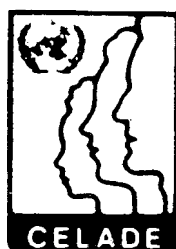


NOTAS DE POBLACIÓN



LC/DEM/CR/G.8

CENTRO LATINOAMERICANO DE DEMOGRAFÍA

NOTAS DE POBLACIÓN

AÑO XIII, No. 37, SAN JOSE, COSTA RICA, ABRIL 1985

CENTRO LATINOAMERICANO DE DEMOGRAFIA

Director interino: Guillermo A. Macció

La revista Notas de Población es una publicación del Centro Latinoamericano de Demografía (CELADE), cuyo propósito principal es la difusión de investigaciones y estudios de población sobre América Latina, aun cuando recibe con particular interés artículos de especialistas de fuera de la región y, en algunos casos, contribuciones que se refieren a otras regiones del mundo. Se publica tres veces al año (abril, agosto y diciembre), con una orientación interdisciplinaria, por lo que acoge tanto artículos sobre demografía propiamente tal, como otros que aborden las relaciones entre los fenómenos demográficos y los fenómenos económicos, sociales y biológicos.

Editor:

Jorge Arévalo
Casilla 91, Santiago, Chile

Comité Editorial:

Guillermo A. Macció
Miguel Villa

Secretaría:

Sylvia Kracht
Enrique Pemjean

Redacción y Administración:

Apartado 5249
San José - Costa Rica

Precio del ejemplar: US\$8

Suscripción anual: US\$20

SUMARIO

Presentación	9
Informe del "Seminario sobre Procedimientos de Estimaciones Demográficas con Tasas de Crecimiento por Edad", <i>Ken Hill</i>	11
Notas para el "Seminario sobre Procedimientos de Estimaciones Demográficas con Tasas de Crecimiento por Edad". Aplicaciones realizadas a información de América Latina, <i>Jorge L. Somoza</i>	27
Estimación de la mortalidad adulta en seis parroquias del Valle Central de Costa Rica (1888-1910) a partir de información sobre orfandad, <i>Dirk Jaspers y Héctor Pérez B.</i>	87
ACTIVIDADES DEL CELADE	107

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

PRESENTACION

En el número 35 de NOTAS DE POBLACION, de agosto de 1984, se publicaron tres artículos metodológicos sobre el uso de tasas de crecimiento por edad para efectuar estimaciones demográficas.

Esos artículos y varios de los métodos allí presentados fueron aplicados a datos de la América Latina por tres alumnos de la Maestría en Demografía del CELADE. Los resultados fueron intensa y ampliamente examinados en un seminario que tuvo lugar en la sede del CELADE en Santiago de Chile del 26 al 29 de noviembre de 1984. Dicho seminario fue patrocinado por CELADE y el Grupo de Trabajo sobre Recolección, Evaluación y Ajuste de Información Demográfica en Países Subdesarrollados, de la Unión Internacional para el Estudio Científico de la Población. (UIECP).

En el seminario se presentó un documento de base, preparado en inglés por Jorge L. Somoza —del que ahora publicamos una versión en español— con aquellos aspectos de mayor utilidad para los interesados en el estudio de los métodos, ya que se presentan aplicaciones en casos en que se sabe que los datos analizados están exentos de error o en los que se han introducido errores controlados.

Otro documento que se publica a continuación, es una traducción al español del informe de la reunión presentado por Kenneth Hill, presidente del Grupo de Trabajo antes mencionado.

También se publica un artículo preparado por Dirk Jaspers (CELADE) y Héctor Pérez Brignoli (Universidad de Costa Rica, que fue presentado al Seminario sobre Mortalidad Adulta y Orfandad en el Pasado, realizado en San José, Costa Rica, en diciembre de 1984.

INFORME DEL "SEMINARIO SOBRE PROCEDIMIENTOS DE
ESTIMACIONES DEMOGRAFICAS CON TASAS DE
CRECIMIENTO POR EDAD", ORGANIZADO POR EL CENTRO
LATINOAMERICANO DE DEMOGRAFIA (CELADE) Y LA
UNION INTERNACIONAL PARA EL ESTUDIO CIENTIFICO
DE LA POBLACION (UIECP)

Santiago de Chile, 26-29 de noviembre de 1984

*Preparado por Kenneth Hill,
Presidente del Grupo de Trabajo sobre
Recolección, Evaluación y Ajuste de
Información Demográfica en Países en Desarrollo*

RESUMEN

Este informe del Seminario Sobre Procedimientos de Estimaciones Demográficas con Tasas de Crecimiento por Edad, fue preparado por K. Hill, Presidente del Grupo de Trabajo Sobre Recolección, Evaluación y Ajuste de Información Demográfica en Países en Desarrollo, de la UIECP. Dicho seminario se efectuó en Santiago de Chile, del 26 al 29 de noviembre de 1984, y fue organizado por la UIECP conjuntamente con el CELADE. En el informe se presentan las principales conclusiones metodológicas derivadas del seminario acerca de la aplicación de tres relaciones que utilizan tasas de crecimiento por edad y que se presentaron durante los tres primeros días del seminario. El último día se dedicó a la presentación de desarrollos muy recientes de métodos de estimación que usan tasas de crecimiento intercensales por edad.

También se presentan algunas conclusiones relevantes referentes a la organización y preparación del seminario, junto con el calendario de trabajo y la lista de participantes.

<ESTIMACION DE POBLACION> <METODOLOGIA>

REPORT ON THE JOINT CELADE-IUSSP WORKSHOP ON THE USE OF AGE-SPECIFIC GROWTH RATES FOR DEMOGRAPHIC MEASUREMENT IN LATIN AMERICA

SUMMARY

This report on the Workshop on the Use of Age-Specific Growth Rates for Demographic Measurement was prepared by Kenneth Hill, Chairman of the Task Force of IUSSP on Collection, Evaluation and Adjustment of Demographic Data in Developing Countries. The Seminar was held in Santiago, Chile, 26-29 November 1984, and was organized jointly by IUSSP and CELADE. The main methodological conclusion reached on the first three days of the Seminar are described, concerning the use of relationships based on age-growth rates. In the last day of the Seminar certain recent advances of estimation methods using intercensal growth rates were presented.

<POPULATION ESTIMATE> <METHODOLOGY>

Antecedentes

La Unión Internacional para el Estudio Científico de la Población (UIECP) estableció en 1982 un Grupo de Trabajo sobre Recolección, Evaluación y Ajuste de Información Demográfica en Países en Desarrollo. El Grupo de Trabajo decidió que su tarea debía orientarse a dos objetivos: estimular la investigación de nuevos métodos de recolección, evaluación y ajuste de datos demográficos y diseminar desarrollos recientes y nuevos en esos campos, a través de una serie de seminarios regionales. Cada uno de los seminarios se ocuparía, por una parte, de los problemas que debe enfrentar el análisis demográfico regional, incluyendo la situación relacionada con la información disponible, y, por la otra, de reunir a funcionarios gubernamentales, investigadores y docentes en el campo demográfico, con quienes se ocupan del desarrollo de nuevas metodologías, con el fin de extender el conocimiento de esos nuevos procedimientos y examinar los problemas que surgen en su aplicación e interpretación. Este informe se ocupa del primero de tales seminarios, realizado en Santiago de Chile en noviembre de 1984, y dedicado a América Latina.

Asuntos considerados en el "Seminario sobre procedimientos de estimaciones demográficas con tasas de crecimiento por edad"

En relación con el resto del mundo en desarrollo, América Latina ocupa un lugar relativamente destacado por la buena calidad de sus datos, así como también por su nivel de capacidad en el análisis demográfico. La mayoría de los países de la región han levantado sus censos a intervalos por lo común regulares a lo largo de las tres últimas décadas, disponen de sistemas de registro de estadísticas vitales bien establecidos --a pesar de que su cobertura sea frecuentemente incompleta-- y han realizado recientes encuestas demográficas. Sus poblaciones han experimentado, casi universalmente, fuertes descensos en su mortalidad a lo largo de ese período, y en la mayoría de los países se registra también una marcada baja de su fecundidad en los últimos años. Como resultado de estos cambios, las distribuciones por edad han dejado de ser, ni siquiera aproximadamente, asimilables a una estructura estable. La combinación de estas circunstancias en relación con la disponibilidad de información y la estructura demográfica, sugirieron que una gama de métodos de medición demográfica desarrollados recientemente --que utilizan tasas de crecimiento por edades-- serían particularmente aplicables a América

Latina, a pesar de que el conocimiento de tales métodos en la región era reducido. Se propuso, por lo tanto, que tales métodos fuesen el tema central del Seminario de América Latina.

Organización del Seminario

Un elemento esencial en la realización de los seminarios del Grupo de Trabajo es el establecimiento de una estrecha colaboración con instituciones de relevancia en la región. Conversaciones exploratorias con el Centro Latinoamericano de Demografía (CELADE) permitieron comprobar su decidido apoyo a la iniciativa propuesta y su interés en colaborar con el Grupo de Trabajo en la realización del Seminario. Jorge Somoza aceptó la pesada tarea de organizar la reunión, por encargo del CELADE y del Grupo de Trabajo. El costo de la operación fue compartido por ambas partes. El CELADE se hizo cargo de los gastos de traslado de participantes latinoamericanos y del costo de los trabajos preparatorios, como también de la organización local. Para ello contó con el respaldo financiero del Programa de Cooperación e Intercambio CELADE/CANADA. El Grupo de Trabajo cubrió los honorarios del organizador y los gastos de traslado de los expertos que viajaron desde fuera de la región, con fondos otorgados por el Gobierno del Canadá, entregados a la UIECP para su utilización en actividades del Grupo de Trabajo. La participación de William Brass fue financiada parcialmente por la Overseas Development Administration (ODA), del Reino Unido.

Como resultado de las conversaciones entre representantes del Grupo de Trabajo, del CELADE y el organizador, se decidió fijar entre 20 y 30 el número de participantes en el Seminario, procurando elevar el nivel técnico de la reunión. Por tal razón se invitó a especialistas altamente calificados de la región y a expertos muy destacados en el desarrollo de metodologías, y se redujo la duración del Seminario, lo que fue posible gracias a un extenso trabajo preparatorio.

Preparación para el Seminario

Fueron seleccionados, para un intenso examen, tres métodos que emplean tasas de crecimiento intercensales por edad. Estos fueron: 1) un procedimiento para estimar el grado de cabalidad del registro de las muertes propuesto por Bennett-Horiuchi (1983), que utiliza información sobre muertes registradas, clasificadas por grupos

de edades, y tasas de crecimiento intercensales, también por edad; 2) una relación válida en una población teórica, desarrollada por Preston y Coale (1983), estrechamente relacionada con la ecuación de Bennett-Horiuchi, que resulta útil para evaluar la coherencia de la distribución por edades dada por los censos y los nacimientos y muertes registrados, y, 3) un método, ideado por Preston (1983), encaminado a estimar la tasa de natalidad y el nivel de la mortalidad a partir de tasas de crecimiento intercensal por edad y de una distribución por edades del período intercensal. Los tres documentos fueron traducidos al español por el organizador y posteriormente publicados en *Notas de Población* (1984).¹ Al seminario también se presentaron otros métodos; sin embargo, ellos no fueron sometidos a la intensa evaluación previa aplicada a los tres mencionados anteriormente.

Los trabajos preparatorios fueron incorporados a la actividad docente regular del CELADE, asignándose a tres estudiantes del curso de Maestría la aplicación y evaluación de los métodos. Con cada uno de éstos se efectuaron dos tipos de evaluación. En primer lugar, fueron aplicados a información proveniente de una proyección de población, de la que se conocían su fecundidad, mortalidad y migración y la presencia de ciertos errores. Luego, en segundo lugar, se aplicaron los métodos a datos reales, correspondientes a países de la región. El primer ejercicio permitió conocer la forma en que errores típicos de la información y desviaciones de los supuestos del método podían distorsionar los resultados.

Los errores supuestos fueron: subregistro de las muertes, cambios en la cobertura de los censos, omisiones en grupos determinados de edad en la enumeración de ambos censos. Este ejercicio permitió, después, interpretar las irregularidades que se presentaban cuando se examinaba una aplicación real y mejorar las formas de emplear los métodos. El organizador, con la colaboración de los tres estudiantes, preparó un documento base, en el que se muestra el resultado de la aplicación de los métodos a datos teóricos y reales, evaluando su eficiencia en la derivación de estimaciones demográficas cuando eran empleados con información real.

¹ *Notas de Población*, Año XII, No. 35, agosto de 1984, CELADE, San José, Costa Rica.

El Seminario

Se realizó en el CELADE, Santiago de Chile, entre los días 26 y 29 de noviembre de 1984. Tanto la agenda como la lista de participantes —que incluye miembros del personal del CELADE, estudiantes del Curso de Maestría, representantes de instituciones de la región, así como representantes de la UIECP y expertos invitados— se presentan en el Apéndice. Los idiomas del taller fueron el español y el inglés, empleándose el procedimiento de traducciones a continuación de cada intervención, método que ha probado ser satisfactorio en anteriores oportunidades en el mismo CELADE. El Seminario se inició con unas breves palabras de bienvenida de Oscar J. Bardeci. Posteriormente también habló el profesor William Brass, vicepresidente de la UIECP.

Los tres primeros días de la reunión estuvieron dedicados a la presentación y examen de los tres métodos seleccionados para su examen en profundidad. Se utilizó una misma forma para la presentación de los tres. Primero, el estudiante del CELADE responsable de un método presentaba su fundamento teórico, luego describía su aplicación a información teórica —que incluía situaciones con errores conocidos o desvíos de los supuestos— y finalmente presentaba conclusiones sobre el comportamiento y valor del método para fines de estimaciones demográficas, incluyendo la consideración de variantes en las formas de aplicación que pudiesen mejorar su comportamiento. Luego, el autor del método, o los miembros del grupo de expertos invitados, hacían comentarios sobre aplicaciones y resultados, después de lo cual se llegaba a un período de intercambio general de ideas. Una vez completadas las presentaciones teóricas, el procedimiento se repetía con el examen de aplicaciones a situaciones reales de países de la región (Chile, Argentina, Perú, Venezuela, Costa Rica y México). Aplicados a datos reales, afectados por errores reales pero desconocidos, en la información, los resultados de los métodos originaban un animado debate. Los patrones de distorsión encontrados al usar los métodos con información teórica proporcionaban un valioso elemento de juicio para interpretar los resultados de aplicaciones a información real. Las interacciones de varias distorsiones, sin embargo, son complejas y, por otra parte, los efectos de una mala declaración de la edad no fueron examinados en forma sistemática. De tal forma, en muchos casos no fue posible detectar con precisión los errores implícitos en la información analizada.

El último día estuvo dedicado a la presentación de desarrollos muy recientes de métodos de estimación que usan tasas de creci-

miento intercensales por edad. Entre ellos, uno que utiliza información sobre orfandad (proporciones con madre o padre sobreviviente según la edad), recogida en dos censos o encuestas, para estimar la mortalidad adulta; otro que emplea información sobre el promedio de hijos tenidos por la población femenina clasificada en grupos quinquenales de edad, para estimar la fecundidad; un método simple de equilibrio del crecimiento, por edad, para estimar la cobertura relativa de un censo y la cabalidad del registro de muertes; el uso de la distribución por edades dada por dos censos y una tabla de vida intercensal, para estimar migraciones por edad, y el uso de la distribución por edades, de dos censos, a fin de derivar una tabla de vida completa intercensal. Estas presentaciones, que cubrieron la metodología subyacente y la aplicación de los métodos, estimularon un animado intercambio de opiniones.

Las reuniones se condujeron en un ambiente informal, lo que hizo posible un libre cambio de ideas y de interpretación de los resultados, a pesar de las interrupciones necesarias para la traducción. El cuidadoso trabajo preparatorio con ejemplos teóricos y aplicaciones prácticas, y la alta calificación de los participantes, condujeron a un debate que se desarrolló, uniformemente, en un alto nivel. Esto contribuyó no sólo a una mejor comprensión y apreciación de los métodos por todos los participantes —de estudiantes a expertos— sino que también a mejorar en la práctica la aplicación de los métodos.

Resultados del Seminario

a) Conclusiones metodológicas

Las conclusiones extraídas acerca de la aplicabilidad de los tres métodos estudiados en profundidad se resumen a continuación. Ellas se describen con mayor detalle en el documento base preparado para la reunión. Esta presentación tratará, en primer lugar, el comportamiento de los tres métodos en aplicaciones teóricas, considerará después algunos puntos generales relacionados con formas de cálculo y, finalmente, tratará aspectos particulares de cada método.

i) El método de Bennett-Horiuchi para estimar la cabalidad del registro de muertes utiliza tasas de crecimiento por edad, calculadas a partir de resultados de dos censos, a fin de expandir el número de muertes registradas en el período intercensal con edades por encima de la edad x y estimar la población de edad x . El cociente entre la po-

blación estimada y la enumerada proporciona una medida del grado de cabalidad del registro de muertes. Las aplicaciones teóricas sugieren que el método produce resultados más coherentes cuando se utiliza densidad (el número de personas que alcanzan la edad exacta a durante el período intercensal), en lugar de población por grupos de edades; que el método es moderadamente sensible al procedimiento que se utiliza para estimar la población en el punto inicial (el límite inferior de edad de intervalo abierto en el que se clasifican las muertes) aunque la estimación que se obtiene sobre la cabalidad del registro de muertes es precisa (en más o menos tres por ciento), cuando se utiliza el procedimiento propuesto por los autores; que la migración distorsiona las estimaciones de cabalidad para edades hasta los 40 años, con la cabalidad del registro de muertes sobrestimada por la inmigración y subestimada por la emigración; que una omisión sistemática, en determinados grupos de edades de ambos censos, aumenta solamente las estimaciones afectadas por esas edades; y que la menor cobertura del segundo censo, en relación con el primero, conduce a una substancial subestimación del grado de cabalidad del registro de muertes para los grupos de edades jóvenes, aunque las estimaciones se aproximan al verdadero nivel para edades por encima de los 65 años, con un patrón por edad similar al producido por la emigración.

ii) El método denominado Preston-Coale, es similar al de Bennett-Horiuchi, aunque invertido. El número de muertes registradas y tasas de crecimiento intercensal por edades se utilizan a fin de ir reduciendo la población inicial, por ejemplo, tomada a la edad de 10 años. La coherencia de la información es evaluada calculando cocientes entre población estimada y observada. Este método no está afectado por el intervalo abierto, toda vez que el cálculo avanza de las edades jóvenes hacia las más avanzadas, siendo aparentemente poco dependiente del punto inicial, a menos que la población esté abierta a migraciones y, nuevamente, parece que se logran resultados más coherentes cuando se utilizan densidades en lugar de población clasificada por grupos de edad. Esta comprobación de coherencia no proporciona una estimación de la cabalidad del registro de muertes, ya que los cocientes obtenidos se ven sólo ligeramente afectados por ella, excepto en el tramo de edades por encima de los 60 años, donde los cocientes pueden reflejar la existencia de subregistro. La omisión sistemática, en ambos censos, de personas de grupos de edades determinadas se refleja en los cocientes de esas edades en forma proporcional al grado de omisión, y el subregistro de nacimientos —si se inicia el procedimiento a la edad 0— reduce los cocientes en forma pro-

porcional al subregistro. Una omisión en el segundo censo, en relación con el primero, tiene un efecto pronunciado en los cocientes, que se elevan marcadamente con el avance de las edades; la emigración produce un patrón algo similar aunque los cocientes, en este caso, suben en forma más empinada en el tramo de edades jóvenes, y menos pronunciada en las edades avanzadas; la inmigración determina cocientes que descienden bruscamente con la edad, como lo haría un aumento en el grado de cobertura censal del segundo censo. Este método, si se utiliza la edad 0 como punto de partida, dada su extrema sensibilidad a los cambios en la cobertura de los censos, representa una herramienta útil para diagnosticarlos.

iii) El método integrado de Preston utiliza tasas de crecimiento intercensal por edades —número de personas que alcanzan a cumplir la edad a durante el período intercensal— una estimación de la probabilidad de sobrevivir a la edad 5 y un patrón apropiado de mortalidad adulta, a fin de estimar la tasa de natalidad del período entre ambos censos, y el nivel de la mortalidad posterior a la niñez. No emplea información de registros de nacimientos ni de muertes, pese a lo cual la cabalidad del registro de nacimientos podría obtenerse calculando el cociente entre la tasa registrada y estimada, y las muertes registradas podrían emplearse para obtener el patrón de mortalidad adulta. Una vez más, se vio que la coherencia de los resultados dependía de la forma utilizada en el cómputo de los cumpleaños, encontrándose que una interpolación por cohortes producía un gráfico mucho más regular que un promedio de personas-año de una misma edad, en los dos censos. Pudo apreciarse que la migración introducía una importante curvatura en los puntos representativos de edades sucesivas, convexa hacia el origen tratándose de inmigración, cóncava si se trata de emigración. La distorsión en las estimaciones finales, sin embargo, era reducida cuando el nivel de la mortalidad adulta se estimaba a partir de puntos, aproximadamente alineados, que mostraban los datos de edades de 50 y más años. La tasa de natalidad se estimó ajustando una línea recta a los puntos de la población por debajo de los 30 años. La omisión en el grupo de edad particular 20-29 —en ambos censos— producía irregularidades en edades por debajo de los 30 años, sin afectar los puntos correspondientes a edades superiores. Una omisión mayor en el segundo censo, en relación al primero, produce una serie de puntos con una marcada curvatura, que hace recordar el efecto producido por la emigración, pese a lo cual, si se emplean los puntos para edades por encima de los 50 años para estimar el nivel de la mortalidad adulta —y los correspondientes a edades por debajo de los 30 años para estimar la tasa de natalidad—, se obtienen resultados razonables.

El examen anterior indica que los tres métodos tienen la característica común de requerir una estimación de la población media por edades en el período intercensal, o el número de personas que alcanza un cumpleaños particular, durante el mismo. La coherencia de los resultados que se obtienen está afectada por el valor calculado y por la forma de calcularlo. Tanto las aplicaciones teóricas como las reales sugieren que es más satisfactorio tratar con densidad, es decir, población a edades exactas, que con población por grupos de edades, y que alguna forma de interpolación por cohortes proporciona resultados más coherentes que una interpolación, entre el número de personas en un grupo de edades dado, en los dos censos, pese a que esta última conclusión puede ser válida solamente si las variaciones en los grupos son reales y reflejan variaciones verdaderas en el tamaño de las cohortes, antes que situaciones importantes de mala declaración de la edad.

Otra característica, común a los tres métodos, es el impacto relevante que produce la variación del grado de cobertura o de la migración intercensal. Cambios en la cobertura y migración producen resultados con un patrón similar, con diferencias menores en el patrón por edad, generalmente desviaciones marcadas a edades jóvenes (cuando se trata de migración), a edades avanzadas (al tratarse de cambios en la cobertura). En aplicaciones reales, con distorsiones adicionales provenientes de mala declaración de la edad, es imposible distinguir el efecto separado de esos dos fenómenos. En estas circunstancias deben aplicarse otros métodos adicionales tales como la derivación de una tabla de vida a partir de las muertes registradas y las tasas de crecimiento por edad, a fin de explorar la naturaleza de las discrepancias más a fondo. Sin embargo, queda en pie el hecho de que será siempre difícil, utilizando solamente métodos demográficos, distinguir entre cambios de cobertura y migración (especialmente emigración); los efectos de la inmigración pueden ser aminorados trabajando sólo con la población nativa, aunque la información de las muertes según país de nacimiento generalmente no es conocida.

Fuera de los cálculos de las densidades de población, descritos más arriba, los métodos (ii) y (iii) no presentan problemas especiales en relación con los cálculos. El método (i), en cambio, presenta una dificultad especial en la determinación de la población estimada a la edad i , donde i es el límite inferior del grupo de edades abierto en la clasificación de las muertes. Se hace menester recurrir a modelos a fin de expandir el número de muertes de edades $i+$, a fin de estimar la población de edad i . El procedimiento que se use afecta el

cociente entre la población estimada y observada en todas las edades por debajo de *i*. El método de expansión propuesto por Bennett y Horiuchi introduce aparentemente pequeños errores, de más o menos un tres por ciento, en las estimaciones del grado de cabalidad del registro de muertes, según los resultados de las aplicaciones a datos teóricos.

b) Conclusiones en relación con la organización

A juicio de los participantes en el Seminario, éste fue un éxito. Juzgándolo retrospectivamente, su mérito puede ser atribuido a varios factores, siendo los más importantes: *i*), la concentración en un único tema, claramente definido, el uso de tasas de crecimiento intercensal por edad en la derivación de estimaciones demográficas; *ii*) la cuidadosa organización previa del seminario y el extenso trabajo preparatorio, consistente en aplicaciones de los métodos que se examinarían en la reunión. (Debe agradecerse a Jorge Somoza su dedicación a la organización general, y también a los tres estudiantes del CELADE —Víctor García, Diego López y Sonia Mychaszula— por el arduo trabajo que les significó el hacer aplicaciones de los métodos y los comentarios correspondientes; *iii*), el entusiasta apoyo del CELADE en todos los aspectos del Seminario; *iv*), el breve, concentrado, avanzado —y al mismo tiempo informal— modo de presentación, que se combinó con el alto nivel de capacitación de los participantes, y *v*), la habilidad de la UIECP para reunir en el Seminario a relevantes personalidades en este campo del conocimiento, que contribuyeron significativamente a la alta calidad de los debates (Debe agradecerse a William Brass, Ansley Coale y Samuel Preston el que hayan dedicado tiempo para participar en esta reunión).

Sin embargo, con la intención de aprovechar esta experiencia para futuras reuniones de este tipo, debe señalarse que, a juicio de algunos participantes, la forma de presentación de los métodos estudiados estuvo demasiado concentrada, lo que impidió disponer del tiempo suficiente para un examen más cuidadoso y una reflexión sobre los resultados presentados. Los seminarios que en el futuro se organicen deben ser cortos, con pocos participantes y muy especializados, como es el caso del que estamos analizando, o, por el contrario, de mayor duración, con más participantes y sobre temas más generales.

Diseminación de los resultados

El objetivo principal de los seminarios organizados por el Grupo de Trabajo está en la diseminación de metodologías nuevas en el campo de las mediciones demográficas entre una amplia audiencia en países menos desarrollados, que tiene ya acceso más o menos general, a la literatura técnica. El Seminario de Santiago tiene el significado de haber recorrido ya alguna parte del trayecto en busca de tal objetivo. Como resultado de la reunión, los métodos que utilizan tasas de crecimiento por edad han sido incorporados a los cursos de Maestría en Demografía del CELADE, tres de sus estudiantes han estudiado esos métodos en profundidad, y éstos forman parte ahora de los instrumentos de la labor permanente del CELADE en la evaluación de las condiciones demográficas de los países de la región.

Los artículos que describen los tres métodos han sido traducidos al español y publicados en la revista *Nota de Población* No. 35, de agosto de 1984, aumentando así las posibilidades de acceso, dentro de la región, a tales metodologías. También se tiene la intención de publicar los artículos adicionales presentados al Seminario (una lista de ellos se presenta en el Apéndice).

Sin duda alguna, esta reunión ha contribuido —y seguirá haciéndolo en el futuro— al conocimiento y utilización de estos métodos en América Latina.

APENDICE

Programa del Seminario

Lunes

26 de noviembre 15:00–18:30 Introducción.

Aplicaciones teóricas del método de Bennett-Horiuchi.

Martes

27 de noviembre 9:30–12:00 Aplicaciones teóricas del método de Preston-Coale.

14:30–18:00 Aplicaciones teóricas del método de Preston.

Miércoles

28 de noviembre 9:30–12:00 Aplicaciones del método de Bennett-Horiuchi a información de Argentina, Brasil, Chile, Costa Rica, Guatemala, México, Panamá y Venezuela.

14:30–18:00 Aplicaciones de los métodos de Preston-Coale y Preston a datos de los mismos países.

Jueves

29 de noviembre 9:30–12:00 Métodos que usan tasas de crecimiento por edad para derivar tablas de vida intercensales y análisis de proporciones de no huérfanos entre dos censos.

14:30–18:00 Métodos que usan tasas de crecimiento intercensal por edades con promedios de hijos por mujer, según la edad, con emigración y con la ecuación de equilibrio de crecimiento.

