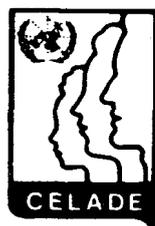


# NOTAS DE POBLACIÓN



LC/DEM/CR/G.11

**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.**

**CENTRO LATINOAMERICANO DE DEMOGRAFÍA**

**NOTAS DE POBLACIÓN**

**AÑO XIII, No. 39, SAN JOSÉ, COSTA RICA, DICIEMBRE 1985**

**CENTRO LATINOAMERICANO DE DEMOGRAFIA**

**Oficial a cargo: Carmen Arretx**

---

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:**

Carmen Arretx  
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

Información censal geográficamente desagregada para la planificación en los países en desarrollo, <i>Arthur M. Conning</i>	9
<hr/>	
Tendencias de la mortalidad femenina adulta a partir de preguntas sobre orfandad materna incluidas en censos y encuestas, <i>Juan Chackiel y Hernán Orellana</i>	25
<hr/>	
Nuevas metodologías para evaluar y ajustar datos demográficos, <i>José M. Pujol</i>	57
<hr/>	
Algunos problemas que se presentan en la selección del modelo de mortalidad más apropiado para la estimación indirecta de la mortalidad infantil, <i>José M. Guzmán</i>	75
<hr/>	
Una estimación de la mortalidad de la ciudad de Corrientes en el siglo XIX, <i>Ana María Foschiatti y Jorge L. Somoza</i>	105
<hr/>	

INFORMACION CENSAL GEOGRAFICAMENTE  
DESAGREGADA PARA LA PLANIFICACION EN LOS  
PAISES EN DESARROLLO\*

*Arthur M. Conning*  
(CELADE)

RESUMEN

A partir de un estudio que demostró que muchos organismos nacionales de estadística de América Latina y el Caribe tenían grandes dificultades en suministrar a las organizaciones gubernamentales y privadas los datos demográficos geográficamente desagregados que necesitaban para planificar la infraestructura y la prestación de servicios sociales, se describe un enfoque basado en la utilización de microcomputadores para producir tabulaciones desagregadas de microdatos censales, de manera rápida, barata y sin la ayuda de programadores.

<PROCESAMIENTO DE DATOS> <DATOS CENSALES> <DISTRIBUCION GEOGRAFICA> <PAISES EN DESARROLLO>

---

(\*) Documento presentado a la Conferencia General de Población de la Unión Internacional para el Estudio Científico de la Población, Florencia, 5 al 12 de junio de 1985.

# GEOGRAPHICALLY DISAGGREGATED CENSUS DATA FOR PLANNING IN DEVELOPING COUNTRIES

## SUMMARY

Starting from a study which found that Latin American and Caribbean national statistical agencies had great difficulty supplying governmental and private organizations with geographically disaggregated population data required for infrastructure planning and the provision of social services, a microcomputer-based approach is described for producing small area tabulations from census microdata, rapidly, at low cost and without programmer assistance.

*<DATA PROCESSING> <CENSUS DATA> <GEOGRAPHIC  
DISTRIBUTION> <DEVELOPING COUNTRIES>*

## I. INTRODUCCION

En el presente documento se describen las dificultades prácticas que enfrentan muchos organismos de los países en desarrollo para obtener información demográfica *cuantitativa* sobre zonas pequeñas, y se propone una solución concreta para facilitar su acceso a dicha información. El análisis, estimulado por un examen reciente de determinadas oficinas de estadística latinoamericanas y del Caribe y sus usuarios, se centra en el suministro de tabulaciones geográficamente desagregadas, producidas a partir de *información censal existente*, a solicitud de instituciones gubernamentales y privadas, para que tengan información demográfica cuantitativa ajustada a sus necesidades particulares para integrar los factores demográficos en la planificación de proyectos concretos y la prestación de servicios.

No se abordan aquí los problemas de la calidad de los datos mismos, aunque en la discusión final se sugiere que un mayor acceso a los datos censales de pequeñas áreas puede contribuir a una mejor obtención de datos en el futuro.

### A. *Las oficinas nacionales de Estadística: su rol en el suministro de información demográfica.*

En la mayoría de los países en desarrollo la oficina nacional de estadística es el principal centro recolector y difusor de información demográfica. Aunque otros organismos también pueden reunir información relacionada con la población, la oficina nacional de estadística es la institución oficial responsable de llevar a cabo los censos nacionales de población y vivienda y, generalmente, organiza y difunde estadísticas vitales y lleva a cabo encuestas periódicas de hogares y diversos estudios especiales.

Las oficinas nacionales de estadística están, básicamente, orientadas a las funciones de recolección, procesamiento y difusión de datos. Por lo tanto, su propósito primordial es el de ofrecer información cuantitativa a otros organismos y usuarios, y no el de utilizarla ellas mismas (Data for Development International Association, n.d., págs. 31 y 32).

Sin embargo, en la región latinoamericana y del Caribe, y probablemente también en otras regiones, los organismos "usuarios" utilizan en grado considerablemente menor que lo previsto la información demográfica reunida por las oficinas de estadística. Por ejemplo, en uno de los pocos estudios realizados en la región acerca de la utili-

zación de los resultados de los estudios demográficos, Ortega (1980) descubrió que ninguna de las personas que le proporcionaron información en la República Dominicana, citó el censo de 1970 como fuente que hubiese influido directamente en decisiones de política o de programas, aunque era una fuente de datos estadísticos generales.

B. *Determinación de los problemas en el suministro de información demográfica.*

Aunque hay muchas razones para que los organismos gubernamentales, privados o comerciales no estén utilizando adecuadamente la información demográfica numérica actual, una manera práctica de abordar este tema de la utilización consiste, primero, en determinar y, luego, en procurar atender las necesidades de los usuarios potenciales que han tenido dificultades para obtener la información demográfica cuantitativa que en su oportunidad solicitaron a la oficina de estadística de su país.

## II. LAS OFICINAS DE ESTADISTICA Y LOS USUARIOS: FACTORES QUE AFECTAN EL SUMINISTRO DE INFORMACION DESAGREGADA GEOGRAFICAMENTE

A. *Examen de la experiencia obtenida en algunas oficinas de estadística.*

Partiendo del enfoque anteriormente esbozado, el Centro Latinoamericano de Demografía de las Naciones Unidas (CELADE) —con fondos proporcionados por el Centro de Investigaciones para el Desarrollo Internacional (IDRC) del Canadá— llevó a cabo, en 1983, un examen de las dificultades que enfrentaban los organismos nacionales para recuperar y utilizar la información demográfica cuantitativa que producían las oficinas de estadística de América Latina y el Caribe. Se hizo hincapié en la identificación de los problemas fundamentales que serían susceptibles de solución mediante la asistencia técnica, la capacitación y la transferencia de tecnología.

Se obtuvo información de las oficinas de estadística y sus usuarios en siete países. Aunque no puede considerarse que estos sean “representativos” de la región latinoamericana y el Caribe, puesto que cada

país tiene sus propias características y necesidades especiales, abarcan, sin embargo, diversas situaciones en cuanto a superficie y tamaño de la población, idioma, antecedentes culturales, disponibilidad de servicios de computación y experiencia de la oficina de estadística, etc.

Estos países, (cuya población estimada para 1983 figura entre paréntesis), fueron: los países insulares anglófonos del Caribe de *Trinidad y Tobago* (1,2 millones) y *Santa Lucía* (125 000); el país centroamericano de *Costa Rica* (2,5 millones); y los países sudamericanos de *Bolivia* (6 millones), *Chile* (11,6 millones), y *Perú* (18,7 millones), como también el estado brasileño de *Sao Paulo* (23 millones en el estado).

El acceso a servicios de computación y la experiencia en procesamiento de datos de las oficinas de estadística variaban (en 1983) desde Santa Lucía, que no poseía computadoras, y cuyos datos del censo de 1980 fueron procesados en la computadora de otro país, pasando por Bolivia, Chile, Costa Rica y Perú, que disponen, en diverso grado, de infraestructura y experiencia en materia de computación, hasta el organismo estatal de estadística de Sao Paulo, que utiliza tecnología computacional avanzada para proporcionar una diversidad de servicios informativos numéricos y bibliográficos.

En cada una de las oficinas de estadística se solicitó al director y al personal sustantivo y técnico —en el curso de entrevistas no estructuradas— que señalaran a los organismos usuarios que habían hecho grandes o frecuentes solicitudes de información demográfica cuantitativa, y que indicaran las dificultades que habían tenido para atender tales peticiones. De manera similar, se entrevistó también a las personas pertinentes de los organismos usuarios.

Aunque las conclusiones del estudio abarcaron una amplia gama de temas (para un informe pormenorizado, véase Conning, 1983) el problema principal en el suministro de la información demográfica al que se enfrentaron todas las oficinas nacionales de estadística visitadas fue el de atender las solicitudes especiales de información, generalmente proveniente de los censos de población y vivienda, acerca de zonas pequeñas. Esto fue confirmado por una amplia gama de organismos usuarios. Así, por ejemplo, el organismo de planificación urbana de Trinidad y Tobago —encargado de racionalizar la utilización de la tierra en zonas prioritarias— tuvo que aguardar por espacio de muchos meses para que se le entregaran las tabulaciones especiales que había solicitado para tales zonas. En el pequeñísimo país insular de Santa Lucía, un funcionario de planificación ambiental insis-

tió repetidamente en la necesidad de contar con información que correspondiera a comunidades reales, que sólo puede obtenerse a partir de segmentos de enumeración censal, ya que los resultados publicados de los censos se refieren a las divisiones políticas; asimismo, puso de manifiesto los problemas del organismo encargado de la administración del agua, que no podía obtener las características demográficas de zonas muy pequeñas para planificar el mejoramiento y la ampliación de las redes.

En Chile, la Oficina de Planificación Nacional (ODEPLAN) formula con gran frecuencia solicitudes especiales a la oficina de estadística del país para obtener información sobre determinadas áreas; lo mismo hacen muchos servicios de utilidad pública y diversos organismos privados que efectúan estudios de mercado o que proyectan inversiones. Muchas de estas solicitudes no son cursadas, ya que los organismos no pueden sufragar los costos del reprocesamiento de los datos censales.

El personal del Instituto Nacional de Vivienda y Urbanismo (INVU) de Costa Rica insistió, repetidamente, en la necesidad de contar con información acerca de zonas pequeñas, para diversos fines, entre los cuales uno de los más interesantes era el desarrollo de un modelo de planificación de dos comunidades adyacentes, con una población total de 20 000 habitantes, que pasaban por una etapa de transición de la utilización rural a la utilización urbana de la tierra; se utilizaba información demográfica para zonas muy pequeñas (equivalentes a las manzanas de una ciudad), la mayor parte reunida especialmente, puesto que no existía un modo fácil de obtenerla del censo anterior.

Se encontró que varias de las oficinas de estadística visitadas en 1983 —y algunos organismos usuarios— estudiaban la utilización de cierta forma de “base de datos con tarjetas”, que tenían una descripción somera de cada zona pequeña (cuyas características variaban de un país a otro) en una tarjeta de archivo —o su equivalente computacional— para tratar de suministrar información acerca de zonas pequeñas. Sin embargo, las estadísticas resumidas de cada zona (el número de hombres y mujeres, el número de personas de la fuerza laboral, etc.), aunque pueden con facilidad manejarse manualmente, como tenía que hacerse inicialmente en Costa Rica, no son muy útiles con fines de planificación real. Por ejemplo, para la planificación urbana y rural de Trinidad y Tobago se necesitaban *tabulaciones cruzadas* censales, especiales para cada una de las zonas geográficas escogidas, que abarcaran, entre otras cosas, cuadros como los

que muestran la actividad económica según la ocupación, la edad y el sexo, y el tipo de vivienda según el número de dormitorios.

### *Descripción del problema*

Las conclusiones del estudio ayudaron de este modo a señalar un problema importante en el suministro de información demográfica, que puede definirse de la siguiente manera:

1) Entre los muchos factores que deben tenerse en cuenta cuando se planifican, construyen y ponen en funcionamiento proyectos de tipo infraestructural y servicios sociales, están las características y la distribución espacial de la oferta de mano de obra local y de la población que se beneficiará o resultará afectada. Los encargados de la planificación que participan en un determinado proyecto, localizado espacialmente, necesitan normalmente esta información para la zona concreta de interés, lo que puede no suceder con los investigadores de las ciencias sociales, que generalmente desean información, por ejemplo, sobre todas las zonas pequeñas (como quiera que se definan) dentro de una ciudad, región o país. Los planificadores tratan de concretar, mientras los investigadores tratan de generalizar.

2) Las cifras demográficas resumidas rara vez bastan para planificar un proyecto localizado espacialmente. Por ejemplo, el mero conocimiento del número total de mujeres en la zona de captación de un nuevo hospital no permite un análisis detenido del número de camas que serán necesarias en la sección de maternidad. Más bien, habrá que preparar, por ejemplo, cuadros en que figuren las mujeres según el estado civil, la edad y la fecundidad reciente.

3) En la mayoría de los países en desarrollo, el censo de población es la única fuente de información demográfica existente que cuenta con un número de hogares y personas que sea lo suficientemente grande como para obtener cuadros útiles para cualquier zona geográfica pequeña de un país. Naturalmente, dado que la información censal representa un momento del pasado, los planificadores normalmente tendrán que "proyectar" la información hacia el presente y el futuro.

4) Debido a que la zona de interés para un proyecto de desarrollo rara vez corresponde a límites políticos o administrativos, los usuarios desean construir la zona real de interés mediante la agrega-

ción de información censal de diversas áreas pequeñas vecinas, tales como los segmentos de enumeración censal.

5) No es práctico que una oficina de estadística publique volúmenes o mantenga listados de salida de computadora de todos los cuadros posibles que pudieran solicitarse en el futuro para todas las áreas pequeñas de la totalidad del país (Muchos países latinoamericanos tienen más de 100 000 segmentos de enumeración censal).

6) Si un planificador necesita un conjunto de cuadros para una área concreta que no puede hacerse coincidir con uno de los cuadros o combinación de cuadros existentes que se obtengan en la oficina de estadística, el único recurso actual consiste en volver a los microdatos censales (es decir, los registros de personas u hogares) para re-procesarlos.

7) La mayoría de las oficinas de estadística de la región latinoamericana y el Caribe no cuentan con equipos para re-procesar microdatos censales de manera *rápida y barata*, en parte debido a que los archivos de datos son voluminosos y están organizados y procesados de manera tradicional. Además, puesto que las oficinas de estadística tienen muchas otras funciones de importancia, la solicitud para obtener tabulaciones demográficas especiales de áreas pequeñas formulada por otro organismo usuario recibe, generalmente, una prioridad secundaria, lo que hace que los usuarios deban esperar mucho tiempo para obtener la información cuantitativa que necesitan con urgencia.

8) La mayoría de los organismos usuarios no puede re-procesar por sus propios medios la información censal, puesto que no tienen acceso a programadores o computadoras adecuadas para re-procesar los abultados archivos de microdatos censales organizados en forma tradicional.

En resumen, es preciso que en las oficinas nacionales de estadística se dé a los usuarios un acceso más rápido y barato a las tabulaciones especiales que se solicitan para determinadas áreas pequeñas.

Se insiste en los términos "rápido y barato", ya que, no obstante el hecho de que la mayoría de las oficinas de estadística examinadas puede producir tabulaciones censales (salvo la pequeña isla del Caribe ya citada, que no tiene acceso directo a una computadora), hay normalmente demoras de muchos meses o costos prohibitivos para la mayoría de los usuarios. Debe buscarse una solución que eli-

mine la dependencia de los programadores y de las grandes computadoras, y ella podría estar en la conveniencia de la utilización directa de microcomputadores de bajo costo por parte de los usuarios.

### III. ESBOZO DE UN ENFOQUE PARA EL SUMINISTRO DE DATOS CENSALES DESAGREGADOS EN LOS PAISES EN DESARROLLO

En el resto del documento se esbozará un enfoque para facilitar la “Recuperación de *Datos Censales Desagregados por Area a través del Microcomputador*” (*REDATAM*) por parte de planificadores y otros organismos; el Centro Latinoamericano de Demografía (CELADE) trabaja actualmente en una versión práctica del sistema. Puesto que la información censal existente suele ser la más apropiada para estos fines, en el presente análisis se hará referencia primordialmente a este tipo de información; sin embargo, teniendo presente que el enfoque sugerido tiene por objeto maximizar la eficiencia con la que se obtienen tabulaciones especiales para un subconjunto sistemáticamente definido (que normalmente —aunque no necesariamente— se refiere a una área geográfica) de un conjunto de datos mucho mayor, con el enfoque propuesto podrían utilizarse datos cuantitativos de un estudio determinado u otra fuente.

#### A. *Elementos del sistema REDATAM*

El enfoque se concibe desde el punto de vista de dos elementos básicos, uno para crear una base de datos de la información censal cuantitativa existente para un país, y el otro para recuperar subconjuntos de esta información en forma tabular, mediante la utilización de microcomputadores. Se parte del supuesto que se instalarán microcomputadores con determinadas bases de datos censales para los diversos países en las oficinas nacionales de estadística y organismos usuarios.

