Costa Rica, 1866-1973: Tablas Modelo de Mortalidad

Héctor Pérez Brignoli *

INTRODUCCION

En este trabajo presentamos cinco tablas de mortalidad de Costa Rica para ambos sexos, en el período 1866-1973. Las tablas correspondientes a 1950, 1963 y 1973, son oficiales. Las de 1866 y 1927 fueron calculadas como parte de la presente investigación. Las cinco tablas corresponden a años censales y aunque cubren un amplio espectro de variaciones en la mortalidad, presentan limitaciones importantes.

Las tres primeras están separadas por períodos de observación muy largos, lo que dificulta el conocimiento de situaciones intermedias; y los datos que sirven de base para la construcción de las dos primeras tablas son, probablemente, de inferior calidad que los correspondientes a las tres tablas oficiales. Por todo ello resulta indispensable el recurso a las tablas modelo de mortalidad. Se estudian los diversos siste-

* Centro de Investigaciones Históricas, Universidad de Costa Rica. Este trabajo forma parte de una investigación más amplia titulada "La población de Costa Rica, 1750-1950. una historia experimental". El autor agradece los comentarios del profesor Robert McCaa de la Universidad de Minnesota, y de los investigadores del programa "Cuantificación e historia interdisciplinaria" de la Universidad de Costa Rica: William Castillo, Rolando Cuenca y Arodys Robles. La colaboración prestada por el personal de CELADE (San José) merece una mención especial; hubo tres sesiones de trabajo destinadas a su discución, y Antonio Ortega leyó y criticó el texto final con particular agudeza y dedicación. Debe mencionarse también el aporte de Juan Chackiel y Dirk Jaspers, en la fase inicial de la investigación, y recordarse también, como es usual, que el autor asume plena responsabilidad por el contenido del trabajo. Este fue concluído durante el segundo semestre de 1986, mientras el autor, en goce de licencia sabática, se desempeñaba como Fulbright Visiting Scholar en el Departamento de Historia de la Universidad de Minnesota.

mas disponibles, con sus ventajas y desventajas, y luego de una comparación sistemática se presenta un sistema de tablas modelo, adecuado al caso de Costa Rica, derivado de la Red 1 de Ledermann.

LAS TABLAS DE MORTALIDAD

La tabla de mortalidad o tabla de vida[1] constituye el instrumento más preciso para el estudio de la mortalidad y sus variaciones por edad, sexo, causas de muerte[2] y otros factores[3]. Todos los índices que la componen son independientes de la estructura por edades de la población, con lo cual las comparaciones pueden efectuarse en forma directa, sin tener que recurrir a procedimientos de estandarización. Por lo demás, algunas funciones de la tabla tienen aplicaciones prácticas muy importantes en otros campos del análisis demográfico.

El principio básico para el cálculo de una tabla de vida es un conjunto de probabilidades de morir o sobrevivir, disponibles para una población determinada. Esta idea se puede expresar con mucha claridad acudiendo a la imagen de una generación o cohorte, —digamos, todos los nacidos en Costa Rica durante los años 1840-45—, sometida al riesgo de morir durante un cierto período. Si escogemos una duración de 80 o 100 años podremos observar la cohorte desde el nacimiento hasta su total extinción. El cálculo de las probabilidades es inmediato si disponemos del número de nacimientos (tamaño inicial de la cohorte) y los datos sobre las defunciones de esa generación cada año, o cada cierto número de años.

Aunque es sencillo razonar en estos términos, rara vez se dispone de datos de esa clase. La información demográfica habitual para la población bajo el riesgo de morir proviene de un censo, y las defunciones, de estadísticas vitales. Tanto en un caso como en el otro disponemos de datos que corresponden a distintas generaciones, y no tenemos la posibilidad directa de separarlos por cohortes. Las tasas específicas de mortalidad, así calculadas, no constituyen una probabilidad. Afortunadamente, no es difícil transformarlas y existen varios métodos prácticos para ese efecto[4].

Las probabilidades de muerte, comúnmente conocidas como ${}_nq_x$[5], constituyen la base de la tabla de mortalidad. A partir de ellas se calculan diversos índices o funciones, suponiéndose una cohorte o generación hipotética compuesta de 100 000 nacimientos (este número se denomina raíz de la tabla, a veces se usa 1 000 o 10 000, y en ciertos casos especiales 1), y sometida a las probabilidades de muerte ya men-

cionadas. Las funciones más frecuentemente usadas son las siguientes:

función	definición
${}_nq_x$	Probabilidad que tiene una persona de edad exacta x de morir antes de cumpir la edad exacta $x+n$
l_x	Supervivientes de la generación hipotética hasta la edad exacta x.
${}_nd_x$	Defunciones en la generación hipotética entre las edades x y $x+n$.
${}_nL_x$	Número de años vividos por la generación hipotética l_x entre las edades x y $x+n$.
T_x	Número de años vividos por la generación hipotética l_x desde la edad hasta que la generación se extingue.
e_x°	Esperanza de vida: número medio de años que le resta vivir a cada miembro de la generación hipotética l_x cuando alcanza una determinada edad.
${}_5P_{x,x+4}$	Relación de supervivencia: probabilidad que tiene cada miembro de la generación hipotética de sobrevivir cinco años más una vez que alcanza la edad x.

La tabla de vida puede calcularse por edades simples, y en ese caso se denomina "tabla completa"; o bien con edades agrupadas, en cuyo caso se obtiene una "tabla abreviada". Para la mayoría de las aplicaciones prácticas la tabla abreviada es suficiente. Si se requiere una tabla completa puede procederse a estimarla mediante procedimientos de interpolación, a partir de la tabla abreviada. O, si se dispone de datos de excelente calidad en cuanto a la declaración de la edad, a calcularla en forma directa.

Es también usual el cálculo de tablas de vida para ambos sexos, para cada sexo por separado, y según distintos niveles de agregación de los datos: todo el país, por regiones, por provincias o departamentos, para ciertas ciudades, etcétera. Es necesario, de todos modos, contar con un número suficiente de casos en cada grupo de edad para evitar la incidencia de posibles fluctuaciones aleatorias.

Habitualmente, la tabla de mortalidad se calcula para un año censal. El denominador de las tasas específicas de mortalidad es provisto por la población por edades enumerada en el censo y el numerador se calcula con un promedio de las defunciones ocurridas alrededor del año censal. Existen también procedimientos para calcular una tabla de vida utilizando dos censos espaciados en cinco o diez años, y otros "mé-

todos indirectos"[6]. Se trata, en todos estos casos, de tablas de vida calculadas para un período o fecha determinada. Eso significa, en otros términos, que la tabla refleja una experiencia de mortalidad que pertenece a un número relativamente grande de cohortes o generaciones. Ya hemos explicado que, por la carencia de datos, es muy difícil el cálculo de tablas de vida por cohortes[7], aunque desde el punto de vista teórico esa noción es de primordial importancia en el análisis demográfico. Debe mencionarse, sin embargo, que hay otras razones prácticas, además de la falta de datos apropiados, para no insistir mucho en el estudio de la mortalidad por cohortes[8].

LAS TABLAS DE MORTALIDAD DE COSTA RICA (AMBOS SEXOS)

Tabla de 1865-67 (cuadro 1)

Datos básicos

La población por edades fue extraída del censo de 1864[9]. Las defunciones por edades fueron provistas por los curas de cada parroquia, en informes correspondientes a los años de 1865, 1866 y 1867, según lo requirió el director del censo Fernando Estreber, y publicadas como anexos al censo de 1864[10].

Ajustes

Las defunciones registradas fueron incrementadas en un 25%. Dicho factor de omisión fue calculado utilizando un procedimiento diseñado por Preston, Coale, Trussell y Weinstein[11] para corregir el subregistro de las defunciones de la población de 10 años y más. Para aplicarlo se requieren las defunciones por edades, la población por edades enumerada en el censo, y una estimación de la tasa de crecimiento de la población. Se efectuaron varias iteraciones, con diferentes tasas de crecimiento de la población (dentro de lo considerado plausible para el caso en estudio), y tres hipótesis en cuanto a la estructura de edades en la población total (población sin corregir, población corregida por el método de las Naciones Unidas, población corregida mediante interpolación osculatriz).

Los resultados fueron siempre coherentes y se observaron muy pocas variaciones en torno al factor de 25% de omisión. Ello prueba tanto la calidad del valor estimado cuanto lo robusto del método propuesto por Preston, Coale, Trussell y Weinstein. Debe notarse, por otra parte, que la mortalidad fue particularmente elevada en 1866 y 1867 (4 789 y 4 380 defunciones registradas, respectivamente, frente a 3 125 en 1865;

este hecho aparece confirmado en los registros de defunciones de todas las parroquias), por lo cual la tabla revelará una situación promedio de la mortalidad, pero con un nivel relativamente extremo.

La población enumerada en 1864 fue estimada al 30 de junio de 1866, y se procedió al cálculo de la tabla con el procedimiento que se indica en seguida. En ese primer experimento se observó una relación anormal entre la q_0 y la ${}_4q_1$[12]. Una inspección de dicha relación en tablas correspondientes a niveles de mortalidad parecidos, confirmó enseguida esa presunción. Examinando las tablas modelo de Coale-Demeny y Ledermann, se escogió una corrección apropiada de la q_0 original (1.678) de modo que la relación ${}_4q_1/q_0$ fuera igual a 0.95. Desde el punto de vista del ajuste de la información básica dicha corrección implica aceptar que las defunciones de los menores de un año tienen un subregistro mucho mayor que las defunciones de los otros grupos de edad[13].

Cálculo de la tabla

La q_0 fue estimada mediante el método de Greville[14], haciendo uso de las defunciones y los bautizos correspondientes a los años 1865, 1866 y 1867. El resto de las ${}_nq_x$ de la tabla fueron calculados a partir de las tasas específicas de mortalidad mediante el método de Reed y Merrell[15]. Para evitar la influencia de la mala declaración en la edades (preferencias por ciertos dígitos) se calcularon las ${}_nq_x$ para los grupos de edad de 1 a 4 años, de 5 a 9 años, y en forma decenal a partir de los 10 años. Con ese primer conjunto de ${}_nq_x$ se procedió al cálculo de los supervivientes hasta la edad x (función l_x de la tabla de mortalidad).

Enseguida se interpolaron valores de la l_x para los grupos quinquenales de edad, y se procedió a recalcular las ${}_nq_x$. Por último, se efectuó un ajuste gráfico de las ${}_nq_x$. La tabla abreviada de mortalidad fue calculada entonces con el paquete Pandem[16]. Como opciones estandar, tanto en esta tabla como en las demás, se utilizaron las siguientes: a) un factor de separación de 0.3 y 1.24 para el cálculo de las L_0 y las ${}_4L_1$, respectivamente; b) una estimación de la L_{80+} mediante la fórmula de Ortega[17].

Tabla de 1927 (cuadro 2)

Datos básicos

La población por edad fue tomada del censo de 1927[18]. Las defunciones por edad del mismo año fueron extraídas de los *Anuarios Estadís-*

ticos publicados por la Dirección General de Estadística y Censos. De la misma fuente se tomaron los nacimientos y las defunciones por edad correspondientes a los años 1921-1928.

Ajustes

Las tasas específicas de mortalidad fueron multiplicadas por 1.15. En otros términos, fueron aumentadas en un 15%. Dicho factor fue elegido con base en los siguientes argumentos: a) el censo de 1927 parece tener una omisión no mucho mayor del 5%[19]; b) los nacimientos de ese período tienen una omisión aproximada del 5%, mientras que en las defunciones el subregistro alcanza un 20%[20]. Una prueba independiente de lo anterior fue proporcionada por el método de Brass para estimar el subregistro en las defunciones a partir de la estructura por edad de las muertes[21], el cual produjo resultados equivalentes.