Documentos presentados al Seminario

- Ansley J. Coale, "Life table construction on the basis of two enumerations of a closed population". (Reprinted from Population Index, Summer (1984).
- Ansley J. Coale, "An extension and simplification of a new synthesis of age structure and growth".
- Ansley J. Coale, Meredith John, Toni Richards, "Calculation of age specific fertility schedules from tabulations of parity in two censuses".
- Samuel H. Preston, Nancy Chen, "Two census orphanhood methods for estimating adult mortality, with applications to Latin America".
- Ken Hill, "A note on the growth balance equation in a non-stable population".
- Ken Hill, "Note on the use of age-specific growth rate methods to estimate emigration from Mexico".

PARTICIPANTES EN EL SEMINARIO

Profesores invitados

William Brass, Centre for Population Studies, United Kingdom
Ansley Coale, Princeton University, United States
Samuel Preston, University of Pennsylvania, United States

Participantes de América Latina

Víctor García, Curso de Maestría en Demografía, CELADE
Diego López, Curso de Maestría en Demografía, CELADE
Sonia Mychaszula, Curso de Maestría en Demografía, CELADE
Raúl Nordio, Universidad Nacional de Córdoba, Argentina
Laura Rodríguez, SEADE, San Pablo, Brasil
Mónica Correa, INE, Santiago, Chile
Nora Ruedi, INE, Santiago, Chile

Personal del CELADE

Oscar Julián Bardeci, Director

Carmen Arretz

Albino Bocaz

Juan Chackiel

Larry Finnegan

Dirk Jaspers

Oscar Moya

Hernán Orellana

José Miguel Pujol

Zaida Soto

Representantes de la UIECP

Jorge L. Somoza, Organizador del Seminario

Kenneth Hill, Presidente del Grupo de Trabajo

NOTAS PARA EL SEMINARIO SOBRE PROCEDIMIENTOS DE ESTIMACIONES DEMOGRAFICAS CON TASAS DE CRECIMIENTOS POR EDAD. APLICACIONES REALIZADAS A INFORMACION DE AMERICA LATINA

Jorge L. Somoza

RESUMEN

Se presenta una descripción del trabajo de preparación hecho para el Seminario sobre Procedimientos de Estimaciones Demográficas con Tasas de Crecimiento por Edad, organizado por el CELADE y la UIECP. En ese trabajo preparatorio se estudió el comportamiento en situaciones controladas de tres relaciones, a las que se llama *Bennett-Horiuchi*, *Preston-Coale* y *Preston*. Son relaciones válidas para cualquier población cerrada y que tienen en común el hecho de requerir de tasas de crecimiento por edad.

La aplicación se realizó usando como información básica tres proyecciones de población para un período de 10 años, una suponiendo población cerrada, otra con inmigración y la última con emigración. Además, en la proyección cerrada se simulaban algunos errores frecuentes en los países latinoamericanos (omisión censal, omisión de defunciones, omisión de personas en algunos grupos de edad determinados).

Se presentan algunas modificaciones menores hechas para mejorar las estimaciones y las conclusiones más importantes que se derivan de la aplicación de las relaciones antes mencionadas. La relación llamada *Bennett-Horiuchi*, sirve para estimar el grado de cobertura relativo (respecto al censo) del registro de defunciones; la de *Preston-Coale* proporciona algunos elementos acerca de la coherencia de la información utilizada (dos censos consecutivos y registros de defunciones y nacimientos). Por último la técnica de *Preston* permite, a partir de dos censos y una tabla estándar de mortalidad, calcular estimaciones de la tasa de natalidad y un factor de conversión de la tabla estándar a una aplicable a la población en estudio.

<ESTIMACION DE POBLACION> <MODELO DE POBLACION>
<METODOLOGIA> <TASA DE CRECIMIENTO>

NOTES FOR DISCUSSING THE AGENDA OF THE WORKSHOP ON THE USE OF AGE-SPECIFIC POPULATION GROWTH RATES FOR DEMOGRAPHIC MEASUREMENT IN LATIN AMERICA

SUMMARY

The preparatory work previous to the Workshop on the Use of Age-Specific Rates for Demographic Measurements organized by CELADE and IUSSP is described. During the Workshop was studied the behaviour, under controlled conditions, of the so-called *Bennett-Horiuchi*, *Preston-Coale* and *Preston* relationships. These relationships are valid for any closed population, and they share the requirement of age growth rates.

The methods were applied to the basic information of three 10 years population projections with different assumptions: closed population, immigration or emigration. In the first one, several frequently found errors in Latinamerican countries were simulated (censal underenumeration, unregistered deaths, and underenumeration of certain age-groups in the census).

Several minor improvements are described as well as the most important conclusions derived from the use of the above mentioned relationships. The so-called *Bennett-Horiuchi* equation is useful to estimate the coverage of death registration relative to the population census. The *Preston-Coale* relationship gives some information about the consistency of the basic information about the consistency of the basic information (two sequential censuses, death and birth registration). With the *Preston* formula, on the basis of a standard life-table and two censuses, it is possible to estimate birth rates, and a factor to convert the standard table on a life-table adapted to the population under study.

<POPULATION ESTIMATE> <POPULATION MODEL>
<METHODOLOGY> <GROWTH RATE>

RECONOCIMIENTO

Este documento se basa, fundamentalmente, en los trabajos realizados por tres estudiantes del Curso de Maestría en Demografía del CELADE. Con mucha gratitud, el autor de este artículo expresa su reconocimiento a Víctor García, Diego López y Sonia Mychaszula. Ellos efectuaron todos los cálculos, cuyos resultados se presentan en esta nota, y son además responsables de las innovaciones introducidas en la forma de aplicar los métodos que se analizan.

INTRODUCCION

Cuando nuestro trabajo se inició, tenía como objetivo estudiar y aplicar a información proveniente de países de América Latina métodos presentados en tres documentos seleccionados.¹⁻²⁻³ Se cumplió en lo que se refiere a los citados en ¹ y ³. En cuanto al de *Preston-Coale*, trata de un número tan vasto de temas que se hizo necesario seleccionar —entre las muchas relaciones que presenta— aquella más próxima, por su similitud, a la fórmula básica del documento de *Bennett-Horiuchi*. Era ventajoso disponer de dos relaciones estrechamente vinculadas entre sí a fin de facilitar la comparación en el comportamiento de ambas. Por otra parte, debió trabajarse de acuerdo a un estricto calendario, enfrentando además el hecho de que varios de los participantes en este ejercicio residían en seis diferentes lugares de la región latinoamericana.

¹ Neil G. Bennett, Shiro Horiuchi: "Estimating the completeness of death registration in a closed population", *Population Index* 47 (2) Summer 1981.

² Samuel Preston, Ansley Coale: "Age structure, growth, attrition and accession: A new synthesis", *Population Index* 48 (2): 217-59, Summer 1982.

³ Samuel H. Preston: "An integrated system for demographic estimation from two age distributions", *Demography*, Volume 20, N°2, May 1983.

Las tres relaciones estudiadas se presentan a continuación, en el orden en que ellas son examinadas, que es coincidente con el orden en que ellas fueron publicadas (suponemos que el lector está familiarizado con esos tres documentos, aparecidos en el número 35, de Notas de Población, por lo que no incluiremos aquí la definición de los símbolos que aparecen en las expresiones):

Bennett-Horiuchi

$$N(a) = N(a+5) \cdot \text{EXP}(5 \cdot {}_5r_a) + {}_5D_a \cdot \text{EXP}(2.5 \cdot {}_5r_a)$$

con un valor inicial $N(A)$, para $A = 80, 75, \dots$, que se obtiene por medio de la siguiente ecuación de regresión:

$$N(A) = D(A+) \cdot (\text{EXP}[r(A+) \cdot e(A)] - [r(A+) \cdot e(A)]^2 / 6),$$

donde $e(A)$ es la esperanza de vida a la edad A

Preston-Coale

$$N(a) = N(a-5) \cdot \text{EXP}(-5 \cdot {}_5r_{a-5}) - {}_5D_{a-5} \cdot \text{EXP}(-2.5 \cdot {}_5r_{a-5})$$

con un valor inicial $N(a)$, donde a puede tomar un valor tal como: 0, 5, 10. . . Si $a=0$, $N(0)=B$, esto es, la densidad de nacimientos.

En sus documentos, los autores no presentan la fórmula anterior escrita en forma exactamente igual a como la presentamos aquí. Ella se deriva de la expresión siguiente, que se transcribe del documento original:

$$N(a+n) = N(a) \text{EXP}(-\int_a^{a+n} r(x) dx) + \int_a^{a+n} (A(x) - D(x)) \cdot \text{EXP}(-\int_x^{a+n} r(y) dy) dx$$

Durante las sesiones de trabajo que tuvieron lugar en CELA-DE-Santiago en el mes de agosto llamamos, alguna vez, “descendente” a la fórmula de *Preston-Coale*, ya que en ella se avanza de edades jóvenes hacia edades más avanzadas, de la parte de arriba a la parte de abajo del cuadro de cálculo, en oposición a la expresión de *Bennett-Horiuchi*, u otra relación de *Preston-Coale*, presentada también en el documento de estos últimos, que es “ascendente”, esto es, se avanza en los cálculos desde una edad hacia otra más joven.

A fin de distinguir entre estas dos fórmulas, sin peligro de confusión, llamaremos *Bennett-Horiuchi*, a la fórmula de *Preston-Coale* ascendente y simplemente *Preston-Coale*, a la descendente.

Preston

$$\frac{p^*(5) \cdot \text{EXP}(-\int_0^a r(x) dx)}{c(a)} = \frac{1}{b} + \frac{K}{b} \left[\frac{{}_s q_s(a)}{{}_s p_s(a)} \right] a \geq 5$$

El trabajo efectuado puede clasificarse, de un modo natural, en dos etapas, cada una de las cuales se describe en un capítulo separado.

Es interesante observar cuáles son los resultados que se obtienen cuando se aplican las tres fórmulas examinadas a información libre de errores. Este es el objetivo del capítulo I, en el que los procedimientos estudiados se aplican a una población cerrada, proyectada por un período de 10 años. Se pensó que era interesante realizar el ejercicio con información separada por 10 años, por ser éste el plazo que se presenta con mayor frecuencia en la práctica. La situación teórica corresponde, por lo tanto, a una población con censos completos, levantados con un intervalo de 10 años, sin migración y con registros completos de nacimientos y muertes. La fecundidad y la mortalidad son conocidas. Se empleó una proyección de la población femenina de la Argentina, sin migración, correspondiente al período 1970-1980.

El cociente ${}_s \hat{N}_a / {}_s \bar{N}_a$ entre el valor estimado (mediante las relaciones de *Bennett-Horiuchi* o *Preston-Coale*) y el valor observado, debe ser próximo a 1, en tanto que las estimaciones de la tasa de natalidad y la esperanza de vida a la edad 5, obtenidas mediante la aplicación de la fórmula de *Preston* deben, de un modo similar, ser próximas a los valores conocidos.

En el capítulo II se estudió cómo los resultados logrados en el capítulo I eran afectados por las siguientes modificaciones a la situación anterior, introducidas en forma separada:

- (a) inmigración durante el período intercensal,
- (b) emigración durante el período intercensal,
- (c) 20 por ciento de omisión en el registro de las muertes,
- (d) 10 por ciento de omisión, en ambos censos, en el grupo de edades 20-29 años,
- (e) 5 por ciento de omisión en el segundo censo.

Se estudió también (*f*), el efecto de una omisión del 10 por ciento en el registro de nacimientos, cuando se examinó la fórmula de *Preston-Coale* con una edad inicial igual a 0.

Teniendo en cuenta las diferencias que se presentan cuando se aplican las fórmulas a datos no afectados por errores (capítulo I) fue posible observar cómo las modificaciones enumeradas anteriormente alteraban los resultados esperados.

Este es un ejercicio útil, que permite detectar el efecto de desviaciones aisladas de una situación ideal. Cuando se está frente a una aplicación a datos reales, desde luego, la situación es muy diferente a la de estos casos de simulaciones, ya que entonces, probablemente todas las alteraciones de la situación ideal estarán presentes, con diferente intensidad. Las predominantes, sin embargo, podrán tal vez detectarse después de un examen cuidadoso del capítulo II.

CAPITULO I

En este capítulo se aplican, a información libre de errores, las tres expresiones presentadas en el capítulo introductorio. La simulación se hace con una población real que se proyecta por un período de 10 años, suponiendo que no hay migraciones. Esta situación es equivalente, en consecuencia, a la de una población enumerada en dos censos, separados entre sí por 10 años, con cobertura completa y con registros de nacimientos y muertes también completos.

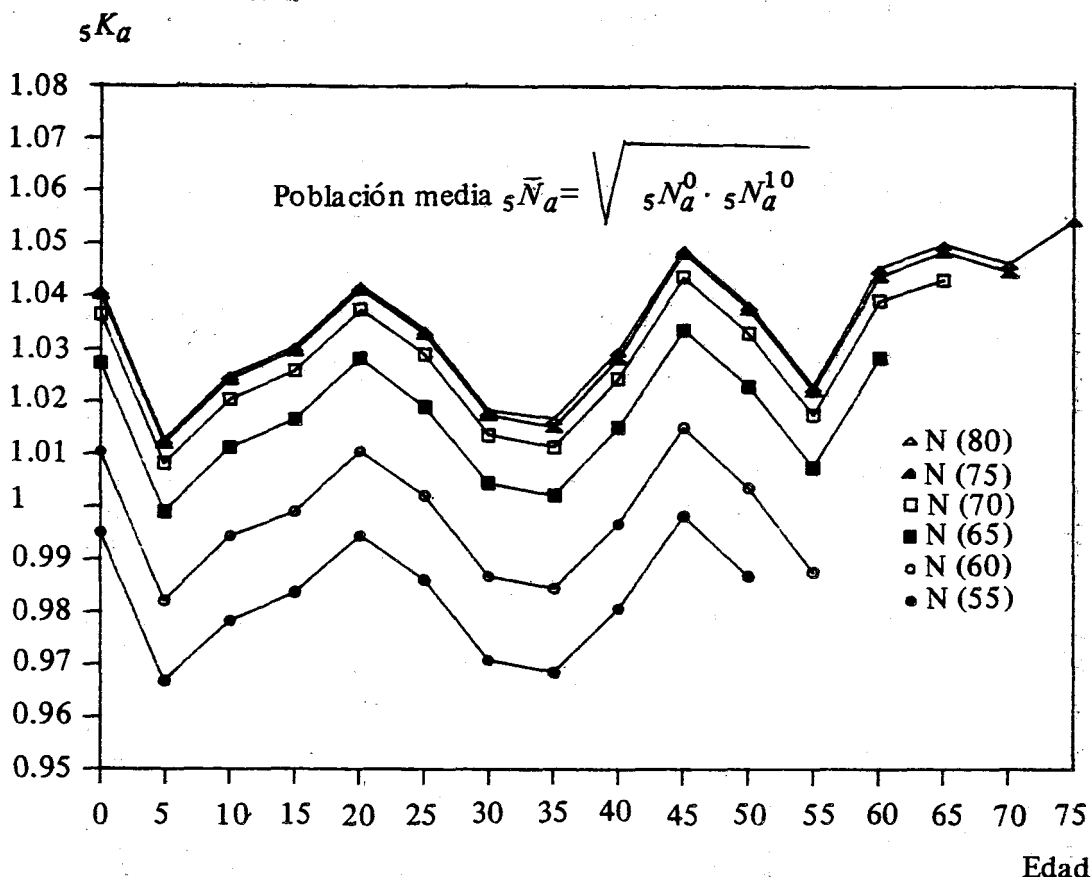
Se espera que la aplicación de las fórmulas en esas circunstancias produzca resultados que indiquen la no existencia de errores o, más bien, muestre desviaciones pequeñas, carentes de significación, entre los valores estimados y los observados. Esas diferencias podrán deberse a la naturaleza discontinua del ejercicio de la proyección, en oposición a la naturaleza continua de las expresiones empleadas en la derivación de las fórmulas.

La primera de las fórmulas examinadas es la propuesta por *Bennett-Horiuchi* (ver capítulo introductorio).

En primer lugar, la fórmula se aplicó siguiendo casi al pie de la letra las indicaciones dadas por los autores. La única pequeña desviación de ellas fue la forma en que se calculó la integral numérica de los valores $\hat{N}(a)$ resultantes: en lugar de un comportamiento lineal entre dos valores consecutivos, separados por un intervalo de

Gráfico 1

BENNETT-HORIUCHI. POBLACION PROYECTADA (SIN ERRORES)
SEIS PUNTOS INICIALES, $N(A)$, $A=80, 75, \dots, 55$



edades de 5 años, se supuso que tal variación era exponencial. Las diferencias en los resultados, ${}_s\hat{N}_a$, debidas a esta razón, son despreciables.

Los resultados que se obtienen utilizando ese procedimiento aparecen en el gráfico 1. Se presentan allí seis series de resultados, ${}_sK_a = {}_s\hat{N}_a / {}_s\bar{N}_a$, correspondientes a otras tantas edades iniciales. Esta se designa con A y toma los valores: 80, 75, 70, 65, 60 y 55.

A fin de simplificar la presentación se presentan solamente los valores numéricos de una de las seis series de datos, los que corresponden a $A=80$. Aparecen en el cuadro I.

Lo que más llama la atención al examinar el gráfico 1 es la gran diversidad de valores de ${}_sK_a$, dependiendo de la edad inicial, y el comportamiento irregular, con el variar de la edad. Debe recordarse que en condiciones ideales, ${}_sK_a$ debe valer 1 y, consecuentemente, ser invariable con la edad.

Cuadro 1
BENNETT-HORIUCHI. POBLACION PROYECTADA (SIN ERRORES)
 (Edad inicial: 80 $e(80)=6.47$)

$${}_s\bar{N}_a = \sqrt{{}_sN_a^0 \cdot {}_sN_a^{10}}$$

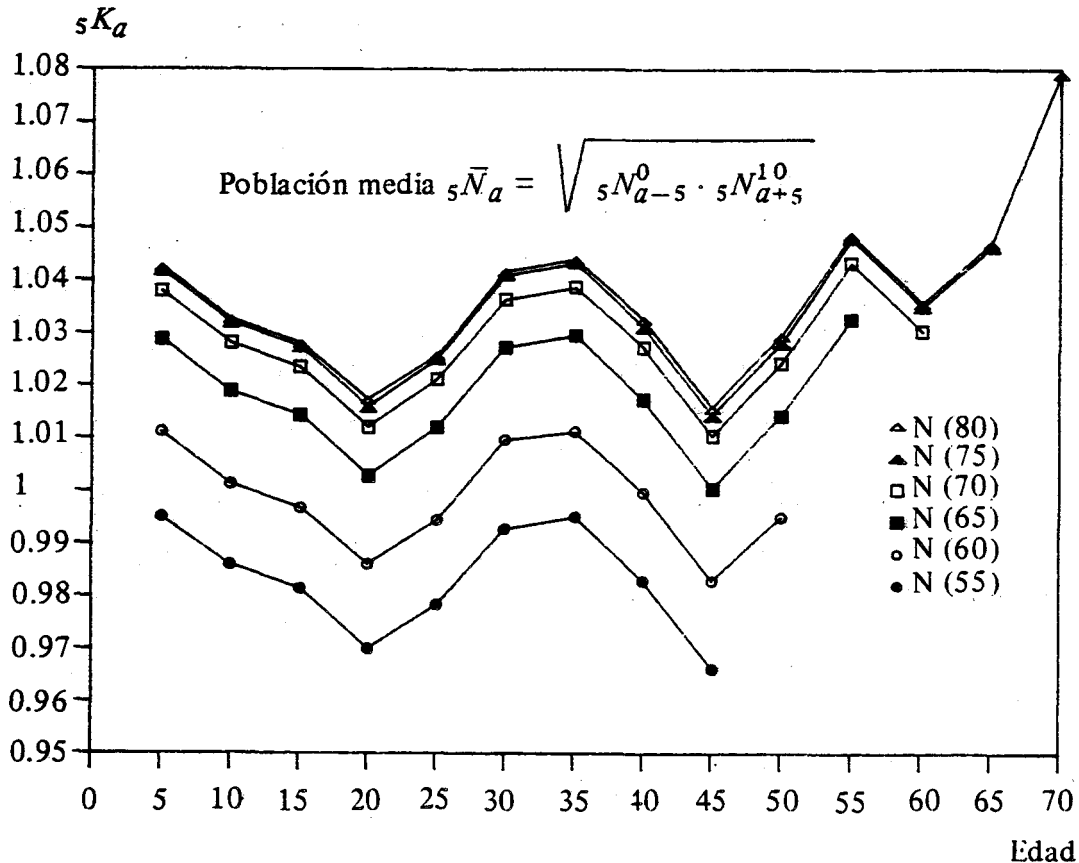
Edad	Población		$R(a)$	Población Media	Defunciones	$\hat{N}(a)$	Población Estimada	${}_sK_a$
	Inicial (1)	Final (2)						
0- 4	1212126	1565520	0,02562	1377537	14606	313248	1434007	1,04099
5- 9	1147229	1343144	0,01579	1241327	639	261887	1257506	1,01303
10-14	1107115	1199833	0,00805	1152542	525	241394	1181688	1,02529
15-19	1061397	1140756	0,00722	1100361	898	231352	1133897	1,03048
20-24	966519	1098529	0,01282	1030412	1095	222267	1073753	1,04206
25-29	865165	1050292	0,01942	953245	1262	207406	985172	1,03349
30-34	807272	953784	0,01670	877475	1418	187015	893594	1,01837
35-39	790712	850545	0,00730	820083	1812	170672	833455	1,01631
40-44	772872	789185	0,00209	780986	2295	162772	803879	1,02931
45-49	700343	767009	0,00911	732918	3029	158796	768636	1,04873
50-54	613660	741198	0,01891	674421	3937	148768	700022	1,03796
55-59	550142	660305	0,01828	602712	4974	131592	616459	1,02281
60-64	462256	562988	0,01974	510142	6529	115348	532964	1,04474
65-69	357013	481226	0,02990	414492	8698	98292	434905	1,04925
70-74	255491	372949	0,03788	308683	10484	76573	322659	1,04528
75-79	161153	250367	0,04412	200867	11771	53825	211730	1,05408
80 y +	113010	183260	0,04841	143910	24143	32628		
TOTAL	11943475	14010888	0,01599	12922114	98113			

(3) Tasas de crecimiento intercensales

(7) $[\hat{N}(a+5) - \hat{N}(a)] / [2 \log (\hat{N}(a+5)/\hat{N}(a))]$

Gráfico 2

BENNETT-HORIUCHI. POBLACION PROYECTADA (SIN ERRORES)
SEIS PUNTOS INICIALES, $N(A)$, $A=80, 75, \dots, 55$



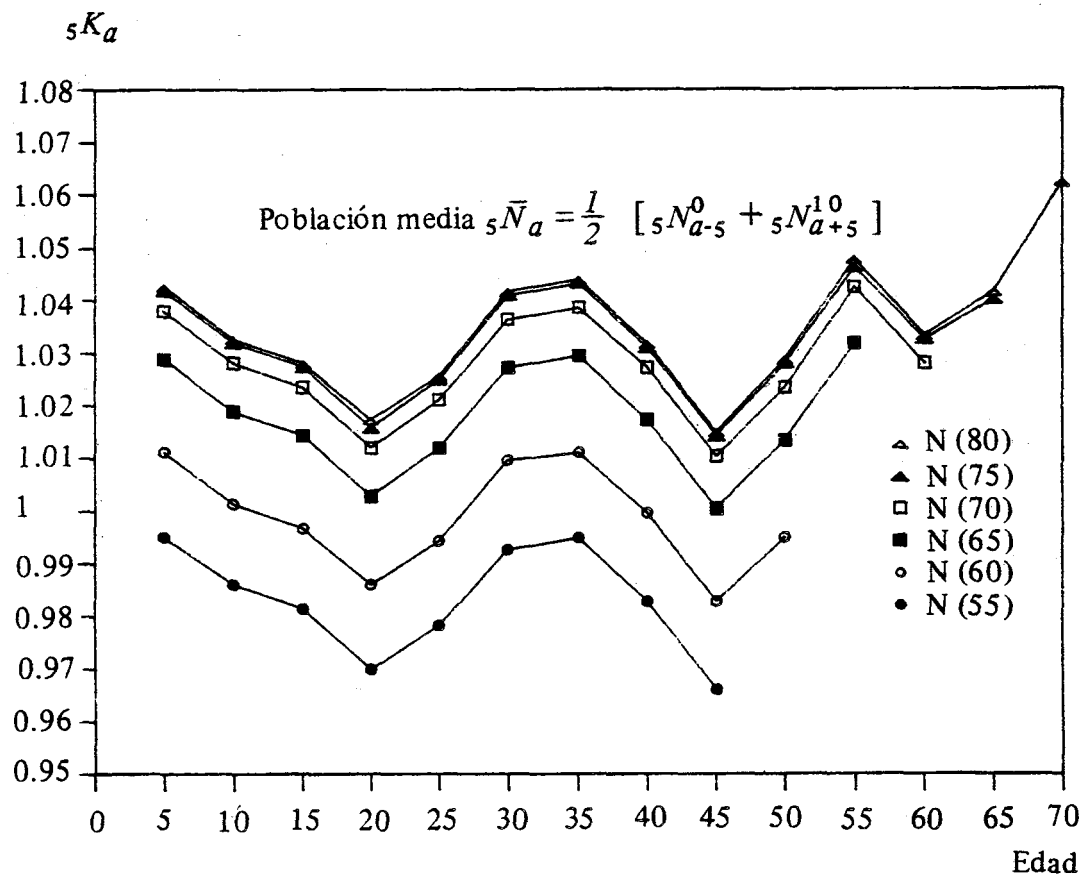
Nada podemos hacer a fin de evitar la diversidad debida a la selección del valor de A . Las variables independientes, $e(A)$ y $D(A+)$, determinan, utilizando la ecuación de regresión dada por los autores, resultados que son incoherentes.

Se trató de reducir las variaciones de las seis series, que muestran, naturalmente, una variación paralela con la edad, innovando la forma de calcular la población media, el denominador de la expresión $s\hat{N}_a / s\bar{N}_a$. En lugar de calcularla como un promedio del número de personas en un grupo de edades en dos momentos, se lo computó tomando en cuenta la variación en el número de personas de la cohorte. Se hizo esto de dos maneras diferentes:

- calculando un promedio geométrico $s\bar{N}_a = \sqrt{sN_{a-5}^0 \cdot sN_{a+5}^{10}}$
- calculando un promedio aritmético $s\bar{N}_a = \frac{I}{2} (sN_{a-5}^0 + sN_{a+5}^{10})$

Gráfico 3

BENNETT-HORIUCHI. POBLACION PROYECTADA (SIN ERRORES)
PUNTOS INICIALES $N(A)$, $A=80, 75, \dots 55$



Los resultados de ambos cálculos son presentados en los gráficos 2 y 3. No se advierte un mayor mejoramiento —si es que realmente existe alguno— entre estos resultados y aquellos del gráfico 1.

Los cuadros 2 y 3 muestran el despliegue de la información utilizada (para $A=80$), en cada uno de los dos cálculos.

Por último, un mejoramiento relevante en la regularidad de la variación de K con la edad, se obtiene calculando el cociente de la densidad de personas a edades exactas, esto es, $N(a)$, en lugar del cociente para grupos quinquenales de edad, ${}_5K_a$. Los resultados $K(a) = \hat{N}(a)/\bar{N}(a)$ se presentan en los gráficos 4 y 5.

Los valores $\bar{N}(a)$ se calculan a partir de la población media estimada, por cohortes, mediante interpolación geométrica (gráfico 4), o aritmética (gráfico 5).