#### *Elemento de creación y almacenamiento de la base de datos*

Debido a que el archivo de base de datos REDATAM para información censal será muy grande, aun en el caso de un pequeño país, la base de datos en cada país tendrá que organizarse especialmente para maximizar la velocidad y facilidad de recuperación. (Véase la Sección III. C.) El diseño mismo de la base de datos para

cada país necesitará que el personal sustantivo, en colaboración con especialistas de la información, haga un cuidadoso análisis de la índole de los cuadros que probablemente se recuperarán (por ejemplo, las combinaciones de variables, códigos y zonas que se necesitarán) y de las frecuencias probables de los diferentes tipos de solicitudes.

La base de datos para un determinado conjunto de información cuantitativa, normalmente se creará *una sola vez*; como se observó antes, generalmente la información provendrá del censo nacional de población, pero, por ejemplo, los datos de una encuesta realizada en la zona urbana, probablemente habrán de ser utilizados por los planificadores urbanos. El procedimiento supondrá la conversión de los datos censales originales, almacenados en forma tradicional en cintas magnéticas, en una base de datos apropiada, y la transferencia de la información de una computadora maestra a un disco duro de microcomputador que se utilizará para la recuperación.

#### *Elemento de recuperación de datos*

El elemento de recuperación de datos se utilizará con la base de datos cada vez que se soliciten cuadros. Por consiguiente, este elemento deberá emplear un microcomputador, de modo que no sea necesario recurrir a la computadora grande, y también deberá permitir que los proveedores y usuarios de la información puedan hacerlo funcionar fácilmente, sin tener que depender de los programadores.

#### *B. Necesidades de los usuarios*

El enfoque, para que sea útil en los países de América Latina y el Caribe (véase la Sección II.B), así como en otras regiones en desarrollo del mundo, deberá reunir las siguientes condiciones:

1) El elemento de recuperación de datos deberá ser un sistema fácil de emplear por el usuario, interactivo para solicitar tabulaciones, y susceptible de ser manejado con la modalidad normal de recuperación, sin ayuda del programador.

2) Deberá ser posible la obtención de tabulaciones especiales de *cualquier* área pequeña identificada en los microdatos y de *cualquiera* variables y códigos disponibles en los datos originales. Cabe observar que un planificador puede hacer al menos dos tipos diferentes de solicitudes: *a)* recuperar información sobre determinada área

pequeña, con la que debería poderse organizar la base de datos adecuada y el programa de recuperación, sin pasar a través de los datos de otras zonas; y, *b*) recuperar o identificar la información de todas las zonas del país que poseen determinadas características demográficas (por ejemplo, todos los distritos en que menos del 50% de la población escolar asiste a la escuela), en cuyo caso debe procesarse toda la información del país.

El enfoque que aquí se adopta se propone responder eficientemente al primer tipo de solicitudes: la producción de cuadros para *áreas pequeñas determinadas*. Cuando los planificadores o los científicos sociales formulen el segundo tipo de solicitudes para todo el país, o para una zona muy amplia, a menudo será más práctico utilizar una computadora grande.

3) Deberá ser posible la construcción de un cuadro de cualquier área de interés utilizando información agregada de áreas menores (normalmente vecinas). No es necesario que el sistema tenga la capacidad de almacenar toda la información del país en el disco duro, pero debería ser capaz de entregar rápidamente los datos de los diferentes segmentos del país.

4) La recuperación deberá permitir una fácil recodificación de variables, y también la construcción de variables nuevas, y asimismo hacer posible una fácil selección de subconjuntos de población dentro de una zona geográfica. (Por ejemplo, en una determinada zona, cuadros relativos al empleo de varones con edades comprendidas entre los 12 y los 64 años).

5) El tiempo de respuesta para obtener los cuadros deberá ser razonablemente breve; a lo sumo, decenas de minutos.

6) Deberá permitir, a la postre, vincular el sistema a otras bases de datos, de manera que puedan elaborarse mapas de la zona de interés o datos demográficos relativos a otra información espacialmente localizada.

7) El microcomputador y el equipo conexo utilizados para la recuperación deberán ser asequibles para los países en desarrollo y lo suficientemente baratos para que las oficinas de estadística y otros organismos nacionales obtengan los fondos necesarios para su adquisición.

C. *Selección de los datos numéricos que habrán de almacenarse para recuperarlos.*

Puesto que el objetivo es permitir que los usuarios obtengan cualquier cuadro que soliciten para cualquier zona parcial de un país a partir de la base de datos del censo (o de otra fuente), la forma en que se almacena la información en la base de datos determinará lo que los usuarios podrán o no solicitar. Pueden tenerse en cuenta dos formas generales: *a*), datos globales previamente procesados en cuadros, y, *b*) microdatos.

*Datos globales*

El almacenamiento de datos globales de un censo supone la creación, por una sola vez, de una base de datos de todos los cuadros que pueden ser de interés presente o futuro para *cada una* de las zonas pequeñas. Puesto que tendría que adoptarse una decisión a priori acerca de los cuadros que habrán de incluirse, los códigos de cada variable y el número de zonas, para evitar una cantidad excesivamente grande de casillas, esta selección previa obligada tendría como resultado la pérdida de mucha información. Probablemente habría que agrupar los códigos ocupacionales detallados, lo que imposibilitaría, por ejemplo, que en un proyecto de desarrollo pesquero pudiese determinarse cuántos pescadores estarían disponibles en una zona, si dicha ocupación se encontrara agrupada en una categoría más general.

Los diversos sistemas que proporcionan datos agregados de una zona local (véase, por ejemplo, LAMSAC, 1983, y Renfro, 1980), así como los que se basan en una codificación geográfica como la que elaboró *Statistics Canada* (1982), funcionan con computadoras grandes o con minicomputadores poderosos, demasiado caros para los países en desarrollo. Por otra parte, el "Urban Data Management Software" (UDMS), elaborado por el Centro de las Naciones Unidas para los Asentamientos Humanos (HABITAT, 1983), que utiliza un pequeño micro computador para el almacenamiento de resúmenes sencillos de datos agregados para zonas dentro de una ciudad, no puede proporcionar cuadros detallados especiales para zonas determinadas.

## *Microdatos*

El almacenamiento de microdatos (en un censo, los valores de cada variable —edad, sexo, ocupación, niños nacidos, etc.— de cada una de las personas censadas) tiene la enorme ventaja de que puede producir cuadros en cualquier nivel de detalle para cualquier área codificada en los microdatos o para cualquier combinación de dichas áreas. La flexibilidad mucho mayor de los microdatos hace que sea éste el enfoque preferido, aunque aparentemente en la actualidad no se dispone de ningún sistema para trabajar eficientemente en un microcomputador —y con esa finalidad— con grandes conjuntos de datos censales.

Este enfoque es viable porque el registro censal de una persona, por ejemplo de 60 caracteres de microdatos, puede reducirse a 30 ó menos sin pérdida de la información, de manera que un disco duro de microcomputador de 50 megabytes puede almacenar información cerca de quizá 1,5 millones de personas (aproximadamente  $50\,000\,000/30$ ), lo que es suficiente para muchos países pequeños. Si se utiliza un método rápido (por ejemplo, una cinta de alta velocidad) para cargar el disco duro del microcomputador, un país grande puede dividirse en segmentos, cada uno de los cuales podrá recuperarse con rapidez en caso necesario.

### *D. Organización de la base de datos de microdatos para la producción eficiente de cuadros.*

Aunque no es este el lugar para describir los procedimientos técnicos para comprimir los datos y mejorar la eficiencia del procesamiento, es importante hacer notar los principios básicos del enfoque.

Ya que la preocupación principal es la producción de cuadros especiales para un área pequeña a partir de un conjunto de datos mucho mayor, la rapidez con que se obtengan las tabulaciones solicitadas aumentará considerablemente con la organización apropiada de los microdatos en un disco duro y el paso del sistema procesador directamente a los datos del área de interés para producir los cuadros, sin pasar a través del resto del conjunto de datos. También puede ser conveniente la organización de los microdatos para que sólo se lean las variables solicitadas para determinado conjunto de tabulaciones (“archivo transpuesto”).

#### IV. APLICACION EN LOS PAISES EN DESARROLLO Y CONSECUENCIAS PARA LA RONDA DE CENSOS DE 1990

Aunque el uso de una tecnología apropiada contribuiría a aminsonar las dificultades para proporcionar datos de áreas pequeñas en muchos países en desarrollo, el mejoramiento tecnológico no es sino un punto de partida. Persistirán diversos problemas de fondo con los datos y con la aplicación efectiva del sistema en los medios de determinados países y sus oficinas de estadística. Dado que muchas de las dificultades que habrán de surgir se deben a la forma de organización y realización de los censos anteriores, la mayor facilidad para obtener datos censales de áreas pequeñas hará más evidentes las fallas y deficiencias de los censos anteriores. Se espera que esto, a su vez, contribuya a que se hagan esfuerzos para atenuar tales fallas en la ronda de censos de 1990.

En primer lugar, como se observó anteriormente, la eficiencia del sistema de producción de cuadros dependerá de la organización de la base de datos en cada situación concreta, la que variará de un país a otro según el tamaño físico, la población, el uso que se piense dar a los datos, las variables incluidas en el censo, sus definiciones, la calidad de la información, etc. Se trata primordialmente de cuestiones de fondo que tendrán que resolverse en cada caso, con las consiguientes decisiones respecto de la organización de la base de datos.

En segundo lugar, cuando se trata de áreas muy pequeñas, los datos del censo de 1980 y de años anteriores, probablemente han magnificado los errores, debido a un control primario deficiente respecto de los procedimientos originales de reunión y entrada de datos. En los censos de 1980, los países de América Latina y el Caribe trataron de verificar y corregir la consistencia lógica dentro de los registros personales y, hasta cierto punto, dentro de los de hogares; sin embargo, no se ha hecho un esfuerzo similar en cuanto a la consistencia entre los segmentos censales. Puesto que estos segmentos son pequeños y normalmente se relacionan con la labor de un solo empadronador, la entrada accidental de un conjunto de cuestionarios en una área equivocada puede aumentar considerablemente la población de esta zona y reducirla enormemente en la otra, aún cuando los errores desaparezcan si se trata de zonas mayores. Naturalmente, también pueden producirse errores semejantes debido a la entrada duplicada de conjuntos de cuestionarios en la misma zona, o sencillamente por pérdida. Si se estimula la utilización de datos por áreas pequeñas, el problema de su utilización sustantiva puede con-

tribuir a una mejora de los procedimientos primarios de control en los censos de 1990.

En tercer lugar, un problema vinculado al anterior se origina en el uso, en diversos censos, de muestreos sobre el terreno para la aplicación de muchas preguntas. En las áreas con poblaciones muy pequeñas, serán muchos los errores de muestreo.

En cuarto lugar, aunque pueda crearse la base de datos, y producirse cuadros para determinadas áreas, sin necesidad de consultar mapas, la mayoría de los usuarios que necesita información sobre áreas de planificación especiales tendrá que definir la zona de interés mediante la agrupación de áreas más pequeñas en un mapa. Por consiguiente, los mapas utilizados para la reunión de datos censales serán fundamentales para dichos usuarios. La existencia y la calidad de estos mapas variará entre las regiones dentro de los países y también entre los países. En la medida en que se disponga más fácilmente de datos censales de áreas pequeñas, los procedimientos y la importancia atribuida a la coordinación de los mapas con los datos podrían variar para los censos de 1990. Además, puede alentarse a algunos países a que examinen la posibilidad de utilizar la codificación geográfica ("geo-coding") en sus próximos censos; ello, a su vez, presenta peligros en algunas situaciones, porque podría complicar aún más el ya difícil levantamiento global del censo, lo que en algunos casos podría reducir la calidad general del censo o provocar demoras en la producción de los datos nacionales.

Finalmente, a medida que se disponga más fácilmente de datos para áreas pequeñas, podrán surgir nuevos grupos de usuarios, provenientes de organismos gubernamentales, organizaciones diversas y empresas privadas; esto incrementaría la utilización de los datos censales y, quizás, crearía nuevas presiones para lograr las mejoras aquí sugeridas, y también para incluir nuevas o diferentes preguntas en los censos.

En consecuencia, la aplicación de nueva tecnología de la información no sólo puede desempeñar un papel importante en la integración de las variables demográficas en el proceso de planificación, sino también llevar a mejorar y dar mayor riqueza a la información censal y a aumentar su utilización.

## BIBLIOGRAFIA

- Conning, Arthur M. (1983). Report to IDRC on the REDATA Pre-Project Mission, 6-24 June 1983: *An examination of problems encountered by national users in the retrieval of quantitative population data produced by Latin American and Caribbean statistical officers*. CELADE, Santiago (Chile).
- Data for Development International Association*, (s.f.). Reproducido por: National Technical Information Service, U.S. Department of Commerce, Springfield, VA. PB 274 079.
- HABITAT (1983). *Urban Data Management Software (UDMS); User's Manual*. Centro de las Naciones Unidas para los Asentamientos Humanos (Habitat), Nairobi. HS/23/83.E.
- LAMSAC (1983). Folleto: *1981 Census Small Area Statistics/SASPAC*. Local Authorities Management and Computer Committee. Londres.
- Ortega, Manuel M. (1980). *Utilización de investigaciones en República Dominicana: El caso de la Encuesta Nacional de Fecundidad de 1975*. Santo Domingo: Instituto Tecnológico de Santo Domingo.
- Renfro, Charles (1980). An online information system for aggregate state and local economic data. *Journal of the American Society for Information Science*. Septiembre de 1980.
- Statistics Canada (1982). *Geography and the 1981 Census of Canada* (Geography Series). No. 2 – GEO 82.

TENDENCIAS DE LA MORTALIDAD FEMENINA ADULTA A  
PARTIR DE PREGUNTAS SOBRE ORFANDAD MATERNA  
INCLUIDAS EN CENSOS Y ENCUESTAS\*

*Juan Chackiel  
Hernán Orellana  
(CELADE)*

RESUMEN

Debido a las limitaciones de las Estadísticas Vitales en los países en desarrollo se han incluido, en censos y encuestas, preguntas especiales con el fin de estimar variables demográficas, entre ellas la mortalidad.

Uno de los problemas que presentan los procedimientos basados en estas preguntas se relaciona con la ubicación en el tiempo de las estimaciones obtenidas. Por ejemplo, la información sobre orfandad materna permite estimar la mortalidad adulta femenina, para un período en el pasado que es necesario determinar.

Algunos autores han trabajado con modelos teóricos para estimar la ubicación en el tiempo de estas estimaciones. Por su parte, el CELADE ha promovido investigaciones en terreno, en las que se ha preguntado el año de fallecimiento de la madre muerta. En este documento se analizan estos experimentos, evaluándose la coherencia de las estimaciones empíricas con los provenientes de modelos teóricos.

<MORTALIDAD DE LOS ADULTOS> <HUERFANO> <MEDICION DE LA MORTALIDAD>

\* Versión ampliada del documento presentado a la Conferencia General de la Unión Internacional para el Estudio Científico de la Población, Florencia, 5 a 12 de junio de 1985.

## ADULT FEMALE MORTALITY TRENDS ON THE BASIS OF QUESTIONS ON MATERNAL ORPHANHOOD INCLUDED IN CENSUSES AND SURVEYS

Due to vital statistics limitations in developing countries, censuses and surveys have included special questions in order to estimate mortality, among other demographic variables.

One of the problems presented in procedures based on these questions relates to the location in time of the estimations obtained. For example, the information on maternal orphanhood permits to estimate the adult female mortality for a period in the past that has to be determined.

Some authors have worked with theoretical models to estimate the location in time of these estimations. CELADE has promoted field research that has included a question on year of death of the mother. This paper analyses these experiments, evaluating the coherence of empirical estimations with those obtained from theoretical models.

*<ADULT MORTALITY> <ORPHAN> <MORTALITY MEASURE-  
MENT>*

## I. PLANTEAMIENTO DEL PROBLEMA

Debido a las limitaciones existentes en los registros de estadísticas vitales en los países de menor desarrollo, en las últimas décadas se ha generalizado la inclusión de preguntas retrospectivas sobre mortalidad y fecundidad en censos y encuestas. En particular para la mortalidad se han introducido preguntas relativas a la sobrevivencia actual de ciertos parientes, como por ejemplo, la de hijos, para estimar mortalidad infantil y juvenil, la de madre para estimar la mortalidad adulta femenina, la de padre para estimar la mortalidad adulta masculina, la de esposa o esposo para estimar la mortalidad adulta del sexo opuesto, etc.

Brass (1) y otros (2) han elaborado procedimientos para derivar de esta información, medidas convencionales de mortalidad. Por ejemplo, a partir de los datos sobre población con madre viva, clasificada por grupos quinquenales de edades, se tienen regresiones que permiten estimar las probabilidades de sobrevivencia  $l(25+N)/l(25)$ , para  $N= 20, 25, 30, \dots, 50$ , siendo  $l(x)$  los sobrevivientes a la edad exacta  $x$  en una tabla de mortalidad. En este caso particular, se usan como parámetros de entrada las proporciones de población con madre viva (no huérfanos)  $[S/N, 5]$  por grupos quinquenales de edad y la edad media de las madres al tener sus hijos ( $M$ ).