Cálculo de la tabla

Las q_0, q_1, q_2, q_3 y q_4 fueron estimadas con el método de Greville[22], utilizando los nacimientos y las defunciones de los años 1921-1928. Enseguida se calcularon las tasas específicas de mortalidad y las ${}_nq_x$ (Método de Reed y Merrell) para los restantes grupos de edad, de acuerdo a la distribución por edad de las defunciones que aparece en los *Anuarios Estadísticos*: 5-14, 15-19, 20-29, 30-39, 40-49, 50-59, 60-69, 70-79 y 80 y más. Con ese primer conjunto de ${}_nq_x$ se procedió a calcular las respectivas l_x, y luego por interpolación se obtuvieron los valores intermedios correspondientes a los grupos quinquenales de edad. Se recalcularon las ${}_nq_x$, y se procedió a su ajuste gráfico. La tabla fue calculada entonces con el paquete Pandem y las opciones ya indicadas en el caso de la tabla de 1866.

Tablas de 1950, 1963 y 1973 (cuadros 3, 4 y 5)

En este caso se dispone de tablas oficiales, calculadas con base en las defunciones por edad y la población censal. Los autores de dichas tablas efectuaron cuidadosas evaluaciones y correcciones de los datos originales. Para los fines de este trabajo no se consideró necesario revisar esos cálculos [23]. El conjunto de ${}_nq_x$ para ambos sexos fue extraído de las tablas respectivas[24]. Enseguida se calcularon las tablas abreviadas con el paquete Pandem y las opciones ya indicadas.

LAS TABLAS MODELO

Las cinco tablas de mortalidad muestran, como era esperable, un descenso gradual en la mortalidad. La medida más sintética de ese fenó-

meno es proporcionada por la esperanza de vida al nacimiento (e_0), que pasa de 21.56 años en 1866 a 68.26 años en 1973. La función l_x es particularmente útil para analizar este fenómeno por edades. Con esa finalidad se presenta en el gráfico 1. En 1866, la mitad de la generación (50 000) desaparecía antes de alcanzar los cinco años de edad; en 1927, ello ocurría recién entre los 40 y 45 años. En 1950, ese momento solo se presentaba entre los 65 y los 70 años, y en las tablas de 1963 y 1973 todavía más tarde, entre los 70 y los 75 años. En el mismo gráfico puede observarse la existencia de cierta similaridad en la forma de las curvas, y ese patrón común de variación puede también reconocerse en cualquiera de las otras funciones de las tablas de vida. En otros términos, la mortalidad cambia de nivel a lo largo del tiempo, pero se conservan ciertos rasgos comunes en el comportamiento del fenómeno por edad.

Esta característica peculiar de los cambios en la mortalidad se ha observado en todas las poblaciones humanas para las cuales existen datos disponibles, y no resulta difícil en términos generales explicar por qué se produce. Los cambios en la mortalidad tienen que ver con un conjunto muy grande de factores entre los que se incluyen las enfermedades predominantes, las condiciones ecológicas y ambientales, las actividades económicas predominantes, aspectos socio-culturales y componentes genéticos y raciales. Aunque estos factores también se modifican a lo largo del tiempo, su incidencia es permanente y se refleja en ese patrón específico de comportamiento de la mortalidad por edad.

La construcción de tablas modelo de mortalidad es posible, precisamente, por el hecho recién mencionado. Una tabla modelo representa, en consecuencia, una especie de promedio estadístico de diferentes situaciones observadas empíricamente o, en términos más simples, una representación de la forma de variación de la mortalidad por edad, desde los niveles de mortalidad más altos, hasta los más bajos conocidos. La utilidad de las tablas modelo queda, en todo caso, fuera de discusión: permiten comparaciones, cálculos y estimaciones para situaciones intermedias entre dos tablas observadas, evaluación y corrección de datos de calidad sospechosa, estimaciones a partir de información incompleta, y muchas otras aplicaciones prácticas.

Existen dos métodos básicos para la construcción de tablas modelo. El primero puede llamarse "estadístico". El conjunto de tablas observadas es analizado con técnicas estadísticas que permiten agrupar aquellas que presentan un comportamiento parecido. Cumplido este primer paso se pueden elegir ciertos parámetros "de entrada" para generar las tablas modelo. Este método fue empleado para construir las tablas modelo de las Naciones Unidas[25], el sistema de "tablas regio-

nales" de Coale y Demeny[26], y las tablas de Ledermann[27], y más recientemente un nuevo conjunto elaborado por la División de Población de las Naciones Unidas[28].

Las tablas observadas en que se basan todos estos sistemas pertenecen sobre todo a la experiencia europea de la segunda mitad del siglo XIX y el siglo XX[29]. Unicamente en los sistemas más recientes se incluyen como base tablas de las poblaciones del Tercer Mundo pero cubriendo sólo una experiencia de mortalidad intermedia y baja. Así por ejemplo, en las nuevas tablas de las naciones Unidas el nivel de mortalidad más alto empieza con una e_0 de 40 años.

En el primer sistema de tablas modelo de las Naciones Unidas, el parámetro de entrada utilizado fue la mortalidad infantil (q_0). Ello quiere decir que ese índice determina en forma unívoca el resto de las ${}_nq_x$, y por consiguiente, el resto de la tabla. La extraordinaria rigidez de esta opción llevó a construir otros sistemas.

Coale y Demeny observaron cuatro patrones regionales de mortalidad diferentes, después de analizar 192 tablas de vida diferentes. Introdujeron así un primer parámetro cualitativo: la región Norte, basada en el experiencia de los países escandinavos (nueve tablas); la región Este en la de Europa central y oriental (31 tablas); la región Sur en la de Europa mediterránea (22 tablas); y la región Oeste, una especie de residuo que incluye experiencias de Europa Occidental, Estados Unidos, Canadá, Australia, Nueva Zelandia, Japón, Taiwan, Sud Africa (población blanca) e Israel (130 tablas). Una vez seleccionada la región, el parámetro de entrada en las tablas de Coale y Demeny es la esperanza de vida a los 10 años (e_{10}).

La región Oeste, basada en un número apreciable de tablas, representa un patrón de mortalidad que puede considerarse como "estandar" (en la práctica muy similar al presentado en las tablas modelo de las Naciones Unidas). Las demás regiones representan experiencias más específicas, que se desvían de dicho patrón "estandar". Así por ejemplo, el modelo Norte se caracteriza por una mortalidad infantil baja, una mortalidad juvenil relativamente alta, y tasas de mortalidad por debajo del promedio para los mayores de 50 años. El modelo Este ofrece un patrón con alta mortalidad infantil y en la población de más de 50 años. El modelo Sur, en cambio, presenta una elevada mortalidad en los niños menores de cinco años, baja mortalidad en los adultos (entre 40 y 60 años) y elevada en los mayores de 65 años.

El sistema de Ledermann parte de un conjunto de tablas (154 en total) similar al utilizado por Coale y Demeny, pero utiliza parámetros

diferentes. En conjunto, el sistema es mucho más flexible aunque también más complicado de manejar. Provee varias "redes" o sistemas de tablas modelo con un parámetro de entrada: e_0, $_5q_0$, $_1q_0$, $_{15}q_0$, $_{20}q_{30}$, $_{20}q_{45}$ y m_{50+} (tasa de mortalidad para la población de 50 años y más), y tres redes con dos parámetros de entrada.

Las nuevas tablas de las Naciones Unidas se basan en 72 tablas que cubren una experiencia de mortalidad reciente en países subdesarrollados de América Latina, Asia y Africa. El sistema incluye cuatro patrones regionales diferentes (identificados mediante "cluster analysis"): latinoamericano, chileno asiático sudoriental y asiático oriental, mientras que un quinto patrón "general" resulta de la combinación de los cuatro primeros.

W. Brass[30] desarrolló el segundo método para la construcción de tablas modelo. El procedimiento puede denominarse "relacional". La idea básica es que una tabla de mortalidad puede expresarse, previa transformación adecuada, como una función lineal de otra tabla igualmente transformada, que puede llamarse "tabla estandar". La función logito aplicada a las l_x cumple bien con esos requisitos y constituye la base del sistema de Brass. Dos aspectos requieren aclaración: la elección de la tabla estandar y el significado de los parámetros. Brass mismo calculó una tabla estandar general, y otra especial aplicable a las poblaciones africanas. El sistema permite, por otra parte, escoger cualquier estandar que se considere conveniente. Flexibilidad en este sentido, es uno de los rasgos más notorios del sistema de Brass. Los parámetros especifican la relación entre la tabla estándar y la tabla observada según la ecuación:

$$Y_x = A + B\,Y_{xs}$$

donde Y_x = logito de l_x (tabla observada)
Y_{xs} = logito de l_x (tabla estandar)

El valor de A está asociado con el nivel general de la mortalidad, mientras que B representa la estructura por edad de la mortalidad en relación con la tabla estandar. Cuando B = 1 ambas estructuras coinciden, mientras que cuando B es mayor o menor que la unidad dichas estructuras divergen.

El sistema de Brass es sencillo y flexible, en muchos casos no es fácil lograr un buen ajuste a los datos observados. Una posible solución consiste en aumentar el número de parámetros, lo cual ha sido efectuado por Ewbanks, Gómez de León y Stoto[31]. Se estiman entonces dos parámetros adicionales, a los ya mencionados: K que mide la

mortalidad en los menores de 15 años y L que hace lo propio con los mayores de 65 años.

ELECCION DE UNA TABLA MODELO

Las cinco tablas de mortalidad de Costa Rica recién presentadas cubren un amplio espectro de variaciones en la mortalidad y más de un siglo de historia de la población. Las tablas fueron calculadas con procedimientos directos, para los años en que había datos disponibles. Aunque existen otros dos censos nacionales, en 1883 y 1892[32], no se dispone para esos años de una estadística de mortalidad adecuada. Los pocos datos disponibles exigen ajustes demasiado drásticos como para otorgar a tablas así calculadas el mismo grado de confiabilidad que a las que acabamos de presentar.

Para los años 1900, 1910 y 1920 disponemos de datos sobre la mortalidad mucho más confiables, extraídos del archivo del Registro Civil[33]. Pero esos años están demasiado alejados de los censos, con lo cual la estimación de la población total en cada grupo de edad se torna problemática.

No hay medio directo pues, para llenar con alguna tabla de mortalidad los 61 años que transcurren entre 1866 y 1927. Afortunadamente, entre 1927 y 1973 el espaciamiento de las tablas es relativamente adecuado. Las tablas modelo pueden ofrecer una buena solución a la situación presentada. Una vez identificado el sistema que mejor se ajusta a las cinco tablas observadas se podrán efectuar estimaciones indirectas, utilizando la información fragmentaria disponible para el período 1866-1927.

La elección de un sistema de tablas modelo presenta cierta complejidad. Prestaremos particular atención, en lo que sigue, a los procedimientos de comparación y a las opciones y supuestos implícitos. El ejercicio tiene valor, por otro lado, como *test* sobre la aplicabilidad de diferentes tablas modelo en la demografía histórica latinoamericana. Utilizaremos las tablas de Coale-Demeny y Ledermann, el sistema logito de Brass y la reciente extensión de este sistema a 4 parámetros efectuada por Ewbank, Gómez de León y Stoto. Se excluyen las nuevas tablas modelo de las Naciones Unidas debido a que cubren una experiencia de mortalidad más limitada.

Las tablas de Coale-Demeny y Ledermann

La comparación básica es sencilla. Para cada una de las tablas observadas (1866, 1927, 1950, 1963 y 1973) se selecciona una tabla modelo,

según las opciones ofrecidas por los diferentes sistemas. En el caso de Coale y Demeny se escogió una tabla para cada región con una e_0 igual a la de la tabla observada[34]. En el caso de Ledermann, luego de varias pruebas, se resolvió trabajar con la Red 1, lo que implica utilizar dos parámetros de entrada, la $_5q_0$ y la $_{20}q_{45}$. Se obtuvieron así 20 tablas del sistema de Coale y Demeny y 5 tablas del sistema de Ledermann. La comparación se efectuó sobre la función $_nq_x$, un índice particularmente sensible ya que no tiene, como otras funciones de la tabla, un carácter acumulado. El análisis gráfico de la relación R_x[35] permitió examinar las variaciones en el ajuste para cada edad (gráficos 2.1, 2.2, 2.3, 2.4, 3.1 y 3.2), mientras que la consideración de las diferencias entre las $_nq_x$ de cada tabla observada y $_nq_{xm}$ de cada tabla modelo (cuadro 6), nos provee de una medida resumen para escoger el mejor ajuste.

