dos valores de la TGF preestablecidos:

$$1975-1980 = 3,74 \text{ (observada)}$$

$$1995-2000 = 2,85 \text{ (proyectada),}$$

además, se tomó como asíntota inferior un valor de 1,845 hijos por mujer, y como superior igual a 5,965<sup>5</sup>. La fórmula resultante es:

$$TGF(t) = 1,845 + \frac{4,120}{1 + e^{0,16054 + 0,04854(t)}},$$

con  $t$  variando de 0 a 45 (con intervalos de 5), siendo 0 el quinquenio 1975-1980, 5 el quinquenio 1980-1985, etc.

Para fijar la TGF de las variantes alta y baja se tomaron como punto de referencia los niveles estimados para la media. Suponiendo que el grado de incertidumbre de las estimaciones de los niveles de la fecundidad es cada vez mayor para el futuro más lejano, se fi-

---

<sup>5</sup> Estos valores de  $K_1$  y  $K_2$  fueron estimados de tal manera que la TGF del quinquenio 1980-1985, alcanzara un valor de 3,50 aproximadamente.

jaron las TGF de las otras variantes aumentando cada quinquenio la diferencia con la TGF de la variante media.

### 3. Estructura de la fecundidad 1975-2025

En la proyección anterior, se obtuvieron las tasas de fecundidad por edades, interpolando linealmente en función del nivel proyectado de la fecundidad, entre las de la fecundidad por edades iniciales (las estimadas por el quinquenio 1970-1975) y la estructura límite seleccionada, correspondiente al nivel de reemplazo (modelo de baja fecundidad y cúspide temprana, tomado del Boletín 7 de Naciones Unidas).

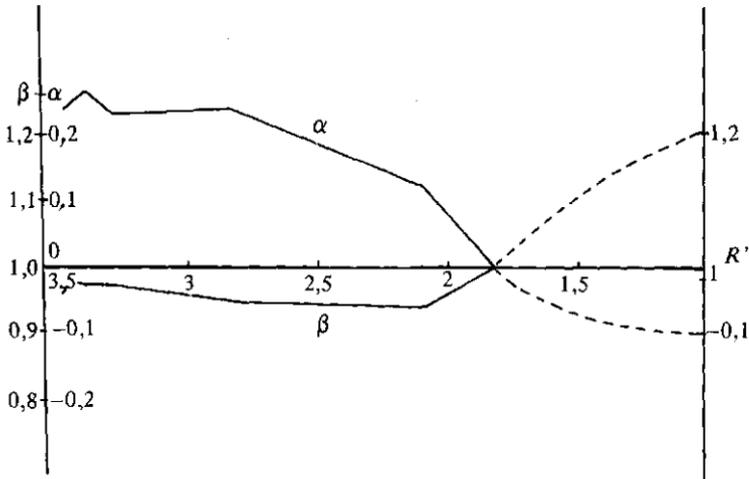
En esta revisión de las proyecciones de población de Costa Rica, se proyecta la estructura de la fecundidad por edades haciendo uso de la función de Gompertz linealizada. Como en la proyección anterior, se toman en cuenta las tendencias observadas en el mundo respecto a los cambios en la estructura. Es decir que, al bajar el nivel de la fecundidad, la estructura por edades se hace más joven (indicando que las mujeres tienen sus hijos a una edad más joven) y más concentrada (consecuencia de que las mujeres tienen sus hijos en un período más corto). En la proyección anterior se toma en cuenta esa experiencia en forma implícita a través de la selección de la estructura límite. Utilizando la función de Gompertz, se toma en cuenta esa experiencia en forma más explícita mediante la proyección de los parámetros *alfa* y *beta* de esa función, los cuales tienen una relación muy estrecha con la edad media y la concentración de la estructura de la fecundidad por edades.

El primer paso de la aplicación de la función Gompertz linealizada consiste en evaluar la tendencia pasada de los parámetros  $\alpha$  y  $\beta$ , que determinan, respectivamente, la edad media y la concentración de la estructura por edades en relación con una estructura estándar.

Como estructura estándar se tomó la del quinquenio 1975-1980, donde los parámetros  $\alpha$  y  $\beta$  tienen, por definición, valores de 0 y 1, respectivamente.

Gráfico 3

**COSTA RICA. COMPARTAMIENTO DE  $\alpha$  y  $\beta$  DE LA FUNCION GOMPERTZ LINEALIZADA SEGUN  $R'$  ESTIMADA A PARTIR DE LAS ESTRUCTURAS DE LA FECUNDIDAD DE LOS QUINQUENIOS 1950-55 A 1975-80 Y EL COMPORTAMIENTO PROYECTADO PARA NIVELES DE FECUNDIDAD MAS BAJOS**



En el gráfico 3 se muestra el comportamiento de  $\alpha$  y  $\beta$  en el pasado, según el nivel de la fecundidad a la cual corresponde la estructura. En este gráfico se observa que:

- $\alpha$  tiene valores mayores que cero, indicando que la edad media fue mayor que la de la estructura de 1975-1980, cuando el nivel de la fecundidad fue más alto. Se puede ver, además que  $\alpha$  es decreciente en función del nivel de la fecundidad.
- $\beta$  tiene valores menores que uno, indicando que la concentración de la estructura fue menor cuando el nivel fue más alto que en el período 1975-1980. Se puede apreciar también que la concentración se inició recientemente.

Para la proyección de los parámetros  $\alpha$  y  $\beta$  se fijó primero la estructura que corresponde a un nivel de reemplazo. La proyección anterior, se tomó como estructura "límite" para este nivel, al igual que en el modelo teórico de baja fecundidad y cúspide temprana del Boletín No. 7 de Naciones Unidas.

Relacionando esta estructura a la estructura estándar (la de 1975-1980), ella resulta modificada con valores para  $\alpha$  y  $\beta$  de  $-0,1$  y  $1,2$  respectivamente. La interpolación entre los valores de los parámetros iniciales y los "límites", se hizo tomando en cuenta:

- La tendencia pasada de ellos, y
- los valores correspondientes a las estructuras de la fecundidad de los últimos años, algunos de los cuales corresponden a niveles más bajos que los del quinquenio base.

Dado que se proyectaron algunos niveles por bajo el nivel de reemplazo (en la variante baja), fue necesario extrapolar la tendencia de  $\alpha$  y  $\beta$ .

Para obtener las estructuras para cada quinquenio de la proyección, según variante, primero se lee en el eje horizontal la TGF (ó  $R'$ ) y los valores de  $\alpha$  y  $\beta$  correspondientes, y luego se reproduce la estructura relativa mediante la relación

$$V(x) = \alpha + \beta V^s(x)$$

Relacionando estas estructuras con la TGF proyectada, se obtienen las tasas de fecundidad por edades necesarias para la proyección.

Los resultados para la variante media se presentan en el cuadro 4 y en el gráfico 4.

