

TABLAS LIMITE DE MORTALIDAD PREPARADAS EN CELADE SAN JOSE PARA SU USO EN PROYECCIONES DE POBLACION (*)

Antonio Ortega
(CELADE)

RESUMEN

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.

Para proyectar la mortalidad por edades, se han utilizado en los últimos años las tablas límite de Bourgeois-Pichat elaboradas en 1952. Sin embargo, al evaluar los resultados de las proyecciones de población efectuadas, se ha encontrado que tales tablas producen sistemáticamente una exagerada sobremortalidad masculina en las primeras edades de la vida.

En este artículo se presentan algunos de los problemas encontrados, la nueva serie de tablas límite elaboradas en CELADE- San José para superar el problema antes mencionado y el procedimiento que debe seguirse para elegir en cada caso la tabla límite más apropiada. Dichas tablas permiten obtener estimaciones que siguen las tendencias observadas en los países de menor mortalidad.

< TABLA DE MORTALIDAD > < MEDICION DE LA MORTALIDAD > < PROYECCIONES DE POBLACION >

(*) Versión revisada del documento presentado al Seminario de Proyecciones de Población, realizado en San José, Costa Rica (del 4 al 13 de octubre de 1982), organizado por el Centro Latinoamericano de Demografía en el marco del Programa de Cooperación e Intercambio CELADE/Canadá.

LIMIT LIFE TABLES PREPARED AT CELADE SAN JOSE TO BE USED IN POPULATION PROJECTIONS.

SUMMARY

CELADE has a permanent programme for the revision of population projections, which is carried out in collaboration with the national organizations. These projections are elaborated by means of the method of components, which implies to project separately mortality, fertility and international migration.

During the last years, the limit life tables of Bourgeois-Pichat (1952) were used to project mortality by age. Evaluating the results of the realized population projections it was found, however, that these life tables are systematically producing an exaggerated male excess mortality in the first ages of life.

This article presents some of the problems that were found, as well as the new series of limit life tables elaborated at CELADE-San José, to overcome the above mentioned problem, and the procedure to be followed in order to select the most suitable limit life table. These tables make it possible to obtain estimates which reflect the observed trends in countries with low mortality.

< *LIFE TABLE* > < *MORTALITY MEASUREMENT* >
< *POPULATION PROJECTION* >

I. *Introducción*

1. Las tablas límite de mortalidad que se usan para proyecciones de población, no han sido un tema de mayor 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 muestra 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 elaborados 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 límite 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 Unidas¹, elaboradas en la década del 50, y luego las tablas modelo de Coale-Demeny², construidas con información básica más reciente. En los últimos 10 años se han

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

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

utilizado las tablas límite de Bourgeois-Pichat³, 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 Unidas⁴, 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 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 1⁵. 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.

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

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

⁵ 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 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- 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	0,02181	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

$$\begin{aligned} q_o^{1995-2000} &= 0,02515 - (0,02515 - 0,01300) \frac{71,77 - 70,03}{76,35 - 70,03} \\ &= 0,02515 - (0,02515 - 0,01300) (0,2753) = 0,02181 \end{aligned}$$

—Para mujeres

$$\begin{aligned} q_o^{1995-2000} &= 0,01880 - (0,01880 - 0,00900) \frac{77,22 - 75,09}{77,87 - 75,09} \\ &= 0,01880 - (0,01880 - 0,00900) (0,7662) = 0,01129 \end{aligned}$$

- 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:

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 masculina:

$$(71,77-70,03)/(76,35-70,03) = 27,53 \text{ } ^\circ/\text{o}$$

en la población femenina:

$$(77,22-75,09)/(77,87-75,09) = 76,62 \text{ } ^\circ/\text{o}$$

- 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 proyección 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 mortalidad⁶, 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, conduce 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.