Cuadro 2
BENNETT-HORIUCHI, POBLACION PROYECTADA (SIN ERRORES)
 (Edad inicial: 80 $e(80):6.47$)

$${}_s\bar{N}_a = \sqrt{{}_sN_{a-s}^0 \cdot {}_sN_{a+s}^{10}}$$

Edad	Población		Defuncio- nes (3)	$R(a)$ (4)	Población Media		Población estimada		$K(a)$	
	Inicial (1)	Final (2)			${}_s\bar{N}_a$ (5)	$\bar{N}(a)$ (6)	$\hat{N}(a)$ (7)	${}_s\hat{N}_a$ (8)	quin (9)	densi (10)
0- 4	1212126	1565520	14606	0,02562			313248	1434007		
5- 9	1147229	1343144	639	0,01579	1205964		261887	1257506	1,04274	
10-14	1107115	1199833	525	0,00805	1143988	234995	241394	1181688	1,03296	1,02723
15-19	1061397	1140756	898	0,00722	1102814	224680	231352	1133897	1,02819	1,02970
20-24	966519	1098529	1095	0,01282	1055830	215864	222267	1073753	1,01698	1,02966
25-29	865165	1050292	1262	0,01942	960130	201596	207406	985172	1,02608	1,02882
30-34	807272	953784	1418	0,01670	857824	181795	187015	893594	1,04170	1,02871
35-39	790712	850545	1812	0,00730	798177	165600	170672	833455	1,04420	1,03063
40-44	772872	789185	2295	0,00209	778770	157695	162772	803879	1,03224	1,03220
45-49	700343	767009	3029	0,00911	756869	153564	158796	768636	1,01555	1,03407
50-54	613660	741198	3937	0,01891	680029	143690	148768	700022	1,02940	1,03534
55-59	550142	660305	4974	0,01828	587778	126781	131592	616459	1,04880	1,03795
60-64	462256	562988	6529	0,01974	514531	110231	115348	532964	1,03582	1,04642
65-69	357013	481226	8698	0,02990	415208	92974	98292	434905	1,04744	1,05720
70-74	255491	372949	10484	0,03778	298972	71418	76573	322659	1,07923	1,07218
75-79	161153	250367	11771	0,04412			53825	211730		
80 y +	113010	183260	24143	0,04841			32628			
TOTAL	11943475	14010888	98113	0,01599						

(4) Tasas de crecimiento intercensales

(6) $\bar{N}(a) = ({}_s\bar{N}_{a-s} + {}_s\bar{N}_a)/10$

Cuadro 3
BENNETT-HORIUCHI. POBLACION PROYECTADA (SIN ERRORES)
(Edad inicial: 80 $e(80)$: 6.47)

$${}_s\bar{N}_a = \frac{1}{2} [{}_sN_{a-s}^0 + {}_sN_{a+s}^{10}]$$

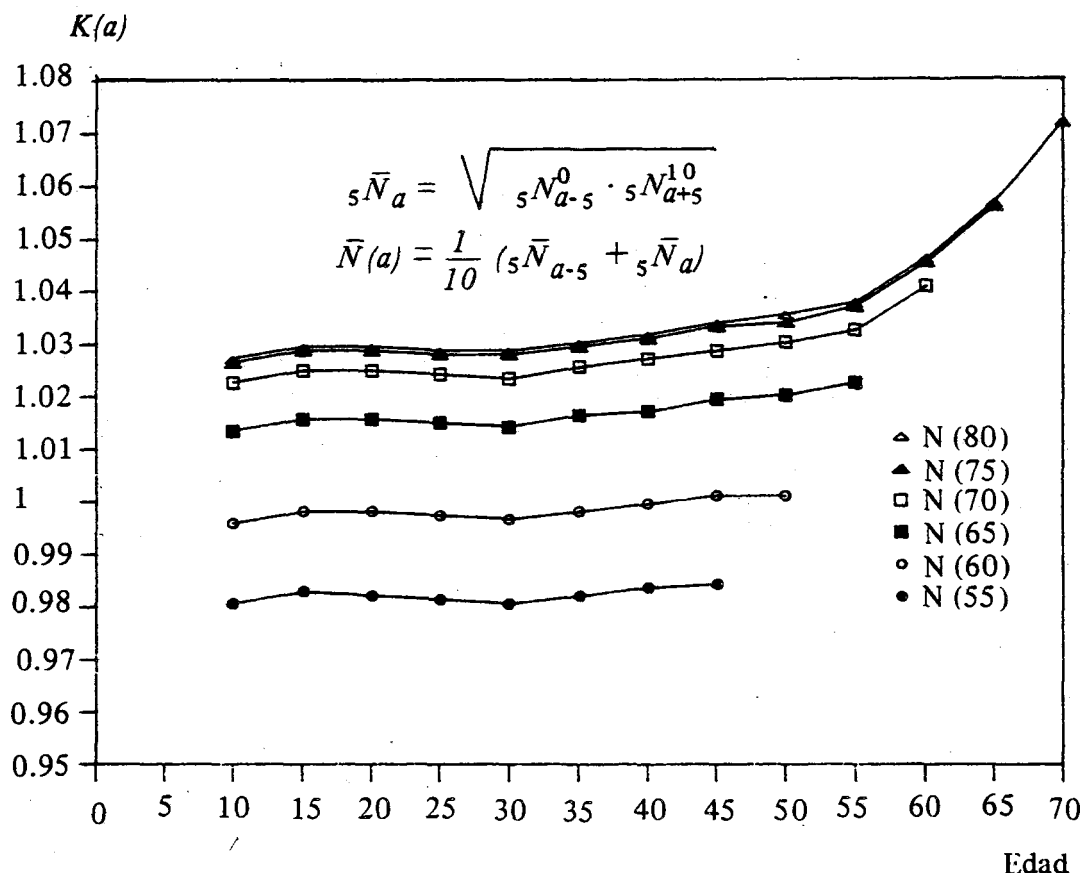
Edad	Población		Defuncio- nes (3)	$R(a)$ (4)	Población media		Población estimada		$K(a)$	
	Inicial (1)	Final (2)			${}_s\bar{N}_a$ (5)	$\bar{N}(a)$ (6)	$\hat{N}(a)$ (7)	${}_s\hat{N}_a$ (8)	quin (9)	densi (10)
0- 4	1212126	1565520	14606	0,02562			313248	1434007		
5- 9	1147229	1343144	639	0,01579	1205980		261887	1257506	1,04273	
10-14	1107115	1199833	525	0,00805	1143993	234997	241394	1181688	1,03295	1,02722
15-19	1061397	1140756	898	0,00722	1102822	224681	231352	1133897	1,02818	1,02969
20-24	966519	1098529	1095	0,01282	1055845	215867	222267	1073753	1,01696	1,02965
25-29	865165	1050292	1262	0,01942	960152	201600	207406	985172	1,02606	1,02880
30-34	807272	953784	1418	0,01670	857855	181801	187015	893594	1,04166	1,02868
35-39	790712	850545	1812	0,00730	798229	165608	170672	833455	1,04413	1,03058
40-44	772872	789185	2295	0,00209	778861	157709	162772	803879	1,03212	1,03211
45-49	700343	767009	3029	0,00911	757035	153590	158796	768636	1,01532	1,03390
50-54	613660	741198	3937	0,01891	680324	143736	148768	700022	1,02895	1,03501
55-59	550142	660305	4974	0,01828	588324	126865	131592	616459	1,04782	1,03726
60-64	462256	562988	6529	0,01974	515684	110401	115348	532964	1,03351	1,04481
65-69	357013	481226	8698	0,02990	417603	93329	98292	434905	1,04143	1,05318
70-74	255491	372949	10484	0,03788	303690	72129	76573	322659	1,06246	1,06161
75-79	161153	250367	11771	0,04412			53825	211730		
80 y +	113010	183260	24143	0,04841			32628			
TOTAL	11943475	14010888	98113	0,01599						

(3) Medias anuales

(4) Tasas de crecimiento intercensales

Gráfico 4

BENNETT-HORIUCHI, POBLACION PROYECTADA (SIN ERRORES)
PUNTOS INICIALES $N(A)$ $A=80, 75, \dots 55$



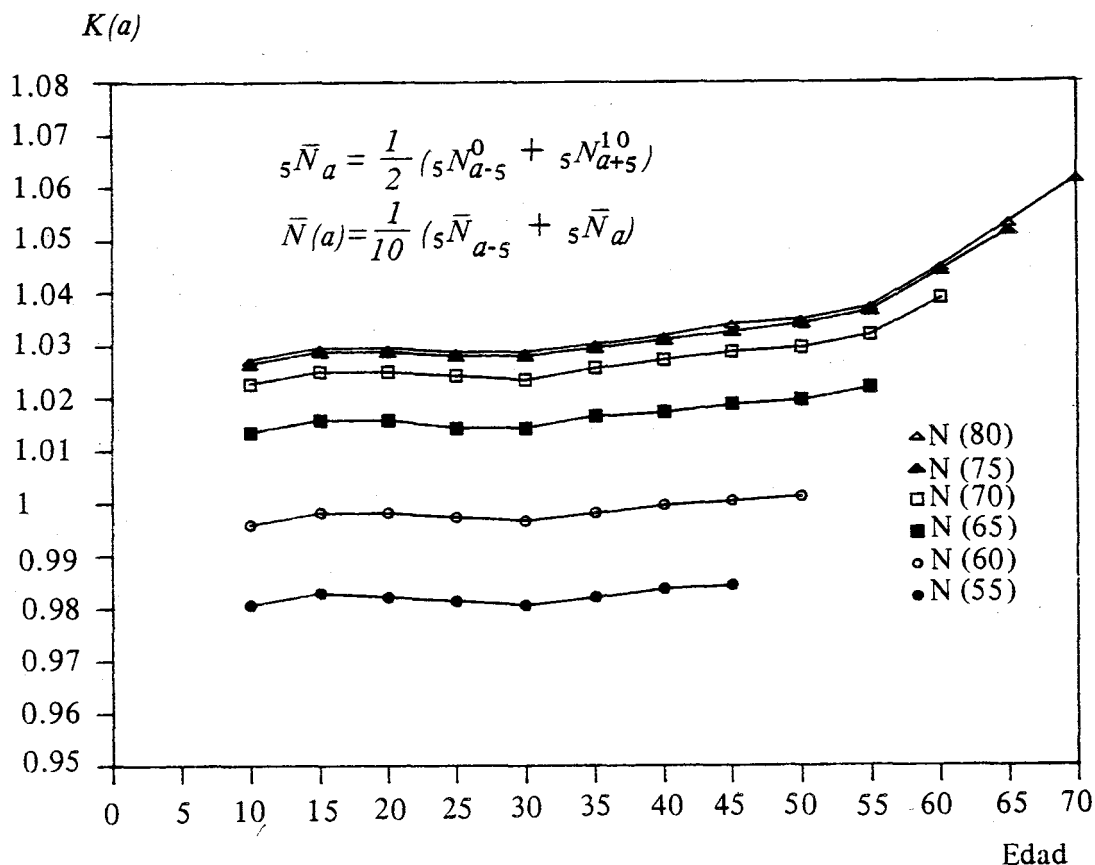
Los cuadros 2 y 3 contienen la información representada en los gráficos 4 y 5, cuando $A = 80$.

De lo anterior surgen con claridad estas conclusiones:

- el nivel de K depende en gran medida de la relación utilizada en el cómputo de $\hat{N}(A)$,
- si la información que se maneja está libre de errores, para un valor dado de A , la serie de valores $K(a)$ resultante varía ligeramente con la edad —acercándose a la esperada situación ideal de tomar un valor constante—; $K(a)$ es el cociente de dos densidades; $\bar{N}(a)$ se calcula a partir de la población media del período intercensal calculada tomando en cuenta las variaciones según cohortes,
- no tiene mayor relevancia calcular esa población utilizando sea una media aritmética, sea una media geométrica.

Gráfico 5

BENNETT-HORIUCHI. POBLACION PROYECTADA (SIN ERRORES)
PUNTOS INICIALES $N(A)$, $A = 80, 75, \dots 55$



La segunda fórmula examinada es la designada *Preston-Coale* en el capítulo introductorio.

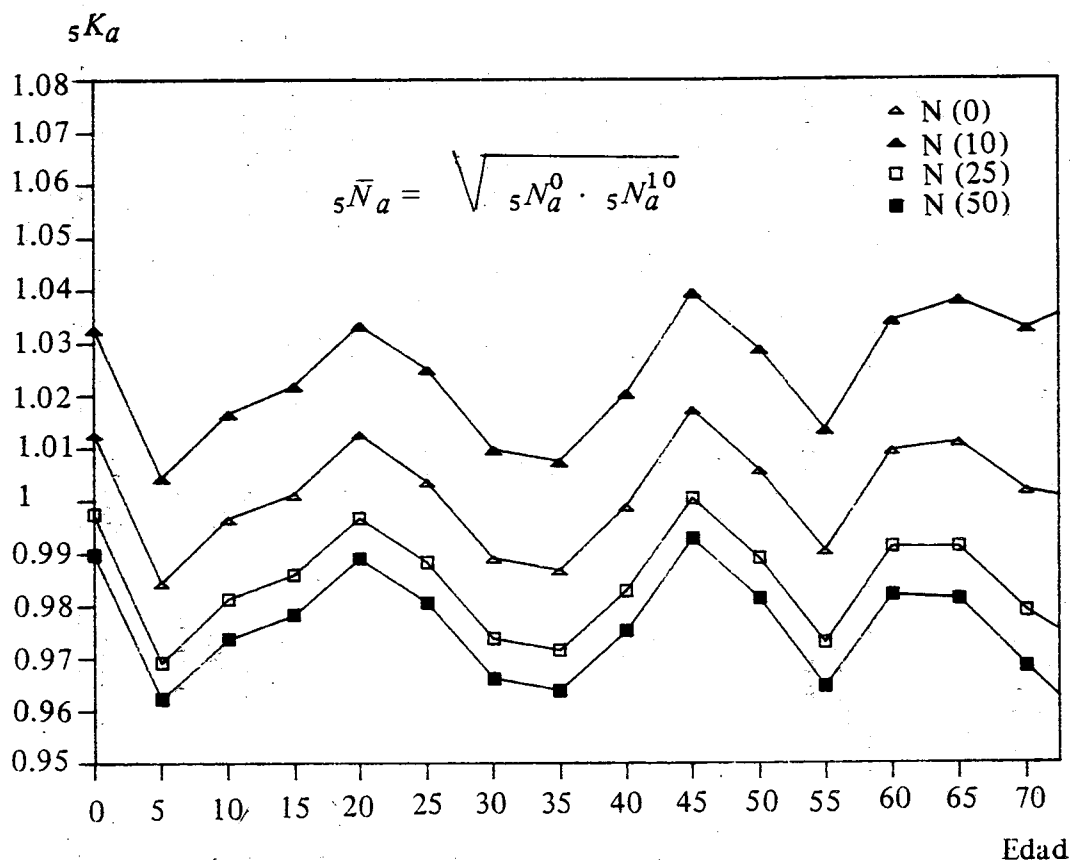
Se la aplicó, en primer término, empleando el procedimiento utilizado por los autores para calcular la población media observada, es decir, haciendo un promedio geométrico del número de personas en un grupo de edades observado en dos momentos.

Fueron seleccionadas varias edades como puntos de partida. En el gráfico 6 se muestran los resultados obtenidos a partir de cuatro edades, a saber: 0, 10, 25 y 50. Si, en el gráfico, todas las series se inician a la edad 0, es porque la fórmula de *Bennett-Horiuchi* se utilizó para “ascender” desde la edad inicial considerada hasta la edad 0.

Por razones de simplicidad de la presentación, la información numérica del gráfico 6 aparece en el cuadro 4 sólo para la edad inicial 0.

Gráfico 6

PRESTON-COALE. POBLACION PROYECTADA (SIN ERRORES)
PUNTOS INICIALES $N(a)$, $a = 0, 10, 25, 50$



Nuevamente, al igual que en la primera aplicación del procedimiento de *Bennett-Horiuchi*, es sorprendente encontrar una gran diversidad de valores según la edad y el punto inicial considerados. Las fluctuaciones de las cuatro series de valores —una para cada una de las edades iniciales escogidas— siguen, naturalmente, un curso paralelo. Recordemos que el valor teórico esperado es 1, constante, independiente de la edad y del punto inicial.

Si la población media se calcula como la media geométrica en una cohorte, la dispersión entre las cuatro series se reduce marcadamente, como puede verse en el gráfico 7. La información básica y los cálculos que conducen a los valores de ese gráfico pueden verse, para la edad inicial 0, en el cuadro 5.

Las fluctuaciones con la edad, sin embargo, persisten. Si se calculan valores de $K(a)$, es decir, cocientes entre densidad de personas a la edad exacta a , $\hat{N}(a)$, deducidos según la fórmula, y $\bar{N}(a)$, obteni-

Cuadro 4
 PRESTON-COALE. POBLACION PROYECTADA (SIN ERRORES)
 (edad inicial: 0)

$${}_s\hat{N}_a = \sqrt{{}_sN_a^0 \cdot {}_sN_a^{10}}$$

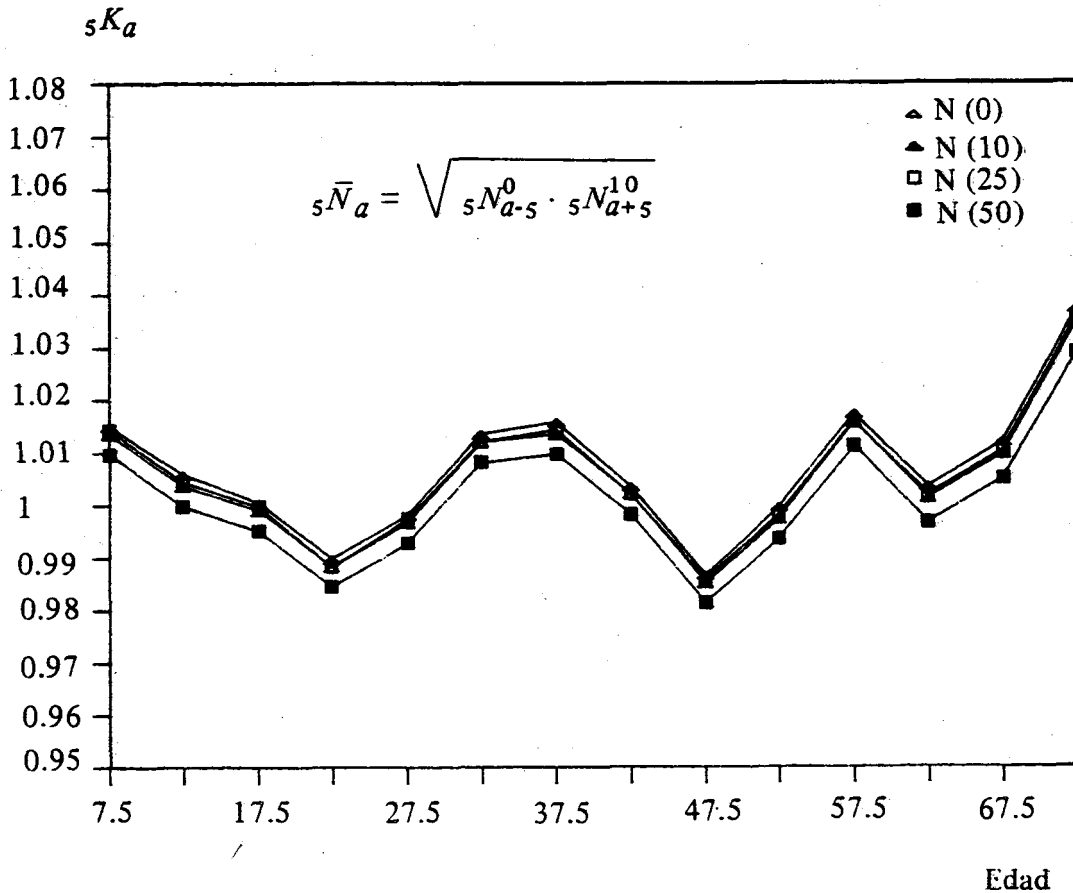
Edad	Poblaciones		$R(a)$ (3)	Población Media (4)	Defunciones (5)	$\hat{N}(a)$ (6)	Población Estimada (7)	${}_sK_a$ (8)
	Inicial (1)	Final (2)						
0- 4	1212126	1565520	0,02562	1377537	14606	304856	1394613	1,01240
5- 9	1147229	1343144	0,01579	1241327	639	254503	1222008	0,98444
10-14	1107115	1199833	0,00805	1152542	525	234571	1148252	0,99628
15-19	1061397	1140756	0,00722	1100361	898	224799	1101713	1,00123
20-24	966519	1098529	0,01282	1030412	1095	215946	1043138	1,01235
25-29	865165	1050292	0,01942	953245	1262	201477	956921	1,00386
30-34	807272	953784	0,01670	877475	1418	181634	867786	0,98896
35-39	790712	850545	0,00730	820083	1812	165723	809155	0,98667
40-44	772872	789185	0,00209	780986	2295	158000	780145	0,99892
45-49	700343	767009	0,00911	732918	3029	154074	745554	1,01724
50-54	613660	741198	0,01891	674421	3937	144256	678494	1,00604
55-59	550142	660305	0,01828	602712	4974	127487	596842	0,99026
60-64	462256	562988	0,01974	510142	6529	111602	515121	1,00976
65-69	357013	481226	0,02990	414492	8698	94898	419128	1,01118
70-74	255491	372949	0,03788	308683	10484	73650	309314	1,00204
75-79	161153	250367	0,04412	200867	11771	51406	200803	0,99968
80 y +	113010	183260	0,04841	143910	24143	30689		
TOTAL	11943475	14010888	0,01599	12922114	98113			

(3) Tasas de crecimiento intercensales

(7) $[\hat{N}(a+5) - \hat{N}(a)] / [2 \log \hat{N}(a+5)/\hat{N}(a)]$

Gráfico 7

PRESTON-COALE. POBLACION PROYECTADA (SIN ERRORES)
PUNTOS INICIALES $N(a)$, $a = 0, 10, 25, 50$



dos de una interpolación geométrica, de cohortes, la serie se vuelve bastante suave, con valores muy próximos entre sí hasta la edad, digamos, de 50 ó 55 años. Se aprecia esto en el gráfico 8 y en el cuadro 5 (para la edad inicial 0).

Resultados similares se obtienen si, a fin de calcular la población media, en lugar de una media geométrica se emplea una aritmética. Por razones de simplicidad, los resultados obtenidos mediante el uso de esta última no se presentan aquí.

Puede concluirse de lo anterior:

- en contraste con lo que sucedía con la primera de las fórmulas examinadas el efecto en la diversidad de valores originada por la utilización de distintos puntos de partida, se reduce grandemente mediante el recurso simple de utilizar un procedimiento apropiado en la estimación de la población media.

Cuadro 5
PRESTON-COALE. POBLACION PROYECTADA (SIN ERRORES)
(edad inicial: 0)

$${}_s\bar{N}_a = \sqrt{{}_sN_{a-s}^0 \cdot {}_sN_{a+s}^{10}}$$

Edad	Población		$R(a)$	Población Media	Densidad Media	Defuncio- nes	$\hat{N}(a)$	Población Estimada	${}_sK_a$	$K(a)$
	Inicial (1)	Final (2)								
0- 1	1212126	1565520	0,02562			14606	304856	1394613		
5- 9	1147229	1343144	0,01579	1205964		639	254503	1222008	1,01330	
10-14	1107115	1199833	0,00805	1143988	234995	525	234571	1148252	1,00373	0,99820
15-19	1061397	1140756	0,00722	1102814	224680	898	224799	1101713	0,99900	1,00053
20-24	966519	1098529	0,01282	1055830	215864	1095	215946	1043138	0,98798	1,00038
25-29	865165	1050292	0,01942	960130	201596	1262	201477	956921	0,99666	0,99941
30-34	807272	953784	0,01670	857824	181795	1418	181634	867786	1,01161	0,99911
35-39	790712	850545	0,00730	798177	165600	1812	165723	809155	1,01375	1,00074
40-44	772872	789185	0,00209	778770	157695	2295	158000	780145	1,00176	1,00194
45-49	700343	767009	0,00911	756869	153564	3029	154074	745554	0,98505	1,00332
50-54	613660	741198	0,01891	680029	143690	3937	144256	678494	0,99774	1,00394
55-59	550142	660305	0,01828	587778	126781	4974	127487	596842	1,01542	1,00557
60-64	462256	562988	0,01974	514531	110231	6529	111602	515121	1,00115	1,01243
65-69	357013	481226	0,02990	415208	92974	8698	94898	419128	1,00944	1,02069
70-74	255491	372949	0,03788	298972	71418	10484	73650	309314	1,03459	1,03125
75-79	161153	250367	0,04412			11771	51406	200803		
80 y +	113010	183260	0,04841			24143	30689			
TOTAL	11943475	14010888	0,01599							

(3) Tasas de crecimiento intercensales

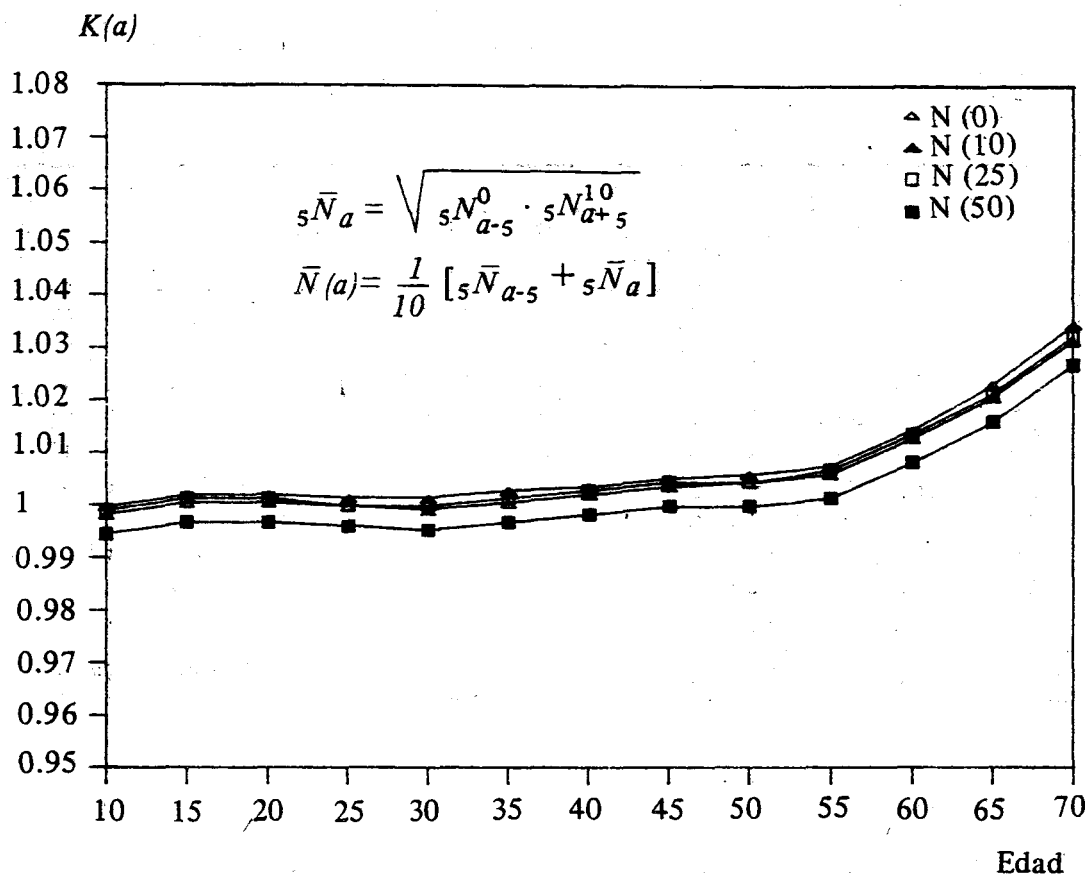
(5) $\bar{N}(a) = ({}_s\bar{N}_{a-s} + {}_s\bar{N}_a)/10$

(6) Medias anuales

(8) $[\hat{N}(a+5) - \hat{N}(a)] / [2 \log \hat{N}(a+5) / \hat{N}(a)]$

Gráfico 8

PRESTON-COALE. POBLACION PROYECTADA (SIN ERRORES)
PUNTOS INICIALES $N(a)$, $a = 0, 10, 25, 50$



al igual que en el análisis anterior, el uso de $K(a)$, en lugar de ${}_sK_a$, produce un conjunto de puntos que varía muy poco con la edad.

Antes de iniciar el examen de la fórmula propuesta por *Preston*, es interesante confirmar la relación estrecha que vincula a las relaciones de *Bennett-Horiuchi* y *Preston-Coale*. En teoría, ambas deben producir resultados idénticos de $\hat{N}(a)$; en la práctica, sin embargo, los valores que se obtienen no son iguales, aunque las diferencias son bastante pequeñas, tal como puede verse en el cuadro 6.

En este cuadro se presentan los valores resultantes de $\hat{N}(a)$, $K(a)$ y la distribución por edades entre los 10 y 55 años. El punto inicial en la ecuación de *Bennett-Horiuchi* es $N(65)$ en tanto que en la fórmula de *Preston-Coale* es $N(10)$.