Cuadro 4

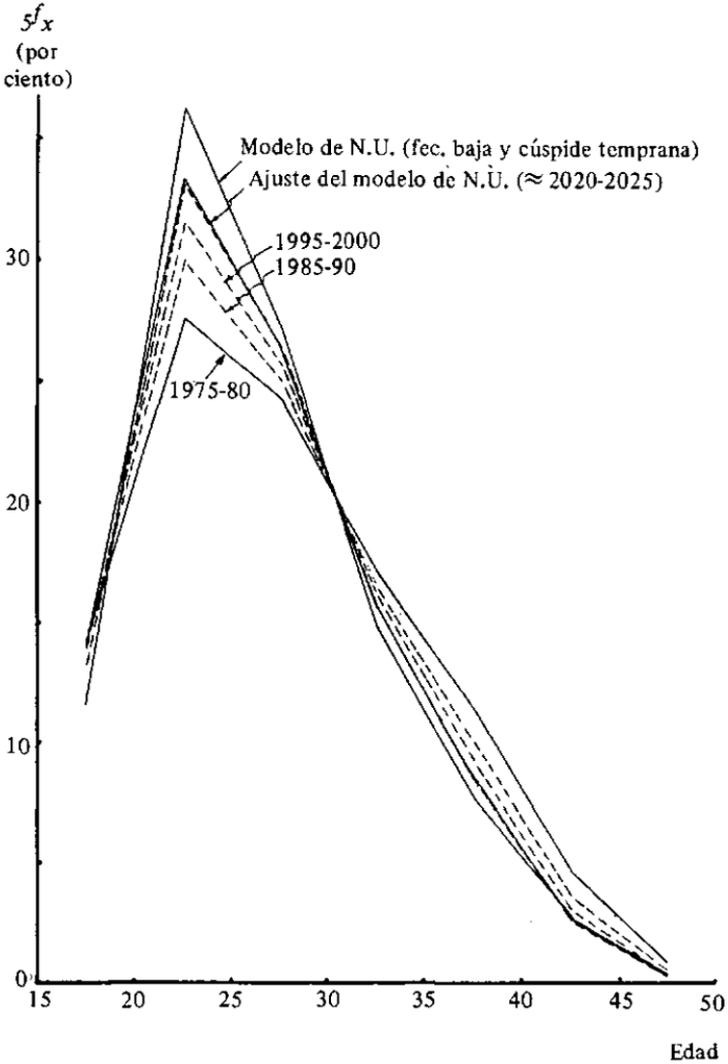
COSTA RICA: PROYECCION DE LA ESTRUCTURA DE LA FECUNDIDAD APLICANDO LA FUNCION DE GOMPERTZ LINEALIZADA. TASAS DE FECUNDIDAD POR EDADES DE LOS QUINQUENIOS DEL PERIODO DE LA PROYECCION.  
1975-80 A 2020-25  
Hipótesis media

Grupos de edades		Quinquenios 1975-80 al 2020-25									
		1975-80	1980-85	1985-90	1990-95	1995-2000	2000-05	2005-10	2010-15	2015-20	2020-25
$\beta$		1,00000	1,03900	1,07800	1,10800	1,13500	1,15400	1,17000	1,18100	1,18800	1,19400
$\alpha$		0,00000	-0,03200	-0,05600	-0,07100	-0,08300	-0,08900	-0,09300	-0,09600	-0,09800	-0,09900
Estructura relativa	15-19	0,14170	0,14333	0,14274	0,14133	0,13965	0,13780	0,13598	0,13479	0,13407	0,13326
	20-24	0,27640	0,28835	0,29955	0,30785	0,31516	0,32008	0,32412	0,32692	0,32870	0,33016
	25-29	0,24180	0,24604	0,25050	0,25400	0,25710	0,25947	0,26153	0,26289	0,26373	0,26453
	30-34	0,17140	0,16803	0,16521	0,16323	0,16147	0,16046	0,15968	0,15910	0,15870	0,15844
	35-39	0,11420	0,10691	0,10055	0,09608	0,09227	0,08983	0,08789	0,08654	0,08568	0,08501
	40-44	0,04650	0,04092	0,03624	0,03308	0,03050	0,02887	0,02758	0,02673	0,02619	0,02576
	45-49	0,00800	0,00642	0,00520	0,00443	0,00385	0,00349	0,00322	0,00304	0,00294	0,00285
$\bar{m}$		27,56	27,28	27,05	26,91	26,79	26,72	26,68	26,64	26,62	26,60
$\sigma$		6,95	6,79	6,63	6,50	6,40	6,32	6,26	6,22	6,19	6,17
TGF		3,74	3,50	3,26	3,05	2,85	2,68	2,53	2,40	2,29	2,21
Tasas específicas	15-19	0,10599	0,10033	0,09307	0,08621	0,07960	0,07386	0,06880	0,06470	0,06140	0,05890
	20-24	0,20675	0,20184	0,19531	0,18779	0,17964	0,17156	0,16401	0,15692	0,15054	0,14593
	25-29	0,18087	0,17223	0,16333	0,15494	0,14655	0,13907	0,13233	0,12619	0,12079	0,11692
	30-34	0,12821	0,11762	0,10772	0,09957	0,09204	0,08600	0,08080	0,07637	0,07268	0,07003
	35-39	0,08542	0,07484	0,06558	0,05861	0,05259	0,04815	0,04447	0,04154	0,03924	0,03757
$s f_x$	40-44	0,03478	0,02865	0,02363	0,02018	0,01739	0,01547	0,01396	0,01283	0,01199	0,01138
	45-49	0,00598	0,00450	0,00339	0,00270	0,00219	0,00187	0,00163	0,00146	0,00134	0,00126

$\bar{m}$  = edad media de la estructura;  $\sigma$  = desviación estándar de la estructura de la fecundidad.

Gráfico 4

**COSTA RICA. PROYECTO DE LA ESTRUCTURA DE LA FECUNDIDAD  
APLICANDO LA FUNCION DE GOMPERTZ LINEALIZADA  
PERIODO 1975-80 A 2020-25**



### III. LA MIGRACION INTERNACIONAL, 1950-2025

#### 1. *La migración internacional, 1975-2025*

Aunque la información demográfica sobre migración internacional no es tan confiable como los registros de nacimientos y muertes, existen evidencias de que en los últimos años se ha producido una importante corriente migratoria. Así, la Oficina de Planificación Nacional (OFIPLAN)<sup>6</sup> ha realizado un estudio, en base a datos fragmentarios, que estima un total de 187 mil extranjeros residentes en Costa Rica en 1980.

Para la presente revisión, se adoptó la estimación de migrantes del período 1975-1980 obtenida en un trabajo efectuado en CELA-DE-San José a fines de 1981<sup>7</sup>.

En dicho trabajo, a partir de información sobre el número de nacimientos provenientes de madres extranjeras (un 4 por ciento en los últimos años) en 1980, se estimaron las mujeres necesarias para reproducir este número de nacimientos. Luego de hacer diferentes hipótesis sobre la distribución por sexo y edad de las extranjeras en el país se llegó a estimaciones de extranjeras residentes en el país en 1980, que oscilan entre 70 y 125 mil. Tomando las hipótesis más aceptables, se llegó a una estimación de 102 142 extranjeras.

Para calcular la población extranjera en 1975, se supuso la misma proporción de extranjeros observada en el Censo de 1973, llegándose a una cifra de 49 735.

El volumen de inmigrantes en el quinquenio se calcula como el saldo de los extranjeros en 1980 y los sobrevivientes de los extranjeros en 1975, obteniendo 55 090 inmigrantes. La única estimación que se puede obtener de los emigrantes en el quinquenio 1975-1980, es a través del volumen de costarricenses residentes en Estados Uni-

---

<sup>6</sup> OFIPLAN, *La migración extranjera hacia Costa Rica. Un estudio demográfico de las tendencias pasadas y actuales, 1981.*

<sup>7</sup> Durán, F., Salazar, S. y Vindas, C., *Revisión de la proyección de Costa Rica por sexo y grupos de edades 1975-1980.* (Inédito).

Cuadro 5

COSTA RICA: SALDO NETO MIGRATORIO DEL QUINQUENIO  
1975-1980

Grupos de edades	Total	Hombres	Mujeres
Total	36 915	21 697	15 218
0- 4	3 455	2 020	1 435
5- 9	4 056	2 261	1 795
10-14	4 023	2 544	1 479
15-19	5 114	3 069	2 045
20-24	5 608	3 054	2 554
25-29	4 730	2 458	2 272
30-34	3 053	1 720	1 333
35-39	1 913	1 122	791
40-44	1 514	1 000	514
45-49	1 190	846	344
50-54	1 064	779	285
55-59	768	549	219
60-64	427	275	152
65 y más	0	0	0

dos en 1975 y 1980 (26 000 y 36 000 respectivamente), lo que da un resultado de 10 000 emigrantes hacia los Estados Unidos.