Estas técnicas adolecen de una serie de limitaciones, relacionadas con la calidad de los datos, sesgos de selectividad, supuestos metodológicos, etc. Uno de los problemas, al que se le ha comenzado a prestar atención en los últimos años, es el de la ubicación en el tiempo de las estimaciones. Dado que las preguntas se refieren a hechos acaecidos en el pasado, no cabe duda que las estimaciones que se obtienen pertenecen a un momento anterior al censo o encuesta, y cuando mayor es la edad del informante se espera que ese momento esté ubicado más hacia el pasado. Las madres de personas de 40 años de edad, por ejemplo, estuvieron sujetas al riesgo de morir desde hace más tiempo que las madres de personas de 25 años.

Feeney (3), Brass (4) y otros, han trabajado con modelos teóricos que permiten calcular el momento en el tiempo que le corresponde a las estimaciones de mortalidad obtenidas a partir de preguntas retrospectivas. Para mortalidad adulta, en general, están disponibles el procedimiento de Brass-Bamgboye (5) y otro de Brass más reciente (4).

En el CELADE se ha buscado enfrentar el problema de otra manera. Se está experimentando, en el terreno, con una pregunta adicional muy simple: en el caso de que el informante declare que su madre ha fallecido, se le solicita el año de fallecimiento. No se pretende obtener la fecha exacta, pues la idea es trabajar con las defunciones de períodos, por lo que basta con el dato aproximado, sobre todo de las muertes más recientes, que son las que más interesan. Con esta información, se presentan en este informe dos tipos de aplicaciones: (a) el cálculo empírico del momento al que se asigna la estimación y (b) la estimación de la mortalidad para períodos antes del censo o encuesta (entre 0 y 4 años antes, entre 5 y 9 años antes).

En este informe se realizan aplicaciones de estos procedimientos de ubicación en el tiempo de las estimaciones de mortalidad adulta femenina a partir de los datos sobre orfandad materna y se evalúa el funcionamiento de la pregunta referida al año de fallecimiento de la madre y su coherencia con las soluciones proporcionadas mediante el uso de modelos teóricos.

## II. FUENTES DE INFORMACION

La fecha de defunción de la madre, de una u otra forma, se ha incluido en las siguientes investigaciones:

### (1) *Encuesta Demográfica Nacional de Nicaragua.*

Entre 1976 y 1978 se realizó en Nicaragua una encuesta de visitas repetidas y en la última vuelta (comienzos de 1978) se incluyó una serie de preguntas retrospectivas (RETROEDENIC), entre las cuales está la de orfandad materna. Para una ubicación en el tiempo de las estimaciones se agregó, para los casos de madre muerta, la siguiente pregunta: Si su madre falleció, ¿falleció durante estos últimos cinco años?"

### (2) *Censo Experimental de Imperial (Perú).*

El 22 de octubre de 1978, como ensayo preparatorio del censo nacional, se llevó a cabo un censo experimental en el distrito de Imperial en Perú. Se utilizaron cuatro boletas, incluyéndose en la No. 2 y No. 4 preguntas sobre orfandad materna y la pregunta de 'año de fallecimiento' cuando se declaró madre muerta. Se enumeraron 1 562 viviendas, de las cuales solamente 156 con la cédula 2 y 390 con la 4.

(3) *Encuesta Demográfica Nacional de Bolivia 1980 (EDEN II).*

Esta encuesta fue realizada entre octubre y diciembre de 1980, cubriendo prácticamente todo el territorio nacional. Por primera vez se incluyó la pregunta sobre el 'año de fallecimiento' de la madre en una investigación nacional que cubrió casi 50 mil personas. Los análisis de los datos muestran, en general, serios problemas de calidad en varias de las preguntas destinadas a medir la mortalidad y la fecundidad (6). La pregunta acerca de la fecha de muerte de la madre presentó un fuerte porcentaje de 'no respuesta'.

(4) *Censo Experimental de San Ramón (Costa Rica).*

Este ha sido un censo experimental que cubre una población numerosa (23 919 personas) que fue empadronada del 16 al 18 de mayo de 1983. Tiene importancia el análisis del funcionamiento de la pregunta sobre el año de muerte de la madre en un caso (como lo es, en general, Costa Rica) en que las estadísticas son buenas y las respuestas a encuestas, aun complicadas, han funcionado en forma aceptable.

(5) *Encuesta Demográfica Nacional de Honduras 1983-1984 (EDENH II).*

En América Latina, Honduras fue el primer país en que se realizó una encuesta nacional demográfica en los años 1970-1972 (7). A más de 10 años de esa exitosa investigación se llevó a cabo la segunda encuesta, en este caso retrospectiva de una sola visita, que también contiene un importante componente experimental. Para el total de 62 496 personas se tuvo que responder sobre la condición de orfandad y, en los casos en que se declaró madre muerta, se preguntó el año de fallecimiento.

A continuación se presenta un resumen de las fuentes en que se intentó ubicar el momento del fallecimiento de la madre en los casos de los huérfanos:

Fuente de información	Fecha	Población	Pregunta
RETROEDENIC	Comienzos de 1978	37 475	Si falleció: ¿Falleció en los últimos 5 años?
IMPERIAL	22-10-78	2 516	Año de fallecimiento
EDEN II-BOLIVIA	13-10 al 6-12-80	47 810	Año de fallecimiento
SAN RAMON	16 al 18-5-83	23 919	Año de fallecimiento
EDENH II-HONDURAS	7-83 al 1-84	62 496	Año de fallecimiento

En este informe se presentan las aplicaciones tradicionales del método de orfandad materna, así como las innovaciones surgidas de la pregunta adicional, a tres de las fuentes mencionadas. Fueron dejadas de lado la RETROEDENIC y la EDEN II-BOLIVIA debido a las deficiencias en su información, no sólo con respecto a la pregunta específica que aquí se analiza, sino que en términos generales. La EDEN II-BOLIVIA presentó un altísimo porcentaje 'sin respuesta' a la pregunta y en la RETROEDENIC la pregunta hecha no apareció adecuada (8).

En los casos analizados, las preguntas fueron incluidas en el cuestionario tal como se aprecia en el anexo.

### III. PROCEDIMIENTO CLASICO PARA ESTIMAR LA MORTALIDAD ADULTA FEMENINA

Los procedimientos disponibles permiten lograr, con la información acerca de orfandad materna, las probabilidades de sobrevivir de las mujeres desde los 25 años de edad hasta una edad  $25+N$ . En particular, el Manual X de las Naciones Unidas (2), propone regresiones cuyos parámetros de entrada son las proporciones con madre viva por grupos quinquenales de edades desde los 15 a los 49 años y la edad media de las madres al tener sus hijos:

$$l(25+N) / l(25) = a(N) + b(N)M + c(N)S(N-5, 5)$$

donde  $l(25)$  son los sobrevivientes a la edad exacta 25,

$l(25+N)$  son los sobrevivientes a la edad exacta  $25+N$  ( $N=20, 25, \dots, 50$ ),

$a(N)$ ,  $b(N)$  y  $c(N)$  son coeficientes de regresión.

$M$  es la edad media de las madres al tener sus hijos,

$S(N-5, 5)$  es la proporción con madre viva del grupo quinquenal con edades entre  $N-5$  y  $N$ .

Los coeficientes de regresión se obtienen del siguiente cuadro:

Edad del informante	$N$	$a(N)$	$b(N)$	$c(N)$
15-19	20	-0,1798	0,00476	1,0505
20-24	25	-0,2267	0,00737	1,0291
25-29	30	-0,3108	0,01072	1,0287
30-34	35	-0,4259	0,01473	1,0473
35-39	40	-0,5566	0,01903	1,0818
40-44	45	-0,6676	0,02256	1,1228
45-49	50	-0,6981	0,02344	1,1454

Para el cálculo del número de años  $t(N)$  antes de la encuesta o censo al que corresponden esas estimaciones, se usa un procedimiento derivado del propuesto por Brass-Bamgboye que consiste en aplicar las siguientes fórmulas:

$$t(N) = (N-2,5)[1-u(N)]/2$$

$$u(N) = 0,333 \ln S(N-5, 5) + Z(M+N-2,5) + 0,0037(27-M)$$

$Z(x)$  se interpola en la tabla siguiente:

$x$	$Z(x)$								
26	0,090	36	0,092	46	0,149	56	0,274	66	0,452
27	0,090	37	0,093	47	0,160	57	0,289	67	0,473
28	0,090	38	0,095	48	0,171	58	0,305	68	0,495
29	0,090	39	0,099	49	0,182	59	0,321	69	0,518
30	0,090	40	0,104	50	0,193	60	0,338	70	0,542
31	0,090	41	0,109	51	0,205	61	0,356	71	0,568
32	0,090	42	0,115	52	0,218	62	0,374	72	0,595
33	0,090	43	0,122	53	0,231	63	0,392	73	0,622
34	0,090	44	0,130	54	0,245	64	0,411	74	0,650
35	0,091	45	0,139	55	0,259	65	0,431	75	0,678

Brass, en un Seminario realizado en CELADE-Santiago en 1982 (4), propuso una fórmula muy simple para calcular el valor de  $t(N)$  que, adaptada a las regresiones antes vistas, sería:

$$t(N) = \frac{1}{6} (N-2,5) \left[ 3 - \ln \left[ \frac{S(N-2,5)(1-M/80)}{1-(N-2,5+M)/80} \right] \right]$$

Luego de calculado el valor de  $t(N)$ , haciendo la diferencia con el momento en que se realizó el trabajo de terreno, se determina la fecha que corresponde a la estimación. Con el fin de hacer comparable la mortalidad de los distintos momentos, se decidió expresar los

$l(25+N)/l(25)$  en términos de los “niveles” y esperanza de vida a los 25 años, que implica en las tablas modelo de mortalidad de Coale y Demeny (9).

#### IV. CASO DE DOS CENSOS O ENCUESTAS

En el Manual X de Naciones Unidas, ya citado, se presenta la forma de calcular la proporción de no huérfanos para una cohorte hipotética a partir de dos censos o encuestas que estén separados por un número de años igual o múltiplo de 5. Si se denomina  $T$  los años entre las dos fuentes disponibles, la fórmula de cálculo sería:

$$S(N,s) = S(N, 2) \text{ para } N < T$$

$$S(N,s) = S(N-T,s)S(N, 2)/S(N-T, 1) \text{ para } N \geq T$$

siendo:

$S(N,s)$  – la proporción de no huérfanos de madre para la cohorte del período comprendido entre la fuente 1 y la fuente 2, con edades entre  $N$  y  $N+5$ .

$S(N, 1)$  – la proporción de no huérfanos de madre de la fuente 1 con edades entre  $N$  y  $N+5$ .

$S(N, 2)$  – la proporción de no huérfanos de madre de la fuente 2 con edades entre  $N$  y  $N+5$ .

Luego, el procedimiento para calcular  $l(25+N)/l(25)$  es el ya descrito antes. No se calcula el valor de  $t(N)$ , ya que la estimación obtenida es representativa del período comprendido entre las dos encuestas o censos.

#### V. INNOVACIONES PROPUESTAS

En esta sección se plantean algunas de las posibilidades de explotar la información sobre orfandad materna cuando se dispone de la información acerca del año de fallecimiento de la madre. Para ejemplificar su uso se presentarán, principalmente, las ideas con la información de la EDENH II (1983-1984), incluyéndose luego las otras dos aplicaciones.

(1) *Localización en el tiempo de las estimaciones*

Un ejercicio muy sencillo que se hizo con esta información fue calcular empíricamente el momento al cual corresponde cada estimación de  $l(25+N)/l(25)$ . Esto se calculó simplemente como la fecha promedio en que fallecieron las madres para cada grupo de edad del informante. Para ello se clasificaron los casos en que declararon "madre muerta" por años simples de fallecimiento de la misma.

En el cuadro 1 se presenta la información para los casos de EDENH II y SAN RAMON, para los cuales se dispone de los datos necesarios. Para IMPERIAL no fue posible, porque los tabulados recibidos del Perú clasificaron a las madres muertas por períodos quinquenales. Se tomó como fecha de la EDENH II 1983,79 y para San Ramón 1983,38.

Cuadro 1

EDENH II Y SAN RAMON: ESTIMACION DE LAS PROBABILIDADES DE SOBREVIVIR FEMENINA  $l(25+N)/l(25)$  Y DE LAS FECHAS TEORICAS Y EMPIRICAS QUE LES CORRESPONDEN

EDENH II						
Grupo de edades	N	S(N-5)	$l(25+N)/l(25)$	año		
				teórico		empírico
				(a)	(b)	
15-19	20	0,9445	0,9382	1976,0	1976,0	1975,7
20-24	25	0,9147	0,9095	1974,3	1974,2	1974,2
25-29	30	0,8571	0,8544	1972,7	1972,6	1971,6
30-34	35	0,7951	0,7963	1971,5	1971,4	1969,7
35-39	40	0,7007	0,7046	1970,5	1970,3	1967,5
40-44	45	0,5727	0,5720	1969,6	1969,8	1965,5
45-49	50	0,4574	0,4455	1969,3	1971,1	1963,6
M=26,44						
SAN RAMON						
15-19	20	0,9788	0,9739	1975,7	1975,8	1975,7
20-24	25	0,9728	0,9687	1974,1	1974,2	1975,7
25-29	30	0,9385	0,9372	1972,7	1972,3	1972,3
30-34	35	0,8712	0,8748	1971,6	1971,6	1968,5
35-39	40	0,8250	0,8375	1971,1	1971,1	1967,9
40-44	45	0,7065	0,7203	1970,7	1970,9	1967,7
45-49	50	0,5863	0,5913	1970,8	1972,7	1968,1
M=26,36						
(a) Brass-Bamgboye (b) Brass						

A partir de estos resultados, se formulan los siguientes comentarios:

(a) Las dos formas de calcular el tiempo teórico son prácticamente iguales, salvo quizás en los últimos grupos de edades, donde se produce una irregularidad mayor con la fórmula de Brass. Por lo tanto, para los efectos de lo que sigue en este informe, se usará el procedimiento propuesto por Brass-Bamgboye.

(b) En los tres primeros grupos de edades no hay diferencias importantes entre  $t(N)$  teórico y empírico; es más, la coincidencia es extraordinaria.

(c) Luego, a medida que se avanza en la edad, las diferencias van aumentando. El tiempo calculado empíricamente se va ubicando más hacia el pasado que el teórico. La diferencia mayor se presenta en el grupo 45-49, siendo 5,7 años en la EDENH II y 2,7 en San Ramón.

(d) En el caso de San Ramón, tanto en el cálculo empírico como en el teórico, la ubicación en el tiempo de la estimación proveniente del grupo 45-49 es más cercana al censo que la correspondiente al grupo 40-44.

(e) Aun aceptando que pudiera existir un sesgo hacia el pasado en la declaración de la fecha de fallecimiento de la madre, hay evidencias que permiten dudar del tiempo estimado teóricamente:

—Son muy pocos los años que separan las estimaciones provenientes de los grupos de edades extremos (15-19 y 45-49). En los ejemplos disponibles esta diferencia se ubica entre 5 y 7 años.

—En otros estudios se ha encontrado, particularmente en las estimaciones de mortalidad a partir de datos de viudez, valores de  $t(N)$  negativos, lo cual muestra un sesgo hacia adelante.

—En los análisis que siguen puede verse que los resultados utilizando el cálculo empírico son más coherentes (véanse los gráficos 2 a 6).

—Por último, como principio general, si no se demuestra que los datos del terreno están afectados por errores, deberían ser aceptados como representativos de la realidad. En los casos examinados se comprobó la existencia de coherencia entre la edad de los informantes y la fecha de fallecimiento de la madre.

(2) *Orfandad materna en tres momentos*

Se confeccionaron las proporciones con madre viva para 5 y 10 años antes de la encuesta. Para ello simplemente se sumaron, a las personas con madres vivas al momento de la encuesta, las madres fallecidas en los últimos 5 y 10 años respectivamente. Partiendo, por ejemplo, del grupo de informantes de 25-29 años de edad al momento de la encuesta se obtuvo la proporción con madre viva del grupo 20-24 hace 5 años y del grupo 15-19 hace 10 años:

INFORMACION:

grupo de edades	población informante	población con madre viva (1983,79)	madre muerta			
			1973	1974-77	1978	1979-84
25-29	4 158	3 564	22	87	24	156

CALCULOS:

—Proporción con madre viva en 1983,79 (fecha promedio asignada a la encuesta) para 25-29:

$$3564/4158 = 0,8571$$

—Proporción con madre viva en 1978,79 (5 años antes) para 20-24:

$$(3564+156+0,21 \cdot 24)/4158 = 0,8959$$

—Proporción con madre viva en 1973,79 (10 años antes) para 15-19:

$$(3564+156+24+87+0,21 \cdot 22)/4158 = 0,9225$$

De esta manera pudo aplicarse el procedimiento tradicional de orfandad como si se tuviesen tres fuentes distintas separadas por 5 años. Esto permitió tener una descripción de la mortalidad adulta femenina para el triple del tiempo que se tiene usualmente. En los cuadros 2, 3 y 4 se presentan las aplicaciones para la EDENH II.