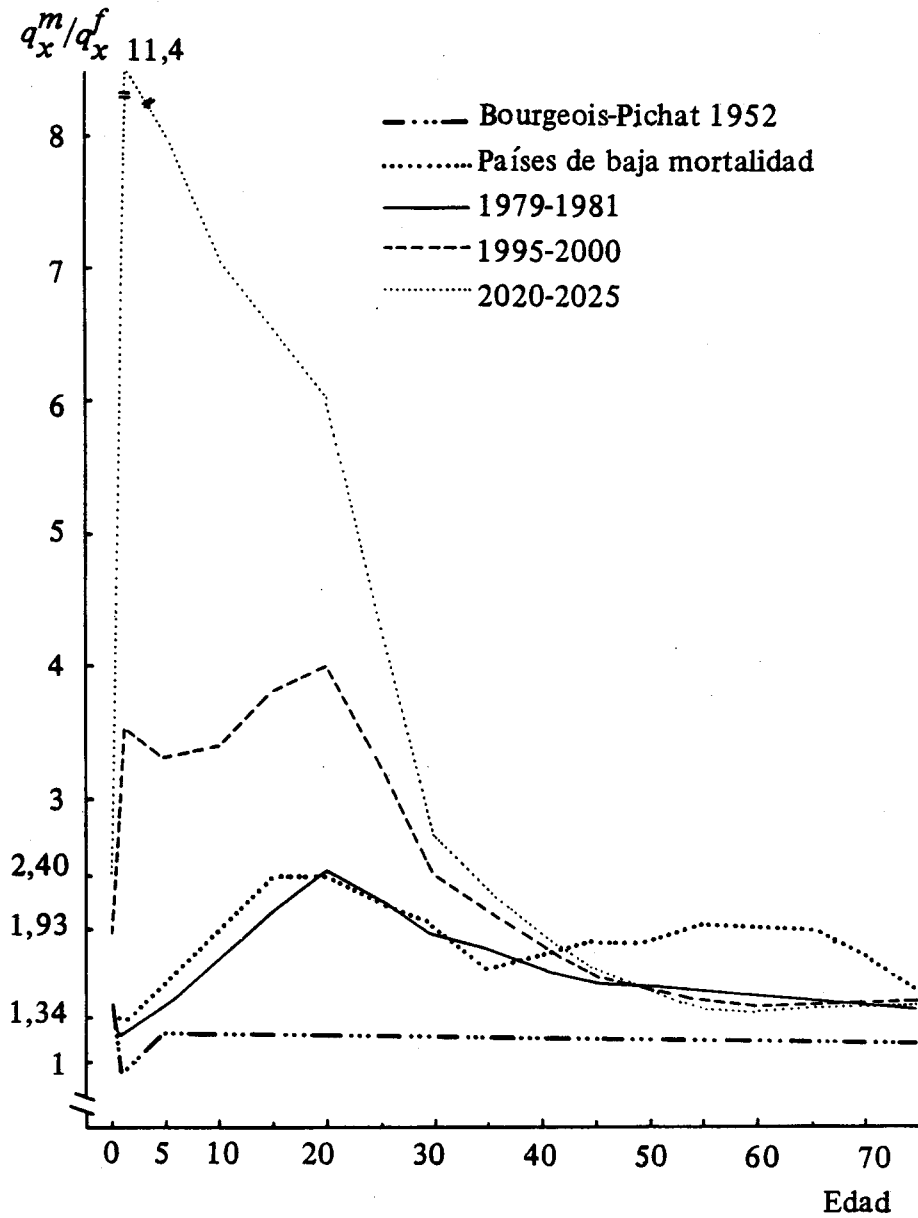
8. Recientemente Bourgeois-Pichat ha efectuado una actualización de su trabajo⁷, calculando nuevas tablas límite de mortalidad, en las que toma en cuenta la experiencia más reciente observada en esta materia, obteniendo en este caso una esperanza de vida a nacer de 73,8 años para la población masculina y 80,3 para la femenina, una mortalidad infantil muy baja (0,9 y 0,6 por mil, respectivamente), y una estructura

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

⁷ 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



Cuadro 3

**PROBABILIDADES DE MUERTE (q_o) DE COSTA RICA,
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	
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

por edades muy similar a la tabla de 1952. Dichas tablas límite han sido adaptadas en CELADE-Santiago para fines de proyecciones de población⁸, 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.