Cuadro 6
POBLACION PROYECTADA (SIN ERRORES)
COMPARACION ENTRE $\hat{N}(a)$ Y $K(a)$ OBTENIDOS
UTILIZANDO LAS FORMULAS DE BENNETT-HORIUCHI
Y PRESTON-COALE
(La población media se calcula utilizando un procedimiento de
media geométrica por cohorte)

<i>a</i>	$\hat{N}(a)$		$K(a)$		(1)/(2)	<i>B-H</i>	<i>P-C</i>
	<i>B-H</i> <i>A = 65</i>	<i>P-C</i> <i>a = 10*</i>	<i>B-H</i> (1)	<i>P-C</i> (2)			
10	238 102	234 995	1,0132	1,0000	1,013	.1297	.1297
15	228 191	225 206	1,0156	1,0023	1,013	.1243	.1243
20	219 217	216 339	1,0155	1,0022	1,013	.1194	.1195
25	204 545	201 845	1,0146	1,0012	1,013	.1114	.1114
30	184 419	181 969	1,0144	1,0010	1,013	.1004	.1005
35	168 284	166 031	1,0162	1,0026	1,014	.0917	.0917
40	160 470	158 291	1,0176	1,0038	1,014	.0874	.0874
45	156 518	154 367	1,0192	1,0052	1,014	.0853	.0852
50	146 591	144 536	1,0202	1,0059	1,014	.0798	.0798
55	129 612	127 743	1,0223	1,0076	1,015	.0706	.0705
Total	1 835 949	1 811 322				1.0000	1.0000

* Edad de partida

La tercera y última fórmula aplicada a la población hipotética, con información libre de errores, es la que, en la introducción, llamamos de *Preston*.

Se la aplicó, en primer lugar, siguiendo los procedimientos indicados por el autor, en particular en la forma de calcular $c(a)$, es decir, la función de distribución por edades. El cuadro 7 y el gráfico 9 presentan los resultados. Si se toman en cuenta todos los puntos observados (15) a fin de ajustar una línea recta, la tasa de natalidad que se estima varía entre 23.58 o 23.74 por mil, dependiendo de cuál de los dos procedimientos de ajustamiento es el usado (uno de ellos es el de mínimos cuadrados, el otro el de medias de agrupamientos de puntos). El valor verdadero es 23.65 por mil.

El nivel de mortalidad estimado, expresado por la esperanza de vida a la edad 5, varía entre 69.17 y 69.70.

El valor verdadero es 70.05.

Cuadro 7
PRESTON. POBLACION PROYECTADA (SIN ERRORES)
 (La $c(a)$ implícita en la $Y(a)$ se computa como lo indica el autor)

Edad	Población		$R(a)$ (3)	Tiempo vivido (4)	$C(a+5)$ (5)	$NY(a+5)$ (6)	$Y(a+5)$ (7)	$X(a+5)$ (8)
	Inicial (1)	Final (2)						
0- 4	1212126	1565520	0,02562	13794046	0,02028	0,83674	41,2658	0,0000
5- 9	1147229	1343144	0,01579	12409113	0,01851	0,77323	41,7702	0,0026
10-14	1107115	1199833	0,00805	11512734	0,01741	0,74271	42,6501	0,0049
15-19	1061397	1140756	0,00722	10990920	0,01647	0,71637	43,4871	0,0090
20-24	966519	1098529	0,01282	10297035	0,01535	0,67189	43,7828	0,0143
25-29	865165	1050292	0,01942	9534311	0,01417	0,60973	43,0398	0,0210
30-34	807272	953784	0,01670	8772893	0,01313	0,56088	42,7259	0,0294
35-39	790712	850545	0,00730	8191412	0,01237	0,54077	43,7017	0,0410
40-44	772872	789185	0,00209	7799302	0,01170	0,53514	45,7346	0,0564
45-49	700343	767009	0,00911	7321666	0,01089	0,51133	46,9745	0,0781
50-54	613660	741198	0,01891	6744981	0,00988	0,46520	47,0682	0,1098
55-59	550142	660305	0,01828	6027220	0,00861	0,42457	49,2961	0,1570
60-64	462256	562988	0,01974	5102683	0,00716	0,38466	53,6972	0,2326
65-69	357013	481226	0,02990	4154637	0,00561	0,33125	58,9982	0,3670
70-74	255491	372949	0,03788	3101010	0,00396	0,27410	69,1394	0,6185
75-79	161153	250367	0,04412	2022177				
80 y +	113010	183260	0,04841	1451168				
TOTAL	11943475	14010888	0,01599	129227308				

Estimación de $P(5)$: 95109

(3) Tasas de crecimiento intercensales

(4) $TV(a) = (N(a,t) - N(a,0)) / R(a)$

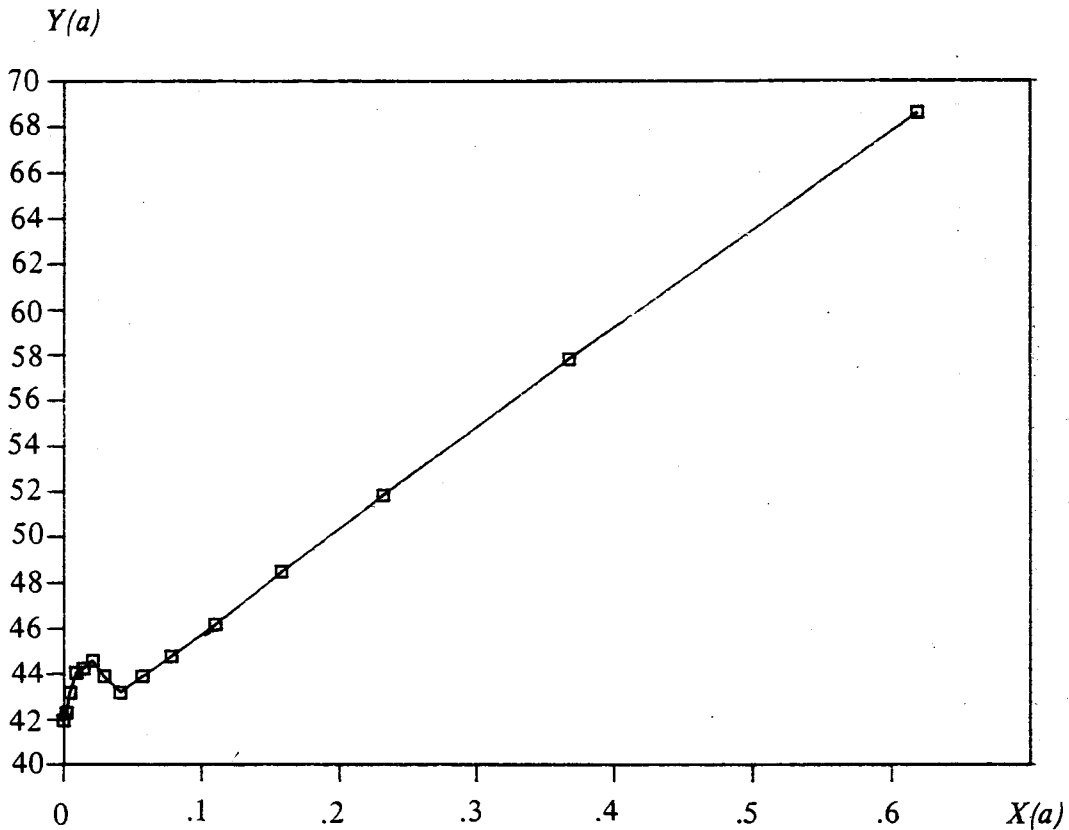
(5) $C(a) = (TV(a) + TV(a+1)) / TV(\text{total})$

(6) $NY(a) = P(5) \cdot EXP(-5 \cdot W)$; (W es la suma de las $R(a)$ desde el primer grupo)

(7) $Y(a) = NY(a) / C(a)$

Gráfico 9

PRESTON. POBLACION PROYECTADA (SIN ERRORES)
LA $c(a)$ IMPLICITA EN LA $Y(a)$ SE COMPUTA COMO
LO INDICA EL AUTOR



Fuente: Cuadro 7

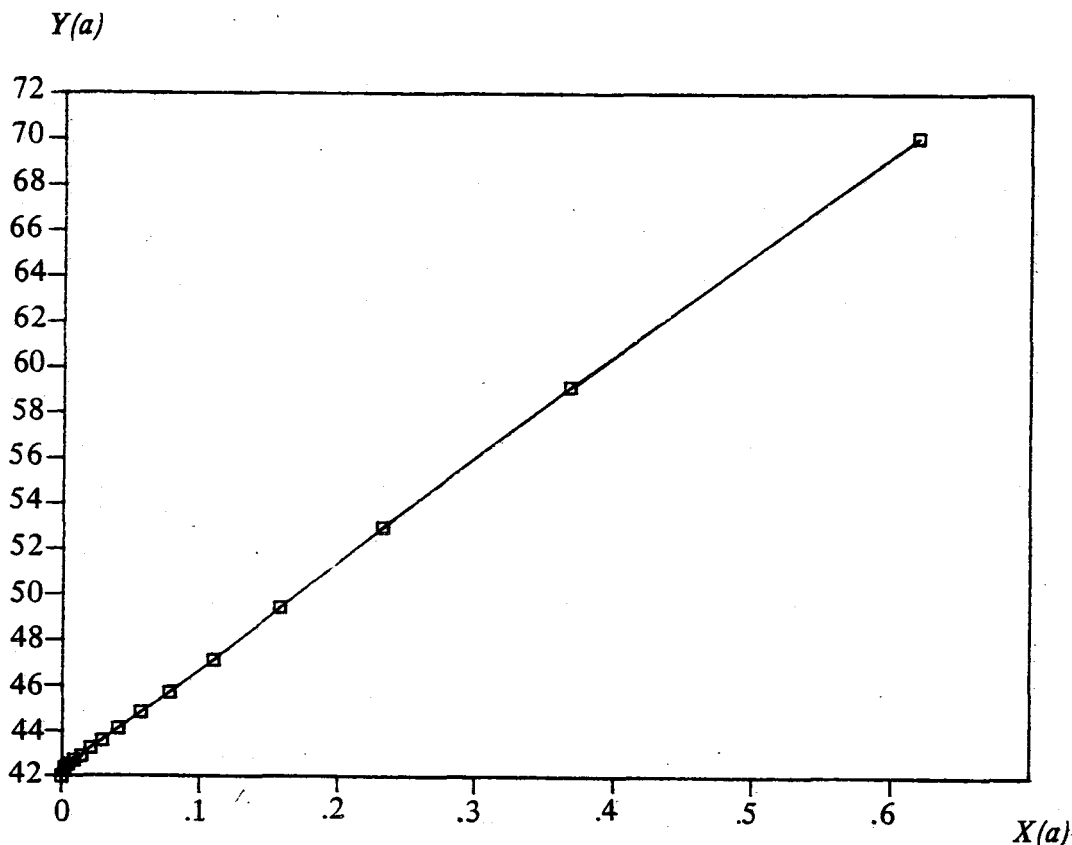
Estos resultados son satisfactorios, aun cuando no parece muy apropiado imponer una tendencia lineal a los puntos observados.

Si se modifica el procedimiento de calcular $c(a)$, utilizando tasas de cambio observadas según grupos de edad, de una misma cohorte, en dos momentos distintos, la linealidad de la relación establecida por Preston surge clara, tal como puede verse en el gráfico 10, basado en información contenida en el cuadro 8.

Las estimaciones de la tasa de natalidad mejoran. Son ahora 23.65 y 23.67, frente al valor verdadero de 23.65; en tanto que la estimación de la mortalidad (esperanza de vida a los 5 años), varía muy poco —de 69.46 a 69.51— algo así como medio año por debajo del valor verdadero, 70.05. No ha habido un mejoramiento sen-

Gráfico 10

PRESTON. POBLACION PROYECTADA (SIN ERRORES)
LA $c(a)$ IMPLICITA EN LA $Y(a)$, SE COMPUTA COMO
LO INDICA EL CUADRO 8



Fuente: Cuadros 7 y 8.

sible en la estimación, a pesar de que la proximidad de los dos (las diferencias entre ellas es $69.51-69.46=.05$ ahora, en oposición a $69.70-69.17=.73$ antes) constituye una indicación de que son más estables.

Podemos concluir: el refinamiento introducido en el cálculo de $c(a)$ tiene un efecto importante en la distribución de los puntos observados, los que ahora se aproximan estrechamente a la tendencia lineal esperada.

CAPITULO II

Iniciamos este capítulo examinando el efecto, en la serie de valores de K , de cinco desviaciones de la situación artificial —una proyección de población cerrada— considerada hasta aquí (capítulo

Cuadro 8
PRESTON. POBLACION PROYECTADA (SIN ERRORES)

El cálculo de la población
media se basa en:

a) la media geométrica de un grupo, por ej.: ${}_5\bar{N}_{10} = \sqrt{{}_5N_5^0 \cdot {}_5N_{15}^{10}}$

b) las tasas de cambio por grupos de edades en cohortes, por ej.: ${}_5\bar{N}_{15} = {}_5\bar{N}_{10} e^{5 \cdot \bar{r}(10-14, 15-19)}$

Edad	Tasas de crecimiento			Población Media (4)	C(a+5) (5)	Y(a) (6)	Q(x) Estandar (7)
	Inicial (1)	Final (2)	Media (3)				
0- 4	-0,05503	-0,15320	-0,11779	1356651	0,01990	42,0456	100000
5- 9	-0,03559	-0,11283	-0,05271	1205905	0,01825	42,3704	95109
10-14	-0,04217	-0,05049	-0,03664	1143988	0,01745	42,5652	94860
15-19	-0,09364	-0,03772	-0,04352	1102831	0,01676	42,7318	94643
20-24	-0,11078	-0,04490	-0,09500	1055869	0,01566	42,9146	94259
25-29	-0,06926	-0,09639	-0,11265	960175	0,01412	43,1852	93765
30-34	-0,02073	-0,11456	-0,07201	857878	0,01286	43,6091	93149
35-39	-0,02282	-0,07488	-0,02431	798271	0,01225	44,1450	92391
40-44	-0,09854	-0,02850	-0,02795	779102	0,01193	44,8411	91362
45-49	-0,13213	-0,03423	-0,10672	757629	0,01117	45,7689	90030
50-54	-0,10926	-0,11557	-0,14515	680942	0,00986	47,1712	88221
55-59	-0,17406	-0,15944	-0,13094	588945	0,00859	49,4484	85703
60-64	-0,25835	-0,15692	-0,21063	516662	0,00726	52,9644	82206
65-69	-0,33459	-0,25490	-0,32087	418533	0,00561	59,0629	77161
70-74	-0,46083	-0,39851	-0,41555	303655	0,00391	70,0219	69573
75-79	-0,88625	-0,86128	-0,85138	200404			58765
80 y +				149236			43933
TOTAL				12876677			

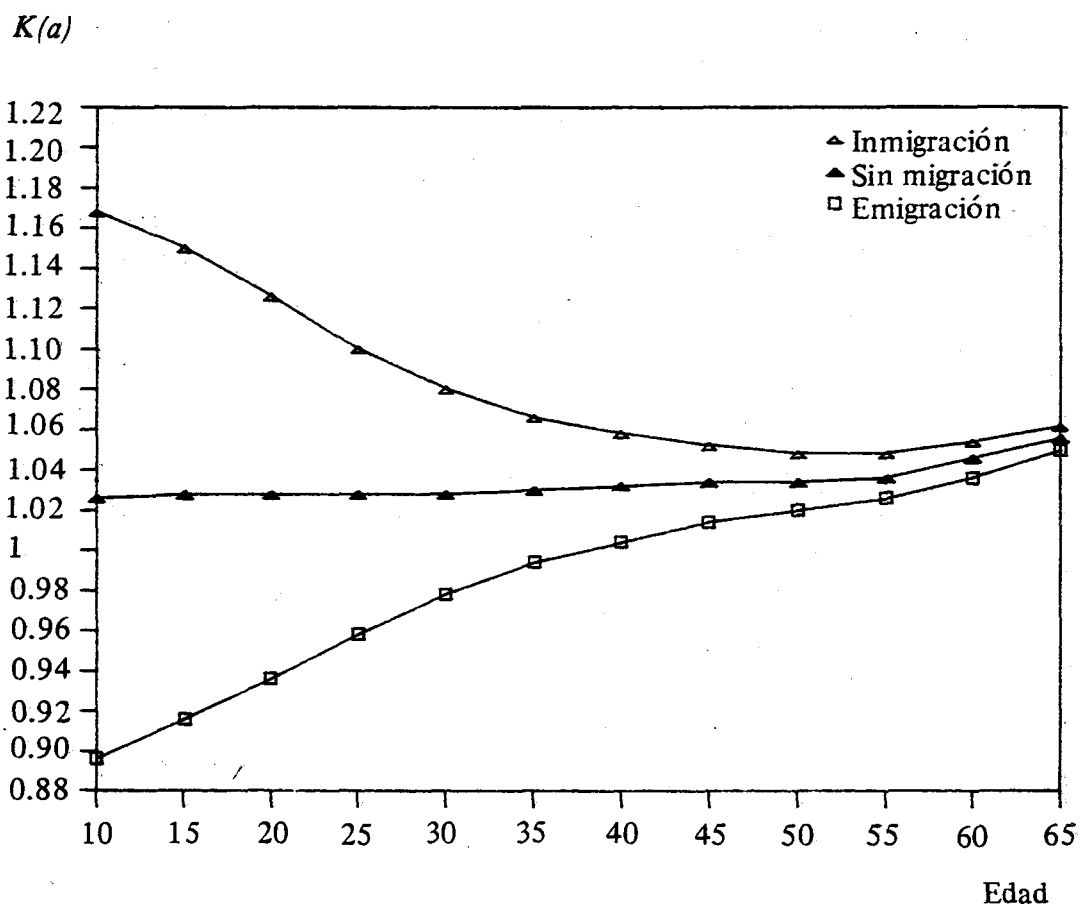
Estimación de $P(5)$: 95109

(3) Tasas de crecimiento intercensales

(6) $Y(a) = NY(a) - C(a)$; $NY(a)$ se toma del cuadro 7, columna 6.

Gráfico 11

BENNETT-HORIUCHI. POBLACION PROYECTADA (SIN ERRORES)
VALORES DE $K(a)$ CON Y SIN MIGRACION



lo I). El valor de K se define como el cociente entre N —calculado conforme con la relación dada por *Bennett-Horiuchi*— y $\bar{N}$ el valor “observado”.

Los primeros análisis se hacen con $K(a)$, no ${}_sK_a$, porque se mostró que el valor esperado en condiciones ideales —esto es, en una población con información libre de errores— $K(a)$ proporcionaba valores más próximos a 1 (el valor teórico esperado en tales condiciones) que ${}_sK_a$.

Consideramos primero el efecto de la *inmigración*. El gráfico 11 muestra el resultado: una serie de valores $K(a)$, mayores que 1, que bajan con la edad. Corresponde el máximo al punto inicial (edad 10 en el gráfico). La inmigración afecta tanto al numerador como al denominador. Al primero, porque en su cálculo intervienen tasas de crecimiento intercensal mayores que antes y también por-

que el número de muertes registradas aumenta por el efecto de la inmigración; al denominador, porque la inmigración aumenta la población media. El efecto en el primer término, sin embargo, es claramente mayor que en el segundo, lo que determina que el cociente de las dos cantidades exceda el valor 1. El número y distribución por edades de los migrantes se tomaron de una población real: la estimación de inmigración neta a la Argentina en la década de los años 50.

El efecto de la *emigración*, que se supone de igual magnitud que la inmigración pero con signo negativo es, como podría haberse anticipado, contrario al de la situación examinada antes: los cocientes $K(a)$ caen por debajo de los obtenidos cuando se consideró el caso de la población sin migración —que se representa también en el gráfico 11— y marcan una tendencia creciente con la edad.

Las tres curvas representadas en el gráfico 11 están próximas entre sí en el tramo de edades avanzadas, digamos, por encima de los 60 años, pero siguen tendencias divergentes a medida que se consideran edades más y más jóvenes. En los grupos de edades jóvenes, en los 15 y 35 años, afectados particularmente por la migración, se acentúan las desviaciones entre las curvas.

Los cuadros 9, 10 y 11 muestran la información básica y los resultados de la elaboración que se presenta en el gráfico 11.

Se estudió, a continuación, el efecto en el cociente ${}_sK_a$ de un 20 por ciento de omisión en el registro de muertes. El ejercicio se hizo comparando valores ${}_sK_a$, y no $K(a)$. Se contaba ya con aquellos y se consideró innecesario realizar los cálculos para obtener $K(a)$. La población media fue calculada como el promedio geométrico de la población en un mismo grupo de edades en los dos censos. Se consideró que los valores de ${}_s\bar{N}_a$ así calculados, eran lo suficientemente exactos para el propósito de detectar una sistemática omisión en el registro de muertes.

El gráfico 12 presenta los resultados obtenidos al suponer varios errores, no solamente el de un 20 por ciento de omisión en el registro de las muertes. La línea que muestra los valores de ${}_sK_a$ afectados por el supuesto de omisión en el registro de muertes toma valores que varían suavemente con la edad, oscilando entre .81 y .83 (véase el cuadro 13). La línea que representa resultados obtenidos en el caso de una población no afectada por errores toma, en general, valores entre 1.02 y 1.04 (véase el cuadro 12), es decir, la dife-

Cuadro 9
BENNETT-HORIUCHI. POBLACION PROYECTADA
(Sin migración)

Edad	Población		Defuncio- nes (3)	$R(a)$ (4)	Población media		Población estimada		$K(a)$	
	Inicial (1)	Final (2)			${}_s\bar{N}_a$ (5)	$\bar{N}(a)$ (6)	$\hat{N}_a$ (7)	${}_s\hat{N}_a$ (8)	quin (9)	densi (10)
0- 4	1212126	1565520	14606	0,02562			312968	1432689		
5- 9	1147229	1343144	639	0,01579	1205964		261640	1256318	1,04175	
10-14	1107115	1199833	525	0,00805	1143988	234995	241166	1180570	1,03198	1,02626
15-19	1061397	1140756	898	0,00722	1102814	224680	231133	1132820	1,02721	1,02872
20-24	966519	1098529	1095	0,01282	1055830	215864	222055	1072729	1,01601	1,02868
25-29	865165	1050292	1262	0,01942	960130	201596	207207	984227	1,02510	1,02783
30-34	807272	953784	1418	0,01670	857824	181795	186835	892731	1,04069	1,02772
35-39	790712	850545	1812	0,00730	798177	165600	170507	832642	1,04318	1,02963
40-44	772872	789185	2295	0,00209	778770	157695	162613	803085	1,03122	1,03119
45-49	700343	767009	3029	0,00911	756869	153564	158638	767864	1,01453	1,03304
50-54	613660	741198	3937	0,01891	680029	143690	148617	699302	1,02834	1,03429
55-59	550142	660305	4974	0,01828	587778	126781	131455	615803	1,04768	1,03687
60-64	462256	562988	6529	0,01974	514531	110231	115223	532367	1,03466	1,04528
65-69	357013	481226	8698	0,02990	415208	92974	98179	434378	1,04617	1,05598
70-74	255491	372949	10484	0,03788			76475	322213		
75 y +	274163	433627	35914	0,04591			53744			
TOTAL	11943475	14010888	98113	0,01599						

Esperanza de vida a la edad 75: 9.21

(4) Tasas de crecimiento intercensales

(5) Promedio geométrico de cohorte

Cuadro 10
BENNETT HORIUCHI. POBLACION PROYECTADA
(Con inmigración)

Edad	Población		Defuncio- nes	$(R(a))$ (4)	Población media		Población estimada		$K(a)$	
	Inicial (1)	Final (2)			${}_s\bar{N}_a$ (5)	$\bar{N}(a)$ (6)	$\hat{N}(a)$ (7)	${}_s\hat{N}_a$ (8)	quin (9)	densi (10)
0- 4	1212126	1635386	15000	0,02999			372576	1693057		
5- 9	1147229	1386698	647	0,01898	1217711		306776	1461742	1,20040	
10-14	1107115	1223321	532	0,00999	1163783	238149	278380	1356373	1,16549	1,16893
15-19	1061397	1180575	919	0,01066	1133043	229683	264291	1284591	1,13375	1,15068
20-24	966519	1159579	1125	0,01824	1083301	221634	249684	1190420	1,09888	1,12656
25-29	865165	1105658	1291	0,02456	977984	206129	226849	1064199	1,08816	1,10052
30-34	807272	989585	1442	0,02039	869114	184710	199419	944403	1,08663	1,07964
35-39	790712	873082	1833	0,00992	806008	167512	178720	867240	1,07597	1,06691
40-44	772872	804746	2314	0,00405	784315	159032	168281	827168	1,05464	1,05815
45-49	700343	777970	3047	0,01053	760335	154465	162619	784490	1,03177	1,05279
50-54	613660	748002	3953	0,01982	682218	144255	151313	710512	1,04147	1,04893
55-59	550142	664563	4989	0,01892	589428	127165	133273	623452	1,05772	1,04804
60-64	462256	566153	6546	0,02030	515716	110514	116484	537575	1,04239	1,05402
65-69	357013	483444	8717	0,03036	416007	93172	99018	437722	1,05220	1,06274
70-74	255491	374386	10506	0,03826			76993	324202		
75 y +	274163	435311	35992	0,04630			54039			
TOTAL	11943475	14408459	98853	0,01879						

Esperanza de vida a la edad 75: 9.21

(3) Medias anuales

(4) Tasas de crecimiento intercensales

(5) Promedio geométrico de cohorte

Cuadro 11
BENNETT-HORIUCHI. POBLACION PROYECTADA
(Con emigración)

Edad	Población		Defuncio- nes	$R(a)$ (4)	Población media		Población estimada		$K(a)$	
	Inicial (1)	Final (2)			${}_s\bar{N}_a$ (5)	$\bar{N}(a)$ (6)	$\hat{N}(a)$ (7)	${}_s\hat{N}_a$ (8)	quin (9)	densi (10)
0- 4	1212126	1495654	14211	0,02105			261545	1205996		
5- 9	1147229	1299589	631	0,01249	1194101		221937	1074191	0,89958	
10-14	1107115	1176345	518	0,00607	1123845	231795	207893	1022551	0,90987	0,89688
15-19	1061397	1100938	878	0,00366	1071732	219558	201164	994479	0,92792	0,91623
20-24	966519	1037479	1065	0,00709	1027624	209936	196644	963336	0,93744	0,93669
25-29	865165	994926	1232	0,01399	941938	196956	188744	908414	0,96441	0,95831
30-34	807272	917982	1395	0,01287	846383	178832	174800	843017	0,99602	0,97745
35-39	790712	828008	1791	0,00462	790269	163665	162555	799002	1,01105	0,99322
40-44	772872	773624	2276	0,00010	773186	156345	157077	779491	1,00815	1,00468
45-49	700343	756048	3011	0,00766	753387	152657	154725	751487	0,99748	1,01355
50-54	613660	734394	3921	0,01799	677834	143122	145955	688218	1,01532	1,01979
55-59	550142	656048	4958	0,01763	586124	126396	129654	608219	1,03770	1,02578
60-64	462256	559823	6511	0,01918	513344	109947	113970	527192	1,02698	1,03659
65-69	357013	479007	8678	0,02943	414407	92775	97343	431048	1,04016	1,04924
70-74	255491	371511	10462	0,03749			75959	320229		
75 y +	274163	431941	35836	0,04552			53449			
TOTAL	11943475	13613317	97373	0,01310						

Esperanza de vida a la edad 75: 9.21

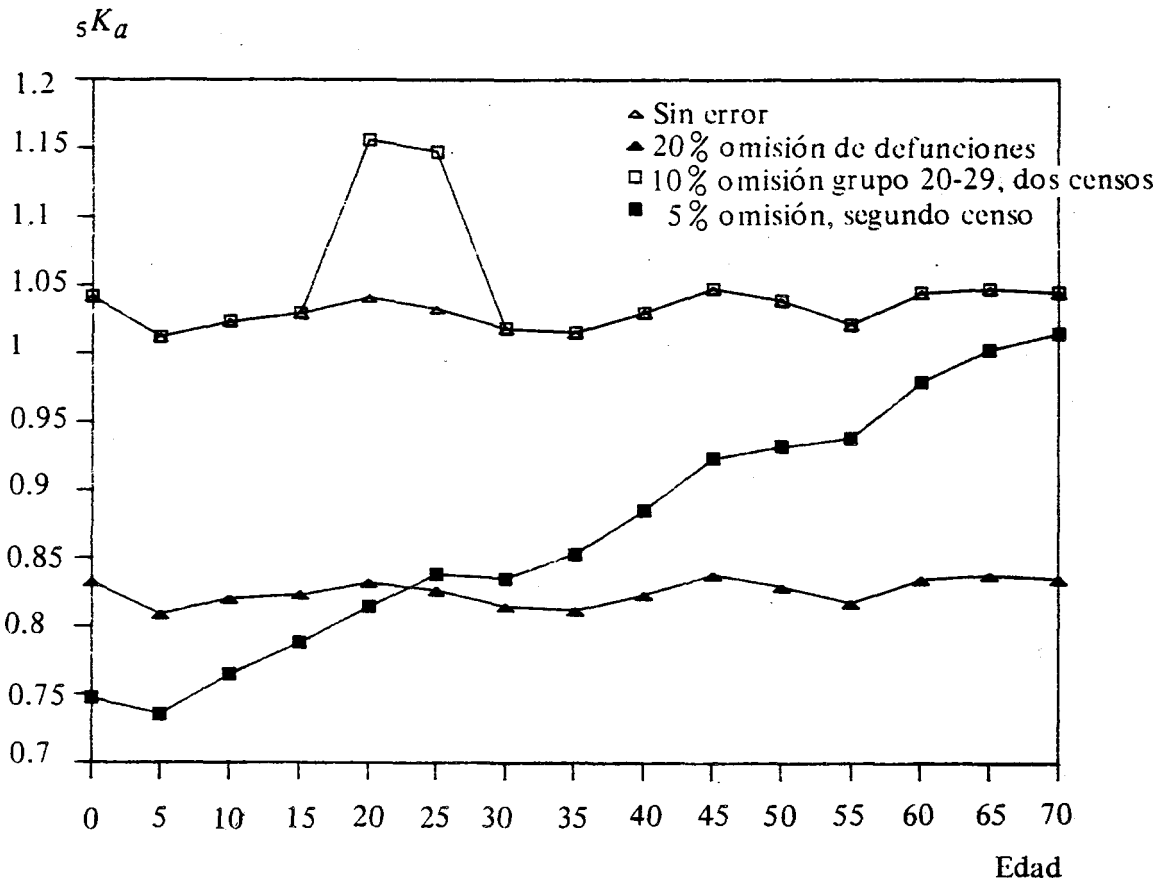
(3) Medias anuales

(4) Tasas de crecimiento intercensales

(5) Promedio geométrico de cohorte

Gráfico 12

BENNETT-HORIUCHI. VALORES DE ${}_5K_a$ EN LA POBLACION PROYECTADA (SIN ERRORES) Y EN POBLACIONES CON DIFERENTES TIPOS DE ERROR.



rencia entre ambas series de valores está muy cerca del valor esperado, esto es, .20. En otras palabras, la fórmula de *Bennett-Horiuchi* ha detectado, con precisión satisfactoria, la omisión supuesta en el registro de muertes.