En el gráfico 1 se compara el resultado tradicional de la EDENH II con las otras fuentes existentes en Honduras: la EDENH I y el

Cuadro 2

EDENH II. ESTIMACION DE LAS PROBABILIDADES DE SOBREVIVIR FEMENINAS  $I(25+N)/I(25)$  Y DE LAS FECHAS QUE LE CORRESPONDEN (TEORICA Y EMPIRICA) A PARTIR DE PROPORCION CON MADRE VIVA EN 1983

Grupos de edades	N	Proporción no huérfano		Nivel C-D Oeste	$e_{25}^0$ equivalente	Año de la estimación <sup>1</sup>	
		$S(N-5, 5)$	$\frac{I(25+N)}{I(25)}$			Teórico	Empírico
15-19	20	0,9445	0,9382	19,47	46,94	1976,0	1975,7
20-24	25	0,9147	0,9095	19,34	46,79	1974,3	1974,2
25-29	30	0,8571	0,8544	18,42	45,77	1972,7	1971,6
30-34	35	0,7951	0,7963	18,30	45,63	1971,5	1969,7
35-39	40	0,7007	0,7046	17,82	45,10	1970,5	1967,5
40-44	45	0,5727	0,5720	17,02	44,23	1969,6	1965,5
45-49	50	0,4574	0,4455	17,63	44,89	1969,3	1963,6

$M = 26,44$

<sup>1</sup> Se tomó como año de la encuesta 1983,79.

Cuadro 3

EDENH II. ESTIMACION DE LAS PROBABILIDADES DE SOBREVIVIR FEMENINAS  $I(25+N)/I(25)$  Y DE LAS FECHAS QUE LE CORRESPONDEN (TEORICA Y EMPIRICA) A PARTIR DE PROPORCION CON MADRE VIVA EN 1978

Grupos de edades	N	Proporción no huérfano		Nivel C-D Oeste	$e_{25}^0$ equivalente	Año de la estimación <sup>1</sup>	
		$S(N-5, 5)$	$\frac{I(25+N)}{I(25)}$			Teórico	Empírico
15-19	20	0,9428	0,9365	19,33	46,77	1971,0	1970,4
20-24	25	0,8959	0,8901	18,10	45,41	1969,2	1967,9
25-29	30	0,8468	0,8437	17,87	45,15	1967,7	1965,7
30-34	35	0,7683	0,7682	17,07	44,28	1966,3	1963,4
35-39	40	0,6625	0,6633	16,25	43,41	1965,2	1961,3
40-44	45	0,5584	0,5559	16,44	43,61	1964,4	1959,4
45-49	50	0,4362	0,4213	16,75	43,94	1963,9	1957,3

$M = 26,44$

<sup>1</sup> Se tomó como año de la encuesta 1978,79.

Cuadro 4

EDENH II. ESTIMACION DE LAS PROBABILIDADES DE SOBREVIVIR  
FEMENINAS  $l(25+N)/l(25)$  Y DE LAS FECHAS QUE LE  
CORRESPONDEN (TEORICA Y EMPIRICA) A PARTIR DE  
PROPORCION CON MADRE VIVA EN 1973

Grupos de edades	N	Proporción		Nivel C-D Oeste	$e_{25}^0$ equivalente	Año de la estimación <sup>1</sup>	
		no huérfano $S/(N-5, 5)$	$l(25+N)/l(25)$			Teórico	Empírico
15-19	20	0,9225	0,9151	17,64	44,90	1966,0	1965,1
20-24	25	0,8842	0,8781	17,35	44,59	1964,1	1962,2
25-29	30	0,8172	0,8133	16,32	43,48	1962,5	1960,0
30-34	35	0,7284	0,7264	15,25	42,35	1961,1	1957,6
35-39	40	0,6411	0,6401	15,35	42,47	1960,0	1955,5
40-44	45	0,5271	0,5207	15,14	42,25	1959,0	1953,6
45-49	50	0,4127	0,3944	15,71	42,84	1958,5	1951,6

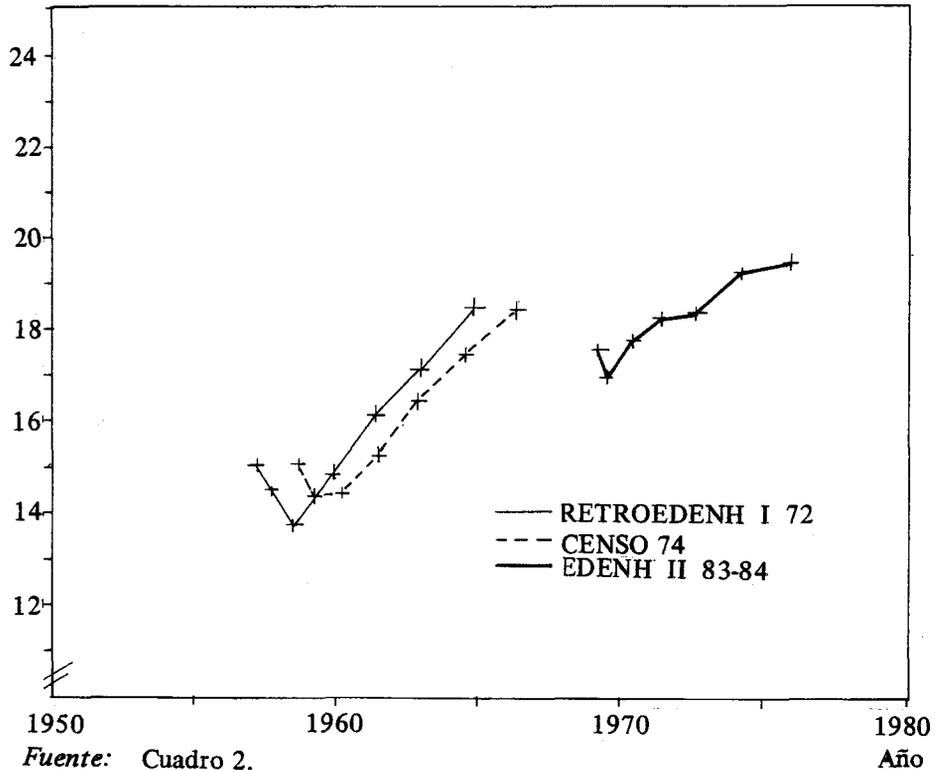
$M = 26,44$

<sup>1</sup> Se tomó como año de la encuesta 1973,79.

Censo de 1974. Este gráfico, construido con los  $t(N)$  teóricos, estaría indicando un descenso importante de la mortalidad de la población en estudio, suponiendo que las tres fuentes son comparables. Se observan además los sesgos probables que conducen a subestimar la mortalidad en las edades extremas. A los efectos de ver si hay coherencia entre las fuentes disponibles y la aplicación sugerida mediante la utilización de la información del año de fallecimiento de la madre, en el gráfico 2 se incluyen las estimaciones obtenidas a partir de la proporción con madre viva para los tres momentos considerados en la EDENH II y la obtenida con el Censo de 1974. Sin duda que el resultado es altamente alentador. Resultados como estos se encuentran en las aplicaciones hechas para el censo experimental de Imperial-Perú (gráfico 6) en que se incluye también una fuente independiente, aproximadamente representativa de ese lugar como lo es la zona de la costa sin Lima-Callao, obtenida de la RETROEDEN-Perú 1976 (10). Para San Ramón no se tiene disponible otra información de orfandad, pero para ver que los resultados son razonables, se incluyeron en los gráficos 4 y 5 los puntos correspondientes a las tablas de mortalidad de Costa Rica, obteniendo el "nivel" en Coale y Demeny-Oeste a partir de la esperanza de vida a los 25 años.

**HONDURAS: ESTIMACION DE LA MORTALIDAD  
FEMENINA ADULTA A PARTIR DE DATOS SOBRE  
ORFANDAD MATERNA.  
EDENH I, CENSO 1974 Y EDENH II.**

NIVEL OESTE



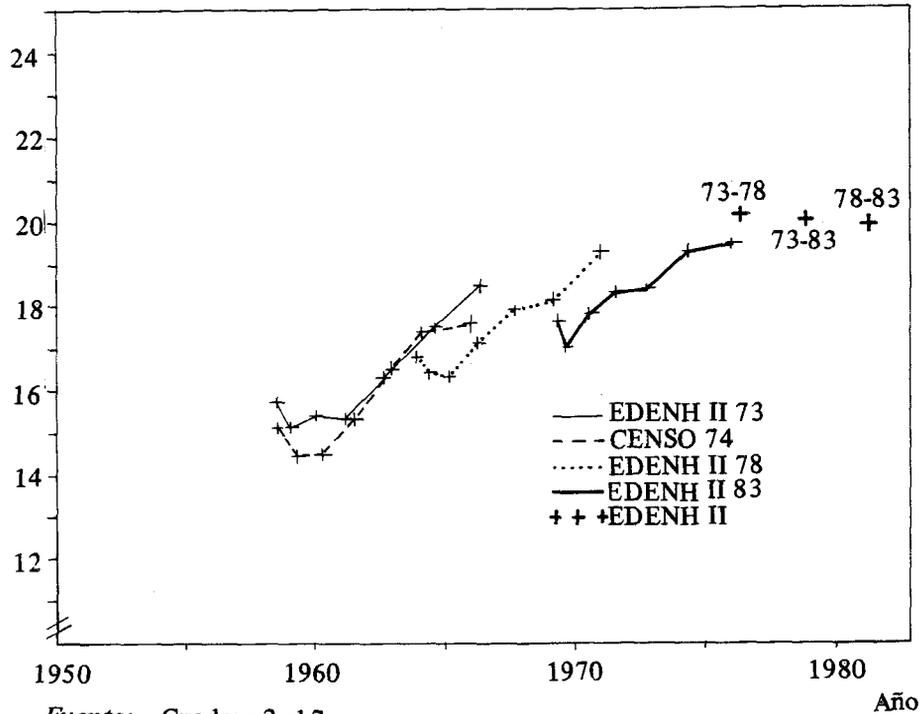
Fuente: Cuadro 2.  
Tablas 1 y 2.

Un resultado aun más interesante se obtiene si para graficar se utilizan los  $t(N)$  empíricos. Esto se pudo hacer solamente para los casos en que se contó con el año de fallecimiento de la madre clasificado por año calendario.

En el gráfico 3 se aprecia con claridad la evolución de la mortalidad adulta femenina usando la información mencionada. El mejor comportamiento de las curvas al considerar el  $t(N)$  empírico, conduce a pensar que las dificultades en usar orfandad materna que se observan generalmente en la forma de "J" vista en el gráfico 2, podría deberse, por lo menos en su brazo derecho, a que los  $t(N)$  teóricos acercan demasiado las estimaciones obtenidas de los grupos de edades de 30 años en adelante.

**EDENH II. ESTIMACION DE LA MORTALIDAD  
FEMENINA ADULTA A PARTIR DE DATOS SOBRE  
ORFANDAD MATERNA Y AÑO DE FALLECIMIENTO  
DE LA MADRE, USANDO  $t$  TEORICO**

NIVEL OESTE



Fuente: Cuadros 2 al 7  
Tabla 2

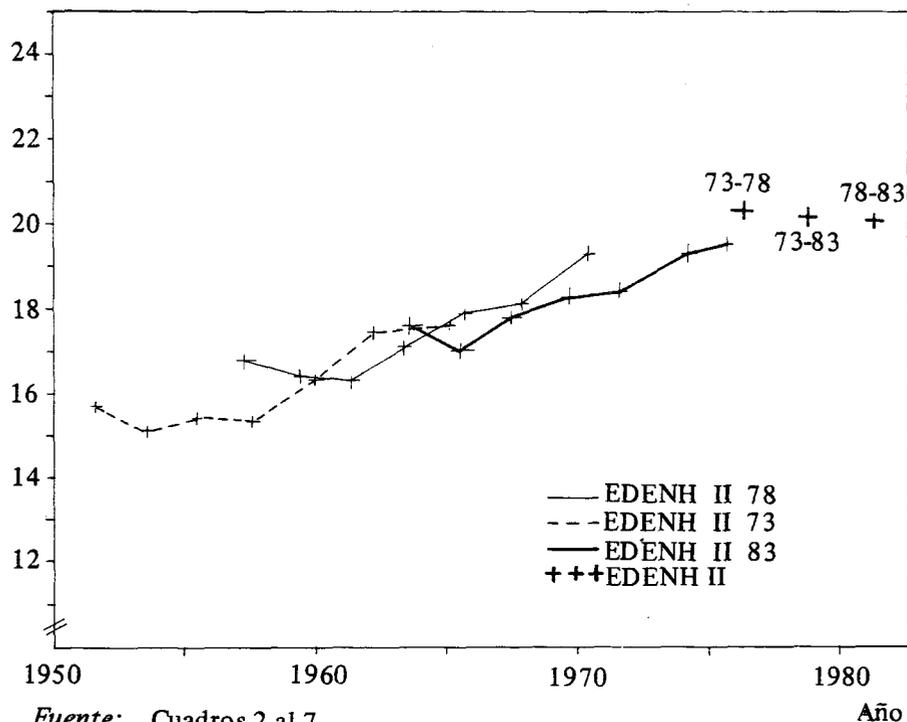
San Ramón muestra aspectos similares a la EDENH II, aunque con algunas irregularidades (graficos 4 y 5). Para Imperial no se tiene disponible la información que permite calcular la fecha empírica de la estimación.

Todos los cálculos fueron hechos con la edad media de las madres ( $M$ ) obtenida a partir de la información de los hijos nacidos vivos tenidos en el último año, de acuerdo a la misma fuente de la que se obtuvieron las proporciones con madre viva, pero, para el pasado, es posible tomarla de otras fuentes si se cree que pudieron variar significativamente. En general, se comprobó que un año en la  $M$  hace variar en alrededor de uno el "nivel" de la mortalidad.

Gráfico 3

**EDENH II. ESTIMACION DE LA MORTALIDAD FEMENINA ADULTA A PARTIR DE DATOS SOBRE ORFANDAD MATERNA Y AÑO DE FALLECIMIENTO DE LA MADRE, USANDO  $t$  EMPIRICO**

NIVEL OESTE

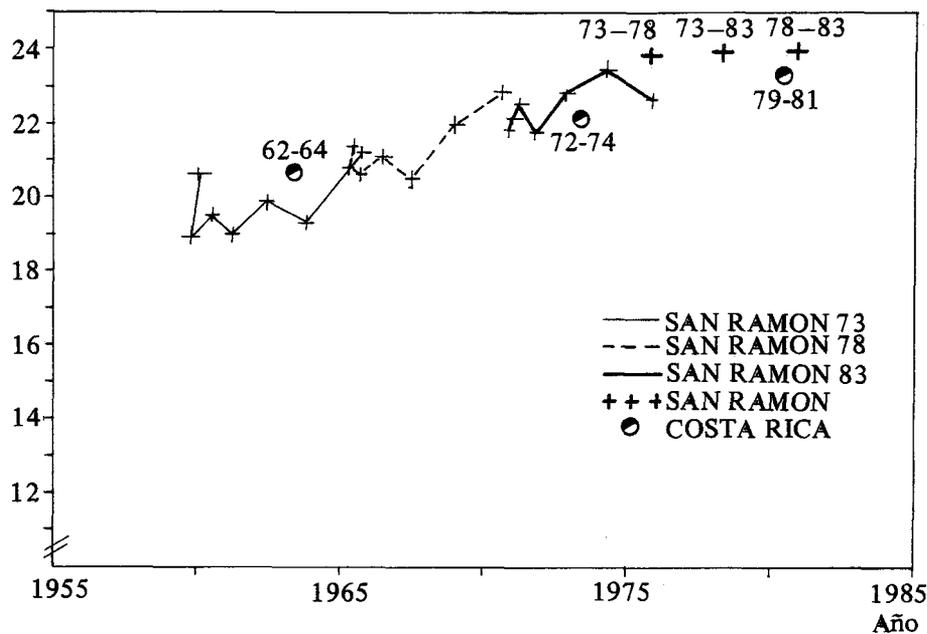


(3) *Estimación de la mortalidad adulta femenina para períodos recientes*

En la sección IV de este documento, se describió un procedimiento destinado a estimar la mortalidad adulta de las mujeres a partir de dos censos o encuestas separados por 5 años o un número múltiplo de 5 años. Se pueden considerar las proporciones con madre viva 5 y 10 años antes de la encuesta, como fuentes para este tipo de estimaciones. Incluso, se está en condiciones ventajosas, en el sentido de que no se trata de una cohorte hipotética, sino que es la propia cohorte la que informa en los tres momentos. No hay, por lo tanto, problemas de comparabilidad por omisiones, errores o migración.