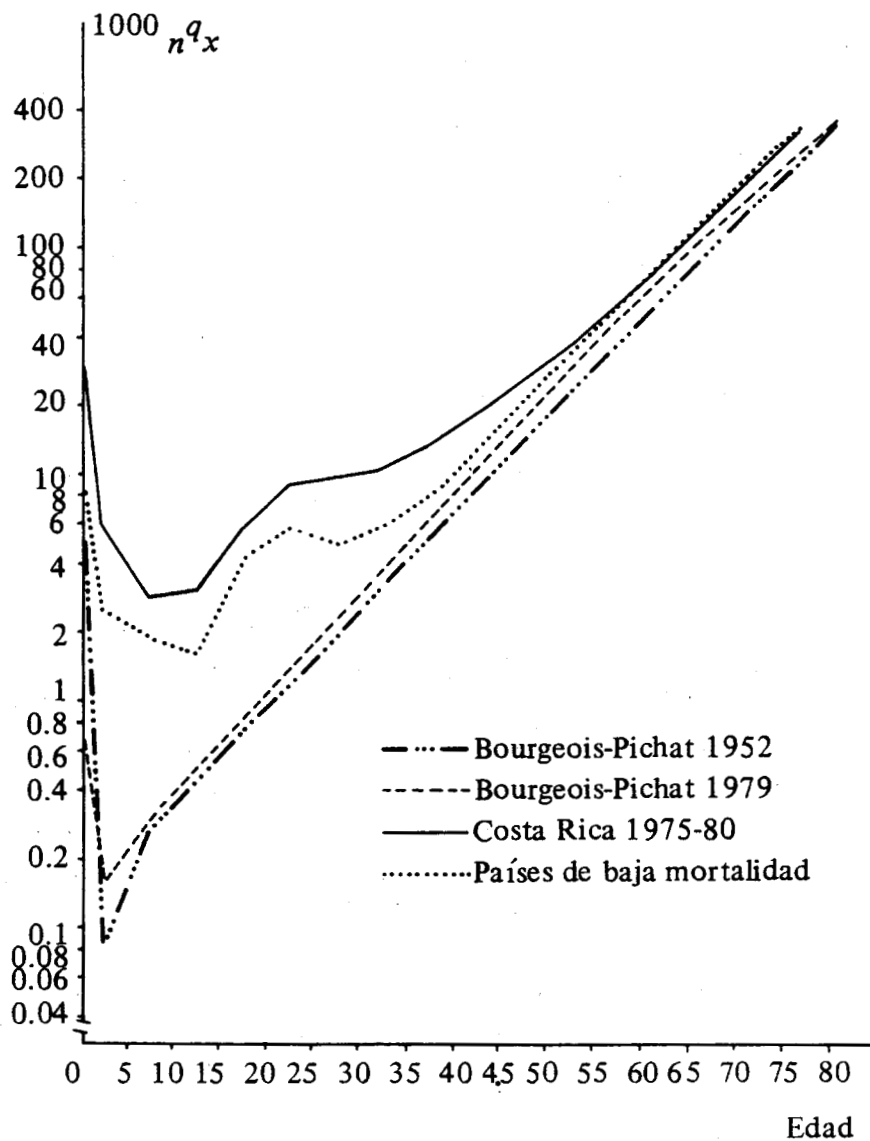
9. Con estas nuevas tablas de Bourgeois-Pichat se recalcularon los valores del cuadro 1, obteniéndose los resultados presentados en el cuadro 3.

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.