A continuación, se supuso un 10 por ciento de omisión, en ambos censos en los grupos de edades 20-24 y 25-29. El conjunto de tasas de crecimiento intercensal por edad no es afectado por este error y, consecuentemente, los valores de ${}_5\hat{N}_a$ permanecen inalterados. Sólo ${}_5\bar{N}_{20}$ y ${}_5\bar{N}_{25}$ se reducen por este error. El gráfico 12 muestra los resultados, que se presentan en el cuadro 14. Puede observarse que ${}_5K_a$ toma valores de 1.157 y de 1.147 en lugar de 1.041 y 1.033 (véase el cuadro 12), que correspondían al caso de información sin errores. Las diferencias (0.116 y 0.114, para los grupos de edades 20-24 y 25-29, respectivamente), son próximas al valor esperado: 0.10. Nuevamente, la fórmula examinada ha detectado satisfactoriamente el error supuesto.

Cuadro No. 12
BENNETT-HORIUCHI. POBLACION PROYECTADA
(Sin errores)

Edad	Población Media		$R(a)$ (3)	Población Media (4)	Defunciones (5)	$\hat{N}(a)$ (6)	Población Estimada (7)	${}_5K_a$ (8)
	Inicial (1)	Final (2)						
0- 4	1212126	1565520	0,02562	1377537	14606	312968	1432689	1,04004
5- 9	1147229	1343144	0,01579	1241327	639	261640	1256318	1,01208
10-14	1107115	1199833	0,00805	1152542	525	241166	1180570	1,02432
15-19	1061397	1140756	0,00722	1100361	898	231133	1132820	1,02950
20-24	966519	1098529	0,01282	1030412	1095	222055	1072729	1,04107
25-29	865165	1050292	0,01942	953245	1262	207207	984227	1,03250
30-34	807272	953784	0,01670	877475	1418	186835	892731	1,01739
35-39	790712	850545	0,00730	820083	1812	170507	832642	1,01531
40-44	772872	789185	0,00209	780986	2295	162613	803085	1,02830
45-49	700343	767009	0,00911	732918	3029	158638	767864	1,04768
50-54	613660	741198	0,01891	674421	3937	148617	699302	1,03689
55-59	550142	660305	0,01828	602712	4974	131455	615803	1,02172
60-64	462256	562988	0,01974	510142	6529	115223	532367	1,04357
65-69	357013	481226	0,02990	414492	8698	98179	434378	1,04797
70-74	255491	372949	0,03788	308683	10484	76475	322213	1,04383
75 y +	274163	433627	0,04591	344796	35914	53744		
TOTAL	11943475	14010888	0,01599	12922133	98113			

Esperanza de vida a la edad 75:9.21
(3) Tasas de crecimiento intercensales

Cuadro 13
BENNETT-HORIUCHI. POBLACION PROYECTADA
 (20% de omisión en el registro de las muertes)

Edad	Poblaciones		$R(a)$ (3)	Población Media (4)	Defunciones (5)	$\hat{N}(a)$ (6)	Población Estimada (7)	${}_sK_a$ (8)
	Inicial (1)	Final (2)						
0- 4	1212126	1565520	0,02562	1377537	11684	250374	1146151	0,83203
5- 9	1147229	1343144	0,01579	1241327	511	209312	1005055	0,80966
10-14	1107115	1199833	0,00805	1152542	420	192933	944456	0,81945
15-19	1061397	1140756	0,00722	1100361	719	184907	906256	0,82360
20-24	966519	1098529	0,01282	1030412	876	177644	858183	0,83285
25-29	865165	1050292	0,01942	953245	1009	165766	787381	0,82600
30-34	807272	953784	0,01670	877475	1135	149468	714185	0,81391
35-39	790712	850545	0,00730	820083	1450	136405	666114	0,81225
40-44	772872	789185	0,00209	780986	1836	130090	642468	0,82264
45-49	700343	767009	0,00911	732918	2423	126910	614291	0,83814
50-54	613660	741198	0,01891	674421	3149	118893	559441	0,82951
55-59	550142	660305	0,01828	602712	3979	105164	492642	0,81738
60-64	462256	562988	0,01974	510142	5223	92178	425894	0,83485
65-69	357013	481226	0,02990	414492	6958	78543	347502	0,83838
70-74	255491	372949	0,03788	308683	8387	61180	257770	0,83506
75 y +	274163	433627	0,04591	344796	28731	42995		
TOTAL	11943475	14010888	0,01599	12922133	78491			

Esperanza de vida a la edad 75: 9.21
 (3) Tasas de crecimiento intercensales

Cuadro 14
BENNETT-HORIUCHI. POBLACION PROYECTADA
 (10% de omisión en grupo 20-29, en ambos censos)

Edad	Poblaciones		$R(a)$ (3)	Población Media (4)	Defunciones (5)	$\hat{N}(a)$ (6)	Población Estimada (7)	${}_sK_a$ (8)
	Inicial (1)	Final (2)						
0- 4	1212126	1565520	0,02562	1377537	14606	312968	1432689	1,04004
5- 9	1147229	1343144	0,01579	1241327	639	261640	1256418	1,01208
10-14	1107115	1199833	0,00805	1152542	525	241166	1180570	1,02432
15-19	1061397	1140756	0,00722	1100361	898	231133	1132820	1,02950
20-24	869867	988676	0,01282	927371	1095	222055	1072729	1,15674
25-29	778649	945263	0,01942	857920	1262	207207	984227	1,14722
30-34	807272	953784	0,01670	877475	1418	186835	892731	1,01739
35-39	790712	850545	0,00730	820083	1812	170507	832642	1,01531
40-44	772872	789185	0,00209	780986	2295	162613	803085	1,02830
45-49	700343	767009	0,00911	732918	3029	158638	767864	1,04768
50-54	613660	741198	0,01891	674421	3937	148617	699302	1,03689
55-59	550142	660305	0,01828	602712	4974	131455	615803	1,02172
60-64	462256	562988	0,01974	510142	6529	115223	532367	1,04357
65-69	357013	481226	0,02990	414492	8698	98179	434378	1,04797
70-74	255491	372949	0,03788	308633	10484	76475	322213	1,04383
75 y +	274163	433627	0,04591	344796	35914	54744		
TOTAL	11760306	13796007	0,01599	12723768	98113			

Esperanza de vida a la edad 75: 9.21

(3) Tasas de crecimiento intercensales.

Cuadro 15
BENNETT-HORIUCHI. POBLACION PROYECTADA
 (5% de omisión en el segundo censo)

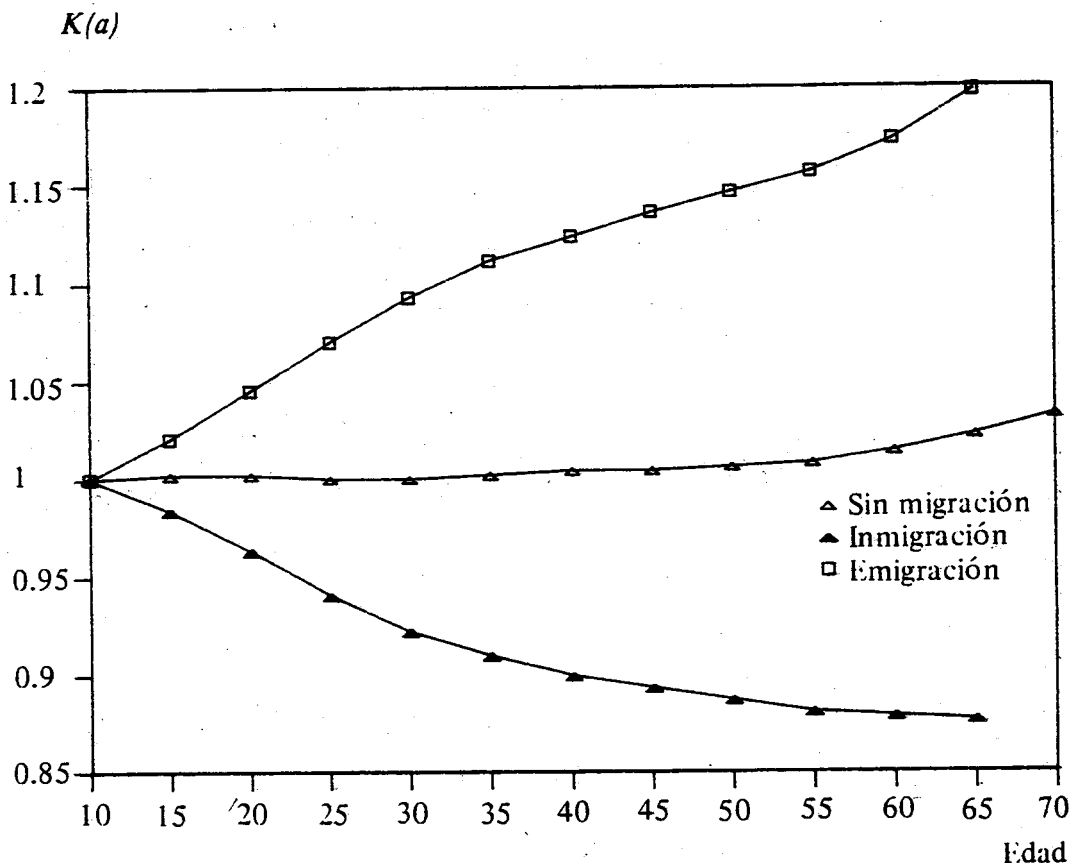
Edad	Poblaciones		$R(a)$ (3)	Población Media (4)	Defunciones (5)	$\hat{N}(a)$ (6)	Población Estimada (7)	${}_sK_a$ (8)
	Inicial (1)	Final (2)						
0- 4	1212126	1487244	0,02048	1342657	14606	218399	1001589	0,74598
5- 9	1147229	1275987	0,01065	1209896	639	183263	890757	0,73623
10-14	1107115	1139841	0,00292	1123359	525	173136	858087	0,76886
15-19	1061397	1083718	0,00208	1072500	898	170108	843880	0,78683
20-24	966519	1043603	0,00768	1004322	1095	167451	818651	0,81513
25-29	865165	997777	0,01428	929108	1262	160065	769300	0,82800
30-34	807272	906095	0,01156	855257	1418	147817	714607	0,83555
35-39	790712	808018	0,00217	799318	1812	138135	682412	0,85374
40-44	772872	749726	-0,00304	761211	2295	134843	673607	0,88491
45-49	700343	728659	0,00397	714360	3029	134599	658786	0,92220
50-54	613660	704138	0,01377	657344	3937	128955	613295	0,93299
55-59	550142	627290	0,01314	587451	4974	116571	551725	0,93919
60-64	462256	534839	0,01460	497225	6529	104345	486822	0,97908
65-69	357013	457165	0,02476	403997	8698	90702	404862	1,00214
70-74	255491	354202	0,03274	300867	10484	71964	305637	1,01585
75 y +	274163	411946	0,04077	336066	35914	51437		
TOTAL	11943475	13310346	0,01085	12594938	98113			

Esperanza de vida a las edad 75: 9.21

(3) Tasas de crecimiento intercensales.

Gráfico 13

PRESTON-COALE. POBLACION PROYECTADA (SIN ERRORES)
VALORES DE $K(a)$ CON Y SIN MIGRACION



Finalmente, se supuso que el *segundo censo estaba afectado por una omisión del 5 por ciento*. El cuadro 15 muestra el efecto en K_a de tal error: afecta tanto al numerador como al denominador produciendo un efecto similar al de la emigración, ya examinado.

No se investigó el efecto de un error contrario, esto es, una omisión en el primer censo. Tal efecto debe ser semejante al producido por la inmigración, razón por la que pareció innecesario efectuar los cálculos para ilustrarlo.

En conclusión, los gráficos 11 y 12 deberán tenerse presentes cuando se examine la aplicación de la fórmula de *Bennett-Horiuchi* a la información proveniente de una población real. Ellos ilustran, esquemáticamente, los errores de censos y registros de muertes más frecuentes.

Cuadro 16
PRESTON-COALE. POBLACION PROYECTADA
(Sin migración)

Edad	Población		$R(a)$	Población Media	Densidad Media	Defuncio- nes	$\hat{N}(a)$	Población Estimada	${}_5K_a$	$K(a)$
	Inicial (1)	Final (2)								
0- 4	1212126	1565520	0,02562			14606	305378	1397061		
5- 9	1147229	1343144	0,01579	1205964		639	254962	1224215	1,01513	
10-14	1107115	1199833	0,00805	1143988	234995	525	234995	1150330	1,00554	1,00000
15-19	1061397	1140756	0,00722	1102814	224680	898	225206	1103714	1,00082	1,00234
20-24	966519	1098529	0,01282	1055830	215864	1095	216339	1045041	0,98978	1,00220
25-29	865165	1050292	0,01942	960130	201596	1262	201845	958677	0,99849	1,00124
30-34	807272	953784	0,01670	857824	181795	1418	181969	869390	1,01348	1,00095
35-39	790712	850545	0,00730	798177	165600	1812	166031	810666	1,01565	1,00260
40-44	772872	789185	0,00209	778770	157695	2295	158297	781620	1,00366	1,00382
45-49	700343	767009	0,00911	756869	153564	3029	154367	746989	0,98695	1,00523
50-54	613660	741198	0,01891	680029	143690	3937	144536	679832	0,09971	1,00589
55-59	550142	660305	0,01828	587778	126781	4974	127743	598061	1,01749	1,00759
60-64	462256	562988	0,01974	514531	110231	6529	111835	516230	1,00330	1,01455
65-69	357013	481226	0,02990	415208	92974	8698	95109	420109	1,01180	1,02296
70-74	255491	372949	0,03788	298972	71418	10484	73832	310144	1,03737	1,03379
75-79	161153	250367	0,04412			11771	51556	201482		
80 y +	113010	183260	0,04841			24143	30809			
TOTAL	11943475	14010888	0,01599							

(3) Tasas de crecimiento intercensales

(6) Medias anuales

(7) Densidad de partida para el cálculo: $N(10)$

Cuadro 17
PRESTON-COALE, POBLACION PROYECTADA
(Con inmigración)

Edad	Población		$R(a)$ (3)	Población Media (4)	Densidad Media (5)	Defuncio- nes (6)	$\hat{N}(a)$ (7)	Población estimada (8)	${}_5K_a$ (9)	$K(a)$ (10)
	Inicial (1)	Final (2)								
0- 4	1212126	1635386	0,02999			15000	321183	1454385		
5- 9	1147229	1386698	0,01898	1217711		647	262540	1250733	1,02712	
10-14	1107115	1223321	0,00999	1163783	238149	532	238149	1160164	0,99689	1,00000
15-19	1061397	1180575	0,01066	1133043	229683	919	226022	1098252	0,96929	0,98406
20-24	966519	1159579	0,01824	1083301	221634	1125	213400	1017026	0,93882	0,96285
25-29	865165	1105658	0,02456	977984	206129	1291	193727	908355	0,92880	0,93984
30-34	807272	989585	0,02039	869114	184710	1442	170125	805151	0,92640	0,92104
35-39	790712	873082	0,00992	806008	167512	1833	152265	738193	0,91586	0,90898
40-44	772872	804746	0,00405	784315	159032	2314	143107	702560	0,89576	0,89986
45-49	700343	777970	0,01053	760335	154465	3047	137949	664326	0,87373	0,89308
50-54	613660	748002	0,01982	682218	144255	3953	127908	599091	0,87815	0,88668
55-59	550142	664563	0,01892	589428	127165	4989	112077	522312	0,88613	0,88135
60-64	462256	566153	0,02030	515716	110514	6546	97201	445857	0,86454	0,87953
65-69	357013	483444	0,03036	416007	93172	8717	81597	356820	0,85773	0,87576
70-74	255491	374386	0,03826			10506	62025	255894		
75 y +	274163	435311	0,04630			35992	41677			
TOTAL	11943475	14408459	0,01879							

(3) Tasas de crecimiento intercensales

(6) Medias anuales

(7) Densidad de partida para el cálculo: $N(10)$

Cuadro 18
PRESTON-COALE. POBLACION PROYECTADA
(Con emigración)

Edad	Población		$R(a)$ (3)	Población Media (4)	Densidad Media (5)	Defuncio- nes (6)	$\hat{N}(a)$ (7)	Población Estimada (8)	sK_a (9)	$K(a)$ (10)
	Inicial (1)	Final (2)								
0- 4	1212126	1495654	0,02105			14211	289810	1340174		
5- 9	1147229	1299589	0,01249	1194101		631	247379	1197511	1,00285	
10-14	1107115	1176345	0,00607	1123845	231795	518	231795	1140264	1,01461	1,00000
15-19	1061397	1100938	0,00366	1071732	219558	878	224351	1109358	1,03511	1,02183
20-24	966519	1037479	0,00709	1027624	209936	1065	219410	1075172	1,04627	1,04513
25-29	865165	994926	0,01399	941938	196956	1232	210717	1014523	1,07706	1,06987
30-34	807272	917982	0,01287	846383	178832	1395	195288	942231	1,11324	1,09202
35-39	790712	828008	0,00462	790269	163665	1791	181766	893958	1,13121	1,11060
40-44	772872	773624	0,00010	773186	156345	2276	175850	873333	1,12953	1,12475
45-49	700343	756048	0,00766	753387	152657	3011	173489	843533	1,11965	1,13646
50-54	613660	734394	0,01799	677834	143122	3921	164013	774573	1,14272	1,14596
55-59	550142	656048	0,01763	586124	126396	4958	146159	687222	1,17249	1,15636
60-64	462256	559823	0,01918	513344	109947	6511	129083	599266	1,16738	1,17405
65-69	357013	479007	0,02943	414407	92775	8678	111074	494936	1,19432	1,19724
70-74	255491	371511	0,03749			10462	87811	374369		
75 y +	274163	431941	0,04552			35836	63275			
TOTAL	11943475	13613317	0,01310							

(3) Tasas de crecimiento intercensales

(6) Medias anuales

(7) Densidad de partida para el cálculo: $N(10)$

Pasamos ahora a considerar cómo se reflejan los mismos desvíos de la situación artificial en los valores de K , cuando se trabaja con la relación de *Preston-Coale*.

El gráfico 13, que representa valores que aparecen en los cuadros 16, 17 y 18, muestra *el efecto en $K(a)$ de inmigración y emigración, separadamente*. Se presenta también, a fin de facilitar las comparaciones, la serie de $K(a)$ que resultan en la población proyectada, sin migración.

Los resultados son similares a los obtenidos cuando se hizo el mismo ejercicio aplicando la fórmula propuesta por *Bennett-Horiuchi* (gráfico 11): los valores de $K(a)$, muestran una tendencia creciente con la edad cuando hay emigración y una decreciente cuando existe inmigración.

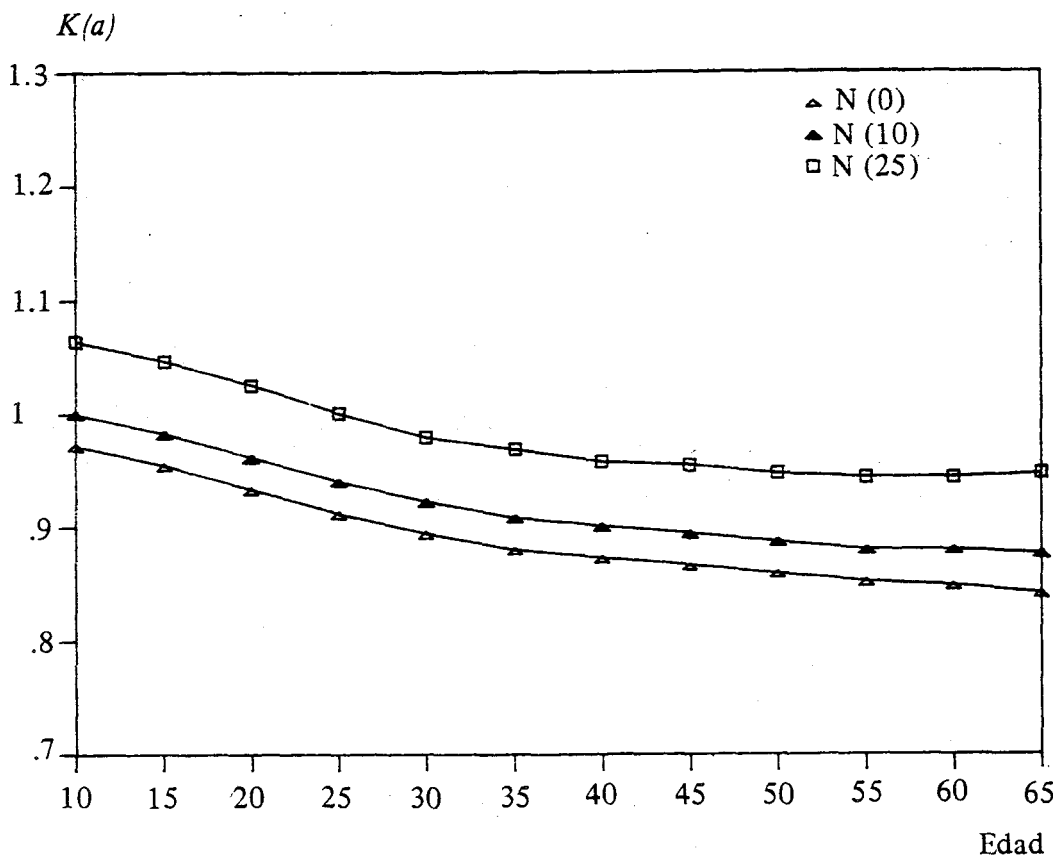
El efecto de la inmigración es nulo en el punto inicial del análisis (edad 10) y toma importancia a medida que la edad aumenta, especialmente en el tramo de edades jóvenes, donde la inmigración tiene la mayor incidencia. Las mayores tasas de crecimiento intercensal, debidas a la inmigración, producen valores relativamente menores de $\hat{N}(a)$, comparados con mayores valores de $\bar{N}(a)$ —debido al signo negativo del exponente del factor que multiplica al valor inicial $\hat{N}(a)$ —en el ejemplo $\hat{N}(10)$ —. Como resultado surge la tendencia decreciente desde el valor inicial 1. Los valores $\hat{N}(a)$ son sistemáticamente menores que $\bar{N}(a)$. En este aspecto, el resultado contrasta con el obtenido cuando se examinó la aplicación de la fórmula de *Bennett-Horiuchi*. El valor $\hat{N}(a)$ excedía a $\bar{N}(a)$ en ese caso y la tendencia decreciente —la característica común mostrada por la aplicación de las dos fórmulas— se daba con valores mayores a 1.

Sería repetitivo hacer un examen similar en relación con el efecto de la *emigración*, por cuya razón basta señalar que los valores de $K(a)$, en ese caso, muestran una tendencia creciente con la edad y toman, a partir del punto inicial, valores mayores a 1.

Cuando se examinó la fórmula de *Preston-Coale* en el capítulo I se mostró que, en una población proyectada cerrada, era posible reducir grandemente la dispersión que se observaba entre diferentes curvas, provenientes cada una de ellas de una edad inicial diferente, con sólo calcular la población media, que interviene en la determinación de K_a ó $[K(a)]$, mediante una interpolación geométrica del número de individuos integrantes de una cohorte. Es interesante comprobar que cuando la migración afecta a una población esa dis-

Gráfico 14

PRESTON-COALE. POBLACION PROYECTADA (SIN ERRORES)
 $K(a)$ CON INMIGRACION, RESULTANTE DE TRES EDADES
 INICIALES DIFERENTES.



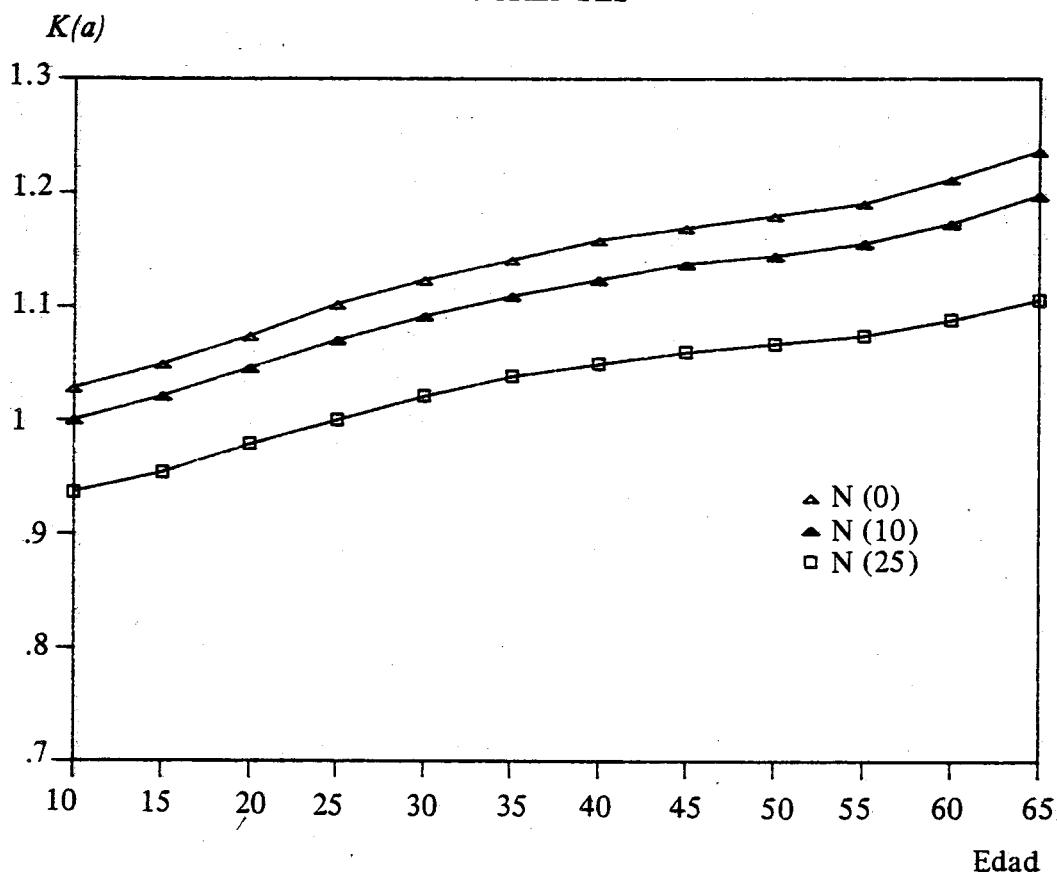
persión se presenta nuevamente, aun cuando los valores de K sean calculados por el procedimiento indicado. Los gráficos 14 (inmigración) y 15 (emigración) presentan los resultados comentados. En consecuencia, cuando se aplique la fórmula a datos reales, la presencia de series de valores dispersos, originados en distintas edades iniciales, puede ser interpretada como un indicio de que en tal población ha habido migración en el período intercensal.