Para obtener una estimación del volumen total de emigrantes del quinquenio, se supuso que se mantenía la proporción de costarricenses radicados en Estados Unidos respecto al total de costarricenses residentes fuera del país; aplicando esta proporción a los 10 000 emigrantes, se obtiene un volumen total de emigrantes en el quinquenio de 18 175; para ellos se adopta también una distribución por sexo y edad, y se obtuvo una estimación de los emigrantes en el quinquenio por sexo y edad.

El saldo neto de la migración internacional para el quinquenio 1970-1980 se obtuvo restando el número de emigrantes al de los inmigrantes, resultando en un saldo neto positivo de 36 915.

Los saldos migratorios netos por sexo y edad del quinquenio 1975-1980 se presentan en el cuadro 5.

Para el período de la proyección 1980-2025, se supuso un saldo neto migratorio igual a cero, que está justificado por las últimas apreciaciones de la migración, correspondientes a los años 1980 y 1981, que muestra un saldo migratorio cercano a cero.

Cuadro 6

COSTA RICA: POBLACION BASE AL 30 DE JUNIO DE 1980

Grupos de edades	Hombres	Mujeres
Total	1 151 113	1 127 388
0- 4	162 846	155 768
5- 9	139 079	133 775
10-14	145 458	139 740
15-19	141 515	136 446
20-24	122 767	119 301
25-29	97 431	95 437
30-34	74 485	73 038
35-39	57 665	56 767
40-44	47 643	47 319
45-49	41 279	41 142
50-54	34 509	34 589
55-59	27 544	28 047
60-64	21 372	22 468
65-69	15 658	17 166
70-74	10 756	12 340
75-79	6 748	8 257
80 y +	4 357	5 787

#### IV. POBLACION BASE

En el cuadro 6 se presenta la población base de la proyección, que corresponde al 30 de junio de 1980.

Fue calculada partiendo de la población por sexo y edad al 30 de junio de 1975, estimada en la evaluación del Censo de 1973, con las leyes de mortalidad, fecundidad y migración internacional obtenidas anteriormente para el período 1975-1980.

#### V. RESULTADOS DE LA PROYECCION

Combinando las cuatro hipótesis de fecundidad con una de mortalidad y otra de migración internacional se obtuvieron, empleando el método de los componentes, cuatro proyecciones de población. Para ello, se hizo uso de un programa de computación elaborado por la División de Población de las Naciones Unidas y del computador de la Universidad de Costa Rica.

Los resultados de la proyección del período 1950-1975 corresponden a los de la proyección anterior, los del quinquenio 1975-1980 a los estimados ahora, y los restantes a la proyección efectuada a partir de 1980. Los resultados principales se muestran en los cuadros 7 y 8.

Con el fin de tener una visión resumida, se incluye el gráfico 5, que da un panorama general de la dinámica demográfica de Costa Rica en todo el período considerado. Además, en los gráficos 6 a 9, se presentan las pirámides de población para los años 1950, 1980, 2000 y 2025, que muestran los grandes cambios, habidos y esperados, en la composición por edades de la población del país.

Según los resultados de la proyección recomendada, la población total de Costa Rica pasará de 2,28 millones en 1980, a 5,10 millones al término de la proyección (año 2025), lo que representa un aumento del 124 por ciento.

Cuadro 7

## POBLACION POR SEXO, Y GRUPOS QUINQUENALES DE EDADES. PERIODO 1950-2025

(continúa)

Edades	POBLACION					
	Años					
	1950	1955	1960	1965	1970	1975
<b>HOMBRES</b>						
Total	431 317	515 226	622 711	747 406	873 469	990 513
0- 4	79 305	101 206	124 962	142 178	144 980	137 606
5- 9	59 947	75 870	97 733	121 795	139 613	143 338
10-14	50 077	59 414	75 310	97 157	121 193	139 040
15-19	44 370	49 680	59 002	74 862	96 627	120 585
20-24	38 117	43 812	49 143	58 467	74 233	95 864
25-29	31 843	37 477	43 202	48 598	57 863	73 501
30-34	26 700	31 231	36 888	42 676	48 038	57 214
35-39	22 271	26 069	30 627	36 335	42 071	47 377
40-44	18 551	21 612	25 418	30 003	35 650	41 324
45-49	15 978	17 870	20 929	24 744	29 251	34 790
50-54	12 627	15 190	17 098	20 152	23 869	28 252
55-59	9 858	11 667	14 191	16 146	19 089	22 658
60-64	7 713	8 745	10 522	13 006	14 848	17 588
65-69	5 680	6 489	7 460	9 100	11 324	12 999
70-74	3 976	4 346	5 064	5 937	7 317	9 184
75-79	2 408	2 619	2 995	3 644	4 310	5 339
80 y +	1 896	1 930	2 169	2 608	3 193	3 854

Cuadro 7

## POBLACION POR SEXO Y GRUPOS QUINQUENALES DE EDADES. PERIODO 1950-2025

(continúa)

Edades	POBLACION					
	Años					
	1950	1955	1960	1965	1970	1975
MUJERES						
Total	426 928	508 674	613 371	734 971	858 631	974 390
0- 4	76 623	97 873	120 830	137 465	140 021	132 599
5- 9	58 088	73 478	94 679	117 904	135 114	138 545
10-14	49 144	57 647	73 029	94 244	117 463	134 708
15-19	43 761	48 836	57 353	72 742	93 926	117 121
20-24	37 691	43 287	48 435	57 034	72 395	93 527
25-29	31 595	37 143	42 809	48 071	56 684	72 031
30-34	26 679	31 021	36 601	42 338	47 658	56 321
35-39	22 349	26 066	30 448	36 088	41 854	47 221
40-44	18 634	21 722	25 482	29 936	35 567	41 328
45-49	16 107	18 006	21 107	24 897	29 346	34 966
50-54	12 806	15 419	17 347	20 463	24 226	28 644
55-59	10 072	12 025	14 598	16 557	19 643	23 374
60-64	8 050	9 105	10 995	13 499	15 480	18 556
65-69	6 009	6 941	7 980	9 793	12 159	14 084
70-74	4 288	4 687	5 583	6 613	8 232	10 342
75-79	2 700	2 957	3 353	4 137	4 988	6 301
80 y +	2 332	2 461	2 743	3 189	3 873	4 721

Cuadro 7

## POBLACION POR SEXO Y GRUPOS QUINQUENALES DE EDADES. PERIODO 1950-2025

(continúa)

Edades	POBLACION					
	Años					
	1950	1955	1960	1965	1970	1975
AMBOS SEXOS						
Total	858 245	1 023 900	1 236 082	1 482 377	1 732 100	1 964 903
0- 4	155 928	199 079	245 791	279 643	285 001	270 205
5- 9	118 035	149 348	192 413	239 699	274 727	281 882
10-14	99 221	117 061	148 339	191 401	238 657	273 748
15-19	88 131	98 516	116 354	147 604	190 554	237 706
20-24	75 808	87 099	97 578	115 501	146 627	189 391
25-29	63 438	74 620	86 010	96 669	114 547	145 532
30-34	53 379	62 252	73 489	85 014	95 696	113 535
35-39	44 620	52 135	61 075	72 423	83 925	94 598
40-44	37 185	43 334	50 899	59 939	71 217	82 652
45-49	32 085	35 875	42 035	49 641	58 597	69 756
50-54	25 433	30 609	34 444	40 615	48 095	56 896
55-59	19 930	23 693	28 789	32 703	38 732	46 031
60-64	15 763	17 850	21 517	26 505	30 329	36 144
65-69	11 689	13 429	15 440	18 893	23 482	27 083
70-74	8 264	9 033	10 647	12 550	15 549	19 527
75-79	5 108	5 577	6 348	7 781	9 298	11 641
80 y +	4 228	4 391	4 912	5 797	7 066	8 575