⁸ 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

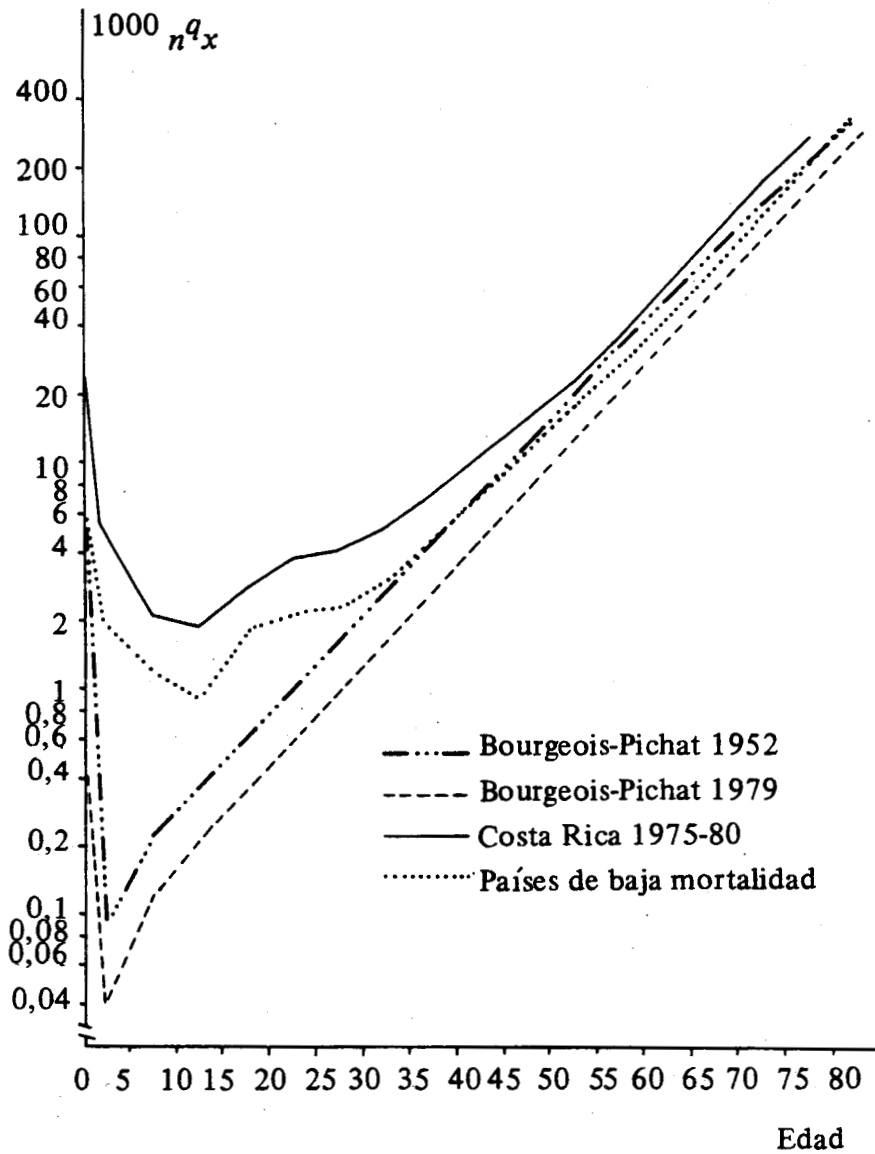
PROBABILIDADES DE MORIR MASCULINAS



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 diferencia 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