Ambas comparaciones conducen al mismo resultado: el sistema de Ledermann parece más apropiado que las tablas modelo de Coale y Demeny. En este último caso, las variaciones son bastante erráticas, y no hay coherencia en cuanto a la región que produce el mejor ajuste: en 1927 la diferencia mínima es ofrecida por el modelo Norte, mientras que en 1866 y 1950 ocurre lo propio con el Oeste; el modelo Norte vuelve a ser la mejor opción en 1963 y 1973.

Aunque el sistema de Ledermann produce los mejores ajustes (cuadro 6), los gráficos (3.1 y 3.2) revelan también que hay ciertas diferencias *sistemáticas* entre aproximadamente los 10 y los 35 años: en esas edades las $_nq_x$ del sistema de Ledermann son invariablemente más elevadas que en las tablas de Costa Rica. El carácter sistemático de dichas diferencias permite pensar que se trata de una característica específica atinente al comportamiento de la mortalidad, y no a errores en los datos. Esto requiere, en todo caso, investigación adicional.

El sistema de Brass

Las primeras aplicaciones del sistema de Brass se efectuaron recurriendo a diferentes tablas estandar: las dos tablas propuestas por Brass (estandar general y estandar afroasiático); una tabla correspondiente al modelo Oeste con $e_0 = 39$ años; la tabla de 1927, y un promedio de las l_x en las cinco tablas de Costa Rica. Aunque las estimaciones de los parámetros A y B variaron un poco, no se observaron diferencias significativas en la escala de dichas variaciones; la dispersión fue muy parecida en todos los casos y lo mismo ocurrió con la relación entre el valor de los parámetros. Con base en estos resultados se resolvió continuar el trabajo utilizando como estandar la tabla de 1927. Los parámetros así estimados se presentan en el cuadro 7[36].

Los ajustes son satisfactorios, y los cambios en el parámetro A (nivel general de la mortalidad) corresponden a lo esperado. Pero el parámetro B también fluctúa: es mayor que 1 en 1866, iguala casi a la unidad en 1950, desciende en 1963, y vuelve a la unidad en 1973. La utilización práctica del sistema de Brass implica pues una decisión acerca del valor que puede asumir el parámetro B. Las opciones son dos. La más sencilla consiste en considerar B = 1, despreciando las mencionadas fluctuaciones, lo cual equivale a suponer que la forma de la curva de las l_x es siempre similar a la de la tabla estandar. La segunda opción implica aceptar variaciones de B. Lo primero es muy simple pero también muy drástico. Sus resultados pueden verse en el cuadro 6: las tablas así ajustadas no son mejores que los modelos de Coale-Demeny o de Ledermann.

Aceptar variaciones en B implica también alguna hipótesis plausible acerca de su comportamiento a lo largo del tiempo, cuando se modifican las condiciones generales de la mortalidad. Si no existe un patrón general de cambios en B, es obvio que el uso práctico del sistema logito se torna limitado. Para investigar el posible patrón de variaciones de los parámetros del sistema de Brass se efectuaron dos aplicaciones diferentes. La primera, a las tablas de mortalidad femenina de Suecia y Francia. La segunda a las tablas modelo de Coale y Demeny. Los resultados de la primera aplicación se muestran en el cuadro 8. Los datos de Suecia y Francia, aparte de ser de indudable calidad, cubren un amplio espectro en la evolución de la mortalidad. Las variaciones de A son monotónicas, y aumentan en forma regular a medida que se produce el descenso en el nivel general de la mortalidad. Pero los cambios en B son irregulares, y más amplios en la experiencia sueca que en la francesa. La segunda aplicación (cuadro 9), mostró, como era de esperar, resultados mucho más regulares. Tomando como tabla estandar la del nivel 9, en el modelo Sur, el parámetro A se comportó de acuerdo a lo esperado, mientras que B presentó cambios monotónicos crecientes, alcanzando un valor de 1 justamente alrededor del nivel 9. Con resultados tan divergentes es difícil la construcción de una hipótesis plausible acerca de cuáles podrían ser las variaciones de B en un caso como el de Costa Rica.

Otra posibilidad es la de usar la extensión a cuatro parámetros del sistema logito recientemente propuesta por Ewbank, Gómez de León y Stoto. Dichos autores argumentan que, con cuatro parámetros, es posible, un ajuste virtualmente perfecto entre la tabla estandar y la tabla observada. Pero en una segunda etapa de cualquier aplicación práctica es importante también que los mencionados cuatro parámetros puedan reducirse a por lo menos dos. De otro modo, la cantidad de tablas posibles, entre por ejemplo dos situaciones observadas, es tan enorme

como inmanejable. Los resultados de la aplicación y el valor de los parámetros estimados con este procedimiento se muestran en el cuadro 9. Lamentablemente, el patrón de cambio en los parámetros es errático, y no resulta posible una reducción a dos parámetros.

Discusión

Podemos evaluar ahora las ventajas y desventajas de cada uno de los modelos presentados. El principal problema en las tablas de Coale y Demeny parece provenir del hecho de que se basan en experiencias de mortalidad algo diferentes de las de países latinoamericanos[37]. Aunque el sistema de Ledermann fue construido con una base similar, la posibilidad de entrar con dos parámetros permite un ajuste a los datos observados de mejor calidad. El sistema logito presenta dificultades más serias. Las variaciones en el parámetro B resultan difíciles de interpretar y prácticamente imposibles de estimar a partir de información empírica indirecta o incompleta. Esas variaciones parecen ser, por otra parte, independientes de la tabla estandar que se esté utilizando[38]. La extensión del sistema a cuatro parámetros no provee, aparantemente, una solución a este problema, sino más vale complicaciones adicionales. Por todo esto no parece que el sistema logito pueda reemplazar con ventaja las tablas modelo elaboradas a partir de métodos estadísticos. Continua siendo, en cambio, un instrumento precioso por su flexibilidad y sencillez para la comparación y el ajuste de datos.

TABLAS MODELO PARA COSTA RICA

La identificación de un conjunto de tablas modelo de mortalidad de aplicación aceptable al caso de Costa Rica puede efectuarse a partir de la red 1 del sistema de Ledermann. Nótese que la principal discordancia encontrada con las tablas de Costa Rica sólo afectaba las edades comprendidas entre, aproximadamente, los 10 y 35 años. Aunque podría efectuarse un ajuste para controlar esa discrepancia sistemática, ello afectará relativamente poco el conjunto de cada tabla ya que, como es sabido, la fuerza de la mortalidad es baja en esas edades.

El uso práctico de la red 1 de Ledermann implica empero solucionar todavía otro aspecto. Es necesario encontrar una relación entre los dos parámetros de entrada a las tablas, esto es la $_5q_0$ y la $_{20}q_{45}$. En las tablas de Costa Rica [39] dichos valores se comportan de acuerdo a relaciones aproximadamente lineales, tal como puede verse en el gráfico 4. Cuando la mortalidad desciende y se observan esperanzas de vida al nacimiento mayores de 55 años (tablas de 1950, 1963 y 1973), la relación sigue siendo aproximadamente lineal pero la pendiente de la recta se modifica. Por eso se calcularon dos ecuaciones de regresión: la pri-

mera para el período 1866-1950 (esperanzas de vida al nacimiento entre 20 y 55 años) y la segunda para el período posterior a 1950 (esperanzas de vida al nacimiento superiores a los cincuenta y cinco años):

período 1866-1950

$$_{20}q_{45} = 0.20417 + 0.632282\ {}_5q_0 \qquad (r^2 = 0.9966)\ [1]$$

período 1950-1973

$$_{20}q_{45} = 0.092476 + 1.255634\ {}_5q_0 \qquad (r^2 = 0.895)\ [2]$$

Ello permite, enseguida, una estimación de las combinaciones relevantes de los dos parámetros, y el cálculo, utilizando las ecuaciones de regresión provistas por Ledermann[40], de las ${}_nq_x$ correspondientes a cada nivel de mortalidad. Ello se presenta en el cuadro 11; como anexo se facilita un programa de computación que calcula las ${}_nq_x$ y genera la tabla de mortalidad respectiva.

En los gráficos 5.1 y 5.2 se presentan dos comparaciones de las tablas modelo de Costa Rica con el sistema de Coale y Demeny. Las diferencias son sobre todo notorias en las ${}_nq_x$ a partir de los 20 años de edad. En el nivel 5 —una situación de alta mortalidad—, la tabla de Costa Rica se aproxima al modelo Sur y diverge del Oeste, al menos entre los 20 y los 60 años, y después de esta última edad se separa de ambos. En el nivel 13 —representativo de una mortalidad mucho más baja—, los tres modelos difieren mucho menos, pero el costarricense se parece más a la región Oeste que a la región Sur.

En lo cuadros 12 y 13 se presentan dos ejemplos de utilización del sistema. Para el período 1919-1921 es posible calcular, mediante el método de Greville, las ${}_nq_x$ desde 0 hasta cinco años. En 1910 la información sólo permite calcular la q_0. Con ambos datos como criterios de entrada, es posible calcular las respectivas tablas de mortalidad. En el primer caso, al disponerse de la ${}_5q_0$, la entrada en el sistema es directa por medio de la ecuación [1]. En el segundo, es necesario efectuar varias iteraciones, con diferentes valores de ${}_5q_0$ y la misma ecuación [1], hasta que se encuentra una tabla de mortalidad con una q_0 igual a la observada en 1910. El programa provisto incluye la ecuación [1] en la instrucción 190, por lo cual el cálculo de las tablas se puede lograr con un mínimo de operaciones.

CONCLUSIONES

Podemos enumerar ahora las principales conclusiones de este estudio:

1) las cinco tablas de mortalidad presentadas cubren un amplio espectro de variaciones del fenómeno, y presentan una coherencia mínima como para que sea plausible la entrada en algún sistema de tablas modelo;

2) de los diferentes sistemas examinados (Coale-Demeny, Ledermann, Brass y Ewbank-Stoto-Gómez de León) el de Ledermann (red 1) produce un ajuste más coherente y próximo a las tablas observadas;

3) hay amplia evidencia, —y la comparación de las tablas costarricences con los diferentes sistemas de tablas modelo constituye una confirmación adicional—, de que existen uno o varios patrones "latinoamericanos" de mortalidad.

En lo que hace a este último punto hay que decir que se necesita mucha investigación adicional. Las nuevas tablas modelo de las Naciones Unidas constituyen apenas un primer esfuerzo en esa dirección[41]. En demografía histórica necesitamos, ade más,tablas que cubran apropiadamente situaciones de alta mortalidad, y en este sentido hay que decir que todos los sistemas de tablas modelo existentes tienen profundas limitaciones.

NOTAS

1. Ver Barclay, George W. *Techniques of Population Analysis*. New York, John Wiley, 1958; Shryock, Henry S., Jacob S. Siegel, *et al*, *The Methods and Materials of Demography*, 2 vols. Washington, D.C., U.S. Government Printing Office, 1970; Pressat, Roland. *El análsis demográfico, Métodos, resultados, aplicaciones*. Trad. A. Joubet. México, F.C.E. 1967; Pressat, Roland. *The Dictionary of Demography*. Edited by Christopher Wilson. Oxford, Blackwell Reference, 1985; Spiegelman, Mortimer. *Introduction to Demography*. Chicago, The Actuarian Society, 1955.

2. Preston, S.N. Keyfitz and Robert Schoen. *Causes of Death. Life Tables for National Populations*. New York and London, Seminar Press, 1972.

3. Haines, Michael R. "The use of model life tables to estimate mortality for the United States in the late nineteenth century". *Demography* 16 (2), 1978, pp. 289-312.

4. Ver Shryock *et al., op cit.*; Pressat, *El análisis demográfico*, pp. 137-143; Ortega, Antonio. *Tablas de mortalidad*, San José, CELADE, 1982.

5. En esta y en otras funciones de la tabla de mortalidad, la n, subíndice que siempre se usa a la izquierda de la letra que denota la función, indica la amplitud en años del intervalo de edad a que se refiere la función. El subíndice x, a la derecha, indica la edad exacta que constituye el límite inferior de dicho intervalo.