**SAN RAMON. ESTIMACION DE LA MORTALIDAD FEMENINA ADULTA A PARTIR DE DATOS SOBRE ORFANDAD MATERNA Y AÑO DE FALLECIMIENTO DE LA MADRE, USANDO  $t$  TEORICO**

NIVEL OESTE



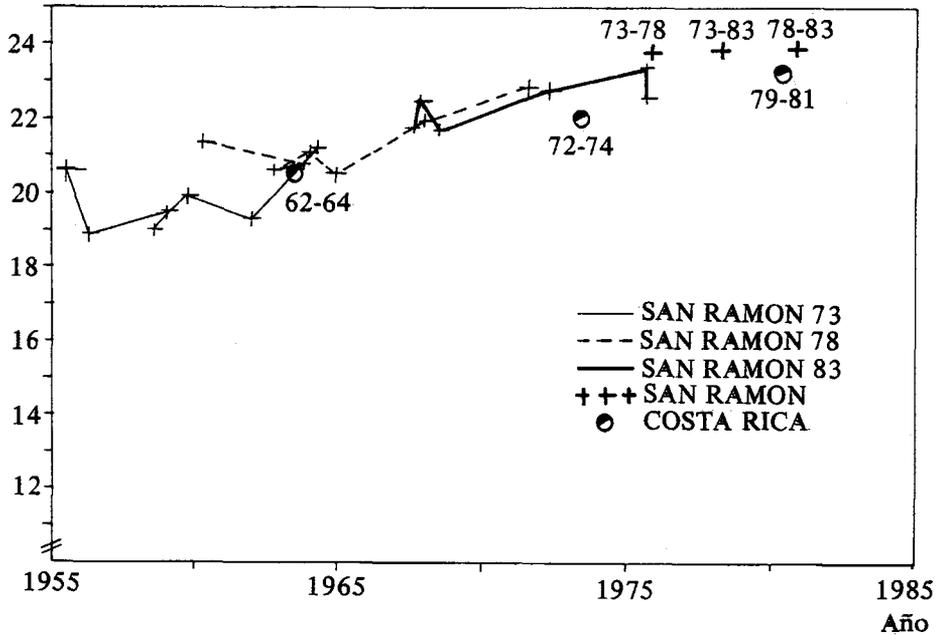
*Fuente:* Dirección General de Estadística y Censos y CELADE, Costa Rica: Estimaciones y proyecciones de población 1950-2025. Fascículo F/CRI, 1. Octubre, 1983. Cuadros 8 al 13.

Estas aplicaciones para la EDENH II están en los cuadros 5, 6 y 7. Se estimaron las  $l(25+N)/l(25)$  para los dos quinquenios anteriores a la encuesta y también para el decenio. Esta última aplicación se incluyó por el hecho de que los quinquenios se basan en pocos casos y podrían conducir a resultados menos confiables. En los gráficos 2 y 3 se incluyeron los “niveles” promedios correspondientes a cada período de la EDENH II.

En los tres casos estudiados, EDENH II, San Ramón e Imperial, se encontraron resultados, por quinquenios, poco variables y una excelente continuidad de las tendencias descritas por las aplicaciones de las secciones anteriores (gráficos 2 a 6). La información ha permitido describir la tendencia de la mortalidad adulta femenina de los

**SAN RAMON. ESTIMACION DE LA MORTALIDAD FEMENINA ADULTA A PARTIR DE DATOS SOBRE ORFANDAD MATERNA Y AÑO DE FALLECIMIENTO DE LA MADRE, USANDO  $t$  EMPIRICO**

NIVEL OESTE



*Fuente:* Dirección General de Estadística y Censos y CELADE, Costa Rica: Estimaciones y proyecciones de población 1950-2025. Fascículo F/CRI. 1, Octubre, 1983. Cuadros 8 al 13.

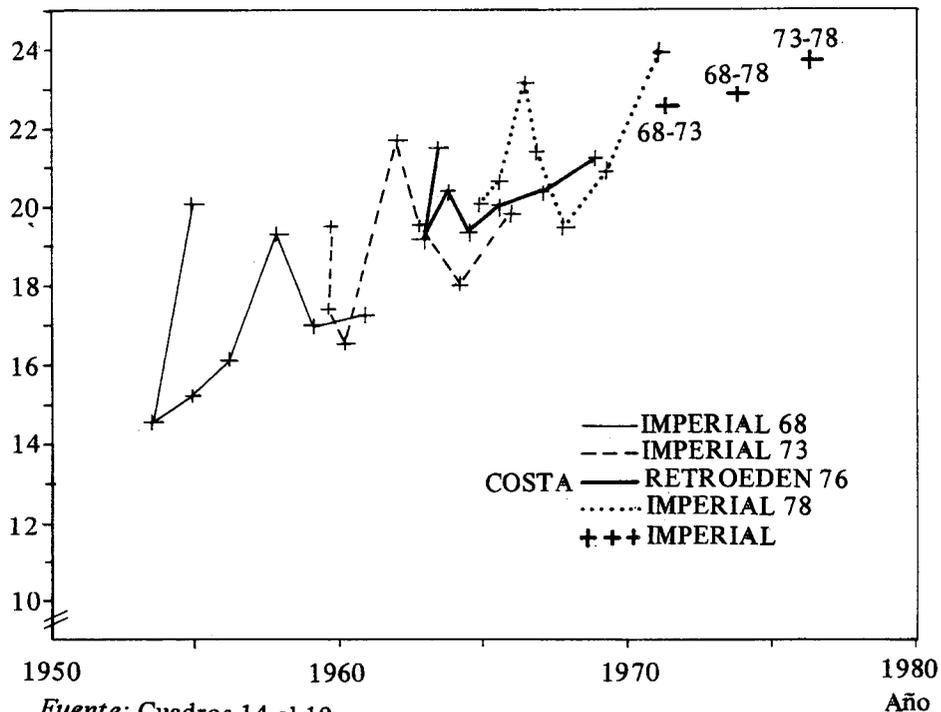
últimos 30 años. Debido a las fluctuaciones, por tratarse de pocos casos, para Imperial se graficaron los promedios de los tres primeros grupos de edades.

Sin duda que estas estimaciones con la información adicional del año de fallecimiento de la madre tienen sus limitaciones. Podríamos mencionar:

—El supuesto de no existencia de asociación entre la mortalidad de hijos y madres se hace más exigente a medida que se extiende más hacia atrás en el pasado, pues son más los hijos que murieron y no pudieron informar sobre su condición de orfandad.

**IMPERIAL. ESTIMACION DE LA MORTALIDAD FEMENINA ADULTA A PARTIR DE DATOS SOBRE ORFANDAD MATERNA Y AÑO DE FALLECIMIENTO DE LA MADRE, USANDO  $t$  TEORICO**

NIVEL SUR



Fuente: Cuadros 14 al 19  
Tabla 3

—Al fraccionar la información se está trabajando con un número de casos menor y por lo tanto con mayores riesgos de errores.

A pesar de ello, las experiencias recogidas de estas aplicaciones, muestran un camino muy prometedor que puede extenderse a otras preguntas, como orfandad paterna y viudez. Aun en el caso de Imperial, en que se tienen muy pocos casos, se lograron resultados extremadamente útiles.

Cuadro 5

EDENH II. ESTIMACION DE LAS PROBABILIDADES DE SOBREVIVIR FEMENINAS  $l(25+N)/l(25)$  A PARTIR DE PROPORCION CON MADRE VIVA EN 1978 Y 1983

Grupos de edades	N	Proporción no huérfano			$\frac{l(25+N)}{l(25)}$	Nivel C-D Oeste	$e_{25}^0$ equivalente
		$S(N, 1)$	$S(N, 2)$	$S(N, s)$			
0- 4	5	0,9961	0,9958	0,9958	—	—	—
5- 9	10	0,9844	0,9853	0,9850	—	—	—
10-14	15	0,9649	0,9705	0,9711	—	—	—
15-19	20	0,9428	0,9445	0,9506	0,9447	20,01	47,54
20-24	25	0,8959	0,9147	0,9222	0,9172	19,85	47,36
25-29	30	0,8468	0,8571	0,8823	0,8803	19,79	47,30
30-34	35	0,7683	0,7951	0,8284	0,8312	19,85	47,36
35-39	40	0,6625	0,7007	0,7555	0,7639	20,05	47,59
40-44	45	0,5584	0,5727	0,6531	0,6622	20,13	47,68
45-49	50	0,4362	0,4574	0,5350	0,5345	20,63	48,28

$M = 26,44$

Cuadro 6

EDENH II. ESTIMACION DE LAS PROBABILIDADES DE SOBREVIVIR FEMENINAS  $l(25+N)/l(25)$  A PARTIR DE PROPORCION CON MADRE VIVA EN 1973 Y 1978

Grupos de edades	N	Proporción no huérfano			$\frac{l(25+N)}{l(25)}$	Nivel C-D Oeste	$e_{25}^0$ equivalente
		$S(N, 1)$	$S(N, 2)$	$S(N, s)$			
0- 4	5	0,9949	0,9961	0,9961	—	—	—
5- 9	10	0,9797	0,9844	0,9856	—	—	—
10-14	15	0,9607	0,9649	0,9707	—	—	—
15-19	20	0,9225	0,9428	0,9526	0,9468	20,18	47,74
20-24	25	0,8842	0,8959	0,9252	0,9203	20,06	47,60
25-29	30	0,8172	0,8468	0,8860	0,8841	20,00	47,53
30-34	35	0,7284	0,7683	0,8330	0,8360	20,06	47,60
35-39	40	0,6411	0,6625	0,7576	0,7661	20,14	47,69
40-44	45	0,5271	0,5584	0,6599	0,6698	20,37	47,97
45-49	50	0,4127	0,4362	0,5461	0,5472	21,02	48,75

$M = 26,44$

Cuadro 7

EDENH II. ESTIMACION DE LAS PROBABILIDADES DE SOBREVIVIR FEMENINAS  $l(25+N)/l(25)$  A PARTIR DE PROPORCION CON MADRE VIVA EN 1973 Y 1983

Grupos de edades	N	Proporción no huérfano			$\frac{l(25+N)}{l(25)}$	Nivel C-D Oeste	$e_{25}^0$ equivalente
		$S(N, 1)$	$S(N, 2)$	$S(N, s)$			
0- 4	5	0,9949	0,9958	0,9958	-	-	-
5- 9	10	0,9797	0,9853	0,9853	-	-	-
10-14	15	0,9607	0,9705	0,9714	-	-	-
15-19	20	0,9225	0,9445	0,9499	0,9439	19,95	47,47
20-24	25	0,8842	0,9147	0,9249	0,9200	20,04	47,57
25-29	30	0,8172	0,8571	0,8826	0,8806	19,81	47,32
30-34	35	0,7284	0,7951	0,8317	0,8346	20,00	47,53
35-39	40	0,6411	0,7007	0,7568	0,7653	20,10	47,65
40-44	45	0,5271	0,5727	0,6539	0,6631	20,16	47,72
45-49	50	0,4127	0,4574	0,5399	0,5401	20,80	48,49

$M = 26,44$

Cuadro 8

SAN RAMON. ESTIMACION DE LAS PROBABILIDADES DE SOBREVIVIR FEMENINAS  $l(25+N)/l(25)$  Y DE LAS FECHAS QUE LE CORRESPONDEN (TEORICA Y EMPIRICA) A PARTIR DE PROPORCION CON MADRE VIVA EN 1983

Grupos de edades	N	Proporción no huérfano		Nivel C-D Oeste	$e_{25}^0$ equivalente	Año de la estimación <sup>1</sup>	
		$S(N-5, 5)$	$\frac{l(25+N)}{l(25)}$			Teórico	Empírico
15-19	20	0,9788	0,9739	22,58	51,06	1975,7	1975,7
20-24	25	0,9728	0,9687	23,38	52,39	1974,1	1975,7
25-29	30	0,9385	0,9372	22,76	51,34	1972,7	1972,3
30-34	35	0,8712	0,8748	21,69	49,70	1971,6	1968,5
35-39	40	0,8250	0,8375	22,47	50,90	1971,1	1967,9
40-44	45	0,7065	0,7203	21,82	49,89	1970,7	1967,7
45-49	50	0,5863	0,5913	22,06	50,26	1970,8	1968,1

$M = 26,36$

<sup>1</sup> Se tomó como año de la encuesta 1983,375.

Cuadro 9

SAN RAMON. ESTIMACION DE LAS PROBABILIDADES DE  
SOBREVIVIR FEMENINAS  $l(25+N)/l(25)$  Y DE LAS FECHAS QUE LE  
CORRESPONDEN (TEORICA Y EMPIRICA) A PARTIR DE  
PROPORCION CON MADRE VIVA EN 1978

Grupos de edades	N	Proporción no huérfano		Nivel C-D Oeste	$e_{25}^0$ equivalente	Año de la estimación <sup>1</sup>	
		$S(N-5, 5)$	$\frac{l(25+N)}{l(25)}$			Teórico	Empírico
15-19	20	0,9819	0,9772	22,90	51,57	1970,7	1971,6
20-24	25	0,9546	0,9500	22,01	50,16	1969,0	1968,1
25-29	30	0,8967	0,8942	20,53	48,17	1967,5	1964,9
30-34	35	0,8580	0,8610	21,14	48,92	1966,5	1964,0
35-39	40	0,7712	0,7793	20,61	48,26	1965,7	1962,7
40-44	45	0,6721	0,6817	20,76	48,43	1965,3	1963,8
45-49	50	0,5620	0,5635	21,41	49,31	1965,5	1960,3

$M = 26,36$

<sup>1</sup> Se tomó como año de la encuesta 1978,375.

Cuadro 10

SAN RAMON. ESTIMACION DE LAS PROBABILIDADES DE  
SOBREVIVIR FEMENINAS  $l(25+N)/l(25)$  Y DE LAS FECHAS QUE LE  
CORRESPONDEN (TEORICA Y EMPIRICA) A PARTIR DE  
PROPORCION CON MADRE VIVA EN 1973

Grupos de edades	N	Proporción no huérfano		Nivel C-D Oeste	$e_{25}^0$ equivalente	Año de la estimación <sup>1</sup>	
		$S(N-5, 5)$	$\frac{l(25+N)}{l(25)}$			Teórico	Empírico
15-19	20	0,9650	0,9594	21,24	49,06	1965,7	1964,3
20-24	25	0,9145	0,9087	19,29	46,73	1963,8	1962,0
25-29	30	0,8845	0,8817	19,87	47,38	1962,4	1959,8
30-34	35	0,8109	0,8116	18,98	46,38	1961,2	1958,6
35-39	40	0,7427	0,7485	19,48	46,94	1960,5	1959,1
40-44	45	0,6228	0,6264	18,92	46,31	1959,8	1956,4
45-49	50	0,5366	0,5344	20,63	48,28	1960,1	1955,5

$M = 26,36$

<sup>1</sup> Se tomó como año de la encuesta 1973,375.

Cuadro 11

SAN RAMON. ESTIMACION DE LAS PROBABILIDADES DE  
SOBREVIVIR FEMENINAS  $l(25+N)/l(25)$  A PARTIR DE PROPORCION  
CON MADRE VIVA EN 1978 Y 1983

Grupos de edades	N	Proporción no huérfano			$\frac{l(25+N)}{l(25)}$	Nivel C-D Oeste	Nivel $e_{25}^0$ equivalente
		$S(N, 1)$	$S(N, 2)$	$S(N, s)$			
0- 4	5	0,9967	0,9967	0,9967	—	—	—
5- 9	10	0,9934	0,9923	0,9923	—	—	—
10-14	15	0,9843	0,9883	0,9872	—	—	—
15-19	20	0,9819	0,9788	0,9817	0,9769	22,88	51,54
20-24	25	0,9546	0,9728	0,9726	0,9685	23,37	52,38
25-29	30	0,8967	0,9385	0,9562	0,9554	23,75	53,05
30-34	35	0,8580	0,8712	0,9290	0,9353	24,11	53,71
35-39	40	0,7712	0,8250	0,8933	0,9114	24,67	54,82
40-44	45	0,6721	0,7065	0,8184	0,8460	24,69	54,86
45-49	50	0,5620	0,5863	0,7139	0,7375	24,77	55,02

$M = 26,36$

Cuadro 12

SAN RAMON. ESTIMACION DE LAS PROBABILIDADES DE  
SOBREVIVIR FEMENINAS  $l(25+N)/l(25)$  A PARTIR DE PROPORCION  
CON MADRE VIVA EN 1973 Y 1978

Grupos de edades	N	Porporción no huérfanos			$\frac{l(25+N)}{l(25)}$	Nivel C-D Oeste	$e_{25}^0$ equivalente
		$S(N, 1)$	$S(N, 2)$	$S(N, s)$			
0- 4	5	0,9957	0,9967	0,9967	—	—	—
5- 9	10	0,9908	0,9934	0,9944	—	—	—
10-14	15	0,9872	0,9843	0,9879	—	—	—
15-19	20	0,9650	0,9819	0,9826	0,9779	22,97	51,69
20-24	25	0,9145	0,9546	0,9720	0,9679	23,32	52,29
25-29	30	0,8845	0,8967	0,9531	0,9522	23,57	52,73
30-34	35	0,8109	0,8580	0,9245	0,9306	23,91	53,32
35-39	40	0,7427	0,7712	0,8792	0,8951	24,20	53,89
40-44	45	0,6228	0,6721	0,7956	0,8204	24,14	53,77
45-49	50	0,5366	0,5620	0,7179	0,7421	24,85	55,17

$M = 26,36$

Cuadro 13

SAN RAMON. ESTIMACION DE LAS PROBABILIDADES DE  
SOBREVIVIR FEMENINAS  $l(25+N)/l(25)$  A PARTIR DE PROPORCION  
CON MADRE VIVA EN 1973 Y 1983

Grupos de edades	N	Proporción de huérfanos			$\frac{l(25+N)}{l(25)}$	Nivel C-D Oeste	$e_{25}^0$ equivalente
		$S(N, 1)$	$S(N, 2)$	$S(N, s)$			
0- 4	5	0,9957	0,9967	0,9967	-	-	-
5- 9	10	0,9908	0,9923	0,9923	-	-	-
10-14	15	0,9872	0,9883	0,9893	-	-	-
15-19	20	0,9650	0,9788	0,9803	0,9755	22,73	51,30
20-24	25	0,9145	0,9728	0,9749	0,9708	23,55	52,69
25-29	30	0,8845	0,9385	0,9534	0,9525	23,59	52,76
30-34	35	0,8109	0,8712	0,9287	0,9350	24,09	53,57
35-39	40	0,7427	0,8250	0,8893	0,9071	24,54	54,56
40-44	45	0,6228	0,7065	0,8091	0,8355	24,47	54,42
45-49	50	0,5366	0,5863	0,7020	0,7238	24,54	54,56

$M = 26,36$

Cuadro 14

IMPERIAL. ESTIMACION DE LAS PROBABILIDADES DE SOBREVIVIR  
FEMENINAS  $l(25+N)/l(25)$  Y DE LAS FECHAS QUE LE  
CORRESPONDEN A PARTIR DE PROPORCION CON MADRE VIVA  
EN 1978

Grupos de edades	N	Proporción no huérfano		Nivel C-D Sur	$e_{25}^0$ equivalente	Año de la estimación <sup>1</sup> Teórico
		$S(N-5, 5)$	$\frac{l(25+N)}{l(25)}$			
15-19	20	0,9611	0,9607	19,95	50,07	1971,1
20-24	25	0,9042	0,9065	16,91	46,64	1969,3
25-29	30	0,8414	0,8495	15,49	45,14	1967,8
30-34	35	0,8182	0,8361	17,43	47,19	1966,9
35-39	40	0,7786	0,8090	19,20	49,15	1966,5
40-44	45	0,6147	0,6430	16,67	46,39	1965,6
45-49	50	0,4574	0,4704	16,06	45,74	1964,9

$M = 27,5$

<sup>1</sup> Se tomó como año de la encuesta 1978,8.