Gráfico 3

PROBABILIDADES DE MORIR FEMENINAS



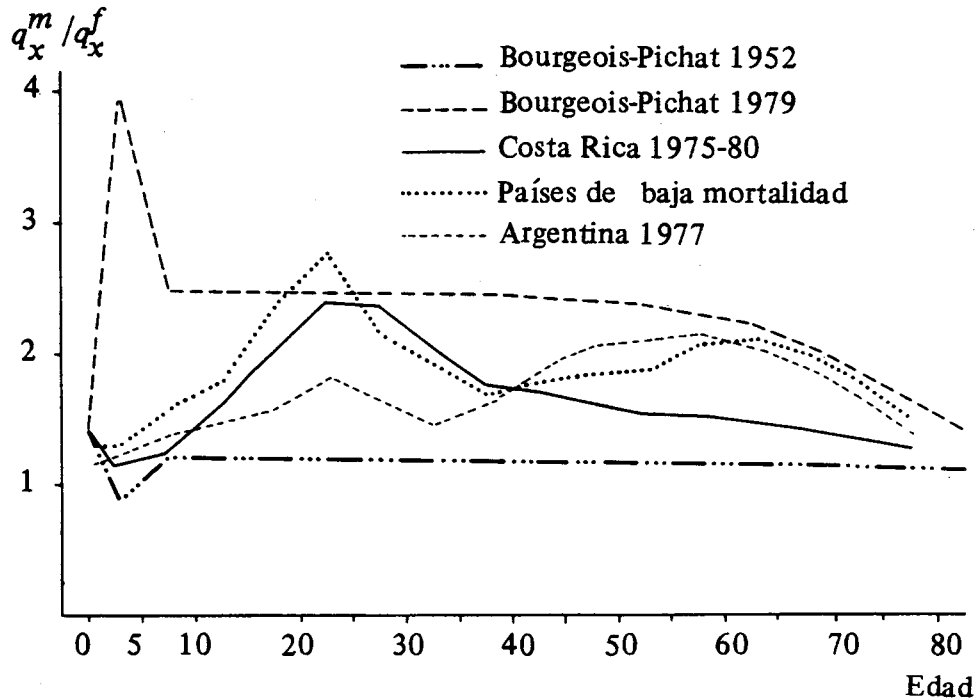
punto de partida fueron las tablas de mortalidad de 1971-72 y en ambos casos se supuso la misma ganancia en la esperanza de vida al nacer.

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 pronuncia-

Gráfico 4

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



do, 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.

Cuadro 4

PROBABILIDADES DE MUERTE (q_0) DE FINLANDIA Y
NORUEGA PROYECTADAS CON LA TABLA LIMITE DE
BOURGEOIS-PICHAT DE 1979

Período	e_0^o (información básica)			q_0 (valores proyectados)		Relación q_0^m/q_0^f
	Mascu- lina	Feme- nina	Dife- rencia	Mascu- lina	Feme- nina	
a) Finlandia						
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
b) Noruega						
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

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 tabla 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.

Cuadro 5

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

Período	e_0^o (información básica)			q_0 (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_0^o suficientemente elevados.

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 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. *Elaboración de distintos juegos de tablas límite 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 1979⁹, ya comentada. 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 (${}_5m_x$), 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 modificando q hacia arriba y abajo. Por último se hizo un ajuste en los valores de q_0 y ${}_4q_1$ 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:

⁹ Pujol, José, "Procedimientos...", *op. cit.*

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.

Cuadro 6

**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
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_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^o de la tabla límite	8,5	7,5	6,5	6,0	5,5	4,5