6. Véase *Manual X. Indirect techniques for demographic estimation*. New York, United Nations, 1983.

7. El método de reconstitución de familias, diseñado por Louis Henry, permite, cuando existen registros de mortalidad de buena calidad, la construcción de tablas de mortalidad por generación. Ver Henry, Louis. *Manuel de démographie historique*. Paris, Droz, 1970. Del mismo autor, *Anciennes familles genevoises: Etude démographique, XVI-XX siécle*. Paris, Presses Universitaires de France, 1956.

8. Ver Pressat, Roland. *El análisis demográfico*, pp. 116-117.

9. *Censo general de la República de Costa Rica. 27 de noviembre de 1864*. San José de Costa Rica, Imprenta Nacional, 1868, cuadro VIm, pp. 36-37.

10. *Idem*. Apéndice, parte IV, pp. 20-71.

11. Preston, Samuel, A.J. Coale, J. Trussell y M. Weinstein, "Estimating the completeness of reporting of adult deaths in populations that are approximately stable". *Population index*, 46 (2), Summer 1980, pp. 179-202.

12. La proporción ${}_4q_1/q_0$ fue de 1.28.

13. Este fenómeno se ha observado en todos los estudios demográficos individuales de las parroquias del Valle Central de Costa Rica. Los curas ponían escaso cuidado en el registro de las muertes de los recién nacidos, si éstos habían sido ya bautizados. En la costumbre campesina se trataba de un "angelito" que alcanzaba pronto la gracia eterna, y su muerte daba lugar a una celebración, con bailes, coplas y bebida: "la vela del angelito".

14. Greville, T.N.E., *United States Life Tables and Actuarial Tables 1939-1941*. United States, Bureau of the Census, Washington, 1946; del mismo autor, "Short methods of constructing abridged life tables". *Record of the American Institute of Actuaries*, 32, 1943, pp. 29-43.

15. Reed, L.J. and M.A. Merrell, "A short method for constructing an abridged life table". *American Journal of Hygiene*, 39, 1939. pp. 33-62.

16. Paquete de Análisis Demográfico (para microcomputadoras) Santiago de Chile, CELADE, 1985.

17. $L(80+) = 4.24\, l(80) + 0.0000674\, l(80)^2$
$L(85+) = 3.584\, l(85) + 0.0000688\, l(85)^2$

18. *Censo de Población de Costa Rica, 11 de mayo de 1927*. San José, Dirección General de Estadística y Censos, 1960. Cuadro 6, p. 41.

19. Baires Martínez, Yolanda, "Evaluación del Censo de 1927", trabajo final del Curso Intensivo de Demografía, San José, CELADE, 1981 (inédito).

20. Gómez Barrantes, Miguel. *El descenso de la fecundidad en Costa Rica.* Universidad de Costa Rica, Facultad de Ciencias Económicas, 1972, 2 vols. (mimeografiado).

21. Brass, William. *Cuatro lecciones.* CELADE, Santiago de Chile, 1977. *Manual X.*, pp. 139-144.

22. Greville, *op. cit.*

23. La tabla de 1949-51 no incluyó ningún ajuste de los datos originales por subregistro o subnumeración. Diversos experimentos, con el procedimiento de Coale-Preston-Trussell y Weinstein, citado en la nota 12, revelaron que las defunciones requerían una corrección mínima, y en ningún caso superior al 3.9%.

24. *Tablas de Vida de Costa Rica, 1949-1951.* San José, Dirección General de Estadística y Censos, 1957; Romero, Mario *et al. Tablas de Vida de Costa Rica, 1962-1964.* San José, 1967.

25. *Age and Sex Patterns of Mortality: Model Life Table for Under-Developed Countries.* New York, United Nations, 1955; *Manual III: Methods of Population Projections by Sex and Age.* New York, United Nations, 1956.

26. Coale, Ansley J. and Paul Demeny. *Regional Model Life Tables and Stable Populations,* Princeton, Princeton University Press, 1966.

27. Ledermann, Sully. *Nouvelles tables-types de mortalité.* Paris, Institut National d'Etudes Démographiques, Travaux et Documents, Cahier 53, 1969.

28. *Model Life Tables for Developing Countries.* New York, United Nations, 1983.

29. Las situaciones de alta mortalidad quedan, por ello, poco representadas. En este sentido las tablas modelo con esperanzas de vida al nacimiento de menos de 30 años son, en estos sistemas, más una extrapolación que el resultado de la observación de situaciones reales.

30. Brass W. *Métodos para estimar la fecundidad y la mortalidad en poblaciones con datos limitados.* CELADE, Santiago de Chile, 1974; *Manual X.*, pp. 17-18; Carrier, Norman H. and John Hobcraft. *Demographic Estimation for Developing Societies: A Manual of Techniques for the Detection of Errors in Demographic Data.* London, London School of Economics, Population Investigation Committee, 1971.

31. Ewbank, D.C., J.C. Gómez de León and M.A. Stoto. "A Reducible Four-Parameter System of Model Life Tables". *Population Studies, 37, 1983, pp. 105-127.*

32. *Censo de la República de Costa Rica levantado el 30 de noviembre del año de 1883.* San José, Imprenta Nacional; *Censo General de la República de Costa Rica, levantado bajo la administración del licenciado don José J. Rodríguez, el 18 de febrero de 1892.* San José, Tipografía Nacional, 1893.

33. Pérez Brignoli, Héctor. "Notas sobre el descenso de la mortalidad en Costa Rica, 1866-1973". *VII Seminario Nacional de Demografía.* Universidad de Costa Rica, 1979, pp. 44-56; Rosero, Luis y Hernán Caamaño, "Tablas de vida de Costa Rica, 1900-1980", en Asociación Demográfica Costarricense, *Mortalidad y fecundidad en Costa Rica*,San José, marzo, 1984.

34. El único parámetro de entrada que produce estimaciones insesgadas en el sistema de Coale y Demeny, es la e_{10}. Pero en las aplicaciones prácticas esto raramente se respeta. En nuestro caso, no hubo prácticamente diferencias en cuanto a la tabla escogida, entrando con la e_0 o la e_{10}.

35. q_x (tabla observada) / q_{xm} (tabla modelo).

36. En esta aplicación, al igual que en la que extiende el sistema de Brass a cuatro parámetros, se utilizó la transformación logito según la fórmula que se muestra en el cuadro 3.7. También es de uso habitual la fórmula logito $l_x = 1/2\ l_n\ [(1 - l_x) / l_x]$. En este caso se modifica el signo del parámetro A.

37. No está de más notar que Coale y Demeny excluyeron las tablas latinoamericanas porque su comportamiento difería considerablemente del de las tablas europeas más confiables. Ver Coale y Demeny, *op. cit.* p. 12. Como lo muestran las nuevas Tablas Modelo de las Naciones Unidas, existen patrones específicos de mortalidad en las poblaciones latinoamericanas.

38. Al cambiarse la estandar se modifican obviamente, los valores del parámetro B. Pero sus variaciones permanecen más o menos constantes, como si al utilizarse otra estandar se produjera apenas un cambio de escala.

39. Se efectuó también un estudio de las variaciones de $_{0}q_5$ y $_{20}q_{45}$ en las tablas del modelo Oeste de Coale y Demeny. La relación observada fue también lineal, con una pendiente similar a la calculada para el caso de Costa Rica.

40. Véase, Ledermann, Sully. *op. cit.* pp. 73-76.

41. Vale la pena también mencionar el trabajo de grado de Ramiro Coa Clemente, *Tablas modelo de mortalidad para América Latina*, CELADE, Programa de Maestría en Demografía 1985-86 (inédito), que desarrolla y mejora dichas tablas; y un intento pionero en Brasil: Frías, Luiz A. Medeiros y Paulo Rodríguez, "Brasil: Tábuas Modelo de Mortalidade et Populaçoes Estáveis", *Anais.Segundo Encontro Nacional Estudos Populacionais.* ABEP, Sao Paulo. 1981, vol. 1.

CUADRO 1

COSTA RICA 1865-67. TABLA DE MORTALIDAD PARA AMBOS SEXOS

Edad	$_nm_x$	$_nq_x$	l_x	$_nd_x$	$_nL_x$	T_x	e_x	$nP_{x,x+n}$
							P_b:	0.57095
0	0.43338	0.33251	100 000	33 251	76 724	2 155 724	21.56	0.76284
1	0.10109	0.31615	66 749	21 103	208 753	2 079 000	31.15	---
5	0.01921	0.09164	45 646	4 183	217 774	1 870 248	40.97	0.93304
10	0.00812	0.03980	41 463	1 650	203 191	1 652 474	39.85	0.95939
15	0.00847	0.04145	39 813	1 650	194 940	1 449 283	36.40	0.95018
20	0.01206	0.05855	38 163	2 234	185 228	1 254 343	32.87	0.93488
25	0.01496	0.07211	35 929	2 591	173 166	1 069 115	29.76	0.92203
30	0.01760	0.08429	33 338	2 810	159 664	895 949	26.87	0.90952
35	0.02044	0.09723	30 528	2 968	145 218	736 285	24.12	0.89525
40	0.02397	0.11308	27 559	3 116	130 007	591 067	21.45	0.87710
45	0.02872	0.13397	24 443	3 275	114 029	461 061	18.86	0.85747
50	0.03300	0.15241	21 169	3 226	97 777	347 031	16.39	0.83356
55	0.04029	0.18300	17 942	3 283	81 503	249 254	13.89	0.79090
60	0.05481	0.24104	14 659	3 533	64 461	167 752	11.44	0.72618
65	0.07534	0.31700	11 125	3 527	46 810	103 291	9.28	0.64490
70	0.10343	0.41089	7 599	3 122	30 188	56 481	7.43	0.54766
75	0.14153	0.52270	4 476	2 340	16 533	26 293	5.87	---
80	0.21891	1.00000	2 137	2 137	9 760	9 760	4.57	---
							$_nP_{75}$:	0.37121

CUADRO 2

COSTA RICA, 1927. TABLA DE MORTALIDAD PARA AMBOS SEXOS

Edad	$_nm_x$	$_nq_x$	l_x	$_nd_x$	$_nL_x$	T_x	e_x	$_nP_{x,x+n}$
							P_0:	0.75956
0	0.22726	0.19607	100 000	19 607	86 275	3 953 220	39.53	0.90715
1	0.03465	0.12649	80 393	10 169	293 506	3 866 945	48.10	---
5	0.00766	0.03760	70 224	2 640	344 519	3 573 439	50.89	0.97096
10	0.00407	0.02014	67 584	1 361	334 516	3 228 919	47.78	0.97729
15	0.00513	0.02534	66 223	1 678	326 917	2 894 404	43.71	0.97035
20	0.00693	0.03408	64 544	2 200	3 17 223	2 567 486	39.78	0.96166
25	0.00874	0.04275	62 345	2 665	305 061	2 250 263	36.09	0.95295
30	0.01058	0.05155	59 680	3 076	290 707	1 945 202	32.59	0.94402
35	0.01251	0.06065	56 603	3 433	274 433	1 654 496	29.23	0.93470
40	0.01456	0.07025	53 170	3 735	265 512	1 380 063	25.96	0.92480
45	0.01678	0.08053	49 435	3 981	237 222	1 123 551	22.73	0.91183
50	0.02027	0.09647	45 454	4 385	216 307	886 329	19.50	0.88963
55	0.02684	0.12576	41 069	5 165	192 433	670 022	16.31	0.85109
60	0.03845	0.17539	35 904	6 297	163 778	477 589	13.30	0.78982
65	0.05777	0.25238	29 607	7 472	129 354	313 811	10.60	0.70642
70	0.08446	0.34868	22 135	7 718	91 379	184 457	8.33	0.60414
75	0.12229	0.46829	14 417	6 751	55 206	93 079	6.46	---
80	0.20240	1.00000	7 666	7 666	37 873	37 873	4.94	---
							$_nP_{75}$:	0.40689

CUADRO 3

COSTA RICA, 1949-51. TABLA DE MORTALIDAD PARA AMBOS SEXOS

Edad	$_nm_x$	$_nq_x$	l_x	$_nd_x$	$_nL_x$	T_x	e_x	$_nP_{x,x+n}$
							P_0:	0.87869
0	0.10414	0.09706	100 000	9 706	93 206	5 565 725	55.66	0.95902
1	0.01574	0.06034	90 294	5 448	346 139	5 472 519	60.61	---
5	0.00274	0.01361	84 846	1 155	421 341	5 126 381	60.42	0.98979
10	0.00136	0.00677	83 691	567	417 038	4 705 039	56.22	0.99182
15	0.00193	0.00960	83 124	798	413 627	4 288 001	51.59	0.98740
20	0.00315	0.01563	82 326	1 287	408 415	3 874 374	47.06	0.98291
25	0.00375	0.01858	81 040	1 506	401 434	3 465 960	42.77	0.97953
30	0.00453	0.02239	79 534	1 781	393 217	3 064 526	38.53	0.97492
35	0.00565	0.02784	77 753	2 165	383 354	2 671 309	34.36	0.96921
40	0.00688	0.03383	75 588	2 557	371 549	2 287 955	30.27	0.96049
45	0.00929	0.04538	73 031	3 314	356 871	1 916 406	26.24	0.94669
50	0.01272	0.06162	69 717	4 296	337 846	1 559 535	22.37	0.92290
55	0.01964	0.09360	65 421	6 123	311 797	1 221 689	18.67	0.88825
60	0.02822	0.13178	59 298	7 814	276 953	909 892	15.34	0.84149
65	0.04182	0.18929	51 483	9 745	233 054	632 939	12.29	0.76849
70	0.06609	0.28358	41 738	11 836	179 101	399 885	9.58	0.66799
75	0.09988	0.39961	29 902	11 949	119 637	220 784	7.38	---
80	0.17749	1.00000	17 953	17 953	101 147	101 147	5.63	---
							$_nP_{75}$:	0.45813

Fuente: Dirección General de Estadística y Censos, *Tablas de Vida de Costa Rica, 1949-51* (San José, 1957).