Cuadro 7

## POBLACION POR SEXO Y GRUPOS QUINQUENALES DE EDADES. PERIODO 1950-2025

*(continúa)*

## HIPOTESIS RECOMENDADA

Edades	POBLACION				
	1980	1985	1990	1995	2000
<b>HOMBRES</b>					
Total	1 151 115	1 312 438	1 481 966	1 649 397	1 811 836
0- 4	162 847	186 046	197 858	200 393	201 123
5- 9	139 080	162 138	185 306	197 116	199 669
10-14	145 459	138 706	161 736	184 870	196 668
15-19	141 516	144 904	138 216	161 193	184 270
20-24	122 767	140 657	144 086	137 473	160 351
25-29	97 431	121 789	139 617	143 074	136 539
30-34	74 485	96 582	120 801	138 539	142 004
35-39	57 665	73 704	95 632	119 664	137 270
40-44	47 643	56 836	72 702	94 381	118 136
45-49	41 279	46 698	55 760	71 366	92 680
50-54	34 509	40 121	45 434	54 285	69 505
55-59	27 544	33 095	38 519	43 652	52 178
60-64	21 372	25 800	31 045	36 167	41 008
65-69	15 658	19 170	23 200	27 960	32 604
70-74	10 756	13 037	16 034	19 461	23 494
75-79	6 749	7 917	9 676	11 964	14 567
80 y +	4 358	5 238	6 344	7 839	9 770

Cuadro 7

## POBLACION POR SEXO Y GRUPOS QUINQUENALES DE EDADES. PERIODO 1950-2025

(continúa)

## HIPOTESIS RECOMENDADA

Edades	POBLACION							
	Años							
	1980	1985	1985	1990	1990	19	1995	2000
MUJERES								
Total	1 127 391		1 287 065		1 455 017		1 621 568	1 784 111
0- 4	155 768		178 306		189 548		191 938	192 615
5- 9	133 775		155 240		177 760		189 010	191 418
10-14	139 741		133 548		155 000		177 503	188 747
15-19	136 447		139 473		133 313		154 744	177 222
20-24	119 302		136 091		139 138		133 013	154 408
25-29	95 437		118 895		135 665		138 729	132 636
30-34	73 037		95 038		118 437		135 172	138 245
35-39	56 767		72 632		94 550		117 861	134 537
40-44	47 319		56 304		72 081		93 869	117 039
45-49	41 142		46 754		55 675		71 313	92 897
50-54	34 589		40 426		45 987		54 800	70 222
55-59	28 048		33 697		39 440		44 909	53 546
60-64	22 468		26 901		32 393		37 973	43 278
65-69	17 166		20 931		25 161		30 377	35 665
70-74	12 340		15 197		18 654		22 523	27 265
75-79	8 257		10 010		12 460		15 404	18 677
80 y +	5 787		7 622		9 754		12 432	15 693

Cuadro 7

## POBLACION POR SEXO Y GRUPOS QUINQUENALES DE EDADES. PERIODO 1950-2025

(continúa)

## HIPOTESIS RECOMENDADA

Edades	POBLACION				
	1980	1985	1990	1995	2000
AMBOS SEXOS					
Total	2 278 506	2 599 503	2 936 983	3 270 965	3 595 947
0- 4	318 615	364 352	387 406	392 330	393 737
5- 9	272 855	317 378	363 066	386 126	391 087
10-14	285 200	272 254	316 736	362 373	385 415
15-19	277 963	284 377	271 529	315 937	361 492
20-24	242 069	276 748	283 224	270 485	314 759
25-29	192 869	240 684	275 282	281 803	269 175
30-34	147 522	191 620	239 238	273 712	280 249
35-39	114 432	146 336	190 182	237 525	271 807
40-44	94 962	113 140	144 783	188 251	235 175
45-49	82 421	93 452	111 435	142 679	185 577
50-54	69 098	80 546	91 421	109 085	139 727
55-59	55 591	66 792	77 960	88 561	105 723
60-64	43 839	52 702	63 438	74 139	84 286
65-69	32 823	40 101	48 360	58 337	68 269
70-74	23 096	28 234	34 688	41 984	50 759
75-79	15 006	17 927	22 137	27 368	33 244
80 y +	10 145	12 860	16 098	20 272	25 464

Cuadro 7

## POBLACION POR SEXO Y GRUPOS QUINQUENALES DE EDADES. PERIODO 1950-2025

*(continúa)*

## HIPOTESIS RECOMENDADA

Edades	POBLACION				
	2005	2010	Años 2015	2020	2025
<b>HOMBRES</b>					
Total	1 972 845	2 132 002	2 284 880	2 426 297	2 553 682
0- 4	206 348	212 196	214 758	213 616	211 966
5- 9	200 421	205 646	211 492	214 058	212 933
10-14	199 230	199 990	205 212	211 054	213 622
15-19	196 045	198 612	199 382	204 597	210 429
20-24	183 332	195 069	197 639	198 421	203 623
25-29	159 291	182 147	193 832	196 406	197 201
30-34	135 544	158 156	180 871	192 494	195 068
35-39	140 733	134 354	156 788	179 328	190 872
40-44	135 553	139 001	132 721	154 904	177 195
45-49	116 039	133 178	136 589	130 440	152 262
50-54	90 291	113 078	129 805	133 152	127 177
55-59	66 831	86 841	108 781	124 896	128 138
60-64	49 040	62 835	81 673	102 332	117 517
65-69	36 997	44 272	56 753	73 800	92 502
70-74	27 436	31 169	37 331	47 893	62 321
75-79	17 632	20 633	23 478	28 161	36 173
80 y +	12 081	14 824	17 775	20 744	24 682

Cuadro 7

## POBLACION POR SEXO Y GRUPOS QUINQUENALES DE EDADES. PERIODO 1950-2025

*(continúa)*

## HIPOTESIS RECOMENDADA

Edades	POBLACION				
	2005	2010	Años 2015	2020	2025
MUJERES					
Total	1 946 160	2 107 365	2 263 627	2 410 277	2 544 922
0- 4	197 588	203 163	205 588	204 474	202 875
5- 9	192 112	197 088	202 661	205 091	203 987
10-14	191 161	191 862	196 836	202 408	204 838
15-19	188 458	190 874	191 580	196 552	202 120
20-24	176 848	188 070	190 489	191 199	196 167
25-29	153 985	176 374	187 575	189 997	190 711
30-34	132 187	153 475	175 801	186 975	189 397
35-39	137 612	131 595	152 799	175 036	186 173
40-44	133 622	136 695	130 731	151 810	173 916
45-49	115 856	132 295	135 356	129 466	150 357
50-54	91 505	114 147	130 368	133 405	127 618
55-59	68 645	89 482	111 650	127 545	130 542
60-64	51 637	66 234	86 372	107 809	123 195
65-69	40 697	48 602	62 384	81 402	101 657
70-74	32 076	36 658	43 828	56 314	73 546
75-79	22 682	26 751	30 628	36 679	47 195
80 y +	19 489	23 999	28 981	34 115	40 625