Cuadro 15

IMPERIAL. ESTIMACION DE LAS PROBABILIDADES DE SOBREVIVIR FEMENINAS  $l(25+N)/l(25)$  Y DE LAS FECHAS QUE LE CORRESPONDEN A PARTIR DE PROPORCION CON MADRE VIVA EN 1973

Grupos de edades	N	Proporción no huérfano		Nivel C-D Sur	$e_{25}^0$ equivalente	Año de la estimación <sup>1</sup> Teórico
		$S(N-5, 5)$	$\frac{l(25+N)}{l(25)}$			
15-19	20	0,9220	0,9197	15,84	45,50	1966,0
20-24	25	0,8655	0,8667	14,02	43,60	1964,2
25-29	30	0,8421	0,8503	15,54	45,19	1962,8
30-34	35	0,8229	0,8410	17,70	47,47	1962,0
35-39	40	0,6300	0,6483	12,56	42,09	1960,2
40-44	45	0,5319	0,5500	13,42	42,98	1959,6
45-49	50	0,4424	0,4532	15,50	45,15	1959,7

$M = 27,5$

<sup>1</sup> Se tomó como año de la encuesta 1973,8.

Cuadro 16

IMPERIAL. ESTIMACION DE LAS PROBABILIDADES DE SOBREVIVIR FEMENINAS  $l(25+N)/l(25)$  Y DE LAS FECHAS QUE LE CORRESPONDEN A PARTIR DE PROPORCION CON MADRE VIVA EN 1968

Grupos de edades	N	Proporción no huérfano		Nivel C-D Sur	$e_{25}^0$ equivalente	Año de la estimación <sup>1</sup> Teórico
		$S(N-5, 5)$	$\frac{l(25+N)}{l(25)}$			
15-19	20	0,8931	0,8893	13,26	42,82	1960,9
20-24	25	0,8507	0,8514	12,99	42,54	1959,1
25-29	30	0,8385	0,8466	15,31	44,95	1957,8
30-34	35	0,7156	0,7286	12,12	41,65	1956,2
35-39	40	0,5993	0,6150	11,24	40,75	1954,9
40-44	45	0,4608	0,4702	10,55	40,05	1953,5
45-49	50	0,4575	0,4705	16,07	45,75	1954,9

$M = 27,5$

<sup>1</sup> Se tomó como año de la encuesta 1968,8.

Cuadro 17

IMPERIAL. ESTIMACION DE LAS PROBABILIDADES DE SOBREVIVIR FEMENINAS  $l(25+N)/l(25)$  A PARTIR DE PROPORCION CON MADRE VIVA EN 1973 Y 1978

Grupos de edades	N	Proporción no huérfano			$\frac{l(25+N)}{l(25)}$	Nivel C-D Sur	$e_{25}^0$ equivalente
		$S(N, 1)$	$S(N, 2)$	$S(N, s)$			
0- 4	5	0,9927	0,9933	0,9933	—	—	—
5- 9	10	0,9798	0,9791	0,9797	—	—	—
10-14	15	0,9781	0,9734	0,9733	—	—	—
15-19	20	0,9220	0,9611	0,9564	0,9558	19,39	49,39
20-24	25	0,8655	0,9042	0,9379	0,9412	19,74	49,82
25-29	30	0,8421	0,8414	0,9118	0,9220	20,20	50,39
30-34	35	0,8229	0,8182	0,8859	0,9070	21,26	51,76
35-39	40	0,6300	0,7786	0,8382	0,8735	21,84	52,53
40-44	45	0,5319	0,6147	0,8179	0,8711	23,99	55,65
45-49	50	0,4424	0,4574	0,7033	0,7521	23,53	54,96

$M = 27,8$

Cuadro 18

IMPERIAL. ESTIMACION DE LAS PROBABILIDADES DE SOBREVIVENCIA FEMENINAS  $l(25+N)/l(25)$  A PARTIR DE PROPORCION CON MADRE VIVA EN 1968 Y 1973

Grupos de edades	N	Proporción no huérfano			$\frac{l(25+N)}{l(25)}$	Nivel C-D Sur	$e_{25}^0$ equivalente
		$S(N, 1)$	$S(N, 2)$	$S(N, s)$			
0- 4	5	0,9894	0,9927	0,9927	—	—	—
5- 9	10	0,9930	0,9798	0,9831	—	—	—
10-14	15	0,9439	0,9781	0,9683	—	—	—
15-19	20	0,8931	0,9220	0,9459	0,9448	18,23	48,04
20-24	25	0,8517	0,8655	0,9166	0,9192	17,90	47,69
25-29	30	0,8385	0,8421	0,9063	0,9163	19,80	49,89
30-34	35	0,7156	0,8229	0,8894	0,9106	21,47	52,04
35-39	40	0,5993	0,6300	0,7830	0,8138	19,39	49,39
40-44	45	0,4608	0,5319	0,6950	0,7331	19,74	49,82
45-49	50	0,4575	0,4424	0,6672	0,7107	22,61	53,62

$M = 27,5$

Cuadro 19

IMPERIAL. ESTIMACION DE LAS PROBABILIDADES DE  
 SOBREVIVENCIA FEMENINA  $l(25+N)/l(25)$  A PARTIR DE  
 PROPORCION CON MADRE VIVA EN 1968 Y 1978

Grupos de edades	N	Proporción no huérfano			$\frac{l(25+N)}{l(25)}$	Nivel C-D Sur	$e_{25}^0$ equivalente
		$S(N, 1)$	$S(N, 2)$	$S(N, s)$			
0- 4	5	0,9894	0,9933	0,9933	—	—	—
5- 9	10	0,9930	0,9791	0,9791	—	—	—
10-14	15	0,9439	0,9734	0,9772	—	—	—
15-19	20	0,8931	0,9611	0,9476	0,9466	18,41	48,25
20-24	25	0,8517	0,9042	0,9361	0,9393	19,58	49,62
25-29	30	0,8385	0,8414	0,8927	0,9023	18,86	48,75
30-34	35	0,7156	0,8182	0,8993	0,9210	22,06	52,84
35-39	40	0,5993	0,7786	0,8289	0,8634	21,42	51,97
40-44	45	0,4608	0,6147	0,7725	0,8202	22,43	53,35
45-49	50	0,4575	0,4574	0,6320	0,6704	21,68	52,32

$M = 27,5$

## ANEXO

Tabla 1

RETROEDENH I. ESTIMACION DE LAS PROBABILIDADES DE SOBREVIVIR FEMENINAS  $l(25+N)/l(25)$  Y DE LAS FECHAS QUE LE CORRESPONDEN A PARTIR DE PROPORCION CON MADRE VIVA EN 1972

Grupos de edades	N	Proporción no huérfano		Nivel C-D Oeste	$e_{25}^0$ equivalente	Año de la estimación <sup>1</sup>
		$S(N-5, 5)$	$\frac{l(25+N)}{l(25)}$			
15-19	20	0,9308	0,9261	18,49	45,84	1964,9
20-24	25	0,8772	0,8744	17,13	44,34	1963,0
25-29	30	0,8085	0,8095	16,13	43,28	1961,4
30-34	35	0,7133	0,7177	14,86	41,96	1959,9
35-39	40	0,5954	0,5998	13,75	40,84	1958,5
40-44	45	0,5036	0,5052	14,54	41,63	1957,8
45-49	50	0,3888	0,3782	15,07	42,17	1957,2

$M = 26,92$

<sup>1</sup> Se tomó como año de la encuesta 1972,67.

Tabla 2

HONDURAS, CENSO. ESTIMACION DE LAS PROBABILIDADES DE SOBREVIVIR FEMENINAS  $l(25+N)/l(25)$  Y DE LAS FECHAS QUE LE CORRESPONDEN A PARTIR DE PROPORCION CON MADRE VIVA EN 1974

Grupos de edades	N	Proporción no huérfano		Nivel C-D Oeste	$e_{25}^0$ equivalente	Año de la estimación <sup>1</sup>
		$S(N-5, 5)$	$\frac{l(25+N)}{l(25)}$			
15-19	20	0,9300	0,9258	18,47	45,82	1966,4
20-24	25	0,8820	0,8802	17,48	44,73	1964,6
25-29	30	0,8140	0,8163	16,47	43,65	1962,9
30-34	35	0,7210	0,7274	15,29	42,40	1961,5
35-39	40	0,6100	0,6177	14,47	41,56	1960,2
40-44	45	0,4980	0,5014	14,40	41,48	1959,3
45-49	50	0,3870	0,3788	15,09	42,19	1958,7

$M = 27,03$

<sup>1</sup> Se tomó como año de la encuesta 1974,17.

Tabla 3

RETROEDEN COSTA. ESTIMACION DE LAS PROBABILIDADES DE SOBREVIVIR FEMENINAS  $l(25+N)/l(25)$  Y DE LAS FECHAS QUE LE CORRESPONDEN A PARTIR DE PROPORCION CON MADRE VIVA EN 1976

Grupos de edades	N	Proporción		Nivel C-D Sur	$e_{25}^0$ equivalente	Año de la estimación <sup>1</sup>
		no huérfano $S(N-5, 5)$	$\frac{l(25+N)}{l(25)}$			
15-19	20	0,9367	0,9350	17,27	47,02	1968,9
20-24	25	0,8979	0,8999	16,41	46,10	1967,1
25-29	30	0,8508	0,8590	16,07	45,74	1965,6
30-34	35	0,7796	0,7954	15,34	44,98	1964,5
35-39	40	0,7181	0,7432	16,41	46,11	1963,8
40-44	45	0,5766	0,5998	15,16	44,79	1962,9
45-49	50	0,4967	0,5150	17,51	47,27	1963,4

$M = 27,48$

<sup>1</sup> Se tomó como año de la encuesta 1976,6.

# ANEXO

República de Honduras

## ENCUESTA DEMOGRAFICA NACIONAL (EDENH II) 1983

CONDICION DE ORFANDAD				
¿ESTA VIVA LA MADRE?		Viva <input type="checkbox"/> 1	Muerta <input type="checkbox"/> 2	No sabe <input type="checkbox"/> 9
SI LA MADRE HA MUERTO: ¿EN QUE AÑO FALLECIO?	5	Año 19		
SI LA MADRE ESTA VIVA: ¿VIVE EN EL EXTERIOR?		Exterior <input type="checkbox"/> 10	Hond <input type="checkbox"/> 20	No sabe <input type="checkbox"/> 90
¿ESTA VIVO EL PADRE?		Vivo <input type="checkbox"/> 1	Muerto <input type="checkbox"/> 2	No sabe <input type="checkbox"/> 9

República del Perú

## CENSO EXPERIMENTAL DE POBLACION Y VIVIENDA DISTRITO DE IMPERIAL 1978

L A S P E R	5	SU MADRE ¿ESTA VIVA?...MUERTA? De marcar: Viva pase a 6; Muerta a 7; No sabe a 10	Viva <input type="checkbox"/> 1	Muerta <input type="checkbox"/> 2	No sabe <input type="checkbox"/> 3
	6	SI SU MADRE ESTA VIVA: (Reside ella en la Provincia de Cañete o fuera de la Provincia de Cañete?)	En Cañete <input type="checkbox"/> 1	Fuera de Cañete <input type="checkbox"/> 2	
	7	SI SU MADRE ESTA MUERTA: ¿ EN QUE AÑO MURIO ?	AÑO		

República de Costa Rica

## CENSO EXPERIMENTAL DE SAN RAMON MAYO DE 1983

8	CONDICION DE ORFANDAD	
<i>Madre:</i>	Muerta <input type="radio"/> 1	Viva <input type="radio"/> 2
Año de fallecimiento	<input type="text"/> <input type="text"/> <input type="text"/>	
<i>Padre:</i>	Muerto <input type="radio"/> 1	Vivo <input type="radio"/> 2

## BIBLIOGRAFIA

- (1) Brass, W.; *Métodos para estimar la fecundidad y la mortalidad en poblaciones con datos limitados*. CELADE, Serie E No. 14. 1974.
- (2) United Nations; *Manual X. Indirect techniques for demographic estimation*. New York, 1983.
- (3) Feeney, G.; *Estimación de la mortalidad infantil y de la niñez en condiciones de mortalidad variables*. CELADE, Serie D. No. 1034.
- (4) Este tema fue tratado por Brass en un Seminario organizado por el CELADE en Santiago en julio de 1982.
- (5) Brass, W. y Bamgboye, E. A.; *The Time Location of Reports of Survivorship: Estimates for Maternal and Paternal Orphanhood and the Ever-Widowed*. (Inédito).
- (6) CELADE; *Análisis de la fecundidad, la mortalidad y la emigración internacional a partir de información recogida en la Encuesta Demográfica Nacional de 1980 (EDEN II)*. Agosto de 1981. (Inédito).
- (7) Hill, K.; *Encuesta Demográfica Nacional de Honduras. Análisis de Preguntas Retrospectivas. Fascículo VII*. Dirección General de Estadística y Censos de Honduras y CELADE. Serie A No. 129. Abril de 1976.
- (8) Jaspers, D.; *Encuesta Demográfica Nacional de Nicaragua. Análisis de las preguntas retrospectivas*. INEC-Nicaragua y CELADE. San José 1982. (Inédito).
- (9) Coale, A. y Demeny, P.; *Regional Model Life Tables and Stable Populations*. Princeton, 1966. En los casos en que las estimaciones superaban el "nivel" 24 se recurrió a la nueva versión de esta publicación (Academic Press 1983).
- (10) Instituto Nacional de Estadística; *Encuesta Demográfica Nacional del Perú. Elaboración de datos y presentación de tabulaciones básicas. Fascículo No. 6*. Lima-Perú, Noviembre de 1978.

## NUEVAS METODOLOGIAS PARA EVALUAR Y AJUSTAR DATOS DEMOGRAFICOS\*

*José M. Pujol*  
(CELADE)

### RESUMEN

En este trabajo se exponen brevemente tres métodos que se han propuesto recientemente para evaluación de datos y para la estimación de parámetros demográficos.

El primero de estos métodos, cuyo objetivo es la medición de la mortalidad intercensal, ha sido elaborado por Bennett y Horiuchi.

La segunda metodología hace referencia al cálculo del momento en el tiempo al que corresponden las estimaciones indirectas de mortalidad adulta mediante preguntas respecto a la sobrevivencia de las madres de los entrevistados.

Finalmente, se analiza una metodología en etapa de experimentación, cuya finalidad es el estudio de la mortalidad en la niñez a partir de los resultados arrojados por una pregunta respecto a la sobrevivencia del hijo precedente.

<MEDICION DE LA MORTALIDAD> <ESTIMACIONES INTER-  
CENSALES> <SUPERVIVENCIA DEL HIJO>

---

\* Documento presentado a la Conferencia General de Población de la Unión Internacional para el Estudio Científico de la Población, Florencia, 5 a 12 de Junio de 1985.