CUADRO 4

COSTA RICA, 1962-64. TABLA DE MORTALIDAD PARA AMBOS SEXOS

Edad	$_nm_x$	$_nq_x$	l_x	$_nd_x$	$_nL_x$	T_x	e_x	$_nP_{x,x+n}$
							P_0:	0.90877
0	0.08502	0.08024	100 000	8 024	94 383	6 324 177	63.24	0.97684
1	0.00795	0.03113	91 976	2 863	360 002	6 229 794	67.73	—
5	0.00154	0.00765	89 113	682	443 860	5 869 793	65.87	0.99409
10	0.00083	0.00415	88 431	367	441 238	5 425 933	61.36	0.99506
15	0.00115	0.00573	88 064	505	439 059	4 984 695	56.60	0.99309
20	0.00163	0.00810	87 559	709	436 024	4 545 636	51.91	0.99093
25	0.00202	0.01004	86 850	872	432 071	4 109 612	47.32	0.98872
30	0.00252	0.01253	85 978	1 077	427 198	3 677 540	42.77	0.98597
35	0.00313	0.01554	84 901	1 319	421 206	3 250 342	38.28	0.98193
40	0.00417	0.02063	83 582	1 724	413 597	2 829 136	33.85	0.97565
45	0.00571	0.02815	81 857	2 304	403 526	2 415 539	29.51	0.96634
50	0.00802	0.03933	79 553	3 129	389 943	2 012 013	25.29	0.94994
55	0.01263	0.06122	76 424	4 679	370 424	1 622 069	21.22	0.92222
60	0.02004	0.09543	71 746	6 847	341 611	1 251 645	17.45	0.87879
65	0.03237	0.14972	64 899	9 717	300 203	910 034	14.02	0.81450
70	0.05136	0.22759	55 182	12 559	244 514	609 832	11.05	0.73351
75	0.07530	0.31685	42 623	13 505	179 353	365 318	8.57	—
80	0.15658	1.00000	29 118	29 118	185 964	185 964	6.39	—
							$_nP_{75}$:	0.50905

Fuente: Romero *et. al. Tablas de Vida de Costa Rica. 1962-64* (San José, 1967).

CUADRO 5

COSTA RICA, 1972-1974. TABLA DE MORTALIDAD PARA AMBOS SEXOS

Edad	$_nm_x$	$_nq_x$	l_x	$_nd_x$	$_nL_x$	T_x	e_x	$_nP_{x,x+n}$
							P_0:	0.94672
0	0.05130	0.04952	100 000	4 952	96 534	6 826 213	68.26	0.98913
1	0.00324	0.01283	95 048	1 219	376 826	6 729 680	70.80	---
5	0.00079	0.00396	93 829	372	468 214	6 352 853	67.71	0.99655
10	0.00059	0.00293	93 457	274	466 600	5 884 640	62.97	0.99598
15	0.00103	0.00512	93 183	477	464 723	5 418 039	58.14	0.99386
20	0.00144	0.00716	92 706	664	461 871	4 953 316	53.43	0.99258
25	0.00154	0.00768	92 042	707	458 444	4 491 445	48.80	0.99120
30	0.00200	0.00993	91 335	907	454 410	4 033 001	44.16	0.98852
35	0.00263	0.01304	90 428	1 179	449 194	3 578 591	39.57	0.98480
40	0.00351	0.01738	89 249	1 551	442 368	3 129 397	35.06	0.97935
45	0.00485	0.02398	87 698	2 103	433 233	2 687 029	30.64	0.97081
50	0.00703	0.03453	85 595	2 956	420 587	2 253 796	26.33	0.95685
55	0.01069	0.05208	82 639	4 304	402 438	1 833 209	22.18	0.93287
60	0.01732	0.08300	78 336	6 502	375 423	1 430 772	18.26	0.89276
65	0.02865	0.13367	71 834	9 602	335 164	1 055 348	14.69	0.83201
70	0.04633	0.20761	62 232	12 920	278 859	720 184	11.57	0.75056
75	0.07120	0.30222	49 312	14 903	209 302	441 325	8.95	---
80	0.14830	1.00000	34 409	34 409	232 024	232 024	6.74	---
							$_nP_{75}$:	0.52574

Fuente: DGEC/CELADE. *Tablas de Vida de Costa Rica, 1972-74* (San José, 1976).

CUADRO 6

COMPARACION DE LAS TABLAS DE MORTALIDAD DE COSTA RICA CON LAS TABLAS MODELO DE LEDERMANN Y COALE-DEMENY Y EL SISTEMA LOGITO DE BRASS

	Diferencias entre las probabilidades de muerte de cada tabla con respecto a las tablas modelo	
modelo	**suma de las diferencias al cuadrado**	**diferencia cuadrática media**
	Tabla de 1866	
Ledermann	0.002179	0.000128
Oeste	0.055227	0.003249
Norte	0.065765	0.003869
Este	0.062852	0.003697
Sur	0.074642	0.004391
Brass	0.017842	0.001049
	Tabla de 1927	
Ledermann	0.000488	0.0000287
Oeste	0.002438	0.0001434
Norte	0.002058	0.0001210
Este	0.005641	0.0003318
Sur	0.007167	0.0004216
Brass	0	0
	Tabla de 1950	
Ledermann	0.000540	0.0000318
Oeste	0.000623	0.0000366
Norte	0.003340	0.0001960
Este	0.001920	0.0001132
Sur	0.002321	0.0001365
Brass	0.000934	0.0000549

Sigue cuadro 6

modelo	suma de las diferencias al cuadrado	diferencia cuadrática media
	Tabla de 1963	
Ledermann	0.0011910	0.0000700
Oeste	0.0052500	0.0003087
Norte	0.0014200	0.0000835
Este	0.0073880	0.0004350
Sur	0.0027700	0.0001630
Brass	0.0041580	0.0002445
	Tabla de 1973	
Ledermann	0.0005926	0.0000348
Oeste	0.0031850	0.0001874
Norte	0.0008298	0.0000488
Este	0.0042610	0.0002500
Sur	0.0017320	0.0001019
Brass	0.0020710	0.0001218

Nota: Oeste, Norte, Este y Sur corresponden a las cuatro familias de las tablas modelo de Coale y Demeny. En el caso de Ledermann se utilizó la red 1 (dos parámetros: ${}_5q_0$ y ${}_{20}q_{45}$).

CUADRO 7

PARAMETROS DEL SISTEMA DE BRASS
(TABLA ESTANDAR: COSTA RICA, 1927)

Tabla de mortalidad	A	B	Error estandar de la estimación
1866	—0.47416	1.11898	0.00965
1950	0.47638	0.99353	0.02255
1963	0.71516	0.92593	0.03563
1973	0.95734	1.05646	0.02953

Nota: Logito $l_x = 1/2\ l_n[l_x/(1 - l_x)]$
El procedimiento puede resumirse como sigue: a) se calculan los logitos de l_x en las tablas de mortalidad (incluida la que se va a utilizar como estandar, la raíz de cada tabla debe ser igual a 1); b) se calculan regresiones lineales, utilizando como variable independiente los logitos de l_x de la tabla estandar (Y_m), y como variable dependiente los logitos de l_x en cada tabla (Y_x); c) para cada tabla obtenemos una ecuación de regresión de la forma: $Y_x = A + B\ (Y_m)$; d) los valores de Y_x estimados con cada ecuación, sirven de base (previa reconversión a valores de l_x) para el cálculo de las tablas modelo del sistema.

CUADRO 8

PARAMETROS DEL SISTEMA DE BRASS
TABLAS DE MORTALIDAD FEMENINA (SUECIA Y FRANCIA)

Suecia *			Francia +		
Año	*A*	*B*	*Año*	*A*	*B*
1758-63	—0.2900	1.04	1700-70	—0.4147	1.16
1801	—0.2799	1.17	1805-07	—0.1386	1.05
1821	—0.0856	1.11	1825-27	—0.0945	0.987
1841	—0.0202	1.01	1845-47	—0.0132	1.04
1881	0.1526	0.92	1885-87	0.0557	0.99
1901	0.3208	0.98	1905-07	0.1909	1.13
1921	0.5407	1.12	1925-27	0.5407	1.12
1941	0.9107	1.34	1947-50	0.5939	1.14
1967	1.3100	1.48	1967	1.1314	1.23

* Se usó como estandar la tabla sueca de 1861. La tabla de 1758-63 es la de Wargentin recalculada por Dupaquier. Las del período 1801-1941 aparecen reproducidas en el artículo de Brass, "Sobre la Escala de la Mortalidad" (Ver Brass, *Métodos para estimar...*, pp. 135-180). La tabla de 1967 aparece en Keyfitz y Fliegert. *Demografía. Métodos estadísticos.* Buenos Aires, Marymar, 1979.

\+ Se usó como estandar la tabla francesa de 1871-72. Todas las tablas fueron extraídas, a excepción de la de 1967, de Bourgeois-Pichat, J. "The General Development of the Population of France since the Eighteenth Century", in *Population in History*, Essays in Historical Demography edited by D.V. Glass y D.E.C. Eversley, Chicago, Aldine Publishing Co., 1965, pp. 474-506. La tabla de 1967 proviene de Keyfitz y Fliegert, *op. cit.*.

CUADRO 9

PARAMETROS DEL SISTEMA DE BRASS
TABLAS DE MORTALIDAD FEMENINA,
MODELO SUR DE COALE Y DEMENY

e_0	A	B
25.00	0.4622	1.2719
30.00	0.2932	1.1537
35.00	0.1416	1.0660
40.00	0	1.0000
45.00	—0.1360	0.9539
50.00	—0.2741	0.9196
55.00	—0.4167	0.8934

Nota: Tabla estandar: modelo sur, nivel 9 ($e_0 = 40.00$)

CUADRO 10

PARAMETROS DEL SISTEMA DE EWBANK, GOMEZ DE LEON Y STOTO (SISTEMA LOGITO CON CUATRO PARAMETROS)

Tabla de mortalidad	A	B	k	l
1866	—0.5942	1.1340	0.1387	—0.2238
1927	—0.1049	0.9151	—0.0547	—0.0434
1950	0.4033	0.9544	—0.3581	0.0840
1963	0.6673	0.8669	—0.5222	0.1934
1973	0.8737	1.0616	—0.4776	0.0180

Nota: Los parámetros fueron calculados con el procedimiento iterativo descrito en Ewbank, D.C., J.C. Gómez de León y M.A. Stoto, "A Reducible Four-Parameter System of Model Life Tables". *Population Studies*, 37,1985, pp. 105-127, haciendo uso de la estandar general de Brass modificada. De acuerdo a dichos autores los cuatro parámetros tienen el siguiente significado: A = mide el nivel general de mortalidad; B = mide la forma general de la función l_x, o, en otros términos, la mortalidad alrededor de los 50 años; k = mide la mortalidad entre los 2 y los 35 años (pero sobre todo la mortalidad infantil y juvenil); l = mide la mortalidad de los ancianos (compara la mortalidad de 70-74 años con la de 60-64 años).