Cuadro 7

## POBLACION POR SEXO Y GRUPOS QUINQUENALES DE EDADES. PERIODO 1950-2025

*(conclusión)*

## HIPOTESIS RECOMENDADA

Edades	POBLACION				
	2005	2010	2015	2020	2025
AMBOS SEXOS					
Total	3 919 005	4 239 367	4 548 508	1 836 575	5 098 604
0- 4	403 936	415 359	420 347	418 090	414 842
5- 9	392 533	402 734	414 153	419 149	416 920
10-14	390 391	391 852	402 048	413 462	418 460
15-19	384 503	389 487	390 962	401 149	412 550
20-24	360 180	383 139	388 128	389 620	399 790
25-29	313 276	358 522	381 407	386 403	387 912
30-34	267 730	311 631	356 672	379 470	384 465
35-39	278 345	265 948	309 586	354 364	377 045
40-44	269 175	275 696	263 453	306 714	351 112
45-49	231 895	265 474	271 945	259 906	302 619
50-54	181 796	227 225	260 173	266 558	254 796
55-59	135 476	176 323	220 431	252 441	258 680
60-64	100 677	129 069	168 045	210 141	240 712
65-69	77 694	92 874	119 137	155 202	194 159
70-74	59 512	67 827	81 159	104 208	135 868
75-79	40 314	47 384	54 106	64 840	83 368
80 y +	31 570	38 823	46 756	54 858	65 308

Cuadro 8

INDICADORES DEMOGRAFICOS ESTIMADOS POR QUINQUENIOS.  
PERIODO 1950-2025 (continúa)

Indicadores demográficos	QUINQUENIOS				
	1950-1955	1955-1960	1960-1965	1965-1970-	1970-1975
<b>FECUNDIDAD</b>					
Nacimientos anuales: <i>B</i> (en miles)	45	55	62	62	57
Tasa bruta de natalidad <i>b</i> (por mil)	47,55	48,30	45,31	38,27	30,95
Tasa global de fecundidad	6,72	7,11	6,95	5,80	4,26
Tasa bruta de reproducción	3,28	3,47	3,39	2,83	2,08
<b>MORTALIDAD</b>					
Muertes anuales <i>D</i> (en miles)	12	12	12	12	11
Tasa bruta de mortalidad: <i>d</i> (por mil)	12,35	10,75	9,07	7,19	5,76
Esperanza de vida al nacer:					
Hombres	56,04	58,82	61,59	63,91	66,05
Mujeres	58,55	61,54	64,53	67,46	70,22
Ambos sexos	57,26	60,15	63,02	65,64	68,08
Tasa de mortalidad infantil (por mil)	93,78	87,33	80,88	66,42	51,06
<b>CRECIMIENTO NATURAL</b>					
Crecimiento anual: <i>B-D</i> (en miles)	33	42	49	50	47
Tasa de crecimiento natural (por mil)	35,21	37,55	36,24	31,07	25,19
Tasa neta de reproducción	2,69	2,93	2,94	2,54	1,92
<b>MIGRACION</b>					
Migración anual: <i>M</i> (en miles)	0	0	0	0	0
Tasa de migración <i>m</i> (por mil)	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
<b>CRECIMIENTO TOTAL</b>					
Crecimiento anual: <i>B-D+(-)M</i> (en miles)	33	42	49	50	47
Tasa de crecimiento total: <i>r</i> (por mil)	35,21	37,55	36,24	31,07	25,19

Cuadro 8

INDICADORES DEMOGRAFICOS ESTIMADOS POR QUINQUENIOS.  
PERIODO 1976-2025

HIPOTESIS RECOMENDADA	(continúa)				
	QUINQUENIOS				
Indicadores demográficos	1975-1980	1980-1985	1985-1990	1990-1995	1995-2000
<b>FECUNDIDAD</b>					
Nacimientos anuales: <i>B</i> (en miles)	65	74	79	80	80
Tasa bruta de natalidad <i>b</i> (por mil)	30,68	30,54	28,55	25,75	23,34
Tasa global de fecundidad	3,74	3,50	3,26	3,05	2,85
Tasa bruta de reproducción	1,82	1,71	1,59	1,49	1,39
<b>MORTALIDAD</b>					
Muertes anuales <i>D</i> (en miles)	10	10	12	13	15
Tasa bruta de mortalidad: <i>d</i> (por mil)	4,61	4,22	4,17	4,23	4,41
Esperanza de vida al nacer: Hombres	69,01	70,52	71,13	71,53	71,77
Mujeres	73,97	75,67	76,41	76,91	77,22
Ambos sexos	71,43	73,03	73,71	74,15	74,43
Tasa de mortalidad infantil (por mil)	29,62	20,23	18,30	17,05	16,29
<b>CRECIMIENTO NATURAL</b>					
Crecimiento anual: <i>B-D</i> (en miles)	55	64	67	67	65
Tasa de crecimiento natural (por mil)	26,06	26,32	24,38	21,52	18,93
Tasa neta de reproducción	1,74	1,65	1,54	1,45	1,36
<b>MIGRACION</b>					
Migración anual: <i>M</i> (en miles)	7	0	0	0	0
Tasa de migración <i>m</i> (por mil)	3,48	0,00	0,00	0,00	0,00
<b>CRECIMIENTO TOTAL</b>					
Crecimiento anual: <i>B-D+(-)M</i> (en miles)	63	64	67	67	65
Tasa de crecimiento total: <i>r</i> (por mil)	29,54	26,32	24,38	21,52	18,93

Cuadro 8

INDICADORES DEMOGRAFICOS ESTIMADOS POR QUINQUENIOS.  
PERIODO 1975-2025

HIPOTESIS RECOMENDADA	<i>(conclusión)</i>				
	QUINQUENIOS				
Indicadores demográficos	2000-2005	2005-2010	2010-2015	2015-2020	2020-2025
<b>FECUNDIDAD</b>					
Nacimientos anuales: <i>B</i> (en miles)	82	84	85	85	84
Tasa bruta de natalidad <i>b</i> (por mil)	21,87	20,70	19,44	18,10	16,96
Tasa global de fecundidad	2,68	2,53	2,40	2,29	2,21
Tasa bruta de reproducción	1,31	1,23	1,17	1,12	1,08
<b>MORTALIDAD</b>					
Muertes anuales <i>D</i> (en miles)	18	20	24	27	32
Tasa bruta de mortalidad: <i>d</i> (por mil)	4,67	4,99	5,37	5,82	6,41
Esperanza de vida al nacer:					
Hombres	71,97	72,13	72,26	72,37	72,47
Mujeres	77,46	77,64	77,78	77,90	78,01
Ambos sexos	74,65	74,82	74,95	75,07	75,17
Tasa de mortalidad infantil (por mil)	15,68	15,21	14,84	14,52	14,24
<b>CRECIMIENTO NATURAL</b>					
Crecimiento anual: <i>B-D</i> (en miles)	65	64	62	58	52
Tasa de crecimiento natural (por mil)	17,20	15,71	14,07	12,28	10,55
Tasa neta de reproducción	1,28	1,21	1,14	1,09	1,05
<b>MIGRACION</b>					
Migración anual: <i>M</i> (en miles)	0	0	0	0	0
Tasa de migración <i>m</i> (por mil)	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
<b>CRECIMIENTO TOTAL</b>					
Crecimiento anual: <i>B-D+(-)M</i> (en miles)	65	64	62	58	52
Tasa de crecimiento total: <i>r</i> (por mil)	17,20	15,71	14,07	12,28	10,55

Gráfico 5

**COSTA RICA. TASAS DE NATALIDAD, MORTALIDAD, MIGRACION Y  
CRECIMIENTO TOTAL POR QUINQUENIOS.  
PERIODO 1950-2025  
HIPOTESIS RECOMENDADA**