Al igual que en el caso de la fórmula de *Bennett-Horiuchi*, se utilizará ${}_s K_a$, en lugar de $K(a)$, en el estudio del efecto de diferentes errores que pueden contener los datos que se analizan.

En el gráfico 16 se presentan los valores de ${}_s K_a$ que resultan en el caso de una proyección de una población cerrada (véase el cuadro 4), es decir, en el caso de no haber errores en los datos, y en cuatro diferentes situaciones: una omisión del 20 por ciento en el registro de muertes, una omisión del 10 por ciento en los dos censos en

Gráfico 15

PRESTON-COALE. POBLACION PROYECTADA (SIN ERRORES)
 $K(a)$ CON EMIGRACION, RESULTANTE DE TRES EDADES INICIALES
 DIFERENTES

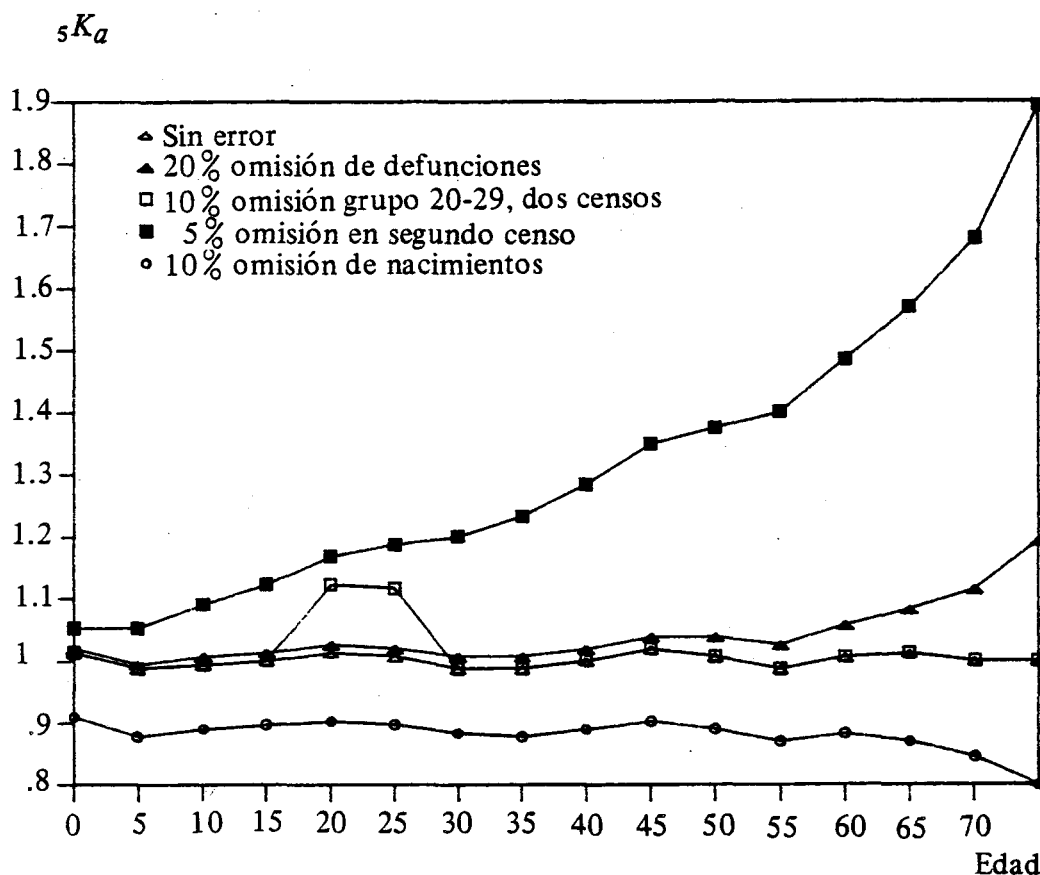


los grupos de edades 20-24 y 25-29, una omisión del 5 por ciento en el segundo censo y, finalmente, una omisión del 10 por ciento en el registro de nacimientos. Consideremos brevemente cada uno de esos casos.

Si la información está afectada por *un 20 por ciento de omisión en el registro de las muertes* (cuadro 19, con edad inicial 0) los valores de ${}_s K_a$ no reflejan esa situación. La fórmula de *Preston-Coale* tiene un término predominante en las primeras edades (esquemáticamente puede escribirse $N(0).e^{-r}$) que no es afectado por el número de muertes registradas y, consecuentemente, es invariable con el grado de subregistro. Sólo el último K observado, en el que el peso relativo del término mencionado es menor (que corresponde a ${}_s K_{75}$), toma el valor del 1.19, muy cercano al 1.20 esperado. En conclusión, una omisión en el registro de muertes se manifiesta en valores de K superiores a 1 y solamente cuando la edad considerada es muy avanzada, digamos por encima de los 75, puede dar una indicación del

Gráfico 16

PRESTON-COALE. VALORES DE ${}_5K_a$ EN LA POBLACION PROYECTADA (SIN ERRORES) Y EN POBLACIONES CON DIFERENTES TIPOS DE ERRORES.



grado de omisión. Esta fórmula, a diferencia de la considerada antes, no es adecuada para detectar y medir subregistro de muertes.

Si se ha producido una omisión del 10 por ciento en la enumeración de personas con edades 20-24 y 25-29 (cuadro 20) las tasas anuales de crecimiento intercensal y el número de muertes registradas no son afectados. En consecuencia, ${}_5\hat{N}_a$ no varía; el valor de ${}_5\bar{N}_a$ se reduce en 10 por ciento. El efecto en ${}_5K_a$ es claramente el esperado. (véase el gráfico 16).

Un 5 por ciento de omisión en el segundo censo (cuadro 21) produce un efecto similar al de emigración: valores de ${}_5K_a$ mayores a 1 y crecientes con la edad. Comparando ambos efectos más cuidadosamente, sin embargo, aparecen algunas diferencias que pueden ser generales y no propias del caso estudiado. El aumento de K debido a emigración es relativamente muy marcado en el tramo de edades más jóvenes —en el que la emigración se concentra generalmente— en tanto que es menos importante cuando se ha producido una omisión

Cuadro 19
PRESTON-COALE. POBLACION PROYECTADA
(20% de omisión en el registro de muertes)

Edad	Poblaciones		$R(a)$ (3)	Población Media (4)	Defunciones (5)	$\hat{N}(a)$ (6)	Población Estimada (7)	${}_5K_a$ (8)
	Inicial (1)	Final (2)						
0- 4	1212126	1565520	0,02562	1377537	11684	304856	1401880	1,01767
5- 9	1147229	1343144	0,01579	1241327	511	257243	1235497	0,99530
10-14	1107115	1199833	0,00805	1152542	420	237226	1161522	1,00779
15-19	1061397	1140756	0,00722	1100361	719	227452	1115188	1,01347
20-24	966519	1098529	0,01282	1030412	876	218681	1056928	1,02573
25-29	865165	1050292	0,01942	953245	1009	204254	970778	1,01839
30-34	807272	953784	0,01670	877475	1135	184395	881731	1,00485
35-39	790712	850545	0,00730	820083	1450	168535	823864	1,00461
40-44	772872	789185	0,00209	780986	1836	161067	796549	1,01993
45-49	700343	767009	0,00911	732918	2423	157565	764133	1,04259
50-54	613660	741198	0,01891	674421	3149	148184	699192	1,03673
55-59	550142	660305	0,01828	602712	3979	131812	619991	1,02867
60-64	462256	562988	0,01974	510142	5223	116499	541718	1,06190
65-69	357013	481226	0,02990	414492	6958	100578	449904	1,08543
70-74	255491	372949	0,03788	308683	8387	80155	344348	1,11554
75-79	161153	250367	0,04412	200867	9416	58696	239870	1,19417
80 y +	113010	183260	0,04841	143910	19315	38644		
TOTAL	11943475	14010888	0,01599	12922114	78491			

(3) Tasas de crecimiento intercensales

(5) Medias anuales

(6) Densidad de partida para el cálculo: $N(0)$

Cuadro 20
PRESTON COALE. POBLACION PROYECTADA
(10% de omisión en el grupo 20-29, en ambos censos)

Edad	Poblaciones		$R(a)$ (3)	Población Media (4)	Defunciones (5)	$\hat{N}(a)$ (6)	Población Estimada (7)	${}_sK_a$ (8)
	Inicial (1)	Final (2)						
0- 4	1212126	1565520	0,02562	1377537	14606	304856	1394613	1,01240
5- 9	1147229	1343144	0,01579	1241327	639	254503	1222008	0,98444
10-14	1107115	1199883	0,00805	1152542	525	234571	1148252	0,99628
15-19	1061397	1140756	0,00722	1100361	898	224799	1101713	1,00123
20-24	869867	988676	0,01282	927371	1095	215946	1043138	1,12483
25-29	778649	945263	0,01942	857920	1262	201477	956921	1,11540
30-34	807272	953784	0,01670	877475	1418	181634	867786	0,98896
35-39	790712	850545	0,00730	820083	1812	165723	809155	0,98667
40-44	772872	789185	0,00209	780986	2295	158000	780145	0,99892
45-49	700343	767009	0,00911	732918	3029	154074	745554	1,01724
50-54	613660	741198	0,01891	674421	3937	144256	678494	1,00604
55-59	550142	660305	0,01828	602712	4974	127487	596842	0,99026
60-64	462256	562988	0,01974	510142	6529	111602	515121	1,00976
65-69	357013	481226	0,02990	414492	8698	94898	419128	1,01118
70-74	255491	372949	0,03788	308683	10484	73650	309314	1,00204
75-79	161153	250367	0,04412	200867	11771	51406	200803	0,99968
80 y +	113010	183260	0,04841	143910	24143	30689		
TOTAL	11760306	13796007	0,01599	12723748	98113			

(3) Tasas de crecimiento intercensales

(5) Medias anuales

(6) Densidad de partida para el cálculo: $N(0)$

Cuadro 21
PRESTON-COALE. POBLACION PROYECTADA
(5 % de omisión en el segundo censo)

Edad	Población		$R(a)$ (3)	Población Media (4)	Defunciones (5)	$\hat{N}(a)$ (6)	Población Estimada (7)	${}_5K_a$ (8)
	Inicial (1)	Final (2)						
0- 4	1212126	1487244	0,02048	1342657	14606	304856	1412602	1,05209
5- 9	1147229	1275987	0,01065	1209896	639	261303	1270751	1,05030
10-14	1107115	1139841	0,00292	1123359	525	247129	1225367	1,09081
15-19	1061397	1083718	0,00208	1072500	898	243029	1206595	1,12503
20-24	966519	1043603	0,00768	1004322	1095	239617	1172637	1,16759
25-29	865165	997777	0,01428	929108	1262	229511	1104423	1,18869
30-34	807272	906095	0,01156	855257	1418	212477	1028739	1,20284
35-39	790712	808018	0,00217	799318	1812	199162	985904	1,23343
40-44	772872	749726	-0,00304	761211	2295	195213	977768	1,28449
45-49	700343	728659	0,00397	714360	3029	195895	962251	1,34701
50-54	613660	704138	0,01377	657344	3937	189046	903655	1,37471
55-59	550142	627290	0,01314	587451	4974	172663	823202	1,40131
60-64	462256	534839	0,01460	497225	6529	156870	740151	1,48856
65-69	357013	457165	0,02476	403997	8698	139529	634627	1,57087
70-74	255491	354302	0,03274	300867	10484	115105	504907	1,67817
75-79	161153	237849	0,03898	195781	11771	88063	370764	1,89377
80 y +	113010	174097	0,04327	140267	24143	61791		
TOTAL	11943475	13310346	0,01085	12594919	98113			

(3) Tasas de crecimiento intercensales

(5) Medias anuales

(6) Densidad de partida para el cálculo; $N(0)$

Cuadro 22
 PRESTON-COALE. POBLACION PROYECTADA
 (10% de omisión en el registro de nacimientos)

Edad	Poblaciones		$R(a)$ (3)	Población Media (4)	Defunciones (5)	$\hat{N}(a)$ (6)	Población Estimada (7)	${}_sK_a$ (8)
	Inicial (1)	Final (2)						
0- 4	1212126	1565520	0,02562	1377537	14606	274370	1251507	0,90851
5- 9	1147229	1343144	0,01579	1241327	639	227683	1093063	0,88056
10-14	1107115	1199833	0,00805	1152542	525	209787	1026791	0,89089
15-19	1061397	1140756	0,00722	1100361	898	200993	984805	0,89498
20-24	966519	1098529	0,01282	1030412	1095	192984	931930	0,90442
25-29	865165	1050292	0,01942	953245	1262	179940	854301	0,89620
30-34	807272	953784	0,01670	877475	1418	162091	774034	0,88212
35-39	790712	850545	0,00730	820083	1812	147745	720885	0,87904
40-44	772872	789185	0,00209	780986	2295	140667	693927	0,88853
45-49	700343	767009	0,00911	732918	3029	136921	661708	0,90284
50-54	613660	741198	0,01891	674421	3937	127866	600294	0,89009
55-59	550142	660305	0,01828	602712	4974	112576	525580	0,87202
60-64	462256	562988	0,01974	510142	6529	97993	450302	0,88270
65-69	357013	481226	0,02990	414492	8698	82568	361806	0,87289
70-74	255491	372949	0,03788	308683	10484	63032	260811	0,84491
75-79	161153	250367	0,04412	200867	11771	42620	161022	0,80164
80 y +	113010	183260	0,04841	143910	24143	23642		
TOTAL	11943475	14010888	0,01599	12922114	98113			

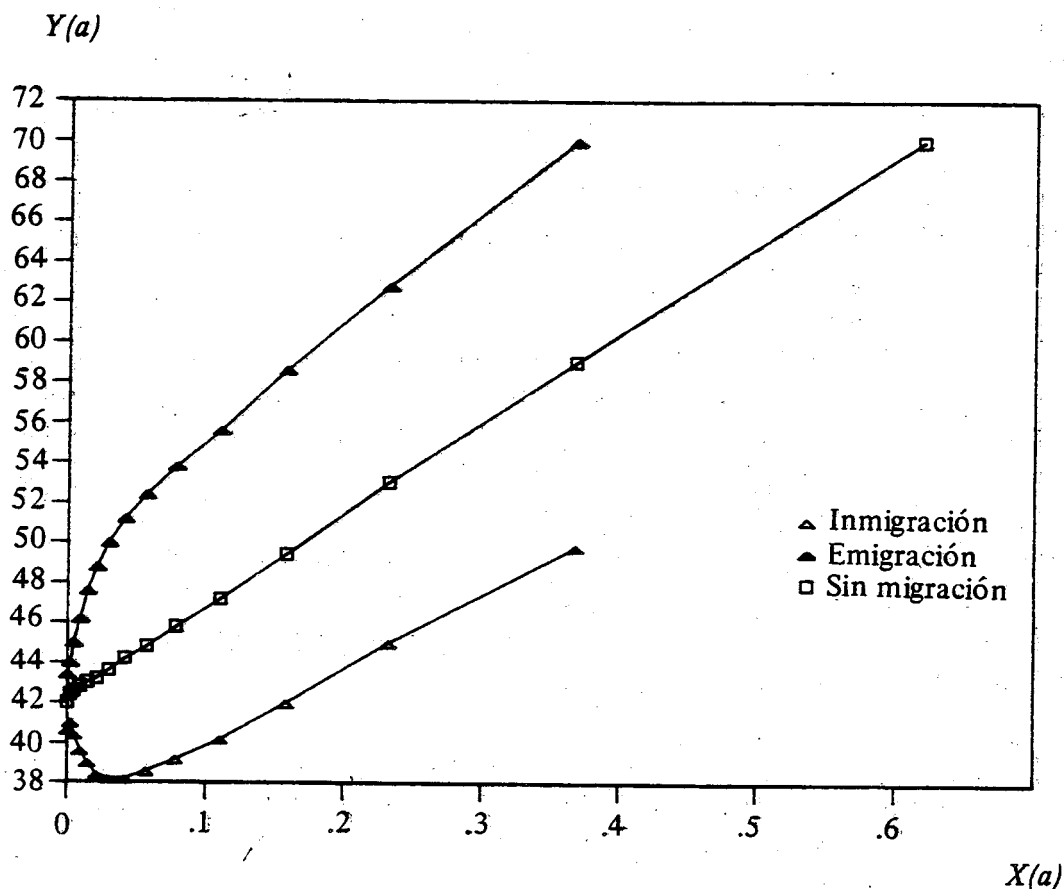
(3) Tasas de crecimiento intercensales

(5) Medias anuales

(6) Densidad de partida para el cálculo: $N(0)$

Gráfico 17

APLICACION DE LA FORMULA PRESTON A UNA POBLACION CON O SIN MIGRACION. $C(a)$ A PARTIR DE TASAS POR EDAD.



uniforme (5 por ciento) a lo largo de todas las edades. En contraste, los aumentos son menos importantes para las edades adultas y avanzadas en el caso de emigración y cada vez más relevantes, a medida que la edad aumenta, cuando reflejan el efecto de omisión, que es acumulativo. Una curva (afectada por emigración) muestra concavidad, vista desde abajo, en tanto que la otra (afectada por omisión del segundo censo) es claramente convexa. Esta distinción puede ser útil cuando se examinan datos de poblaciones reales.

Finalmente, en el caso de la fórmula de *Preston-Coale* aplicada desde el punto inicial 0, fue posible medir el efecto de un 10 por ciento de omisión en el registro de nacimientos. El cuadro 22 muestra los resultados, que aparecen representados también en el gráfico 16. Son satisfactorios: los valores de K que se obtienen suponiendo una omisión en el registro de nacimientos son menores, aproximadamente, en 10 por ciento, que los que resultan de la aplicación de la fórmula a información libre de errores (cuadro 4). Esto es cierto, en

particular, para los grupos de edades jóvenes hasta, digamos, la edad 35.

Los gráficos 13, 14, 15 y 16, que muestran los efectos de diferentes desvíos de la situación de la población proyectada, sin migración, constituyen herramientas útiles para el examen de los resultados de aplicar la fórmula de *Preston-Coale* a datos reales.

Continuamos ahora examinando los efectos, de migración y de errores seleccionados, en los resultados al aplicar la fórmula de *Preston*.

El gráfico 17 representa información contenida en los cuadros 7, 8, 23 y 24. Ilustra el efecto de inmigración y emigración, comparando esos casos con el de una población cerrada, sin migración.

La *inmigración* se refleja en una curva convexa (vista desde abajo) que se aproxima a una línea recta solamente a partir de, digamos, la edad 40, es decir, a lo largo de los últimos 5 ó 6 puntos considerados. En una situación real, por lo tanto, la presencia de inmigración debe manifestarse con claridad.

La *emigración* produce una curva cóncava en el tramo inicial y sólo se aproxima a una línea recta a partir de edades por encima de los 40 años. Otra vez, esta característica --la concavidad-- podrá permitir detectar la existencia de emigración en una situación real, si los datos están libres de otros errores.

La fórmula de *Preston* no utiliza información sobre muertes registradas. No es posible, por lo tanto, estudiar en este caso el efecto de una omisión en los registros.

Fue posible, tal como se hizo en los otros casos, establecer el efecto en los resultados de *un 10 por ciento de omisión en la enumeración de personas con edades 20-24 y 25-29 en los dos censos*. El gráfico 18 y el cuadro 25 presentan los valores obtenidos. La consecuencia de tal error, que es similar al que se derivaría de mala declaración de la edad (es decir, omisiones en algunos grupos, exageraciones en otros) es importante, produciéndose claros desvíos de una tendencia lineal, en puntos correspondientes a varios grupos de edades, no solamente los dos afectados por omisión.

Finalmente, el gráfico 19 y el cuadro 26 consideran el efecto de *una omisión de 5 por ciento en el segundo censo*. Es poco alentador encontrar que la curva resultante se asemeja a aquélla obtenida

Cuadro 23
 APLICACION DE LA FORMULA DE PRESTON A UNA POBLACION CON INMIGRACION

(Continúa. . .)

Edad	Poblaciones		$R(a)$	Tiempo Vivido	$C(a+5)$	$NY(a+5)$	$Y(a+5)$	$X(a+5)$
	Inicial (1)	Final (2)						
0- 4	1212126	1635386	0,02999	14112719	0,02039	0,81865	40,1564	0,0000
5- 9	1147229	1386698	0,01898	12614522	0,01849	0,74452	40,2656	0,0026
10-14	1107115	1223321	0,00999	11626567	0,01740	0,70822	40,7050	0,0049
15-19	1061397	1180575	0,01066	11183952	0,01661	0,67148	40,4364	0,0090
20-24	966519	1159579	0,01824	10586685	0,01554	0,61296	39,4346	0,0143
25-29	865165	1105658	0,02456	9791577	0,01429	0,54212	37,9411	0,0210
30-34	807272	989585	0,02039	8941105	0,01315	0,48958	37,2262	0,0294
35-39	790712	873082	0,00992	8300782	0,01234	0,46588	37,7561	0,0410
40-44	772872	804746	0,00405	7876212	0,01163	0,45655	39,2467	0,0564
45-49	700343	777970	0,01053	7374650	0,01079	0,43314	40,1271	0,0781
50-54	613660	748002	0,01982	6776866	0,00978	0,39227	40,1021	0,1098
55-59	550142	664563	0,01892	6047224	0,00852	0,35686	41,9044	0,1570
60-64	462256	566153	0,02030	5117483	0,00708	0,32241	45,5378	0,2326
65-69	357013	483444	0,03036	4164680	0,00555	0,27700	49,9394	0,3670
70-74	255491	374386	0,03826	3107356				
75 y +	274163	435311	0,04630	3480728				
TOTAL	11943475	14408459	0,01879	131103110				

Estimación de $P(5)$: .95109

(3) Tasas de crecimiento intercensales

(4) $TV(a) = (N(a,t) - N(a,0)) / R(a)$

(5) $C(a) = (TV(a) + TV(a+1)) / TV(total)$

(6) $NY(a) = P(5) \cdot EXP(-5 \cdot W)$; (W es la suma de las $R(a)$ desde el primer grupo)

(7) $Y(a) = NY(a) / C(a)$

Cuadro 23
 APLICACION DE LA FORMULA DE PRESTON A UNA POBLACION CON INMIGRACION (Conclusión)

Edad	Tasas de Crecimiento			Población Media (4)	C(a+5) (5)	Y(a+5) (6)	l(a) Estandar (7)
	Inicial (1)	Final (2)	Media (3)				
0- 4	-0,05503	-0,16495	-0,15592	1421675	0,02012	40,6842	100000
5- 9	-0,03559	-0,12536	-0,04424	1216424	0,01815	41,0091	95109
10-14	-0,04217	-0,03557	-0,02527	1163783	0,01753	40,3964	94860
15-19	-0,09364	-0,01794	-0,04481	1134740	0,01693	39,6595	94643
20-24	-0,11078	-0,04762	-0,10191	1085013	0,01575	38,9183	94259
25-29	-0,06926	-0,11091	-0,11780	979887	0,01412	38,4007	93765
30-34	-0,02073	-0,12526	-0,07513	870999	0,01281	38,2298	93149
35-39	-0,02282	-0,08150	-0,02648	807957	0,01216	38,2990	92391
40-44	-0,09854	-0,03384	-0,02994	786840	0,01183	38,6048	91362
45-49	-0,13213	-0,03928	-0,10796	763631	0,01105	39,1873	90030
50-54	-0,10926	-0,11828	-0,14552	685484	0,00975	40,2369	88221
55-59	-0,17406	-0,16027	-0,13136	592651	0,00848	42,0605	85703
60-64	-0,25835	-0,15793	-0,21094	519696	0,00717	44,9412	82206
65-69	-0,33459	-0,25565	-0,31310	420860	0,00556	49,8457	77161
70-74	-0,65850	-0,62060	-0,62662	307724			69573
75 y +				353186			58765
TOTAL				13110550			

(3) $\sqrt{R(a-5,0 \cdot R(a+5,10))}$

(5) $Y(a) = NY(a)/C(a)$

Cuadro 24
 APLICACION DE LA FORMULA DE PRESTON A UNA POBLACION CON EMIGRACION

(Continúa. . .)