CUADRO 11

TABLAS MODELO DE MORTALIDAD PARA COSTA RICA (AMBOS SEXOS) PROBABILIDADES DE MUERTE ($_nq_x$) (RED I DE LEDERMANN)

	Niveles				
Edades	**1**	**3**	**5**	**7**	**9**
e_0	20.00	25.02	30.11	35.03	40.05
0	0.32874	0.28606	0.24763	0.21388	0.18205
1	0.34974	0.27770	0.21857	0.17134	0.13105
5	0.07508	0.06225	0.05133	0.04227	0.03420
10	0.04267	0.03610	0.03043	0.02566	0.02134
15	0.06040	0.05151	0.04385	0.03740	0.03157
20	0.08340	0.07099	0.06035	0.05143	0.04339
25	0.09108	0.07698	0.06503	0.05513	0.04631
30	0.09752	0.08244	0.06968	0.05913	0.04975
35	0.10681	0.09051	0.07676	0.06540	0.05533
40	0.11543	0.09892	0.08491	0.07327	0.06288
45	0.12567	0.10944	0.09554	0.08391	0.07345
50	0.15124	0.13326	0.11778	0.10478	0.09305
55	0.19273	0.17140	0.15296	0.13740	0.12334
60	0.25030	0.22641	0.20541	0.18740	0.17086
65	0.32721	0.30175	0.27887	0.25884	0.24005
70	0.44012	0.41218	0.38664	0.36390	0.34219
75	0.54956	0.52525	0.50254	0.48189	0.46176
80	0.65857	0.64226	0.62665	0.61209	0.59755
85	1.00000	1.00000	1.00000	1.00000	1.00000
$_5q_0$	0.579	0.4935	0.418	0.353	0.293
$_{20}q_{45}$	0.570	0.5162	0.4685	0.4274	0.389

Sigue cuadro 11

Edades	11	13	15	17	19	21
e_0	45.02	50.10	55.04	60.01	65.05	70.01
0	0.15242	0.12364	0.09675	0.07973	0.05908	0.03931
1	0.09749	0.06875	0.04564	0.03322	0.02020	0.01025
5	0.02715	0.02074	0.01520	0.01147	0.00770	0.00453
10	0.01749	0.01391	0.01072	0.00819	0.00576	0.00364
15	0.02635	0.02148	0.01709	0.01296	0.00932	0.00613
20	0.03623	0.02958	0.02362	0.01774	0.01272	0.00838
25	0.03857	0.03145	0.02516	0.01842	0.01306	0.00854
30	0.04152	0.03398	0.02731	0.01991	0.01414	0.00928
35	0.04651	0.03844	0.03133	0.02268	0.01623	0.01083
40	0.05374	0.04533	0.03787	0.02771	0.02034	0.01409
45	0.06419	0.05564	0.04804	0.03576	0.02720	0.01983
50	0.08265	0.07305	0.06458	0.04871	0.03802	0.02877
55	0.11084	0.09932	0.08921	0.06820	0.05431	0.04222
60	0.15594	0.14195	0.12948	0.10293	0.08471	0.06829
65	0.22272	0.20607	0.19082	0.15898	0.13574	0.11378
70	0.32180	0.30183	0.28312	0.24468	0.21521	0.18625
75	0.44244	0.42308	0.40448	0.36605	0.33496	0.30294
80	0.58319	0.56835	0.55355	0.52457	0.49920	0.47153
85	1.00000	1.00000	1.00000	1.00000	1.00000	1.00000
$_5q_0$	0.2385	0.187	0.1405	0.113	0.080	0.0499
$_{20}q_{45}$	0.3550	0.3224	0.2930	0.2343	0.1929	0.1540

CUADRO 12

COSTA RICA, 1919-21: TABLA MODELO DE MORTALIDAD

Edades	q_x	l_x	L_x	e_x
0	0.22066	100 000	84 554	34.01
1	0.18046	77 934	272 919	42.55
5	0.04405	63 870	312 316	47.65
10	0.02660	61 057	301 223	44.73
15	0.03868	59 432	291 415	40.88
20	0.05319	57 134	278 071	37.43
25	0.05707	54 095	262 756	34.39
30	0.06420	51 007	247 232	31.32
35	0.06763	47 886	231 332	28.20
40	0.07555	44 647	214 803	25.06
45	0.08620	41 274	197 476	21.90
50	0.10734	37 716	178 460	18.73
55	0.14047	33 668	156 515	15.69
60	0.19098	28 938	130 875	12.84
65	0.26286	23 412	101 673	10.28
70	0.36849	17 258	70 390	8.06
75	0.48609	10 898	41 248	6.30
80	0.61509	5 601	19 392	4.90
85	1.00000	2 156	8 046	3.73

Nota: $_5q_0 = 365.95$ $_{20}q_{45} = 435.55$

CUADRO 13

COSTA RICA, 1910: TABLA MODELO DE MORTALIDAD

Edades	q_x	l_x	L_x	e_x
0	0.22564	100 000	84 205	33.27
1	0.18728	77 436	269 717	41.87
5	0.04537	62 933	307 529	47.24
10	0.02730	60 078	296 291	44.36
15	0.03962	58 438	286 402	40.54
20	0.05449	56 123	272 968	37.11
25	0.05852	53 065	257 560	34.10
30	0.06274	49 959	241 960	31.07
35	0.06928	46 825	226 014	27.98
40	0.07725	43 581	209 488	24.87
45	0.08790	40 214	192 235	21.75
50	0.10924	36 680	173 381	18.60
55	0.14275	32 673	151 703	15.58
60	0.19362	28 009	126 485	12.75
65	0.26581	22 586	97 919	10.22
70	0.37186	16 582	67 495	8.01
75	0.48916	10 416	39 342	6.27
80	0.61726	5 321	18 393	4.88
85	1.00000	2 036	7 584	3.72

Nota: ${}_5q_0 = 375.5$ ${}_{20}q_{45} = 441.66$

GRAFICO 1

TABLAS DE MORTALIDAD, 1866-1973.
Supervivientes hasta la edad x (lx)

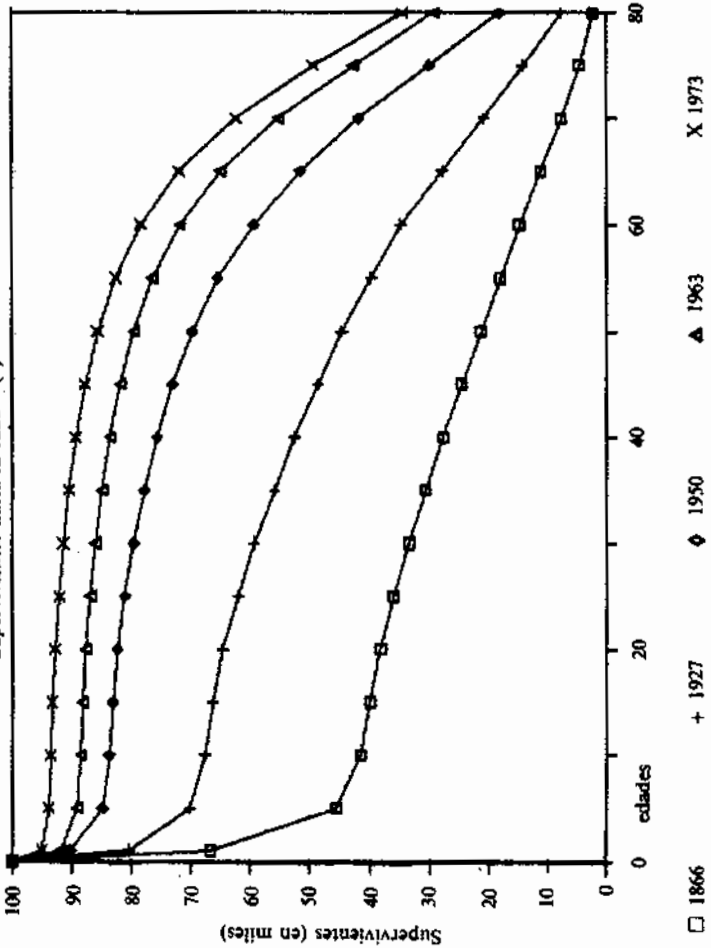


GRAFICO 2.1

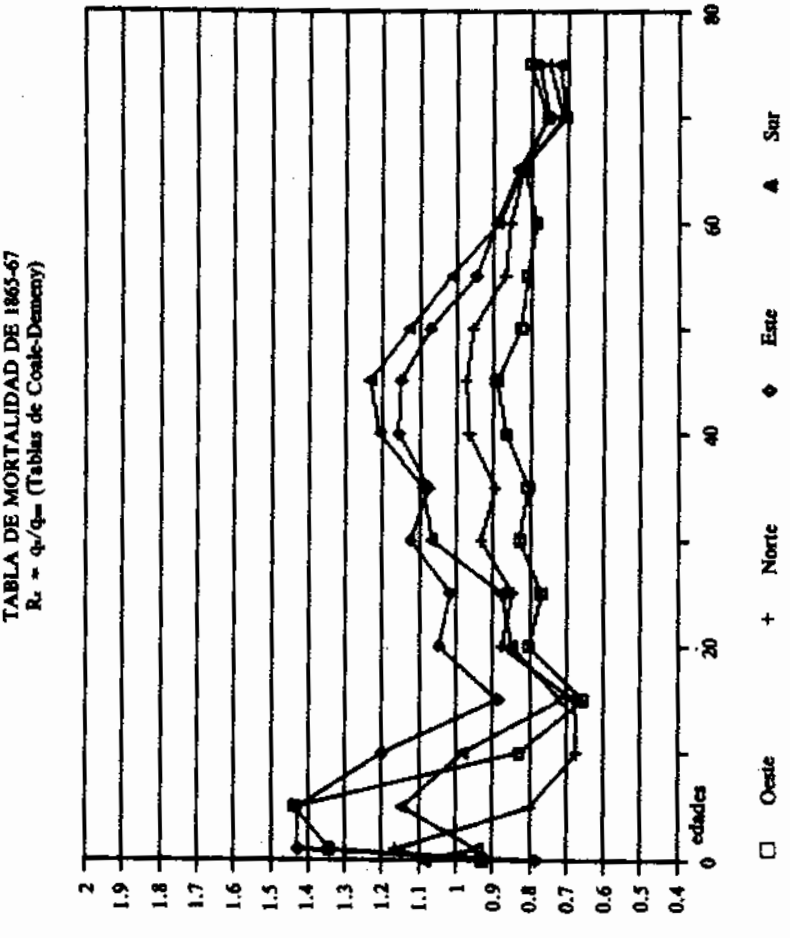


TABLA DE MORTALIDAD DE 1865-67
Rx = qx/qx= (Tablas de Coale-Demeny)
Rx
2
1.9
1.8
1.7
1.6
1.5
1.4
1.3
1.2
1.1
1
0.9
0.8
0.7
0.6
0.5
0.4
0
20
40
60
80
edades
Oeste
Norte
Este
Sur