# NEW METHODOLOGIES FOR EVALUATION AND ADJUSTMENT OF DEMOGRAPHIC DATA

## SUMMARY

In this paper three methods in a summarized way have been exposed, which have been recently proposed for estimation and evaluation of demographic data.

The first of these methods has been developed by Bennett and Horiuchi and its goal is to estimate the intercensal mortality.

The second methodology is referred to timing of mortality estimate, coming from research where the mother orphanhood has been inquired about.

Finally a procedure is here analyzed, right now on an experimental stage, whose goal is childhood mortality study through questioning about previous child survival.

*<MORTALITY MEASUREMENT> <INTERCENSAL ESTI-  
MATES> <CHILD SURVIVAL>*

## I. INTRODUCCION

El principal propósito de este artículo es presentar algunas nuevas metodologías que se han desarrollado en los últimos años destinadas al ajuste o estimación de datos demográficos; cuando sea posible, esto será ilustrado con algunas aplicaciones, indicando sus características y posibles ventajas y desventajas. No se pretende aquí hacer un análisis, o una discusión teórica, de estos métodos; sin embargo, se tratará de mostrar su posible uso cuando ellos se apliquen a países latinoamericanos.

Los métodos indirectos para estimación de variables demográficas son útiles y valiosos para evaluar, en algunos casos —y ajustar en otros— la información disponible en países con estadísticas defectuosas. Es así que estas tres tareas —evaluación, ajuste y estimación— en muchos casos se combinan en una operación.

En este trabajo sólo tres metodologías serán discutidas: aquellas que CELADE ha estado utilizando. Han sido escogidas porque son atractivas y prometedoras, al menos desde el punto de vista teórico, y además es posible compararlas con algunas otras técnicas que se han venido aplicando hasta ahora.

El primer procedimiento que se examina es el propuesto por Bennett y Horiuchi, para estimar el grado de cabalidad de las muertes en una población cerrada; el segundo tiene que ver con la determinación de la fecha que corresponde a algunas estimaciones indirectas de mortalidad y, finalmente, una técnica que CELADE ha estado ensayando últimamente y que permite estimar la mortalidad en la niñez.

Los métodos propuestos por Bennett, Horiuchi y otros, sólo muy recientemente han sido examinados en CELADE en detalle y aún no se han hecho aplicaciones a un número considerable de casos. La gran ventaja de ellos reside en que se basan en una extensión de la teoría de las poblaciones estables. A fines de 1984 se realizó un seminario en CELADE, al cual asistieron Ansley Coale, Paul Demeny, Ken Hill y William Brass, en el cual se hicieron aplicaciones prácticas y teóricas de estos métodos y especialmente se presentaron aplicaciones a países latinoamericanos.

Un procedimiento que se ha estado aplicando hace largo tiempo es el que se refiere a la estimación indirecta de la mortalidad a partir de preguntas retrospectivas que se hacen en censos o en encuestas.

Un problema, sin embargo, era la ubicación en el tiempo de estas estimaciones. Por ejemplo, las estimaciones de mortalidad derivadas de la proporción de hijos sobrevivientes, orfandad materna y otras, se ubicaban en una fecha única, sin tomar en consideración la edad de los respondentes, la cual debería, evidentemente, ser tomada en cuenta para la determinación de la fecha a la cual corresponden esas estimaciones. Feeney (1977) y otros, trabajaron en procedimientos para ubicar las estimaciones de mortalidad en el tiempo de acuerdo a la información proporcionada y la edad de los respondentes. Esto permite el estudio de las tendencias de la mortalidad a través del tiempo.

Aparte de la determinación teórica de las fechas a que deben asignarse las estimaciones indirectas de mortalidad, CELADE ha experimentado recientemente con la determinación, de manera empírica, de dicha fecha, agregando en algunos trabajos de campo —censos pilotos y encuestas— preguntas referentes a la fecha de la muerte de la madre, en el caso de la orfandad materna.

Los resultados de la comparación entre estas estimaciones empíricas y las teóricas son interesantes y prometedoras.

Finalmente, en este documento se hace mención a un procedimiento propuesto por Brass, para la estimación de la mortalidad en la niñez a partir de la información requerida a las mujeres que asisten a un centro hospitalario para dar a luz a un hijo, respecto a la sobrevivencia del hijo inmediatamente anterior al que corresponde al parto actual.

Esta experiencia se ha aplicado en localidades de algunos países latinoamericanos, sin pretender —al menos por ahora— su aplicación a un nivel nacional. Desde el momento que esta investigación está dirigida a las mujeres que asisten a un centro de salud pública, es poco probable que ellas sean representativas del total de la región o localidad investigada.

Sin embargo, este tipo de estudios podría ser de interés para investigar la mortalidad en la niñez de algunos grupos específicos de población o de algún servicio de salud público. Hasta ahora, sólo muy pocos resultados están disponibles, pero se incluyen teniendo en cuenta su posible futura importancia.

Es de hacer notar que estas breves notas se refieren solamente a algunos de los nuevos métodos que han surgido últimamente, y espe-

cialmente a aquellos que se han analizado con más cuidado en CELADE. No es el propósito de este trabajo analizar otros procedimientos ampliamente conocidos y que ya han probado su eficiencia.

## II. METODO PARA ESTIMAR LA CABALIDAD EN EL REGISTRO DE LAS MUERTES

En general, los países en vías de desarrollo presentan el problema del subregistro de las defunciones, lo que impide calcular la mortalidad de manera directa.

Brass, Preston y otros, han desarrollado en los últimos años métodos que permiten evaluar y ajustar la información proveniente del registro de defunciones a partir de información que proviene de censos de población. Esto permite la obtención de tasas ajustadas de mortalidad bastante representativas de la realidad.

Todas estas técnicas están basadas en la teoría de las poblaciones estables y asumen que la cabalidad del registro es constante para todas las edades en consideración, y además que la declaración de la edad tanto de la población censal como la de los difuntos es correcta.

La relación propuesta por Brass (1977), por ejemplo, que ha sido ampliamente utilizada por los demógrafos de CELADE y por otros demógrafos, permite determinar un factor de corrección para hacer consistente la información del censo y del registro. La relación es la siguiente:

$$N(x)/N(x+)=r + f[D(x+)/N(x+)] \quad (1)$$

Donde  $N(x)$  es la población a la edad exacta  $x$ ;  $N(x+)$  es la población que tiene  $x$  años y más;  $D(x+)$  son las defunciones de personas cuyas edades son  $x$  años y más;  $r$  es la tasa de crecimiento de la población total y  $f$  es el factor de corrección relativo de las defunciones con respecto a la población (en el caso de no haber omisión de la población censal es el factor de corrección de las muertes). Con la información de población y defunciones por grupos de edad, se determina, mediante una recta de regresión, tanto la tasa de crecimiento como el factor de corrección.

Preston y otros (1980) han utilizado la siguiente relación a partir del supuesto de estabilidad de población:

$$\hat{N}(x-5) = \hat{N}(x) \text{EXP}(5r) + {}_5D_{x-5} \text{EXP}(2,5r) \quad (2)$$

donde  $\hat{N}(x)$  es la población estimada a la edad exacta  $x$ ;  $r$  es la tasa de crecimiento de la población, y  ${}_5D_{x-5}$  son las defunciones entre las edades  $x-5$  y  $x$ .

Con base en esta relación, Bennett y Horiuchi (1981) han propuesto otra, utilizando tasas de crecimiento por grupos de edad, en vez de la tasa de crecimiento total constante para todas las edades. En esta relación no se requieren supuestos con respecto a la estabilidad de la población:

$$\hat{N}(x-5) = \hat{N}(x) \text{EXP}(5{}_5r_{x-5}) + {}_5D_{x-5} \text{EXP}(2,5{}_5r_{x-5}) \quad (3)$$

En esta relación,  ${}_5r_{x-5}$  representa la tasa de crecimiento de una población con edades entre  $x-5$  y  $x$ . Los valores de  $\hat{N}$  son los valores estimados y el primero de ellos corresponde a  $\hat{N}(0)$ , esto es, el número de nacimientos anuales.

El último valor que corresponde a un intervalo abierto se expresa mediante la siguiente relación:

$$\hat{N}(x) = D(x+) [ \text{EXP } r(x+) e_x^0 ] - [ (r(x+) e_x^0)^2 / 6 ] \quad (4)$$

donde  $e_x^0$  es la esperanza de vida a la edad  $x$ .

Posteriormente, Bennett y Horiuchi (1984) introdujeron un ajuste a la relación (3) mencionada anteriormente para ser aplicada a los mayores de 60 años. Esta corrección depende de la tasa de crecimiento  ${}_5r_x$  y de la tasa de mortalidad  ${}_5M_x$ :

$$\hat{N}(x-5) = \hat{N}(x) \text{EXP}(5{}_5r_{x-5}) + {}_5\gamma_{x-5} {}_5D_{x-5} \text{EXP}(2,5{}_5r_{x-5}) \quad (5)$$

donde:  ${}_5\gamma_{x-5} = 1 - 2,26{}_5r_{x-5} - {}_5M_{x-5} + 0,218{}_5r_{x-5} - 0,826{}_5r_{x-5}^2$

En ese mismo trabajo se proponen algunos criterios para estimar la esperanza de vida a la edad  $x$  mediante el uso de las tablas-modelo de mortalidad de Coale y Demeny.

Estas relaciones se pueden utilizar de manera iterativa, ya sea a partir de la edad 0, en cuyo caso es necesario disponer de información acerca de nacimientos, o a partir de la edad más avanzada, para lo cual es necesario estimar la esperanza de vida a dicha edad.

Cuadro 1

## APLICACION DEL METODO DE BENNETT-HORIUCHI A ECUADOR

Edad	Censo 1	Censo 2	$s^r_x$	Muertes	$\hat{N}(X)$	${}_s\hat{N}_x$	${}_s\bar{N}_x$	$\hat{N}_x/{}_s\bar{N}_x$
0- 4	516 123	595 944	0,0170	12 565	96 005	430 362	554 646	0,7759
5- 9	485 265	547 588	0,0143	862	76 140	365 485	515 522	0,7090
10-14	430 397	510 461	0,0201	474	70 054	332 398	468 770	0,7091
15-19	353 781	440 255	0,0258	599	62 905	294 088	394 708	0,7451
20-24	295 702	394 682	0,0341	644	54 730	250 722	341 684	0,7338
25-29	225 738	316 908	0,0401	580	45 559	205 790	267 520	0,7693
30-34	180 190	252 622	0,0399	550	36 757	165 920	213 397	0,7775
35-39	164 258	204 310	0,0258	605	29 611	137 678	183 216	0,7515
40-44	139 074	168 940	0,0230	637	25 460	118 882	153 299	0,7755
45-49	109 861	137 524	0,0265	635	22 093	102 125	122 933	0,8307
50-54	93 853	123 335	0,0323	675	18 757	85 235	107 606	0,7921
55-59	66 563	86 602	0,0311	679	15 337	69 592	75 936	0,9165
60+	202 492	251 076	0,0254	8 197	12 500			

En el cuadro 1 se presenta una aplicación de este método a la población femenina de Ecuador para el período 1974-1982. En Ecuador se ha levantado un censo en junio de 1974 y otro en noviembre de 1982; los valores de la población enumerada en estos censos están en las dos primeras columnas; en la tercera columna se ha calculado la tasa de crecimiento intercensal por grupos de edad y en la cuarta se presentan las defunciones registradas durante el período intercensal considerado.

A continuación, en la quinta columna, se presenta la aplicación de las relaciones (3) y (4). Se estimó, en primer lugar,  $\hat{N}(60)$ , lo que implicó la estimación previa de  $e_{60}^0$ ; luego, en forma iterativa, se determinaron los restantes valores de  $\hat{N}(x)$ ; la población  ${}_s\hat{N}_x$  fue calculada por integración, usando el método de trapecios;  ${}_s\bar{N}_x$  es una interpolación (o promedio) de tipo exponencial de la población censal entre los censos de 1974 y 1982.

Finalmente, en la última columna, se presenta el cociente entre la población estimada y la población censal determinada para el punto medio del intervalo intercensal. Los resultados, si se acepta la validez del método, muestran el diferencial derivado de la calidad de la información; los cocientes inferiores a uno estarían indicando que las defunciones tienen mayor omisión que la población. En el cuadro 1 se puede observar que los valores más bajos están entre los 5 y 15 años de edad, lo que tiene relación, posiblemente, con la mayor cabalidad que muestran los censos de población para esas edades. Por otra parte, se observa un valor muy cercano a la unidad para los menores de 5 años. Esto es una consecuencia de la omisión que se observa generalmente en los censos de población levantados en la región para la población de esas edades.

La principal diferencia de este método con la Growth Balance Equation de Brass es que aquí no hay supuestos de estabilidad de población; además, es posible determinar la cabalidad relativa para cada grupo de edad.

Debe destacarse el hecho que, en el ejercicio realizado, se ha supuesto que no existe migración internacional, lo que posiblemente no corresponda a la realidad. Por otra parte, se hace un supuesto con respecto a la esperanza de vida a los 60 años, que este caso se obtuvo utilizando tablas de mortalidad estimadas con anterioridad.

Se hizo también la aplicación del método de Brass alrededor de 1974 y 1982. En ambos casos se obtuvieron factores de corrección

cercanos a 1,10. De acuerdo a esto, las defunciones registradas tendrían una omisión de 10 por ciento con respecto a los valores censales.

Los valores obtenidos con esta nueva metodología muestran una mayor omisión relativa de los registros que la estimación hecha con el método de Brass, el cual hasta ahora ha mostrado ser muy robusto, incluso en su aplicación en países que cuentan con importante migración internacional. En CELADE se han hecho aplicaciones del método de Bennett-Horiuchi a poblaciones ajustadas previamente (proyecciones de población), obteniéndose resultados satisfactorios. Pero, se ha observado que los resultados obtenidos están afectados por la manera de aplicar el método; por ejemplo:

a) la manera de determinar la población a una edad exacta cuando se trabaja con diferentes edades iniciales del intervalo abierto; esto está relacionado con la forma de determinar la esperanza de vida a esa edad

b) la forma de calcular la población en el punto medio del período

c) la forma de calcular la integral de  $\hat{N}(x)$  para obtener la población por grupos quinquenales de edad.

Preston y Coale (1982), hicieron una extensión de estas ideas, usando una relación similar a la desarrollada por Bennett y Horiuchi.

$$\hat{N}(x) = \hat{N}(0) \text{EXP}[-\int_0^x r(x) dx - \int_0^x e(x) dx] p(x) \quad (6)$$

En esta relación, en vez de trabajar con defunciones, se utilizan las probabilidades de vivir desde la edad 0 hasta la edad  $x$ . A la tasa de crecimiento  $r(x)$  se le agrega la tasa de migración  $e(x)$ .

De acuerdo a esta relación se puede estimar la población por grupos de edad, si se dispone de las tasas de crecimiento y de las tasas de migración (o sólo de las tasas de crecimiento si se trata de una población cerrada), además de las probabilidades de vivir obtenidas de una tabla de vida y de un punto de partida que puede ser, como antes, los nacimientos.

De igual forma, la relación (3) puede ser aplicada utilizando la suma de los migrantes y defunciones en vez de sólo los difuntos.

Otras posibles aplicaciones de esta relación podrían ser la estimación de la migración en un período intercensal o la determinación de la omisión diferencial entre dos censos de población. Los autores señalan estas posibilidades, agregando que estas aplicaciones aún están tomando forma recientemente.

Se deben observar los siguientes supuestos básicos al utilizar estas relaciones:

—Por una parte, ellas tienen la ventaja de no requerir hipótesis de estabilidad de la población.

—Por otra parte, para algunas aplicaciones se supone que ambos censos tienen la misma omisión.

—En otros casos se supone que la población es cerrada a la migración.

—Un supuesto muy importante es que, en ambos censos, el patrón de la omisión censal por grupos de edad es muy similar, o sea que si la omisión total es la misma para los dos censos, las tasas de crecimiento por grupos de edad no se ven distorsionadas.

El no cumplimiento de estas hipótesis puede ser uno de los principales problemas en el uso de estos métodos. En el caso mencionado antes (Ecuador), por ejemplo, se ha supuesto que no hay migración internacional simplemente porque no hay evidencias claras de su existencia, pero sospechamos que ella existe; también es cierto que, de acuerdo a nuestros análisis, la omisión varía generalmente —bastante a veces— entre dos censos consecutivos. No tenemos, por ahora, base suficiente para suponer que la omisión por edad varía de un censo a otro, y más bien creemos que los patrones de omisión por edad no varían mayormente en un país, de un censo a otro; incluso pensamos que los errores sistemáticos que tienen los censos por grupos de edad son similares de un país a otro.

En todo caso, debe hacerse un examen exhaustivo para examinar de qué manera afecta a los resultados proporcionados por el método el no cumplimiento de cada uno de los supuestos básicos.

### III. LA UBICACION EN EL TIEMPO DE LAS ESTIMACIONES DE MORTALIDAD

En los países en vías de desarrollo, en especial en aquellos con deficientes estadísticas vitales de mortalidad, se han incluido, por lo general, preguntas retrospectivas destinadas a la investigación de la mortalidad en los censos y encuestas levantados alrededor de 1970. Estas preguntas se refieren a la sobrevivencia de ciertos parientes, como hijos, padres, esposos, etc. Este tipo de información puede ser transformada en medidas tradicionales de mortalidad.