Edad	Poblaciones		$R(a)$	Tiempo Vivido	$C(a+5)$	$NY(a+5)$	$Y(a+5)$	$X(a+5)$
	Inicial (1)	Final (2)						
0- 4	1212126	1495654	0,02105	13470796	0,02016	0,85609	42,4597	0,0000
5- 9	1147229	1299589	0,01249	12201524	0,01853	0,80427	43,3931	0,0026
10-14	1107115	1176345	0,00607	11398166	0,01743	0,78021	44,7616	0,0049
15-19	1061397	1100938	0,00366	10795661	0,01633	0,76605	46,8995	0,0090
20-24	966519	1037479	0,00709	10002081	0,01514	0,73936	48,8418	0,0143
25-29	865165	994926	0,01399	9272629	0,01404	0,68939	49,1066	0,0210
30-34	807272	917982	0,01287	8602616	0,01310	0,64643	49,3349	0,0294
35-39	790712	828008	0,00462	8081082	0,01241	0,63168	50,8963	0,0410
40-44	772872	773624	0,00010	7721887	0,01177	0,63138	53,6293	0,0564
45-49	700343	756048	0,00766	7268432	0,01098	0,60764	55,3375	0,0781
50-54	613660	734394	0,01799	6713001	0,00999	0,55538	55,5934	0,1098
55-59	550142	656048	0,01763	6007180	0,00871	0,50852	58,3587	0,1570
60-64	462256	559823	0,01918	5087855	0,00725	0,46203	63,7201	0,2326
65-69	357013	479007	0,02943	4144575	0,00569	0,39880	70,1430	0,3670
70-74	255491	371511	0,03749	3094652				
75 y +	274163	431941	0,04552	3466203				
TOTAL	11943475	13613317	0,01310	127328339				

Estimación de $P(5)$: .95109

(3) Tasas de crecimiento intercensales

(4) $TV(a) = (N(A,t) - N(a,0)) / R(a)$

(5) $C(a) = (TV(a) + TV(A+1)) / TV(total)$

(6) $NY(a) = P(5) \cdot EXP(-5 \cdot W)$; (W es la suma de las $R(a)$ desde el primer grupo)

(7) $Y(a) = NY(a) / C(a)$

Cuadro 24
 APLICACION DE LA FORMULA DE PRESTON A UNA POBLACION CON EMIGRACION

(Conclusión)

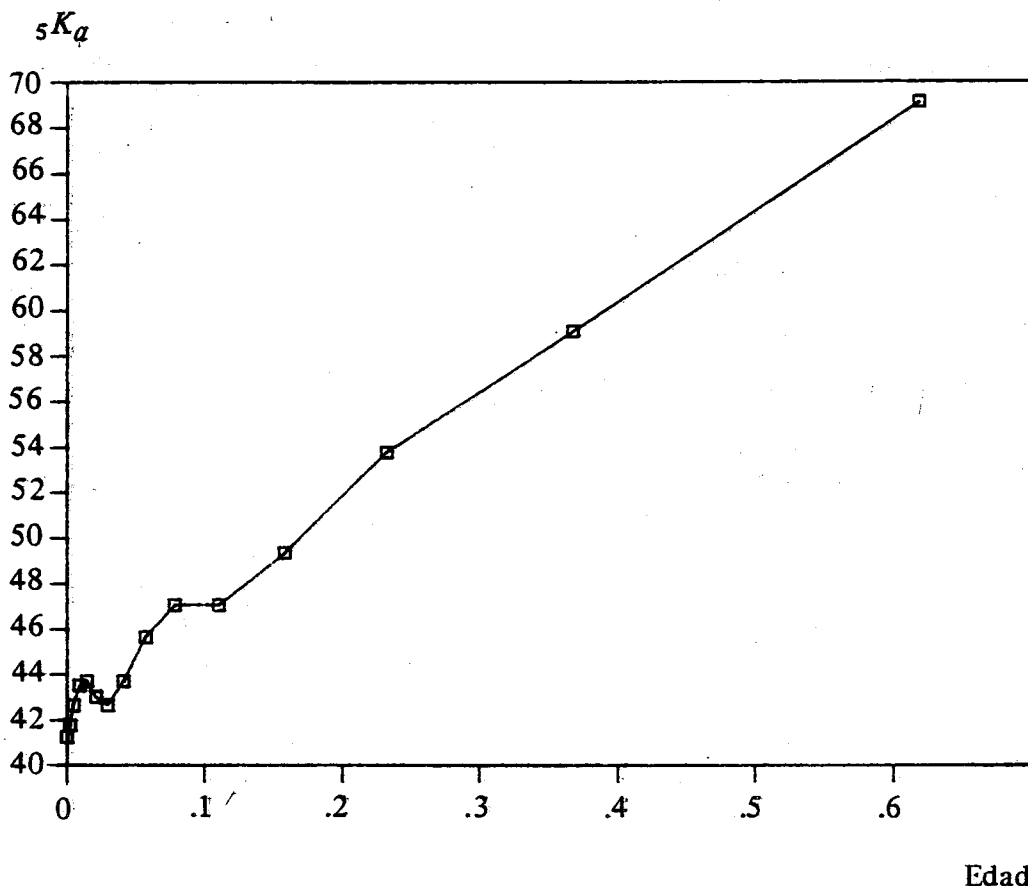
Edad	Tasas de crecimiento			Población Media (4)	C(a+5) (5)	Y(a+5) (6)	ℓ(x) Estandar (7)
	Inicial (1)	Final (2)	Media (3)				
0- 4	-0,05503	-0,14052	-0,09080	1307267	0,01970	43,4656	100000
5- 9	-0,03559	-0,09964	-0,06038	1193791	0,01825	44,0665	95109
10-14	-0,04217	-0,06625	-0,04597	1123845	0,01730	45,0916	94860
15-19	-0,09364	-0,05937	-0,04203	1073354	0,01656	46,2667	94643
20-24	-0,11078	-0,04188	-0,08682	1029180	0,01554	47,5913	94259
25-29	-0,06926	-0,08049	-0,10690	943598	0,01411	48,8646	93765
30-34	-0,02073	-0,10315	-0,06860	847932	0,01291	50,0636	93149
35-39	-0,02282	-0,06794	-0,02182	791718	0,01233	51,2111	92391
40-44	-0,09854	-0,02298	-0,02575	774626	0,01205	52,4172	91362
45-49	-0,13213	-0,02906	-0,10544	754933	0,01130	53,7962	90030
50-54	-0,10926	-0,11281	-0,14477	679388	0,00998	55,6538	88221
55-59	-0,17406	-0,15861	-0,13052	587823	0,00869	58,5062	85703
60-64	-0,25835	-0,15591	-0,21032	515898	0,00735	62,8203	82206
65-69	-0,33459	-0,25414	-0,31217	418045	0,00570	69,9469	77161
70-74	-0,65850	-0,62063	-0,62664	305949			69573
75 y +				351138			58765
TOTAL				12698486			

$$(3) \sqrt{R(a-5,0) \cdot R(a+5,10)}$$

$$(5) Y(a) = NY(a)/C(a)$$

Gráfico 18

APLICACION DE LA FORMULA PRESTON A UNA POBLACION CON EL 10 POR CIENTO DE OMISION EN EL GRUPO 20-29 EN AMBOS CENSOS.
C(a) A PARTIR DE TASAS POR EDAD.



cuando hay emigración. Puede uno suponer, a la luz de este resultado, que seguramente una omisión relativa en el primer censo, presentará una curva semejante a la obtenida cuando se estudió el efecto de una inmigración.

Terminamos esta sección mostrando —en el cuadro 27— los resultados obtenidos, esto es, la tasa de natalidad y la esperanza de vida a la edad 5, si se ajusta una recta a puntos seleccionados de los gráficos y cuadros presentados anteriormente.

Como, por lo general, la forma que presenta la distribución de los puntos es muy diferente según se trate de tramos de edades jóvenes, o adultas y avanzadas, se realizan los ajustes, separadamente, utilizando conjuntos seleccionados de puntos diferentes, según sea que se busque el nivel de la natalidad o el nivel de la mortalidad.

Cuadro 25
 APLICACION DE LA FORMULA DE PRESTON A UNA POBLACION CON UNA OMISION DEL 10% EN EL GRUPO
 20-29, EN AMBOS CENSOS

(Continúa. . .)

Edad	Poblaciones		$R(a)$ (3)	Tiempo Vivido (4)	$C(a+5)$ (5)	$NY(a+5)$ (6)	$Y(a+5)$ (7)	$X(a+5)$ (8)
	Inicial (1)	Final (2)						
0- 4	1212126	1565520	0,02562	13794046	0,02059	0,83674	40,6326	0,0000
5- 9	1147229	1343144	0,01579	12409113	0,01880	0,77323	41,1292	0,0026
10-14	1107115	1199833	0,00805	11512734	0,01769	0,74271	41,9956	0,0049
15-19	1061397	1140756	0,00722	10990920	0,01592	0,71637	44,9962	0,0090
20-24	869867	988676	0,01282	9267332	0,01403	0,67189	47,9010	0,0143
25-29	778649	945263	0,01942	8580880	0,01364	0,60973	44,7077	0,0210
30-34	807272	953784	0,01670	8772893	0,01333	0,56088	42,0702	0,0294
35-39	790712	850545	0,00730	8191412	0,01257	0,54077	43,0310	0,0410
40-44	772872	789185	0,00209	7799302	0,01188	0,53514	45,0327	0,0564
45-49	700343	767009	0,00911	7321666	0,01105	0,51133	46,2536	0,0781
50-54	613660	741198	0,01891	6744981	0,01004	0,46520	46,3458	0,1098
55-59	550142	660305	0,01828	6027220	0,00875	0,42457	48,5396	0,1570
60-64	462256	562988	0,01974	5102683	0,00728	0,38466	52,8731	0,2326
65-69	357013	481226	0,02990	4154637	0,00570	0,33125	58,0929	0,3670
70-74	255491	372949	0,03788	3101010	0,00403	0,27410	68,0784	0,6185
75-79	161153	250367	0,04412	2022177				
80 y +	113010	183260	0,04841	1451168				
TOTAL	11760306	13796007	0,01599	127244174				

Estimación de $P(5)$: .95109

(3) Tasas de crecimiento intercensales

(4) $TV(a) = (N(a,t) - N(a,0)) / R(a)$

(5) $C(a) = (TV(a) + TV(a+1)) / TV(total)$

(6) $NY(a) = P(5) \cdot EXP(-5 \cdot W)$; (W es la suma de las $R(a)$ desde el primer grupo)

(7) $Y(a) = NY(a) / C(a)$

Cuadro 25
**APLICACION DE LA FORMULA DE PRESTON A UNA POBLACION CON UNA OMISION DEL 10% EN EL GRUPO
 20-29, EN AMBOS CENSOS**
 (Conclusión)

Edad	Tasas de crecimiento			Población Media (4)	C(a+5) (5)	Y(a+5) (6)	ℓ(x) Estandar (7)
	Inicial (1)	Final (2)	Media (3)				
0- 4	-0,05503	-0,15320	-0,11779	1356651	0,01997	41,9086	100000
5- 9	-0,03559	-0,11283	-0,05271	1205905	0,01831	42,2323	95109
10-14	-0,04217	-0,05049	-0,07136	1143988	0,01721	43,1493	94860
15-19	-0,19900	-0,14308	-0,04352	1065196	0,01625	44,0974	94643
20-24	-0,11078	-0,04490	-0,09501	1019837	0,01517	44,2862	94259
25-29	0,03610	0,00897	-0,11265	927400	0,01368	44,5658	93765
30-34	-0,02073	-0,11456	-0,01939	828594	0,01279	43,8609	93149
35-39	-0,02282	-0,07488	-0,02431	812684	0,01251	43,2208	92391
40-44	-0,09854	-0,02850	-0,02795	793169	0,01219	43,9023	91362
45-49	-0,13213	-0,03423	-0,10672	771308	0,01141	44,8107	90030
50-54	-0,10926	-0,11557	-0,14515	693237	0,01007	46,1837	88221
55-59	-0,17406	-0,15944	-0,13094	599578	0,00877	48,4132	85703
60-64	-0,25835	-0,15692	-0,21063	525991	0,00742	51,8555	82206
65-69	-0,33459	-0,25490	-0,32087	426090	0,00573	57,8263	77161
70-74	-0,46083	-0,39851	-0,41555	309137	0,00400	68,5559	69573
75-79	-0,88625	-0,86128	-0,85138	204023			58765
80 y +				151931			43933
TOTAL				12834717			

(3) Tasas de crecimiento intercensales

(5) $Y(a) = NY(a)/C(a)$

Cuadro 26
 APLICACION DE LA FORMULA DE PRESTON A UNA POBLACION CON UNA OMISION
 DEL 5% EN EL SEGUNDO CENSO

(Continúa...)

Edad	Poblaciones		$R(a)$	Tiempo Vivido	$C(a+5)$	$NY(a+5)$	$Y(a+5)$	$X(a+5)$
	Inicial (1)	Final (2)						
0- 4	1212126	1487244	0,02048	13431562	0,02027	0,85851	42,3483	0,0000
5- 9	1147229	1275987	0,01065	12088086	0,01851	0,81398	43,9643	0,0026
10-14	1107115	1139841	0,00292	11218598	0,01742	0,80219	46,0496	0,0049
15-19	1061397	1083718	0,00208	10710497	0,01648	0,79388	48,1794	0,0090
20-24	966519	1043603	0,00768	10031918	0,01535	0,76396	49,7818	0,0143
25-29	865165	997777	0,01428	9286219	0,01417	0,71131	50,2146	0,0210
30-34	807272	906095	0,01156	8545603	0,01313	0,67135	51,1322	0,0294
35-39	790712	808018	0,00217	7982387	0,01238	0,66411	53,6436	0,0410
40-44	772872	749726	0,00304	7601974	0,01171	0,67430	57,6012	0,0564
45-49	700343	728659	0,00397	7134286	0,01089	0,66105	60,7234	0,0781
50-54	613660	704138	0,01377	6569612	0,00988	0,61706	62,4402	0,1098
55-59	550142	627290	0,01314	5870671	0,00861	0,57782	67,0979	0,1570
60-64	462256	534839	0,01460	4969837	0,00716	0,53713	75,0068	0,2326
65-69	357013	457165	0,02476	4044724	0,00561	0,47458	84,5878	0,3670
70-74	255491	354302	0,03274	3017948	0,00396	0,40292	101,7366	0,6185
75-79	161153	237849	0,03898	1967492				
80 y +	113010	174097	0,04327	1411668				
TOTAL	11943475	13310346	0,01085	125883084				

Estimación de $P(5)$: .95 109

(3) Tasas de crecimiento intercensales

(4) $TV(a) = (N(a,t) - N(a,0)) / R(a)$

(5) $C(a) = (TV(a) + TV(a+1)) / TV(total)$

(6) $NY(a) = P(5) \cdot EXP(-5 \cdot W)$; (W es la suma de las $R(a)$ desde el primer grupo)

(7) $Y(a) = NY(a) / C(a)$

Cuadro 26
 APLICACION DE LA FORMULA DE PRESTON A UNA POBLACION CON UNA OMISION
 DEL 5% EN EL SEGUNDO CENSO

(Conclusión)

Edad	Tasas de crecimiento			Población Media (4)	C(a+5) (5)	Y(a+5) (6)	l(x) Estandar (7)
	Inicial (1)	Final (2)	Media (3)				
0- 4	-0,05503	-0,15320	-0,11779	1322300	0,01990	43,1394	100000
5- 9	-0,03559	-0,11283	-0,05271	1175371	0,01825	44,6036	95109
10-14	-0,04217	-0,05049	-0,03664	1115022	0,01745	45,9743	94860
15-19	-0,09364	-0,03772	-0,04352	1074906	0,01676	47,3549	94643
20-24	-0,11078	-0,04490	-0,09500	1029134	0,01566	48,7947	94259
25-29	-0,06926	-0,09639	-0,11265	935863	0,01412	50,3797	93765
30-34	-0,02073	-0,11456	-0,07201	836156	0,01286	52,1978	93149
35-39	-0,02282	-0,07488	-0,02431	778058	0,01225	54,2137	92391
40-44	-0,09854	-0,02850	-0,02795	759375	0,01193	56,5011	91362
45-49	-0,13213	-0,03423	-0,10672	738445	0,01117	59,1705	90030
50-54	-0,10926	-0,11557	-0,14515	663700	0,00986	62,5699	88221
55-59	-0,17406	-0,15944	-0,13094	574032	0,00859	67,2967	85703
60-64	-0,25835	-0,15692	-0,21063	503580	0,00726	73,9569	82206
65-69	-0,33459	-0,25490	-0,32087	407936	0,00561	84,6181	77161
70-74	-0,46083	-0,39851	-0,41555	295966	0,00391	102,9286	69573
75-79	-0,88625	-0,86128	-0,85138	195330			58765
80 y +				145457			43933
TOTAL				12550632			

Estimación de P(5): .95109

(5) $Y(a) = NY(a)/C(a)$

Cuadro 27
PRESTON. COMPARACION ENTRE VALORES CONOCIDOS Y
ESTIMADOS DE LAS TASAS DE NATALIDAD Y DE LA ESPERANZA
DE VIDA A LA EDAD 5 EN DIFERENTES POBLACIONES

Poblaciones	Tasa de natalidad (por mil)			Esperanza de vida a la edad 5		
	Valor conoci- do	Puntos conside- rados	Valor estima- do	Valor conoci- do	Puntos conside- rados	Valor estima- do
Cerrada						
(sin errores)	23,65	(1,15)	23,67	70,05	(1,15)	69,46
Con inmigración	23,87	(2,6)	24,24	70,05	(8,14)	70,25
Con emigración	23,41	(2,6)	22,94	70,05	(8,14)	68,64
Con 10% de omi- sión en los gru- pos 20-24 y 25- 29, en ambos censos	23,65	(8,15)	24,18	70,05	(8,15)	69,45
Con 5% de omi- sión en el segun- do censo	23,65	(2,7)	22,79	70,05	(10,15)	66,32

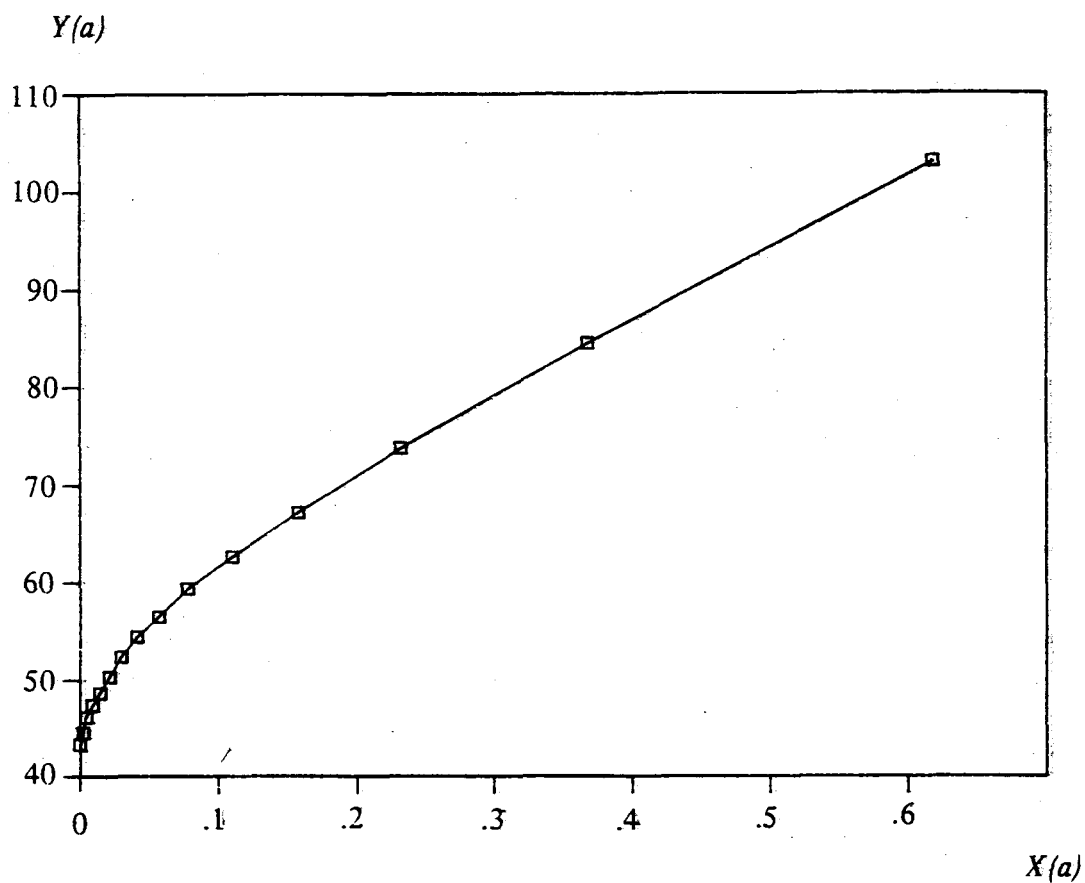
NOTAS:

El ajuste de la línea recta se efectúa utilizando el método de dos medias, obtenidas del agrupamiento de puntos. Los puntos considerados en el ajusté se indican en cada caso. Ellos están numerados de 1 hasta 15 (ó 14) de acuerdo con un orden creciente con la edad.

El cálculo de $c(a)$ —la función de distribución por edades— se hace utilizando el procedimiento descrito en forma esquemática en el texto, es decir, utilizando tasas de promoción de un grupo de edades al siguiente grupo en una cohorte, en dos momentos del tiempo, y calculando un valor intermedio mediante interpolación geométrica.

Gráfico 19

APLICACION DE LA FORMULA PRESTON A UNA POBLACION CON EL
5 POR CIENTO DE OMISION EN EL SEGUNDO CENSO
 $C(a)$ A PARTIR DE TASAS POR EDAD.



ESTIMACION DE LA MORTALIDAD ADULTA EN SEIS
PARROQUIAS DEL VALLE CENTRAL DE COSTA RICA
(1888-1910) A PARTIR DE LA INFORMACION
SOBRE ORFANDAD(*)

Dirk Jaspers Faijer
Centro Latinoamericano de Demografía (CELADE)

Héctor Pérez Brignoli
Universidad de Costa Rica

RESUMEN

Se presenta una aplicación del método de orfandad para la estimación de la mortalidad adulta, con base en información obtenida, para el período 1888-1910, de novios y novias de seis parroquias del Valle Central de Costa Rica.

Mediante el uso de la técnica de Brass para estimar la mortalidad adulta, e interpolando las probabilidades de sobrevivir a la edad 25 de las tablas de Coale-Demeny, se obtiene una esperanza de vida para 25 años para las mujeres y de 40 para los hombres.

En el análisis de la mortalidad según regiones (una de reciente colonización y la otra de más temprano poblamiento) no se encontraron diferencias significativas, como tampoco aparecieron dentro de los dos subperíodos considerados (antes y después del año 1900). Lo mismo sucedió al analizar las diferencias socio-ocupacionales (jornaleros y agricultores).

La mortalidad adulta resultó estar por bajo lo esperado, hecho sobre el cual se presentan algunas posibles explicaciones.

<DEMOGRAFIA HISTORICA> <MEDICION DE LA MORTALIDAD> <ORFANDAD>

(*) Trabajo presentado al Seminario sobre Demografía Histórica, San José, Costa Rica, 12 al 14 de diciembre, 1984.

ESTIMATION OF ADULT MORTALITY IN SIX PARISHES
OF THE CENTRAL VALLEY OF COSTA RICA
(1888-1910) BASED ON INFORMATION
ON ORPHANHOOD

SUMMARY

This paper contains an application of the orphanhood method for estimating adult mortality, based on information provided during the period 1888-1910 by the brides and bridegrooms of six parishes of the Central Valley of Costa Rica. The selected parishes are located in the coffee-culture zone.

Using the Brass technique for estimating adult mortality from orphanhood and interpolating the resulting probabilities of surviving into the Coale and Demeny's regional model life tables, the life expectancy at the age of 25 years is estimated in 41 years for women and 40 years for men.

An analysis of the adult mortality by region (one of recent colonization and an other region of earlier settlement) did not show noticeable differences. Neither were perceived significant differences between the two sub-periods considered (before and after 1900), nor between social-professional groups (day laborers and farmers).

Analyzing the data by parish and period, a comment is made about the problems that can occur working with data of only one parish or of a short period.

The estimated adult mortality resulted to be lower than expected. Some possible explanations are given in the last section. Finally is indicated the need for further investigation on the application of the orphanhood method using historical data and on the demographic history of Costa Rica.

<HISTORICAL DEMOGRAPHY> <MORTALITY MEASUREMENT> <ORPHANHOOD>

I. INTRODUCCION

La idea de obtener estimaciones de la mortalidad adulta a partir de la información sobre orfandad materna y paterna, fue desarrollada primeramente por Louis Henry¹, uno de los fundadores de la demografía histórica como disciplina, pensando en la información disponible en los registros de matrimonios existentes en los archivos parroquiales. William Brass² extendió posteriormente dicha metodología, con la finalidad de obtener estimaciones de la mortalidad adulta en países con estadísticas deficientes, utilizando preguntas especiales sobre supervivencia materna y paterna, incluidas en censos o encuestas.

La aplicación del método de orfandad a datos provenientes de registro parroquiales tiene la virtud de utilizar una información proporcionada *directamente* por los interesados (novios), lo cual permite suponer que dicha información es, al menos en principio, bastante confiable. La principal limitación reside en el hecho mismo de proporcionar únicamente estimaciones de la mortalidad en un tramo de edades específicas. Como es sabido, la mortalidad infantil y juvenil constituye un componente muy importante en el nivel de la mortalidad general, y la estimación de esta última es, por lo general, un objetivo prioritario en la mayoría de las investigaciones.

En lo que sigue, presentamos una aplicación del método de orfandad a datos de seis parroquias del Valle Central de Costa Rica a finales del siglo XIX. Procederemos, primero, a una rápida caracterización sociodemográfica de la región bajo estudio, para explicar después los procedimientos de obtención y procesamiento de la información básica. Por último, se presenta un conjunto de estimaciones de la mortalidad adulta.

II. ASPECTOS DE LA HISTORIA SOCIODEMOGRAFICA DEL VALLE CENTRAL

En el Valle Central habitan, todavía hoy, la mayoría de los costarricenses. Se trata de una región de clima templado, suelos extra-

¹ Louis Henry, "Mesure Indirecte de la Mortalité des adultes", *Population* año XV, junio-julio de 1960, No. 3.

² William Brass y Kenneth Hill, *Estimating Adult Mortality from Orphanhood*, International Union for the Scientific Study of Population, International Population Conference, Liege, 1973.

ordinariamente fértiles y situada a una altura promedio de mil metros sobre el nivel del mar. Por su reducida extensión (unos 3 264 Km²) representa apenas el 6 por ciento del área total del país. Se trata, sin embargo, de un lugar privilegiado para la agricultura y el habitat.

El cultivo del café se extendió en el Valle Central en la década de 1840³. Su expansión abrió perspectivas enteramente nuevas para los campesinos criollos y mestizos que formaban el núcleo de la población de Costa Rica desde por lo menos el siglo XVIII. El éxito de las exportaciones de café a Inglaterra aseguró un ingreso rápido y temprano al mercado mundial. En él intervino, además de condiciones ecológicas particularmente favorables, el relativo aislamiento geográfico del país. Por este último hecho, Costa Rica permaneció ajena a las continuas guerras civiles de la época de la Federación Centroamericana (1821-1839) y las décadas posteriores.

Los comerciantes y beneficiadores del café se convirtieron pronto en la clase dirigente; pero debe notarse que, a diferencia de otros países de Centroamérica (como Guatemala o El Salvador), el cultivo del café siguió estando predominantemente en manos de campesinos pequeños y medianos propietarios. En otros términos, la clase dominante no basó su poder en la propiedad de la tierra, siguiendo un patrón por lo demás "clásico" en el contexto latinoamericano. Los productores agrícolas quedaron subordinados a través de los mecanismos de comercialización y beneficio (procesamiento del café previo a la exportación).

El perfil social resultó así menos polarizado que en otros casos, y la economía agro-exportadora dio lugar al surgimiento de una significativa "clase media" rural. El por qué de esta evolución tan peculiar no es, sin embargo, algo enteramente claro⁴. Pero interesa destacar, desde el ángulo demográfico, que la existencia de densidades de población muy bajas durante la expansión de un cultivo de exportación —que requería insumos muy elevados de mano de obra por

³ Carolyn Hall, *El café y el desarrollo histórico geográfico de Costa Rica*. San José, Editorial Costa Rica, 1976; Ciro F.S. Cardoso, "La Hacienda cafetalera en Costa Rica" en *Estudios Sociales Centroamericanos*, No. 6, 1973.

⁴ Héctor Pérez Brignoli, "Economía Política del Café en Costa Rica, 1850-1950", *Avances de Investigación*, Centro de Investigaciones Históricas, Universidad de Costa Rica, 1981.

unidad de superficie— parece haber jugado un papel de no poca importancia.

Trataremos ahora de resumir los rasgos demográficos más significativos de esta población, originalmente reducida (unos 120 mil habitantes en 1864, quizá algo más de 50 mil hacia 1800) y aislada.

1. El crecimiento demográfico fue continuo y sin sobresaltos desde la segunda mitad del siglo XIX. Los recuentos censales hacen pensar en una tasa de crecimiento natural cercana al 2 por ciento anual.
2. Un régimen de fecundidad natural⁵, bajas tasas de natalidad ilegítima⁶ y un patrón de matrimonio temprano (la edad mediana al matrimonio en primeras nupcias era, en las mujeres, algo mayor de 20 años), parecen constituir los elementos básicos que regían la natalidad.
3. El cólera, en 1856, fue la última gran epidemia del siglo XIX. A partir de entonces, la mortalidad parece haberse primero estabilizado, para luego descender en forma suave. Entrando al siglo XX se produjeron descensos mucho más drásticos⁷. La esperanza de vida al nacer parece haber estado alrededor de los 30 años hacia 1864. En 1927 había subido a unos 42 años, mientras que en 1950 alcanzaba los 56 años.
4. Las migraciones internacionales fueron de poca significación demográfica. El grueso de migrantes llegó al país entre 1900 y

⁵ La descendencia completa por matrimonios, en el período 1876-1904 alcanzó 8,3 hijos, según datos provenientes de una reconstitución de familias efectuada en la parroquia de San Pedro del Mojón. Cf. Héctor Pérez Brignoli, "Fecundidad y familia en San Pedro del Mojón (1860-1939)", Octavo Seminario Nacional de Demografía, San José, setiembre 7, 8 y 9 de 1983.

⁶ Héctor Pérez Brignoli, "Deux Siecles d'Ilégitimité au Costa Rica, 1770-1974" en I. Dupaquier *et.al.* (ed.), *Marriage and Remarriage in Population of the Past*, London, Academic Press, 1981, pp. 481-494.

⁷ Héctor Pérez Brignoli, "Notas sobre el descenso de la mortalidad en Costa Rica (1866-1873)" *Séptimo Seminario Nacional de Demografía*, San José, 1979. Luis Rosero y Hernán Caamaño, "Tablas de vida de Costa Rica, 1900-1980", en Asociación Demográfica Costarricense, *Mortalidad y Fecundidad en Costa Rica*, San José, Marzo de 1984, pp. 7-30.

1925, asentándose en Limón y las regiones costeras; pero, en 1927, no representaban más que el 10 por ciento de la población total del país. En 1892 la proporción de extranjeros era de menos del 3 por ciento del conjunto de habitantes, y una situación similar se presentaba en 1963.

Los elementos y las características peculiares de la economía rural del Valle Central de Costa Rica, convierten al caso que nos ocupa en un excelente "laboratorio" para la indagación demográfica y el estudio de las relaciones entre población y economía agraria.