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

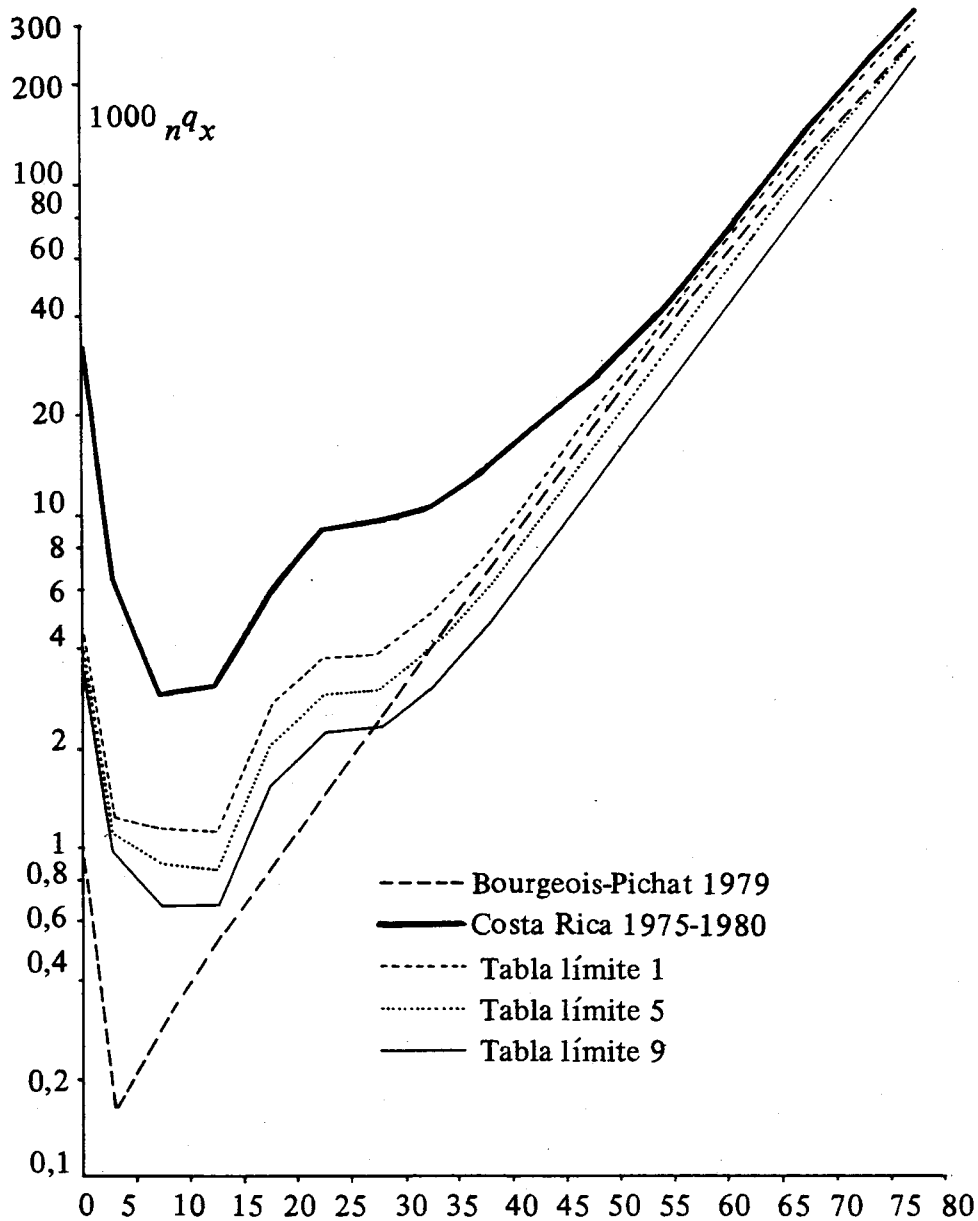
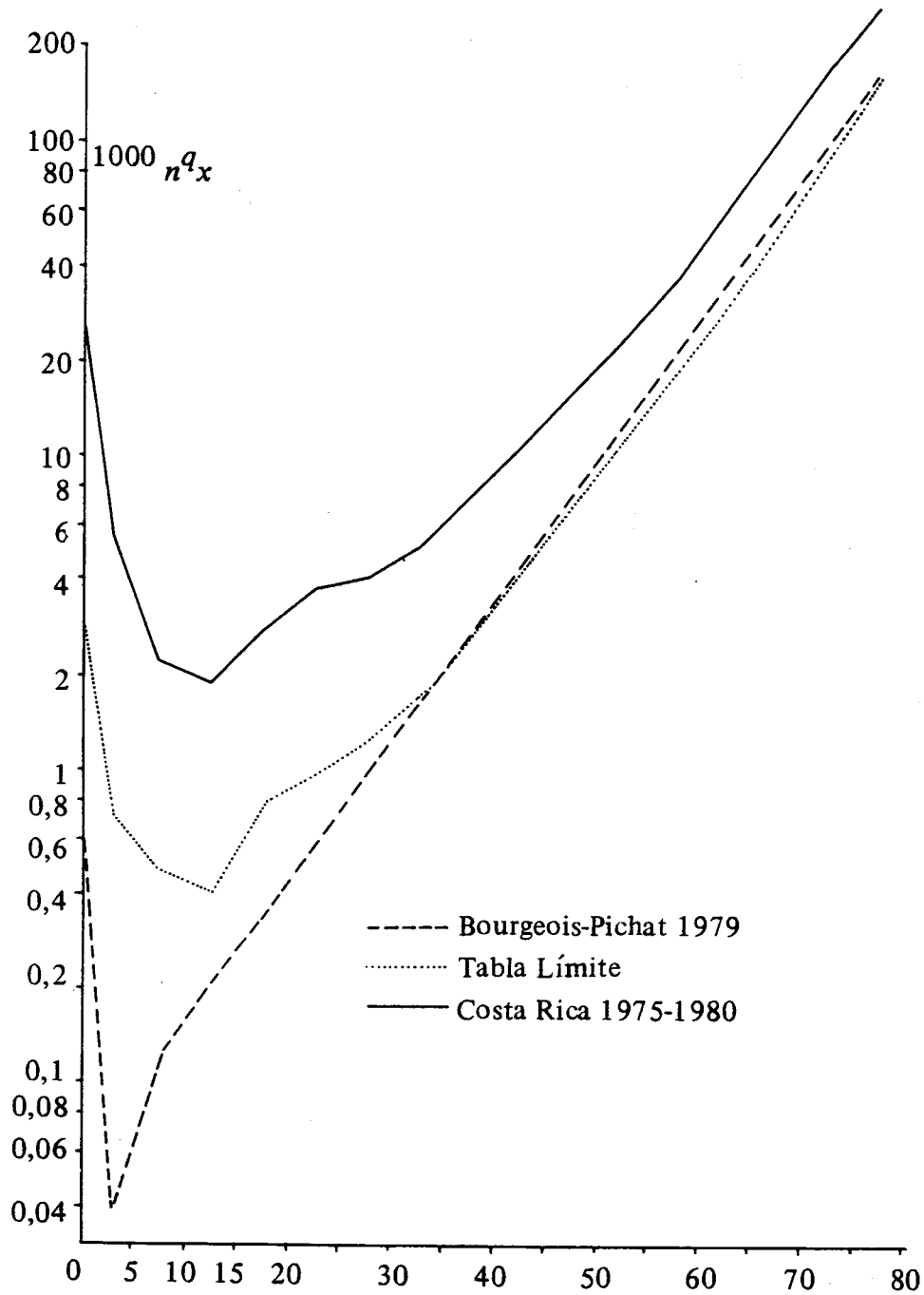


Gráfico 6

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



IV. *Aplicaciones. Forma de selección de la tabla más 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 (tal el caso de las tablas límite 1 y 3), la sobremortalidad infantil proyectada tiende a disminuir. En cambio, cuando dicha diferencia se aproxima 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 puede 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.
- 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.

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.

Cuadro 7
TABLAS LIMITE DE MORTALIDAD

Grupos de edades	Tablas límite masculinas				
	Tabla 1	Tabla 2	Tabla 3	Tabla 4	Tabla 5
	$e_o^o = 74,0$	$e_o^o = 74,5$	$e_o^o = 75,0$	$e_o^o = 75,5$	$e_o^o = 76,0$
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
	$e_o^o = 76,5$	$e_o^o = 77,0$	$e_o^o = 77,5$	$e_o^o = 78,0$	$e_o^o = 82,5$
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

V. Conclusiones

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