GRAFICO 2.2

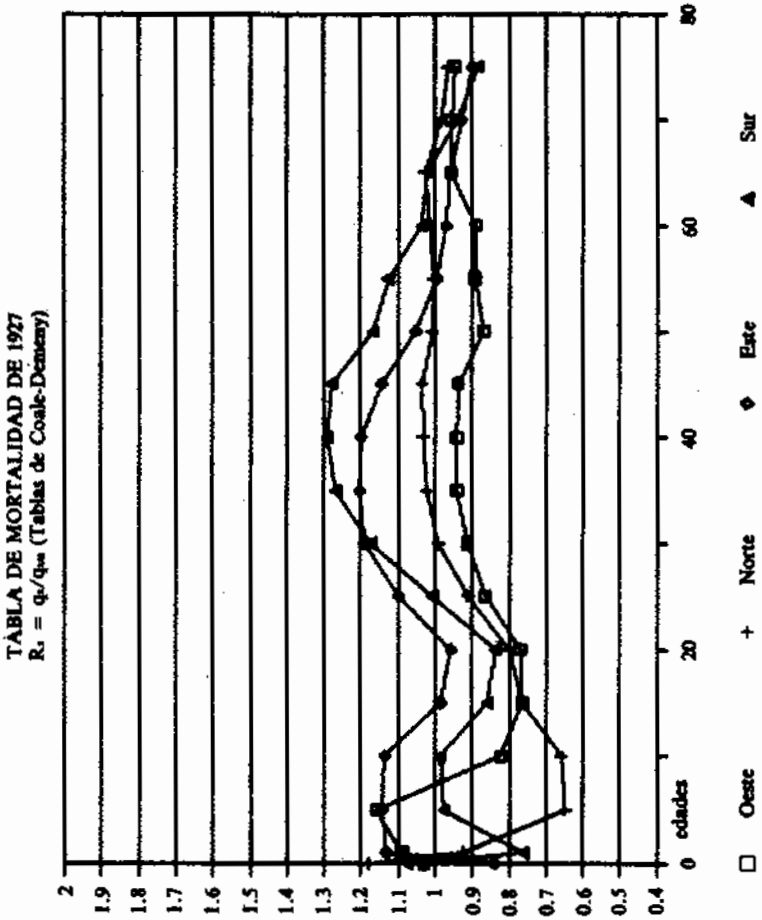


TABLA DE MORTALIDAD DE 1927
R1 = q1/q1m (Tablas de Coale-Demeny)
R1
2
1.9
1.8
1.7
1.6
1.5
1.4
1.3
1.2
1.1
1
0.9
0.8
0.7
0.6
0.5
0.4
0
20
40
60
80
edades
Oeste
Norte
Este
Sur

GRAFICO 2.3

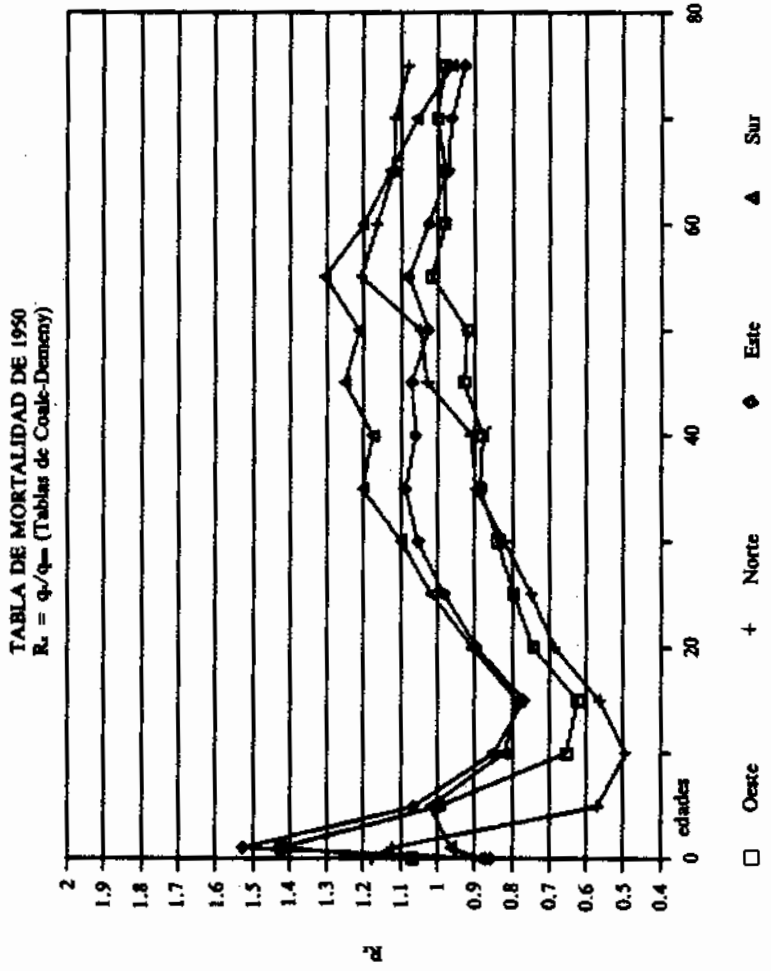


TABLA DE MORTALIDAD DE 1950
Rx = qx/qx= (Tablas de Coale-Demeny)
Rx
2
1.9
1.8
1.7
1.6
1.5
1.4
1.3
1.2
1.1
1
0.9
0.8
0.7
0.6
0.5
0.4
0
20
40
60
80
edades
Oeste
Norte
Este
Sur

GRAFICO 2.4

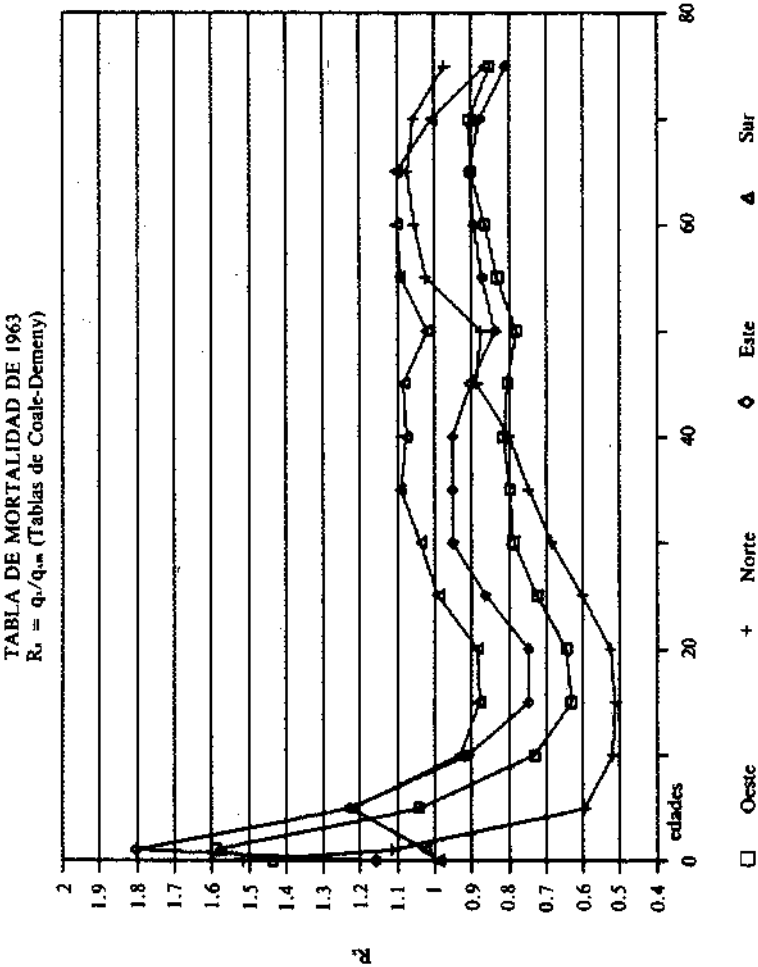


TABLA DE MORTALIDAD DE 1963
$R_x = q_x/q_{x\,m}$ (Tablas de Coale-Demeny)
Rx
2
1.9
1.8
1.7
1.6
1.5
1.4
1.3
1.2
1.1
1
0.9
0.8
0.7
0.6
0.5
0.4
0
20
40
60
80
edades
Oeste
Norte
Este
Sur

GRAFICO 2.5

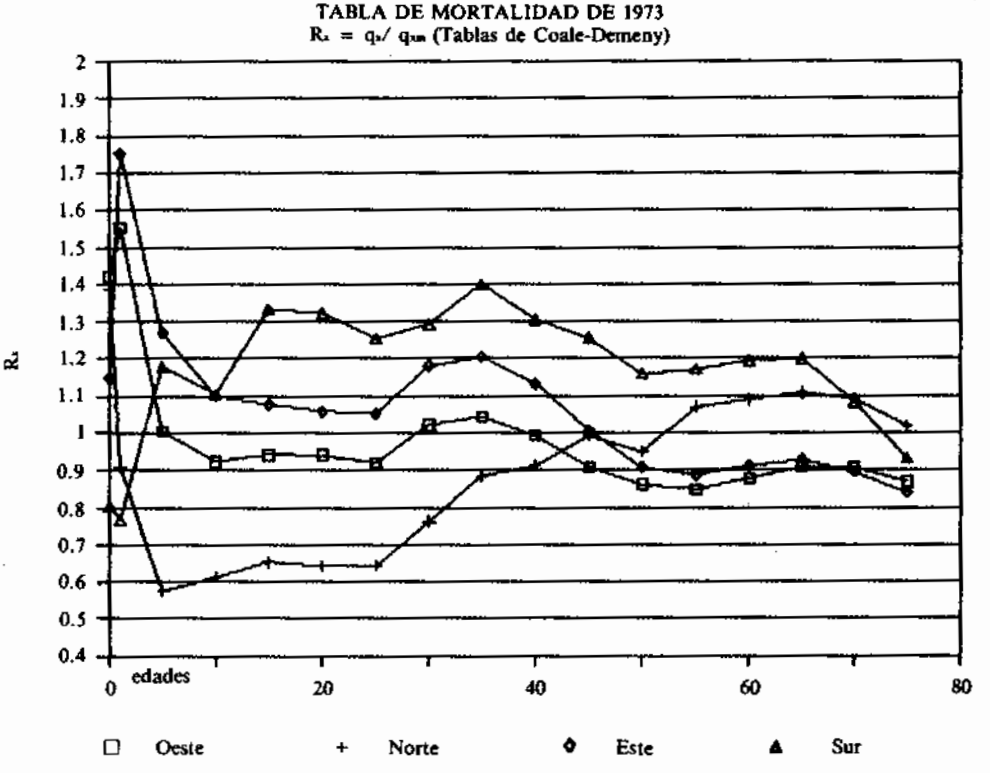


TABLA DE MORTALIDAD DE 1973
Rx = qx/ qxm (Tablas de Coale-Demeny)
Rx
2
1.9
1.8
1.7
1.6
1.5
1.4
1.3
1.2
1.1
1
0.9
0.8
0.7
0.6
0.5
0.4
0
edades
20
40
60
80
Oeste
Norte
Este
Sur

GRAFICO 3.1

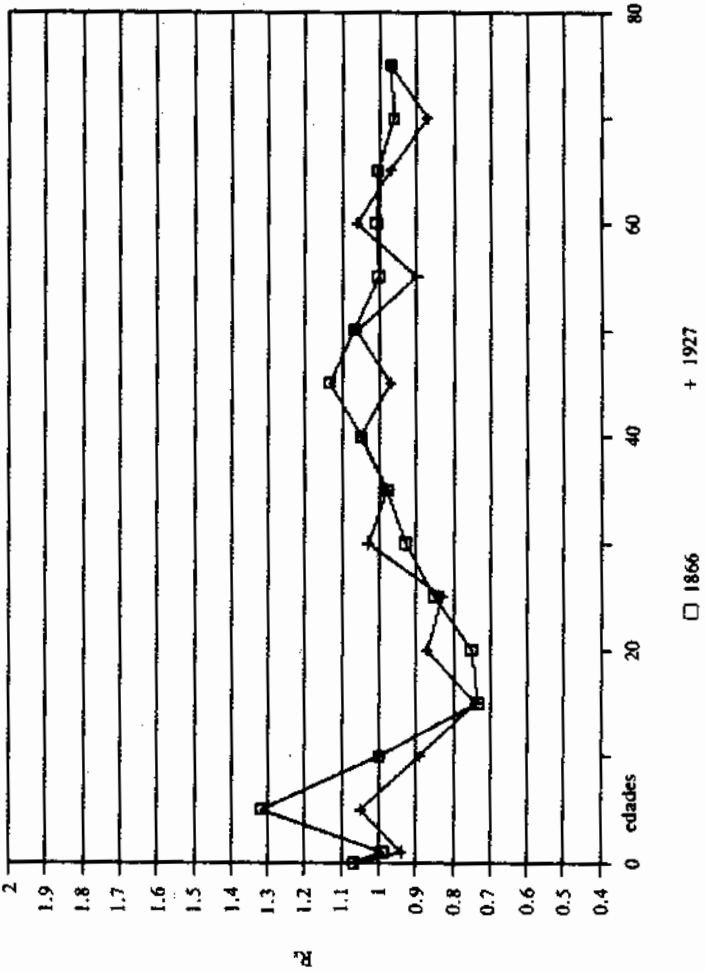

TABLAS DE MORTALIDAD, 1865-67 Y 1927
Rx = qx/qxm (Red I de Ledermann)
R
2
1.9
1.8
1.7
1.6
1.5
1.4
1.3
1.2
1.1
1
0.9
0.8
0.7
0.6
0.5
0.4
0
edades
20
40
60
80
□ 1866
+ 1927