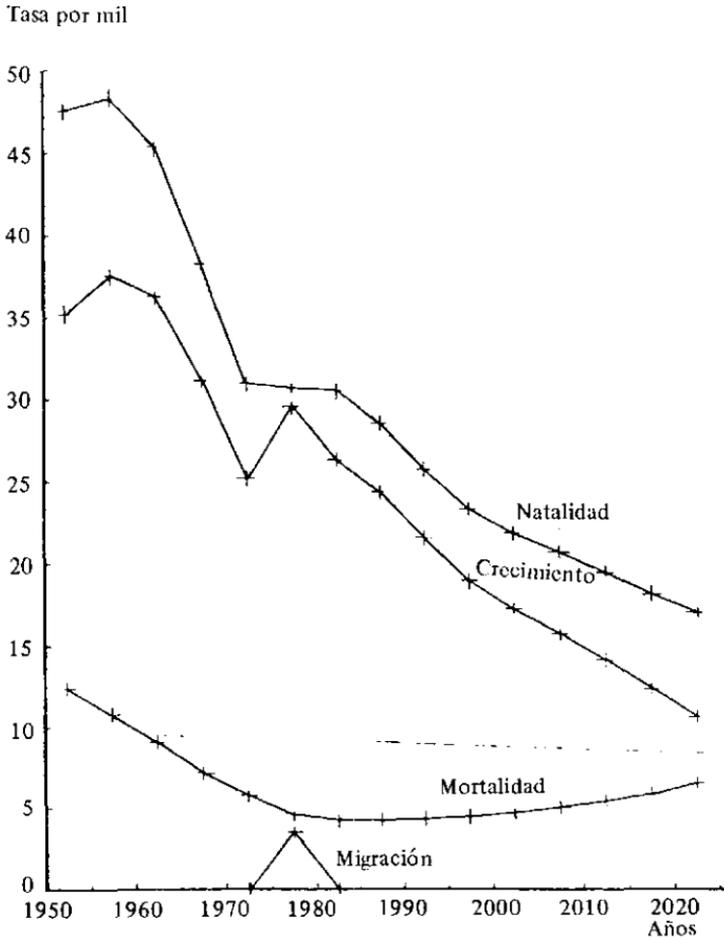
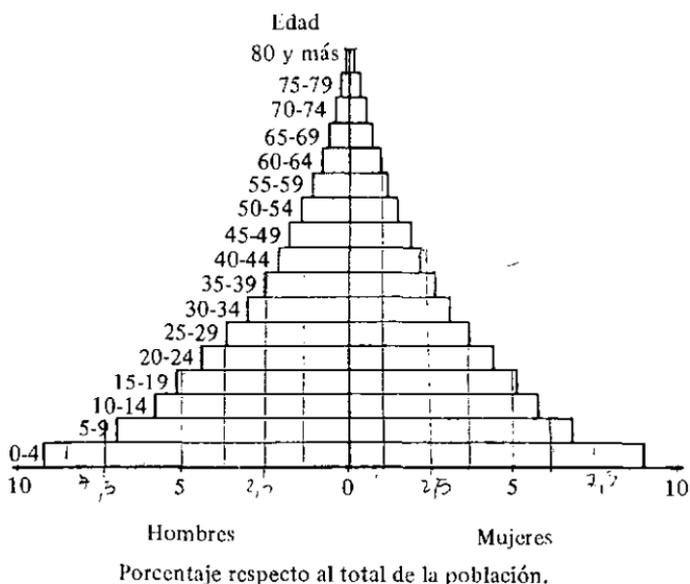


Gráfico 6

**COSTA RICA. DISTRIBUCION RELATIVA DE LA POBLACION POR SEXO Y GRUPOS DE EDADES. 1950**



La tasa global de fecundidad (o sea, el número medio de hijos por mujer al final de la vida reproductiva), baja de 3,65 a 2,21 hijos en el período de la proyección, mientras que la esperanza de vida al nacer sube de 72,6 a 75,2 años. Como consecuencia de este comportamiento, las tasas brutas de natalidad y crecimiento continuarán descendiendo en el futuro. A su vez, la tasa bruta de mortalidad inicia una tendencia ascendente a partir de 1990, como consecuencia del envejecimiento de la población.

La pirámide de población por edades, que era eminentemente joven en 1965, y que aún lo es en 1980, va tomando paulatinamente una forma relativamente envejecida al término de la proyección, mostrando un sensible aumento, tanto en el número como en la proporción, de personas de 50 años y más.

Gráfico 7

**COSTA RICA. DISTRIBUCION RELATIVA DE LA POBLACION POR SEXO Y GRUPOS DE EDADES. 1980**

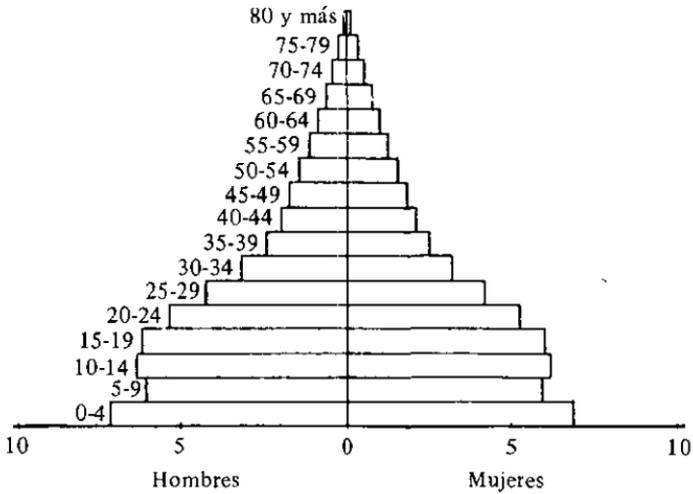
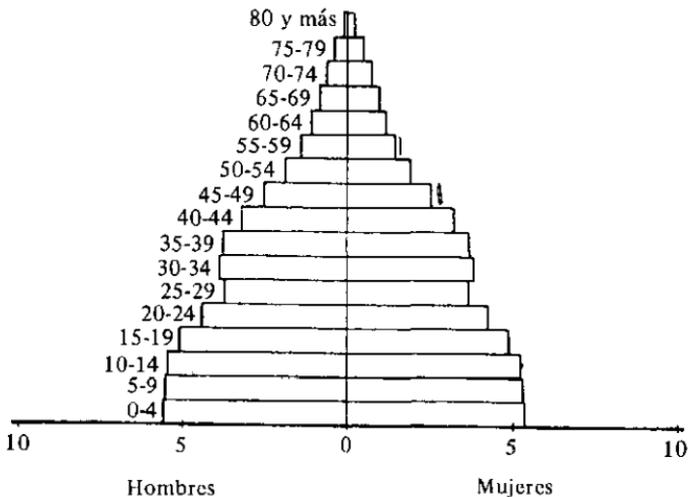