III. LA INFORMACION BASICA

Abundantemente conservados y con registros de regular calidad, los libros sacramentales de las parroquias constituyen, para todo el siglo XIX, un invaluable antecesor del Registro Civil, creado en 1888. Aún después de la secularización, el registro de casamientos y de bautizos, como corresponde en una población campesina, culturalmente homogénea y profundamente religiosa, sigue siendo de notorio valor. En el caso de los matrimonios, el cura oficiante pasó a representar también la autoridad civil, debiendo enviar un formulario especial por cada acto para su registro final en el Registro Civil.

El presente trabajo se basa en información sobre casamientos recopilada en ocho archivos parroquiales. La edad y la profesión de los contrayentes comenzó a registrarse en forma más o menos regular recién a partir de 1888. La información sobre sobrevivencia de los padres comenzó a consignarse en ciertas parroquias en la década de 1850. Por tales razones, se decidió restringir el estudio al período 1888-1910. Las ocho parroquias seleccionadas: Guadalupe, Desamparados, Alajuelita, Moravia, San Ramón, Atenas, Grecia y Palmares, guardan varias características en común. Se trataba de comunidades rurales, cuya principal actividad económica era la agricultura del café. Las cuatro primeras, se localizaban en la 'región vieja', es decir la zona de la primera expansión cafetalera, en las cercanías de la ciudad de San José. Las cuatro últimas corresponden al sector de colonización nueva durante la segunda mitad del siglo XIX, en el occidente del Valle Central.

La información fue recolectada, como parte de una investigación mucho más amplia, en hojas especiales diseñadas a partir de los

modelos de D.E.C. Eversley⁸. Los datos sobre orfandad fueron indicados con el código *s* (sobreviviente), *d* (difunto). De toda la información existente, se seleccionaron las siguientes variables para su almacenamiento y procesamiento electrónico: parroquia, fecha del matrimonio, edad del contrayente, profesión y sobrevivencia de los padres. Constituidos los respectivos archivos de datos, se procedió a su limpieza, y a la obtención de las tabulaciones básicas necesarias para, en un segundo momento, efectuar las estimaciones de mortalidad adulta a partir de los datos sobre orfandad materna y paterna.

El cuadro 1 resume ciertas características de la información básica. El número total de casos, ligeramente superior a 10 mil, ofrece ciertas garantías en cuanto a la posible incidencia de factores puramente aleatorios y la precisión de las estimaciones. El examen cuidadoso de las diferentes tabulaciones que dieron origen al cuadro

Cuadro 1
PERIODO, NUMERO DE NOVIOs, PORCENTAJE SIN DECLARACION
COMPLETA Y PORCENTAJE DE NO HUÉRFANOS DE MADRE,
SEGUN PARROQUIA INVESTIGADA

Parroquia	Período	Número de novios	Porcentaje sin declaración completa	Porcentaje de no huérfanos de madre
Región vieja				
Alajuelita	1890-1910	716	13,1	81,8
Desamparados	1888-1910	1 670	14,6	81,2
Guadalupe	1894-1910	708	16,9	73,1
Moravia	1888-1910	614	66,1	83,2
Región nueva				
Atenas	1888-1910	1 528	13,4	80,1
Grecia	1894-1909	1 612	10,1	84,5
Palmares	1888-1910	914	12,7	81,6
San Ramón	1880-1900	2 408	11,0	89,7
Total	1880-1910	10 170	15,9	83,3

condujo, además, a la eliminación de los datos referentes a las parroquias de Moravia y San Ramón. En el primer caso, el factor más importante para la decisión fue el elevado porcentaje de novios sin declaración completa: 66,1% sobre una media del total de 15,9%. Nótese que, con la finalidad de garantizar la mayor precisión posi-

⁸ Ciro F.S. Cardoso y Héctor Pérez Brignoli, *Los Métodos de la Historia*, Barcelona, Editorial Crítica (Grijalbo), 1976, pp. 137-141.

Cuadro 2
ORFANDAD.MATERNA Y PATERNA EN SEIS PARROQUIAS DEL
VALLE CENTRAL DE COSTA RICA
(1888-1910)

Grupos de edades	Total de personas	Con declaración completa	No huérfanos de madre	Porcentaje de no huérfanos de madre	No huérfanos de padre	Porcentaje de no huérfanos de padre
Menos de 15	24	20	18	90,00	19	95,00
15-19	1 665	1 527	1 334	87,36	1 221	89,96
20-24	2 770	2 507	2 104	83,93	1 916	76,43
25-29	1 295	1 170	920	78,63	793	67,78
30-34	541	425	314	73,88	245	57,65
35-39	233	178	105	58,99	88	49,44
40-44	142	85	47	55,29	43	50,59
45-49	70	31	10	32,26	10	32,26
50 y +	152	66	22	33,33	16	24,24
Ignorado	250	192	157	81,77	140	72,92
Total	7 142	6 201	5 031	81,13	4 491	72,42

ble en la información básica, se eliminaron todos los casos en los cuales faltaba la información sobre sobrevivencia de uno de los cónyuges. En el segundo caso, la decisión fue tomada debido a las proporciones demasiado elevadas de los novios no huérfanos de madre. Aunque el número de casos de San Ramón es considerable, un porcentaje tan alto nos hizo sospechar en un posible sesgo en el registro. Una inspección rápida en las hojas de recolección originales mostró, que, en los años finales del período, casi la totalidad de los cónyuges aparecía con ambos padres vivos. Aunque esto es, obviamente posible, no dejó de parecernos extraño. Y, para mejor seguridad, se decidió eliminar dicha parroquia del conjunto.

En el cuadro 2 se presenta la información básica sobre orfandad materna y paterna, relativa al conjunto de las seis parroquias finalmente seleccionadas.

IV. ESTIMACION DE LA MORTALIDAD ADULTA FEMENINA Y MASCULINA

1. *El método de orfandad materna y paterna*

Como ya fue señalado, existen dos métodos para obtener estimaciones de la mortalidad adulta a partir de la información sobre orfandad paterna y materna. Uno ideado por Louis Henry y otro desarrollado por William Brass.

En este trabajo utilizamos el método de Brass porque permite obtener estimaciones más detalladas. El procedimiento consiste en la transformación de las proporciones de hijos no-huérfanos por grupos quinquenales de edad en probabilidades de sobrevivencia para diferentes tramos de edades, para lo cual se necesita también información sobre la edad media de las madres y de los padres.

En su forma original, la relación que permite obtener la probabilidad de sobrevivir para la población femenina adulta, a través de la orfandad materna, es la siguiente:

$$l(25 + N) / l(25) = {}_5NH_{N-5} \cdot W_N + {}_5NH_N \cdot (1 - W_N)$$

y para la mortalidad adulta masculina, a través de la orfandad paterna:

$$l(35 + N) / l(32.5) = {}_5NH_{N-5} \cdot W_N + {}_5NH_N \cdot (1 - W_N) \quad \text{ó}$$

$$l(40 + N) / l(37.5) = {}_5NH_{N-5} \cdot W_N + {}_5NH_N \cdot (1 - W_N)$$

donde por ejemplo $l(25 + N)/l(25)$ es la probabilidad de sobrevivir desde la edad exacta 25 hasta la edad exacta $25 + N$, siendo N la edad central de dos grupos de edades quinquenales de los informantes.

${}_5NH_{N-5}$ y ${}_5NH_N$ representan las proporciones de hijos no huérfanos (de madre (o padre) del grupo de edad $N-5, N$ y $N, N+5$, respectivamente.

W_N son multiplicadores que dependen de la edad central N y de la edad media de las madres (o de los padres en el caso de orfandad paterna).

Posteriormente, Hill y Trusell⁹, presentaron una manera más simple para obtener las probabilidades de sobrevivencia para la población femenina adulta (orfandad materna), haciendo uso de ecuaciones de regresión:

$$l(25+N) / l(25) = a_N + b_N \cdot \bar{M} + c_N \cdot {}_5NH_{N-5}, \text{ donde}$$

a_N , b_N y c_N son coeficientes de regresión, dependiendo de N , y $\bar{M}$ la edad media de las madres.

En base a estas probabilidades de sobrevivencia, se podría construir una tabla de vida parcial, sea directamente o sea a través de, por ejemplo, el "sistema logito" de Brass¹⁰. Sin embargo, teniendo en cuenta que la gran mayoría de la información proviene de dos o tres grupos de edades, este ejercicio podría conducir a estimaciones erróneas. Es posible también que el casarse esté relacionado con la condición de orfandad. De ser así, ello afectaría la estructura de la mor-

⁹ Ken Hill y James Trussell, "Further development in indirect mortality estimation", *Population Studies*, Volumen 31, Number 2, Londres, Julio 1977.

¹⁰ William Brass, "Sobre la escala de mortalidad", *Métodos para estimar la fecundidad y la mortalidad en poblaciones con datos limitados. Selección de trabajos de William Brass*. CELADE, Serie E. No. 14, Santiago de Chile, 1974.

talidad por edad estimada, ya que los padres de los novios más jóvenes aparecerían por ese hecho, con una mortalidad más alta que los padres de los novios de más edad.

Tratando de evitar estos riesgos, optamos por utilizar las tablas modelo de Coale y Demeny¹¹. Las probabilidades de sobrevivencia se interpolan en dichas tablas obteniéndose así los niveles de mortalidad correspondientes. Se calcula luego un nivel promedio, y se supone que la mortalidad adulta de ese nivel promedio refleja en forma adecuada la mortalidad adulta real de la población en estudio. La esperanza de vida a los 25 años de edad, se utiliza, finalmente, como indicador "resumido" de la mortalidad adulta estimada.

2. Aplicación a la información suministrada por los novios residentes en el Valle Central

La aplicación del método de orfandad exige contar con estimaciones de la edad media de las madres y los padres. En el primer caso utilizamos una estimación directa, obtenida de la distribución de nacimientos por edad de la madre, ocurridos en la parroquia de San Ramón en 1896¹². El valor resultante fue de 27 años. La edad media de los padres fue estimada a partir del mismo registro de matrimonios. En el cuadro 3 se puede observar que los hombres se casaban, en promedio, a los 27 años, mientras que las mujeres lo hacían a los 22.

Cuadro 3
LA EDAD MEDIA Y MEDIANA AL MATRIMONIO POR SEXO EN LAS SEIS PARROQUIAS DEL VALLE CENTRAL

Parroquia	Edad media al matrimonio		Edad mediana al matrimonio	
	Hombres	Mujeres	Hombres	Mujeres
	27,1	21,7	25,0	20,8
Región vieja ¹	27,0	22,0	25,0	20,7
Región nueva ²	27,1	21,4	25,1	20,8

¹ Región vieja: parroquias de Guadalupe, Desamparados y Alajuelita.

² Región nueva: parroquias de Grecia, Atenas y Palmares.

¹¹ Ansley J. Coale y Paul Demeny, *Regional Model Life Tables and Stable Population*. Princeton University Press, Princeton, New Jersey, 1966.

¹² Héctor Pérez Brignoli, *Las variaciones demográficas en las economías de exportación: El ejemplo del Valle Central de Costa Rica (1800-1950)*, Universidad de Costa Rica, San José, 1978.

Una diferencia también de cinco años, se observaba al comparar las edades medianas al matrimonio de hombres y mujeres. El cuadro 3 permite afirmar, además, la ausencia de diferencia por región en las edades media y mediana al matrimonio. Con base en ello, y a falta de mayor información, se supuso la misma diferencia de cinco años en la edad media de los padres, con respecto a la edad media de las madres. La estimación, en consecuencia, se fijó en 32 años.

En el cuadro 4 se presentan los resultados de la aplicación del método de orfandad materna a los datos de las seis parroquias seleccionadas del Valle Central. Las probabilidades de sobrevivencia fueron obtenidas mediante dos métodos: el de los multiplicadores de Brass y las ecuaciones de regresión de Hill y Trussell. Una comparación de ambas series y de los niveles estimados en las tablas modelo de Coale y Demeny, indica que el método de Brass parece producir estimaciones más consistentes. Por ello, para el resto del estudio se optó por el uso de los multiplicadores de Brass. Ello tiene como ventaja adicional, el guardar coherencia con el método de orfandad paterna, ya que las ecuaciones de Hill-Trussell sólo se aplican a la orfandad materna.

En el mismo cuadro 4, se presentan los niveles y familias de las tablas modelo de Coale y Demeny a que corresponde cada probabilidad de sobrevivencia estimada. Estudiando las diferencias, se llega a la conclusión de que la familia Sur produce las estimaciones más coherentes. Por ello, en el resto de este estudio las estimaciones de la mortalidad adulta que se presentan fueron calculadas utilizando el modelo Sur de las tablas modelo de Coale y Demeny. Como las estimaciones de la mortalidad adulta masculina resultaron ser menos consistentes que las de la mortalidad femenina, decidimos, por razones de coherencia, utilizar también en ese caso el mismo modelo Sur.

Incluimos, finalmente, estimaciones de la mortalidad adulta en las seis parroquias del Valle Central, calculadas mediante un promedio de las esperanzas de vida a los 25 años de edad. Para ese cálculo utilizamos únicamente la información suministrada por los novios de 15 a 34 años (véase el cuadro 5). Las estimaciones con la información de los novios de más edad, resultan menos consistentes, y ello no es muy extraño, ya que ellos representan algo menos del 10 por ciento del total de novios. Así, pues, las estimaciones finalmente determinadas, indican que hacia 1900, la esperanza de vida de una mujer a los 25 años era de unos 41 años, mientras que un hombre de la misma edad podía esperar vivir todavía 40 años más.

Cuadro 4

PROBABILIDADES DE SOBREVIVENCIA FEMENINA ADULTA
OBTENIDAS CON LOS METODOS DE BRASS Y HILL-TRUSSEL Y LOS
NIVELES CORRESPONDIENTES EN LAS TABLAS MODELO
DE COALE Y DEMENY

N	Brass					Hill-Trussel	
	$\frac{l(25+N)}{l(25)}$	Nivel correspondiente en las tablas modelo de Coale y Demeny				$\frac{l(25+N)}{l(25)}$	Nivel correspon- diente en las tablas modelo de Coale y Demeny Sur
		Norte	Este	Sur	Oeste		
20	0,8680	13,86	12,34	11,63	14,25	0,8664	11,51
25	0,8346	14,32	12,87	11,91	14,76	0,8360	12,00
30	0,7843	14,21	12,97	11,78	14,87	0,7875	11,96
35	0,7367	14,87	14,08	12,51	15,70	0,7456	12,92
40	0,5880	12,00	11,78	10,71	13,26	0,5954	10,46
45	0,5262	14,09	14,51	12,57	15,35	0,5624	13,85

Cuadro 5
ESTIMACIONES DE LA MORTALIDAD ADULTA FEMENINA Y
MASCULINA PARA EL CONJUNTO DE LAS SEIS PARROQUIAS DEL
VALLE CENTRAL

N	Orfandad materna			Orfandad paterna		
	$\frac{1/(25+N)}{1(25)}$	Nivel	e_{25}^0	$\frac{1/(35+N)}{1(32.5)}$	Nivel	e_{25}^0
		C y D Sur			C y D Sur	
20	0,8680	11,63	41,14	0,7827	12,04	39,33
25	0,8346	11,91	41,43	0,7188	13,17	40,31
30	0,7843	11,78	41,30	0,6088	12,97	40,15
35	0,7376	12,51	42,04	0,5033	14,18	41,20
40	0,5880	10,71	39,66	0,5082	20,39	47,27
45	0,5262	12,57	42,11	0,2318	16,88	43,58
Promedio de las primeras tres estimaciones		11,77	41,29		12,73	39,93

3. *Estimaciones derivadas de la información suministrada por los novios y novias, y por los novios casados antes y después de 1900.*

Con el fin de verificar si las estimaciones son robustas, se efectuaron estimaciones de la mortalidad a través de la información suministrada por los novios y las novias, en forma separada. En el cuadro 6 se presentan los resultados encontrados. En general se puede decir que las estimaciones no difieren significativamente entre sí. Cabe esperar que la información suministrada por las novias sea de mayor calidad, siempre y cuando se haya cumplido el supuesto de que las mujeres están mejor informadas sobre la situación de sus padres que los hombres. En este caso se esperaría que la información sea más completa (lo que, de hecho, resulta ser así), y que la mortalidad adulta estimada sea más alta. Esto último, en cambio, no resulta ser así. Aunque las diferencias son pequeñas, hay una tendencia a que la mortalidad estimada a través de los hombres sea más alta (aunque no en todos los casos investigados). Este hecho podría ser causado por diferentes factores (estructura por edades de los novios y las novias, migración diferencial según sexo y condición de orfandad, fluctuaciones aleatorias, etc.) En resumen, se puede decir que los resultados no indican diferencias significativas entre las estimaciones obtenidas a través de los novios o de las novias, lo cual indica, a su vez, que la información básica parece ser consistente.

Cuadro 6
ESPERANZA DE VIDA A LOS 25 AÑOS POR SEXO, ESTIMADAS
A TRAVES DE LA INFORMACION SUMINISTRADA POR LOS NOVIOS Y
LAS NOVIAS

N	Esperanza de vida a los 25 años.					
	País		Región vieja		Región nueva	
	Novios	Novias	Novios	Novias	Novios	Novias
Orfandad materna						
20	40,42	41,21	39,34	41,00	41,36	41,36
25	41,49	41,48	41,15	41,12	41,70	41,80
30	40,44	43,55	39,52	41,25	41,16	45,84
Promedio	40,78	42,08	40,00	41,12	41,41	43,00
Orfandad paterna						
20	39,59	39,04	38,95	37,66	40,05	40,04
25	40,32	40,56	39,41	40,70	41,01	40,44
30	39,85	40,80	38,94	41,55	40,53	40,18
Promedio	39,92	40,13	39,10	39,97	40,53	40,22

Cuadro 7
PORCENTAJES DE NO HUERFANOS DE MADRE Y DE PADRE,
SEGUN PERIODO (1888-1899 y 1900-1910) Y POR PARROQUIA

Parroquia	Porcentaje no huérfanos			
	1888-1899		1900-1910	
	Madre	Padre	Madre	Padre
Región vieja	82,2	72,4	76,9	68,0
Alajuelita	78,3	68,8	85,4	73,4
Desamparados	84,1	72,8	77,0	68,6
Guadalupe	79,7	76,8	70,3	63,0
Región Nueva	82,3	73,3	82,2	74,8
Atenas	83,7	73,4	76,7	62,1
Grecia	78,6	73,0	87,4	83,8
Palmares	83,7	73,4	76,2	72,7
País	82,2	72,9	80,0	72,0

Otro rasgo, que apunta en el mismo sentido, es el hecho de que un análisis por período del casamiento (antes y después de 1900) tampoco indica diferencias esenciales, al menos a nivel total de las seis parroquias.

Un examen de los datos por parroquia revela, en cambio, ciertas diferencias importantes. Así ocurre, por ejemplo, si se consideran las proporciones de no huérfanos de madre y padre en ambos períodos, en Guadalupe y Grecia (véase el cuadro 7). Aunque una buena parte de estas diferencias pueden, sin duda, explicarse por variaciones aleatorias, no es menos evidente que también otros factores, como cambios en la calidad del registro, pueden estar presentes.

Es difícil que haya habido modificaciones en la mortalidad en el período estudiado, y más difícil aún que variaciones menores hubieran afectado significativamente las proporciones de no huérfanos por grupos de edades. En el cuadro 8 se presentan las esperanzas de vida, por sexo y por región, estimadas para los períodos en que se dividieron los casamientos, esto es, antes y después de 1900.

Cuadro 8
ESPERANZAS DE VIDA A LOS 25 AÑOS POR SEXO, ESTIMADAS PARA
LOS PERIODOS 1888-1899 Y 1900-1910

PERIODO	Esperanza de vida a los 25 años.		
	País	Región vieja	Región nueva
Orfandad materna			
1888-1899	41,7	42,3	41,2
1900-1910	40,9	39,1	42,2
Total	41,3	40,6	41,8
Orfandad paterna			
1888-1899	40,2	40,8	39,6
1900-1910	39,8	37,7	41,4
Total	39,9	39,1	40,5

4. Mortalidad adulta estimada según ocupación de los novios.

La información sobre ocupación del novio permitió investigar posibles diferencias en la mortalidad adulta según categoría socio-profesional. Debemos hacer, sin embargo, dos observaciones previas:

1. Se supone que la ocupación del hijo-novio está estrechamente relacionada con la de su padre, y
2. Sólo las categorías de "jornalero" (peón, supuestamente no propietario, que trabaja por un salario) y "agricultor-labrador" (trabajador agrícola, que se supone, por lo general, propietario), aparecieron con un número de casos suficientemente relevante. Esto último es, por cierto, esperable en sociedades campesinas como las consideradas en este estudio.

Los resultados se presentan en el cuadro 9. Las diferencias que se observan son pequeñas, e incluso, la mortalidad de los padres y las madres de los jornaleros parece ser más baja que la de padres y madres de agricultores y labradores, contrariamente a lo que podría esperarse. Además, la mortalidad de los padres de estos novios resulta ser menor que la de los de otras ocupaciones y de ocupación desconocida.

Cuadro 9
ESPERANZA DE VIDA ESTIMADA A LOS 25 AÑOS DE EDAD,
POR SEXO SEGUN OCUPACION DE LOS NOVIOS
(UNICAMENTE HOMBRES)

Región	Total		Jornalero		Agricultor	
	Materna	Paterna	Materna	Paterna	Materna	Paterna
País	40,8	30,9	42,0	40,7	40,9	40,0
Región vieja	40,0	39,1	41,5	42,1	38,8	38,3
Región nueva	41,4	40,5	42,6	38,5	42,3	41,2

Es difícil elaborar cualquier explicación definitiva sobre estas diferencias que, de todos modos, son pequeñas. Quizás lo más seguro sea simplemente decir que no parece haber desigualdades muy notorias en la mortalidad, originadas en la categoría socio-ocupacional. Ello es igualmente esperable, en sociedades rurales y relativamente homogéneas como las que estamos considerando.

5. *Mortalidad adulta según región y parroquia*

En algunos cuadros anteriores ya se ha observado que no hay diferencias sustantivas en la mortalidad según región. Parece, sin embargo, que la mortalidad adulta en la "región nueva" fue algo más baja que en la "región vieja".

En cuanto a la mortalidad estimada para las diferentes parroquias, se observan diferencias de mayor importancia (véase el cuadro 10). Estas diferencias pueden reflejar variaciones reales en la mortalidad, aunque eso no parece muy razonable. Por ejemplo, es difícil justificar las diferencias en la mortalidad adulta masculina estimada para Palmares y Grecia, ya que ambas parroquias tenían muchas características comunes. Algunas explicaciones para las variaciones encontradas pueden ser: diferencia en la calidad de la información básica, influencia de la migración diferencial según condición de orfandad, fluctuaciones aleatorias, situaciones casuales, etc.

Cuadro 10
ESPERANZA DE VIDA ESTIMADA A LOS 25 AÑOS DE EDAD POR
REGION Y PARROQUIA

Región y parroquia	e_{25}^0 femenina	e_{25}^0 masculina
País	41,3	39,9
Región vieja	40,6	39,1
Alajuelita	42,9	40,5
Desamparados	41,5	39,4
Guadalupe	36,5	37,5
Región nueva	41,8	40,5
Atenas	40,5	37,5
Grecia	44,0	44,5
Palmares	40,5	38,8

V. EVALUACION Y CONCLUSIONES

Hemos determinado, finalmente, como estimación de la mortalidad adulta, una esperanza de vida a los 25 años de 41 años para las mujeres y de 40 años para los hombres. Esto corresponde a una mortalidad situada entre los niveles 11 y 13 de las tablas modelo de Coale y Demeny (familia Sur). Si la familia Sur representa en forma adecuada la estructura de la mortalidad en las seis parroquias estudiadas, la esperanza de vida al nacer sería de 47 años.

La mortalidad estimada resulta, pues, algo más baja de lo esperado. Aceptarla, sin más consideraciones, como representativa del conjunto del país, implica sostener que, entre fines del siglo pasado y 1935, no hubo cambios importantes en el nivel de la mortalidad adulta. Y eso no parece, al menos en principio, muy razonable.

¿Qué factores pueden incidir en esa estimación de una mortalidad adulta demasiado baja? La *calidad* de los datos básicos es, obviamente, el primer punto que debemos considerar. En el punto 4 ya vimos que la información básica era en general consistente, con excepción de las proporciones de hijos no huérfanos en el tiempo, y por parroquia. Es posible entonces que, en ciertas parroquias se hubiesen presentado períodos en los cuales, por descuido del cura, la calidad de los registros se deteriora. En todo caso, resulta claro que es bastante riesgoso aplicar el método de orfandad a una sola parroquia y en un período corto.

Ciertos factores relativos a una posible *selectividad* en los novios pueden también sesgar las estimaciones. Pensamos en los novios como un grupo especial, al cual no llegan a ingresar sectores importantes de la población adulta. Pero, la baja ilegitimidad en los nacimientos es un indicador seguro en cuanto a lo reducido de las uniones libres o consensuales, y las tasas también bajas de celibato contribuyen a confirmar la impresión general de que no hay efectos de selectividad particular en el grupo de adultos casados.

La *migración* diferencial puede haber incidido en las estimaciones, sobre todo si la condición de huérfano era una razón importante para motivar la migración. Ese pudo haber sido el caso, tanto en la "región vieja" como en la "región nueva", ya que hacia 1900 la frontera de colonización se había desplazado hacia otras zonas del país.

Otro sesgo hacia arriba en las estimaciones puede provenir de las prácticas de *adopción*. Pero, como indican Palloni y otros¹³ el efecto de ese factor no parece ser de mucho peso en las estimaciones obtenidas a través de la orfandad materna.

Por último, debemos mencionar *otros factores* de sesgo adicionales. Puede haberse utilizado una mala estimación de la edad media de las madres y los padres, y pueden haberse presentado errores en la declaración de la edad de los novios. Pero el efecto de estos factores sobre las estimaciones parece ser mínimo.

No podemos, con los elementos de juicio disponibles, tomar una decisión final sobre la validez de las estimaciones presentadas. Es ne-

¹³ A. Palloni, M. Massagli y J. Marcote, "Estimating Adult Mortality with Maternal Orphanhood Data: Analysis of Sensitivity of the Techniques", *Population Studies*. Volume 38, No.2. July 1984. Londres.

cesario un mejor conocimiento de los comportamientos demográficos en el pasado de Costa Rica, y también disponer de estudios más amplios sobre el método mismo de orfandad, la sensibilidad de las estimaciones, y su aplicación en estudios parroquiales.

ACTIVIDADES DEL CELADE

1. *Actividad*

Investigación experimental sobre la mortalidad y algunas características socioeconómicas de las personas de la tercera edad.

2. *Objetivos*

- Obtener estimaciones de la mortalidad de las personas de edades avanzadas y estudiar la exactitud con que se declara la edad en los censos.
- Conocer algunas características sociales, económicas y sanitarias en que viven estas personas.

3. *Lugar de realización*

Costa Rica, Cantones de Puriscal y Coronado.

4. *Instituciones patrocinadoras*

- Dirección General de Estadística y Censos.
- Instituto de Investigaciones en Salud de la Universidad de Costa Rica
- Centro Latinoamericano de Demografía.

5. *Financiamiento*

Programa de Cooperación e Intercambio Celade/Canadá, conjuntamente con las tres instituciones patrocinadoras.

6. *Fecha de realización de los trabajos de campo.*

- Prueba piloto: 8 al 12 de abril de 1985
- Encuesta definitiva: 3 al 20 de junio de 1985

7. *Duración del proyecto*

Marzo a diciembre de 1985.

8. *Procedimiento de trabajo*

- Como marco de referencia de la investigación se utiliza la información recogida en el Censo Nacional de Población de Costa Rica, efectuado el 11 de junio de 1984.
- Un año después, en junio de 1985, se volverá a todas las viviendas ubicadas en los dos cantones seleccionados, en los que previamente se determinó que fue censada al menos una persona de 60 años y más, para investigar su condición de sobrevivencia, la edad declarada y algunas características socioeconómicas actuales.

9. *Actividades principales*

1985

- | | |
|---|---------------|
| — Organización del trabajo | Marzo |
| — Prueba piloto | Abril |
| — Preparación del informe de la prueba piloto | Abril |
| — Trabajos de campo | Junio |
| — Procesamiento de la información | Julio/agosto |
| — Análisis de resultados | Sept/octubre |
| — Elaboración y publicación del Informe | Nov/diciembre |