GRAFICO 3.2

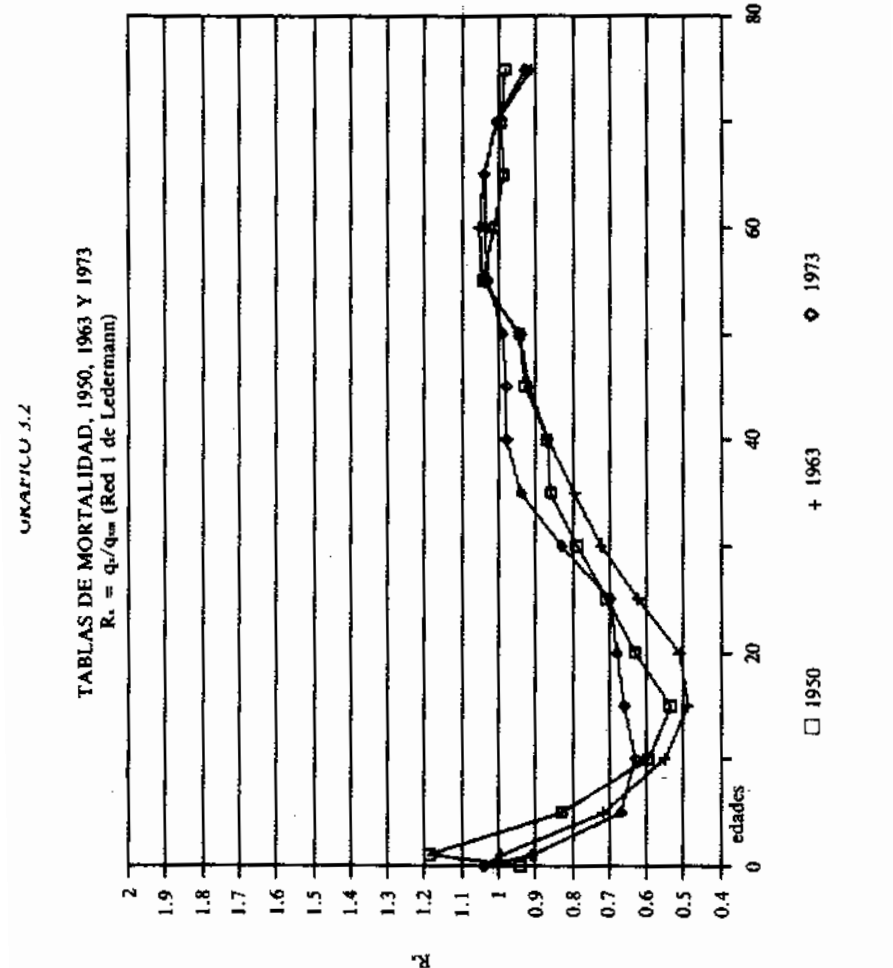
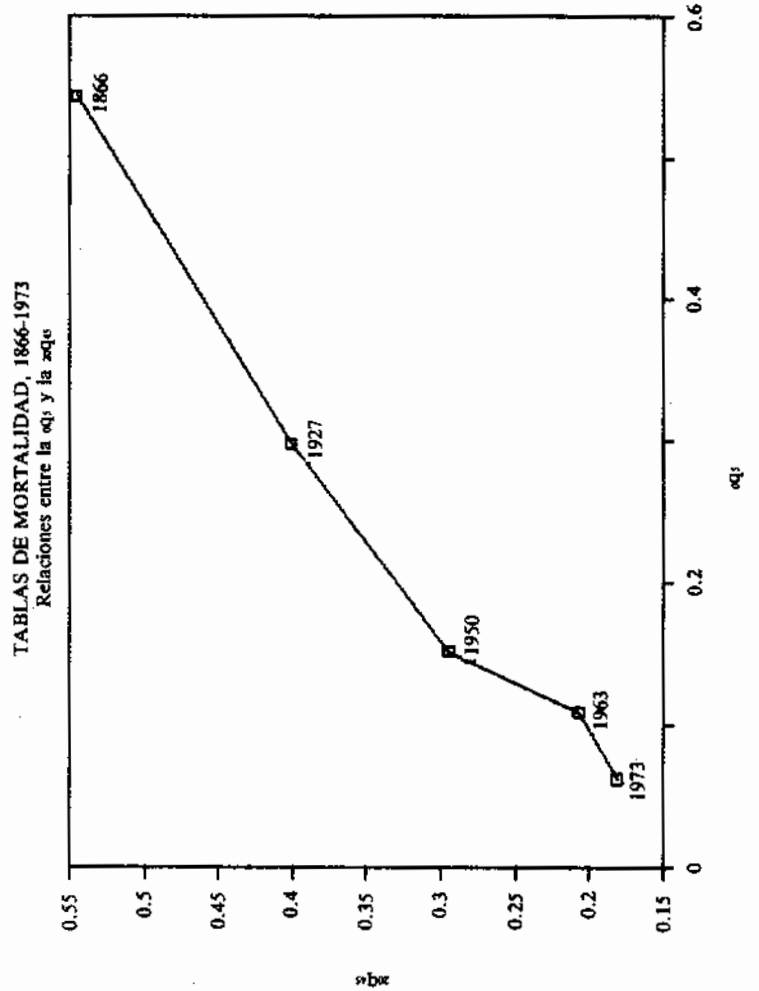

TABLAS DE MORTALIDAD, 1950, 1963 Y 1973
$R_x = q_x/q_{ss}$ (Red 1 de Ledermann)
2
1.9
1.8
1.7
1.6
1.5
1.4
1.3
1.2
1.1
1
0.9
0.8
0.7
0.6
0.5
0.4
Rx
0
20
40
60
80
edades
□ 1950
+ 1963
◆ 1973

GRAFICO 4


TABLAS DE MORTALIDAD, 1866-1973
Relaciones entre la $_{45}q_0$ y la $_{45}q_{45}$
0.55
0.5
0.45
0.4
0.35
0.3
0.25
0.2
0.15
0
0.2
0.4
0.6
1866
1927
1950
1963
1973

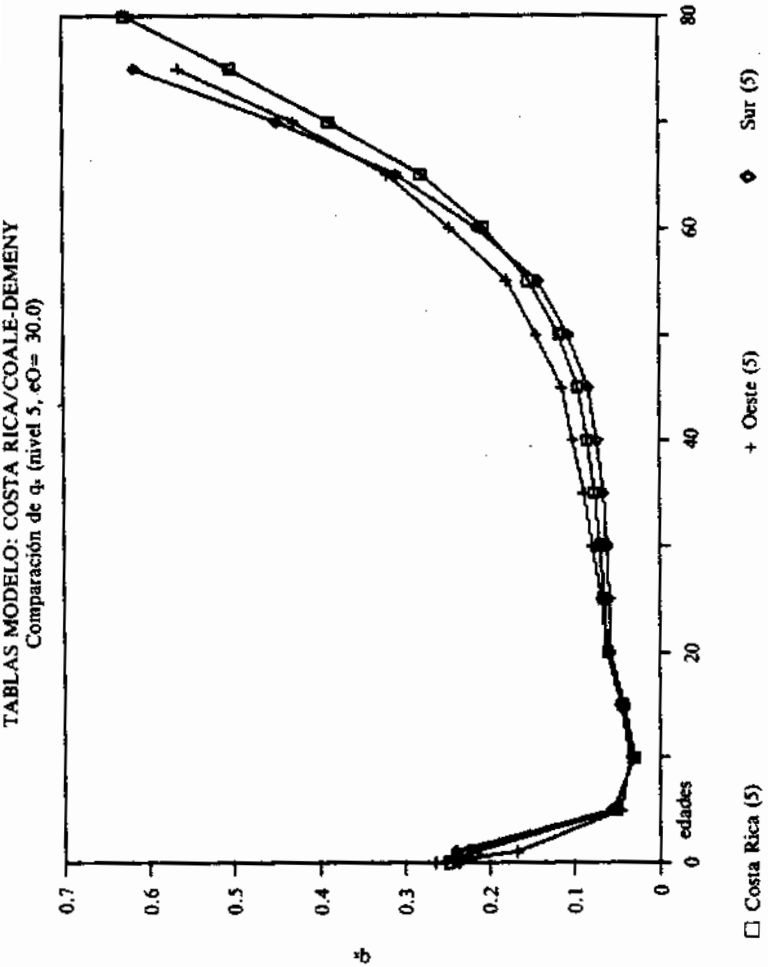
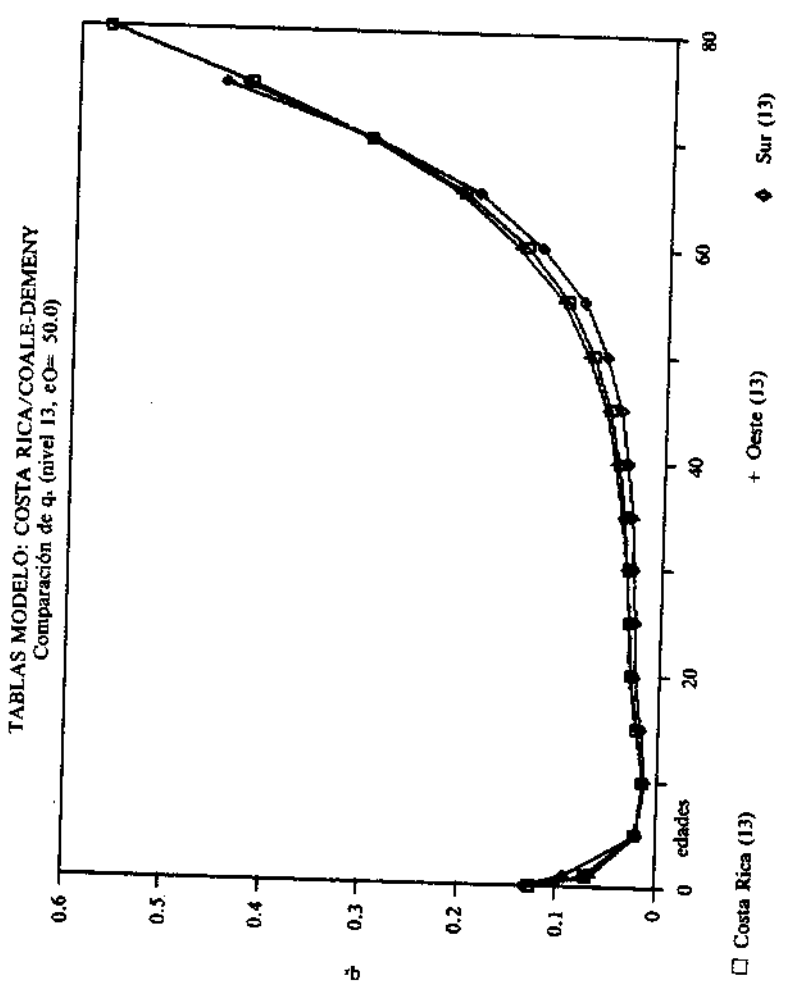

TABLAS MODELO: COSTA RICA/COALE-DEMENY
Comparación de q_x (nivel 5, e^0= 30.0)
q_x
0.7
0.6
0.5
0.4
0.3
0.2
0.1
0
0
20
40
60
80
edades
□ Costa Rica (5)
+ Oeste (5)
◆ Sur (5)

GRAFICO 5.2


TABLAS MODELO: COSTA RICA/COALE-DEMENY
Comparación de q_x (nivel 13, e0= 50.0)
q_x
0.6
0.5
0.4
0.3
0.2
0.1
0
0
20
40
60
80
edades
Costa Rica (13)
Oeste (13)
Sur (13)