Gráfico 8

**COSTA RICA. DISTRIBUCION RELATIVA DE LA POBLACION POR SEXO Y GRUPOS DE EDADES. HIPOTESIS RECOMENDADA. 2000**





## COSTA RICA. POBLACION MASCULINA. 1975-1980

## TABLA DE MORTALIDAD

Grupos de edades	$n^m_x$	$n^q_x$	$l_x$	$nd_x$	$nL_x$	${}_5P_{x,x+4}$	$T_x$	$e_x^0$
0	0,03403	0,03311	100 000	3 311	97 310	0,96487 <sup>1</sup>	6 901 138	69,01
1- 4	0,00163	0,00648	96 689	627	385 127	0,99428 <sup>2</sup>	6 803 828	70,37
5- 9	0,00057	0,00286	96 062	275	479 677	0,99705	6 418 701	66,82
10-14	0,00061	0,00305	95 787	293	478 261	0,99573	5 939 024	62,00
15-19	0,00114	0,00571	95 494	545	476 217	0,99277	5 460 763	57,18
20-24	0,00181	0,00902	94 949	856	472 773	0,99071	4 984 546	52,50
25-29	0,00193	0,00961	94 093	904	468 381	0,98998	4 511 773	47,95
30-34	0,00211	0,01050	93 189	979	463 687	0,98828	4 043 393	43,39
35-39	0,00265	0,01315	92 210	1 213	458 252	0,98451	3 579 706	38,82
40-44	0,00368	0,01825	90 997	1 660	451 152	0,97843	3 121 454	34,30
45-49	0,00516	0,02550	89 336	2 278	441 419	0,96952	2 670 302	29,89
50-54	0,00739	0,03635	87 059	3 164	427 966	0,95551	2 228 883	25,60
55-59	0,01110	0,05410	83 894	4 539	408 925	0,93110	1 800 917	21,47
60-64	0,01800	0,08636	79 355	6 854	380 751	0,89025	1 391 992	17,54
65-69	0,02940	0,13745	72 502	9 966	338 963	0,82745	1 011 240	13,95
70-74	0,04780	0,21438	62 536	13 407	280 475	0,73479	672 277	10,75
75-79	0,07780	0,32636	49 130	16 034	206 089	0,47400	391 802	7,97
80 y +	0,17821	1,00000	33 096	33 096	185 713	<sup>3</sup>	185 713	5,61

 $f_0 = 0,1875$  ${}_4K_1 = 1,4026$ <sup>1</sup>  ${}_5P_b$ <sup>2</sup>  ${}_5P_{0-4}$ <sup>3</sup>  ${}_4P_{75 y+}$

## COSTA RICA. POBLACION FEMENINA. 1975-1980

## TABLA DE MORTALIDAD

Grupos de edades	$nm_x$	$nq_x$	$l_x$	$nd_x$	$nL_x$	${}_sP_{x,x+4}$	$T_x$	$e_x^0$
0	0,02652	0,02596	100 000	2 596	97 891	0,97221 <sup>1</sup>	7 397 468	73,97
1- 4	0,00139	0,00553	97 404	539	388 212	0,99533 <sup>2</sup>	7 299 577	74,94
5- 9	0,00044	0,00220	96 865	213	483 834	0,99796	6 911 365	71,35
10-14	0,00037	0,00186	96 652	179	482 846	0,99773	6 427 531	66,50
15-19	0,00055	0,00276	96 472	266	481 749	0,99681	5 944 685	61,62
20-24	0,00074	0,00371	96 206	357	480 211	0,99613	5 462 936	56,78
25-29	0,00081	0,00405	95 850	388	478 355	0,99547	4 982 724	51,98
30-34	0,00102	0,00509	95 461	486	476 188	0,99388	4 504 370	47,19
35-39	0,00147	0,00733	94 975	696	473 275	0,99119	4 028 182	42,41
40-44	0,00212	0,01055	94 280	995	469 107	0,98718	3 554 907	37,71
45-49	0,00312	0,01549	93 285	1 445	463 093	0,98106	3 085 800	33,08
50-54	0,00465	0,02300	91 840	2 113	454 322	0,97152	2 622 707	28,56
55-59	0,00710	0,03493	89 728	3 134	441 384	0,95474	2 168 385	24,17
60-64	0,01180	0,05742	86 594	4 973	421 408	0,92509	1 727 002	19,94
65-69	0,02000	0,09552	81 621	7 797	389 841	0,87617	1 305 594	16,00
70-74	0,03400	0,15731	73 824	11 613	341 568	0,79840	915 753	12,40
75-79	0,05800	0,25425	62 211	15 817	272 709	0,52505	574 184	9,23
80 y +	0,15389	1,00000	46 394	46 394	301 475	<sup>3</sup>	301 475	6,50

 $f_0 = 0,1875$  ${}_4K_1 = 1,3952$ <sup>1</sup>  ${}_sP_b$ <sup>2</sup>  ${}_sP_{0-4}$ <sup>3</sup>  ${}_sP_{75 y +}$

## COSTA RICA. POBLACION MASCULINA. 1979-1981

## TABLA DE MORTALIDAD

Grupos de edades	$n m_x$	$n d_x$	$l_x$	$n d_x$	$n L_x$	${}_5 P_{x,x+4}$	$T_x$	$e_x^0$
0	0,02568	0,02515	100 000	2 515	97 922	0,97324 <sup>1</sup>	7 002 680	70,03
1- 4	0,00125	0,00499	97 485	486	388 700	0,99540 <sup>2</sup>	6 904 759	70,83
5- 9	0,00055	0,00273	96 999	265	484 385	0,99712	6 516 059	67,18
10-14	0,00061	0,00306	96 734	296	482 990	0,99601	6 031 674	62,35
15-19	0,00102	0,00508	96 438	490	481 065	0,99364	5 548 684	57,54
20-24	0,00158	0,00787	95 949	755	478 004	0,99152	5 067 619	52,82
25-29	0,00185	0,00920	95 193	876	473 949	0,99070	4 589 615	48,21
30-34	0,00189	0,00942	94 318	889	469 540	0,98900	4 115 665	43,64
35-39	0,00259	0,01285	93 429	1 200	464 376	0,98501	3 646 125	39,03
40-44	0,00353	0,01751	92 228	1 615	457 416	0,97956	3 181 749	34,50
45-49	0,00483	0,02388	90 614	2 164	448 069	0,97138	2 724 333	30,07
50-54	0,00695	0,03420	88 450	3 025	435 246	0,95853	2 276 264	25,74
55-59	0,01025	0,05006	85 425	4 276	417 194	0,93625	1 841 019	21,55
60-64	0,01660	0,07990	81 148	6 484	390 599	0,89592	1 423 824	17,55
65-69	0,02830	0,13264	74 664	9 903	349 946	0,82962	1 033 225	13,84
70-74	0,04800	0,21518	64 761	13 935	290 321	0,72823	683 279	10,55
75-79	0,08160	0,33943	50 825	17 252	211 421	0,46198	392 958	7,73
80 y +	0,18494	0,00000	33 574	33 574	181 538	<sup>3</sup>	181 538	5,41

$$f_0 = 0,1736 \quad {}_4 K_1 = 1,4486$$

$${}^1 {}_5 P_b \quad {}^2 {}_5 P_{0-4} \quad {}^3 {}_5 P_{75 y +}$$

## COSTA RICA. POBLACION FEMENINA. 1979-1981

## TABLA DE MORTALIDAD

Grupos de edades	$n m_x$	$n q_x$	$l_x$	$n d_x$	$n L_x$	${}_5 P_{x,x+4}$	$T_x$	$e_x^0$
0	0,01910	0,01880	100 000	1 880	98 446	0,97984 <sup>1</sup>	7 509 356	75,09
1- 4	0,00103	0,00411	98 120	403	391 475	0,99638 <sup>2</sup>	7 410 910	75,53
5- 9	0,00039	0,00194	97 717	190	488 148	0,99814	7 019 436	71,83
10-14	0,00035	0,00175	97 527	171	487 242	0,99796	6 531 287	66,97
15-19	0,00048	0,00238	97 356	231	486 248	0,99724	6 044 045	62,08
20-24	0,00065	0,00322	97 125	313	484 903	0,99636	5 557 798	57,22
25-29	0,00083	0,00413	96 812	400	483 139	0,99554	5 072 894	52,40
30-34	0,00097	0,00485	96 412	468	480 983	0,99415	4 589 756	47,61
35-39	0,00141	0,00702	95 944	674	478 170	0,99145	4 108 773	42,82
40-44	0,00208	0,01035	95 271	986	474 081	0,98751	3 630 603	38,11
45-49	0,00302	0,01500	94 284	1 414	468 162	0,98189	3 156 522	33,48
50-54	0,00440	0,02178	92 871	2 023	459 682	0,97330	2 688 361	28,95
55-59	0,00660	0,03250	90 848	2 953	447 407	0,95779	2 228 678	24,53
60-64	0,01100	0,05363	87 895	4 714	428 523	0,92923	1 781 271	20,27
65-69	0,01900	0,09096	83 181	7 566	398 197	0,88098	1 352 748	16,26
70-74	0,03280	0,15217	75 615	11 506	350 805	0,80334	954 551	12,62
75-79	0,05675	0,24947	64 109	15 993	281 815	0,53322	603 746	9,42
80 y +	0,14946	0,00000	48 116	48 116	321 931	<sup>3</sup>	321 931	6,69

 $f_0 = 0,1736$  ${}_4 K_1 = 1,505$ <sup>1</sup>  ${}_5 P_b$ <sup>2</sup>  ${}_5 P_{0-4}$ <sup>3</sup>  ${}_5 P_{75 y +}$

## ANEXO

### LISTA DE PARTICIPANTES

Nombre participante	Nacionalidad	Institución y País	Dirección
ARRETX, Carmen	Chile	CELADE, Santiago, CHILE	Casilla 91, Santiago, Chile
ARRIAGA, Eduardo	U.S.A.	Bureau of the Census, U.S.A.	Washington, D.C. 20233, USA
BARBERENA, Angeles	Nicaragua	Instituto Nacional de Estadística y Censos, NICARAGUA	Centro Comercial Linda Vista, Apdo. 4031, Managua, Nicaragua
BRASS, William	Inglaterra	Centre for Population Studies, London School of Hygiene and Tropical Medicine, Inglaterra	31, Bedford Square, London WC1B 3EL, Inglaterra
CABALLERO, Gloria	Cuba	Comité Estatal de Estadísticas, CUBA	Almendares y Desagué, Ciudad de La Habana, Cuba
CAMISA, Zulma	Argentina	CELADE, Santiago, CHILE	Casilla 91, Santiago, Chile
CORREA, Mónica	Chile	Instituto Nacional de Estadísticas, CHILE	Casilla 7597 - Correo 3, Santiago, Chile
CHACKIEL, Juan	Uruguay	CELADE, Santiago, CHILE	Casilla 91, Santiago, Chile
DAMONTE, Ana María	Uruguay	Dirección General de Estadística y Censos, URUGUAY	Cuareim 2052, Montevideo, Uruguay

ELIZALDE, Diva	Argentina	Instituto Nacional de Estadística y Censos, ARGENTINA	Hipólito Yrigoyen, 250 - Piso 12, Buenos Aires, Argentina
ESCALONA, Nelson	Venezuela	Oficina Central de Estadística e Informática, VENEZUELA	Av. Coto Mil - Ed. Fundación La Salle, Primer Piso, Caracas, Venezuela
FEENEY, Griffith	U.S.A.	East-West Center, Hawaii, U.S.A.	1777 East-West Road, Honolulu, Hawaii, U.S.A.
FERRANDO, Delicia	Perú	Instituto Nacional de Estadística, PERU	Av. 28 de Julio 1056, Lima 1, Perú
GARCIA, Agustín	Panamá	Ministerio de Planificación y Política Económica, PANAMA	Altos de San Pedro, Calle D, No. 71, Panamá, Panamá
GARCIA, Oscar	Venezuela	Oficina Central de Estadística e Informática, VENEZUELA	Av. Boyacá, Edif. Fundación La Salle, Mariperez, Caracas, Venezuela
GARDINER, Raymond	Haití	I.H.S.I., HAITI	39 Rue St. Gerard, Port-au-Prince, Haití
GEORGE, M.V.	India	Statistics Canadá, CANADA	26th Flour R.H. Coats Building, Ottawa, Ontario, K1A0T6, Canadá
GUTIERREZ, Mario	Bolivia	Ministerio de Planeamiento, Proyecto Políticas de Población, BOLIVIA	Casilla 782, La Paz, Bolivia
HERNANDEZ, Ricardo A.	El Salvador	Ministerio de Planificación, EL SALVADOR	Apdo. Postal 1922, San Salvador, El Salvador
HERRERA, Jesús	Bolivia	Instituto Nacional de Estadística, BOLIVIA	Casilla 782, La Paz, Bolivia
INOUE, Shunichi	Japón	United Nations Population Division	United Nations, New York, N.Y. 10017, U.S.A.
JASPERS, Dirk	Holanda	CELADE, San José, COSTA RICA	Apartado 5249, San José, Costa Rica
JOHNSON, Peter	U.S.A.	Bureau of the Census, U.S.A.	Washington, D.C., 20233, U.S.A.

LOPEZ, Arquímedes	Paraguay	Secretaría Técnica de Planificación, PARAGUAY	Iturbe 175, Asun- ción, Paraguay
MAGUID, Alicia	Argentina	OFIPLAN, COSTA RICA	Apartado 1999, San José, Costa Rica
ORDORICA, Manuel	México	Consejo Nacional de Población (CONAPO) MEXICO	Circular de Morelia 8-5° Piso, México, D.F., 06700, México
ORTEGA, Antonio	Argentina	CELADE, San José, COSTA RICA	Apartado 5249, San José, Costa Rica
PEDROSO, Teresa	Cuba	Comité Estatal de Estadísticas, CUBA	Almendares y Desa- gue, Ciudad de La Habana, Cuba
PRIMANTE, Domingo	Argentina	CELADE, San José, COSTA RICA	Apartado 5249, San José, Costa Rica
PUJOL, José Miguel	Chile	CELADE, Santiago, CHILE	Casilla 91, Santiago, Chile
REUBEN, Sergio	Costa Rica	Universidad de Costa Rica, COSTA RICA	Sección de Demo- grafía, Facultad de Ciencias Sociales, Universidad de Cos- ta Rica, San José, Costa Rica
RINCON, Manuel	Colombia	CELADE, San José, COSTA RICA	Apartado 5249, San José, Costa Rica
RODRIGUEZ, Virginia	Costa Rica	Dirección General de Estadística y Censos COSTA RICA	Apartado 10163, San José, Costa Rica
SOMOZA, Jorge L.	Argentina	CELADE, Santiago, CHILE	Casilla 91, Santiago, Chile
SOSA, Doris	Costa Rica	Asociación Demo- gráfica Costarricense, COSTA RICA	Paseo Colón 1811, Apdo. 10203, San José, Costa Rica
TORRES, Hugo	Bolivia	Ministerio de Planea- miento, BOLIVIA	Juan José Castro 245, La Paz, Bolivia
VAN der POL, Hendrik	Holanda	CELADE, San José, COSTA RICA	Apartado 5249, San José, Costa Rica
VARGAS, Ernesto	Guatemala	Dirección General de Estadística y Censos, GUATEMALA	8a. Calle 9-55 Z-1 4° Nivel, Guatemala, Guatemala

VILCHEZ, Guillermo	Costa Rica	OFIPLAN, COSTA RICA	Apartado 10127, San José, Costa Rica
VINDAS, Carlos	Costa Rica	Dirección General de Estadística y Censos, COSTA RICA	Apartado 10163, San José, Costa Rica
ZABA, Basia	Inglaterra	CELADE/CEPAL, TRINIDAD Y TOBAGO	Puerto España, Tri- nidad y Tobago







---

Centro Latinoamericano  
de Demografía  
Avda. Dag Hammarskjöld s/n  
Casilla 91  
Santiago de Chile  
Apartado 5249  
San José, Costa Rica