Algunos demógrafos, como Feeney (1977) y otros, han trabajado en la última década en la ubicación en el tiempo de estas estimaciones de mortalidad. CELADE ha contribuido también en este campo, desarrollando procedimientos empíricos para localizar en el tiempo estas estimaciones de mortalidad, agregando, en algunos censos pilotos y encuestas, algunas preguntas destinadas a averiguar el año de fallecimiento de la persona que es reportada como fallecida.

La ubicación en el tiempo de las estimaciones de mortalidad ha permitido el análisis de tendencias a partir de la información que proviene sólo de una fuente. Si esta información está disponible en más de una fuente, es posible ampliar los análisis agregando otra serie de estimaciones para determinar la comparabilidad de estas fuentes, en términos de la calidad de los datos básicos, ya que las series de estimaciones pueden llegar a superponerse dependiendo del intervalo de tiempo entre las investigaciones.

Las estimaciones de mortalidad —y la fecha a la cual están referidas estas estimaciones— pueden realizarse para diferentes parientes. Aquí nos remitiremos a los indicadores de mortalidad calculados a partir de la información de orfandad materna.

Se han desarrollado diferentes técnicas para determinar la mortalidad femenina a partir de la información proporcionada por los informantes respecto a la sobrevivencia de la madre; Brass (1974), ha sido el pionero de estas ideas. En el Manual X de Naciones Unidas (1983) se han propuesto las siguientes ecuaciones de regresión:

$$I(25+N)/I(25) = a(N)+b(N)M+c(N)S(N-5, 5) \quad (7)$$

donde:

$I(25)$  y  $I(25+N)$  son los sobrevivientes a la edad exacta 25 y 25+N, respectivamente;

$N$  es la edad exacta correspondiente al límite superior del intervalo quinquenal de edades de las personas que dan la información;

$a(N)$ ,  $b(N)$ ,  $c(N)$  son coeficientes de regresión;

$M$  es la edad media de las madres al tener sus hijos;

$S(N-5, 5)$  es la proporción de personas que tienen su madre viva dentro del grupo quinquenal con edades entre  $N-5$  y  $N$ .

Con respecto a la manera de estimar la fecha a la que corresponden las estimaciones de mortalidad, también hay diferentes procedimientos. Hemos adoptado la relación propuesta por Brass y Bamgboye (1981):

$$T(N) = (N-2, 5) [1-u(N)]/2 \quad (8)$$

donde:

$$u(N) = 0,3333 \ln S(N-5, 5) + Z(M+N-2, 5) + 0,0037(27-M)$$

En esta ecuación,  $T(N)$  es el número de años previos a la encuesta o censo, correspondiente a la estimación de mortalidad, y  $Z(x)$  es un valor obtenido de una tabla.

CELADE ha propuesto incluir, en las encuestas o censos experimentales en donde se haya incluido la pregunta sobre orfandad de madre, una pregunta adicional en el caso de fallecimiento de la madre, para averiguar la fecha de la muerte.

Una gran ventaja que presenta la recolección de la información de la fecha de fallecimiento, es que se puede, mediante un estudio de cohorte, determinar para 5, 10 ó más años hacia atrás, la proporción de personas que tenían su madre muerta; por ejemplo, la población del grupo de edad 30-34, que tenía cinco años antes 25-29 años, y la proporción de ellos que tenía su madre muerta, se determina restando aquellas personas cuya madre falleció en los últimos cinco años. Esto permite hacer estimaciones como si se dispusiera de dos o más fuentes diferentes, separadas una de la otra por cinco años, de acuerdo al ejemplo.

Los resultados obtenidos, permiten concluir que las estimaciones empíricas son confiables y coherentes. El problema que se ha observado en relación con las estimaciones teóricas del tiempo en las

edades avanzadas, es que para estas edades las estimaciones tienden a estar poco distanciadas, lo que hace que la curva de tendencia de la mortalidad en el tiempo tome la forma de U.

Por otra parte, parece bastante útil la posibilidad de retroceder en el tiempo con la cohorte; esto hace posible duplicar el período para el cual es posible analizar la tendencia de la mortalidad en el tiempo.

También parece ventajoso el hecho de poder superponer en el tiempo las estimaciones de la mortalidad, ya que permite sacar algunas conclusiones respecto a la información utilizada.

Un aspecto negativo al retroceder en la cohorte, es que cada vez se dispone de un número menor de casos, por el hecho de reemplazar cohortes jóvenes por otras viejas.

En cualquier caso, nos parece extremadamente útil el obtener de manera empírica la fecha de la defunción (en este caso, la de la madre) ya que este tipo de investigación nos dará nuevos antecedentes acerca de la bondad de las estimaciones teóricas, y además porque permite el análisis retrospectivo. Podría ser de gran interés ampliar estas experiencias a estudios que abarquen la fecha de la defunción, tanto de la orfandad paterna como de la viudez.

#### IV. ESTIMACION DE LA MORTALIDAD EN LA NIÑEZ A PARTIR DE INFORMACION SOBRE EL NACIMIENTO PREVIO

Una información sobre la que siempre hay gran interés en los países en vías de desarrollo, aunque sea obtenida de una manera burda, es la referente a la magnitud de la mortalidad en la niñez, en especial la mortalidad infantil. Para los países que no disponen de buenas estadísticas de mortalidad se han desarrollado métodos indirectos de estimación de la mortalidad a partir de la información proporcionada por preguntas retrospectivas.

Recientemente en CELADE, de acuerdo a ideas básicas propuestas por Brass, se ha comenzado a ensayar un procedimiento simple, en el cual se solicita información acerca de la sobrevivencia del hijo anterior a aquellas mujeres que concurren a un centro hospitalario a dar a luz a un hijo. Por ahora, se han analizado algunas experiencias en Paraguay, Honduras (1984) y Bolivia (1984) y, de acuerdo a los

análisis, los resultados obtenidos aparecen bastante razonables y prometedores.

La recolección de esta información podría ser simple y económica, desde el momento en que se puede utilizar la infraestructura hospitalaria. Estas preguntas permiten obtener medidas de mortalidad para el intervalo entre el nacimiento anterior y la fecha de nacimiento del recién nacido (fecha de la entrevista). Esto corresponde a un período de tiempo bastante reciente; se ha encontrado que el intervalo medio entre dos nacimientos, en países con alta fecundidad, es de alrededor de 30 meses. Las preguntas que se formulan a cada mujer son muy simples:

a) ¿Ha tenido algún hijo anteriormente?

b) Si la respuesta es afirmativa: ¿Está vivo el hijo tenido inmediatamente anterior al actual?

Se puede obtener una medida de mortalidad en la niñez, es decir, desde el nacimiento hasta los primeros 30 meses de vida, dividiendo el número de hijos informados como muertos entre el número de nacimientos previos correspondientes; esto es, el total de hijos tenidos inmediatamente anteriores al nacimiento actual, ya sea que ellos estén vivos o que hayan fallecido. Esta medida se aproxima a la probabilidad de morir en los primeros 30 meses de vida.

CELADE ha diseñado algunos cuestionarios muy simples, como los descritos anteriormente, y también otros que incluyen preguntas adicionales. En estos últimos se agregan preguntas para investigar el status socioeconómico del grupo de mujeres entrevistadas, lo cual permite el estudio de la mortalidad en la niñez, diferenciada según factores demográficos y socioeconómicos: edad, nivel de instrucción, etc.

Si se dispone de la fecha del nacimiento previo y de la fecha del nacimiento actual (o, al menos, de la fecha de la entrevista), se conoce el intervalo entre ambos nacimientos. En las experiencias que se han efectuado hasta ahora, se ha encontrado que este intervalo es muy cercano a los tres años.

Si se ha recogido información sobre las fechas de nacimiento y de la muerte del hijo previo, se puede calcular la probabilidad de morir entre el nacimiento y una edad  $x$ , dividiendo las defunciones de los menores de  $x$  años por el número correspondiente de nacimientos.

De este modo, es posible calcular la mortalidad infantil; además, se pueden calcular tasas centrales de mortalidad entre las edades  $x$  y  $x+n$ : los numeradores de estas tasas son las defunciones de niños con edades entre  $x$  y  $x+n$ , los denominadores son los años-persona vividos entre esas edades.

Debe recordarse siempre, al aplicar este método, que las mujeres que se seleccionan son aquellas que tienen la posibilidad de asistir a un centro hospitalario para dar a luz a un niño. Para poder generalizar las medidas de mortalidad se deben examinar los efectos de esta selección, comparando las características de la población encuestada con las de la población de la ciudad o división administrativa donde está localizado el centro de salud. En las experiencias realizadas hasta ahora, se ha encontrado que la distribución por edades de las mujeres encuestadas, al ser comparada con la población femenina total en edad fértil, presenta mayor incidencia en el grupo de edad 20-24 años. La información disponible muestra también que el porcentaje de mujeres entrevistadas que registran primeros nacimientos (son aquellas mujeres que no tienen nacimientos previos) es mucho más alto que el correspondiente de la población total. Todo esto no debe sorprender, ya que las mujeres que están expuestas a un mayor riesgo están también más propensas a solicitar atención médica que el resto.

Se puede suponer que la población femenina que acude a los recintos hospitalarios no tiene iguales características que la población femenina del universo considerado. A pesar de esto, si es posible establecer las características demográficas y socioeconómicas de estas mujeres entrevistadas, a partir de los datos estadísticos recolectados en el centro médico (ya sea de la información que se solicita habitualmente en dicho centro o de la que proviene de preguntas adicionales introducidas al cuestionario) sería posible atribuir las estimaciones de mortalidad a una población de características similares dentro de la población total, lo que daría mayor utilidad a la metodología.

Otro aspecto que se debe tomar en consideración es el sesgo que se introduce en la estimación de la mortalidad, ya que la información se refiere a un orden de nacimiento que es menor que el de la población total, debido a que este método no registra información con respecto al último hijo nacido vivo. Similarmente, las mujeres que tienen su primer hijo no proporcionan información.

Es importante destacar también que las características de las mujeres investigadas dependen, en gran medida, del tipo de estable-

cimiento hospitalario; por ejemplo, hay algunos establecimientos hospitalarios a los que se envía deliberadamente a las mujeres que presentan un alto riesgo (basado en la información de partos anteriores). Hay también una fuerte correlación entre el tipo de establecimiento y las características socioeconómicas de las mujeres atendidas.

Es alentador que los resultados obtenidos parecen ser consistentes con estimaciones alternativas hechas para la división administrativa correspondiente. Esta metodología es esperanzadora por el bajo costo que ella implica y porque las estimaciones parecen ser razonables.

Sin embargo, se han detectado algunos problemas en la recolección de la información, especialmente cuando no hay una adecuada supervisión. El completar estos cuestionarios representa, por lo general, un trabajo extra para el personal encargado de ello, habitualmente enfermeras o personal estadístico del hospital, el cual no recibe por ello algún tipo de pago extra. A pesar de lo prometedor que aparece la metodología, hay que ser precavido, ya que las experiencias realizadas no han cubierto muchos casos, 5 500 en Honduras y sólo 600 en Bolivia (en este caso, únicamente se dispone de información parcial).

Finalmente, debe mencionarse que a pesar de las limitaciones de este método para medir la mortalidad de la niñez a nivel nacional, pensamos que puede ser un instrumento eficiente para medir esta mortalidad en un subgrupo poblacional específico; las pruebas de campo realizadas hasta ahora son auspiciosas.

#### REFERENCIAS BIBLIOGRAFICAS

- BENNETT, N. and HORIUCHI, S., 1981, Estimating the completeness of death registration in a closed population, *Population Index*, Vol. 47, No. 2.
- BENNETT, N. and HORIUCHI, S., 1984, Mortality estimation from registered deaths in less developed countries, *Demography* Vol. 21 No. 2.
- BRASS, W., 1977, *Cuatro Lecciones de William Brass*, CELADE, — Santiago

- BRASS, W., 1974, *Métodos para estimar la fecundidad y la mortalidad en poblaciones con datos limitados*, CELADE, Santiago.
- BRASS, W. and BAMGBOYE, E., 1981. The Time Location of Reports of Survivorship. Estimates for Maternal and Paternal Orphanhood and the Ever-Widowed, London School of Hygiene and Tropical Medicine, London. CELADE, 1984, *Ensayo de un procedimiento para estimar la mortalidad en la niñez a partir de información sobre el nacimiento anterior. El caso de Honduras* (en prensa).
- CELADE, 1984, *Ensayo de un procedimiento para estimar la mortalidad en la niñez a partir de información sobre el nacimiento anterior. El caso de Bolivia* (en prensa).
- CHACKIEL, J. y ORELLANA, H., 1984. *Adult Female Mortality Trends from Retrospective Questions about Maternal Orphanhood included in Censuses and Surveys*, IUSSP.
- FEENEY, G., 1977, *Estimación de tasas de mortalidad infantil a partir de información de sobrevivencia de hijos clasificados por edad de la madre*, CELADE, Santiago.
- PRESTON, S., COALE, A., TRUSSELL, J. and WEINSTEIN, M., 1980, Estimating the completeness of reporting of adult deaths in population that are approximately stable, *Population Index*, Vol. 46 No. 2.
- PRESTON, S., 1983, An integrated system for demographic estimation from two censuses, *Demography* vol. 20.
- UNITED NATIONS, 1983, *Manual X. Indirect Techniques for Demographic Estimation*. UNITED NATIONS, New York.

ALGUNOS PROBLEMAS QUE SE PRESENTAN EN LA  
SELECCION DEL MODELO DE MORTALIDAD MAS  
APROPIADO PARA LA ESTIMACION INDIRECTA DE LA  
MORTALIDAD INFANTIL\*

*José Miguel Guzmán*  
(CELADE)

RESUMEN

En este trabajo se analizan algunos de los problemas presentados al derivar estimaciones de mortalidad infantil de las probabilidades de muerte obtenidas mediante la aplicación de la técnica de Coale-Trussell a la proporción de hijos fallecidos según edad de la madre, derivada de datos de censos o encuestas. Estos problemas se explican por la necesidad de aceptar un modelo de mortalidad por edad.

Se señalan algunos criterios para la selección del modelo más apropiado mediante el uso de información de Estadísticas Vitales y encuestas y, finalmente, se plantea que una alternativa para estudiar la tendencia de la mortalidad en la niñez es la selección de un indicador menos afectado por la estructura de la mortalidad por edad, como:  $q(2)$ ,  $q(3)$  ó  $q(5)$ .

<MORTALIDAD INFANTIL> <MEDICION DE LA MORTALIDAD>  
<TENDENCIA DE LA MORTALIDAD> <NACIDO VIVO>  
<HIJO SUPERVIVIENTE> <EDAD DE LA MADRE>

---

\* Documento presentado a la sesión informal I.8 de la Conferencia General de Población de la Unión Internacional para El Estudio Científico de la Población, Florencia, 5 a 12 de junio de 1985.

# INFANT MORTALITY TRENDS FROM RETROSPECTIVE INFORMATION: PROBLEMS IN THE SELECTION OF MORTALITY MODELS

## SUMMARY

This paper analyzes the problems that arise when infant mortality estimates are derived through the probabilities of dying obtained from the application of the Coale-Trussell technique to the proportion of children deceased according to age of mother derived from census or survey data. These problems arise because this operation requires the acceptance of a mortality model by age.

The paper points out to some criteria for the selection of the model through the use of information from Vital Statistics and surveys. Finally, it is stated that an alternative for the study of infant mortality trends is the selection of an indicator less affected by the mortality structure by age, such as  $q(2)$ ,  $q(3)$  or  $q(5)$ .

<INFANT MORTALITY> <MORTALITY MEASUREMENT>  
<MORTALITY TREND> <LIVE-BORN> <SURVIVING CHILD>  
<MATERNAL AGE>

## I. INTRODUCCION

Representar la mortalidad de un país o región a través de un modelo que refleje el comportamiento de la mortalidad por edad, especialmente en las primeras edades, es una labor en la cual siempre hay una gran probabilidad de error. Esto se debe a las peculiaridades que suele asumir este comportamiento en los diversos países, lo que está relacionado con un conjunto de factores, entre los que pueden mencionarse: la estructura por edad de las causas de muerte, el tipo de atención médica (preventiva o curativa) del niño y el énfasis que ésta pueda tener en determinadas edades, las pautas culturales respecto a la prevención y al tratamiento de las enfermedades en las diferentes edades, etc. Pero también este comportamiento cambia en el tiempo, debido a la forma específica en que se dan los cambios de la mortalidad: en qué edades ésta baja más lenta o más rápidamente.

A pesar de lo anterior, en muchos países se tiene que trabajar con modelos, de alguna u otra forma, ya que es la única alternativa para llegar a estimaciones de mortalidad. Justamente, el objetivo de este trabajo es analizar los problemas que se presentan en la elección del modelo de mortalidad más apropiado para la estimación de la tendencia de la mortalidad en los primeros años de vida, específicamente de la mortalidad infantil a partir de las probabilidades de muerte ( ${}_xq_0$ ) derivadas de la aplicación del método de Brass (variante Coale-Trussell) a la información sobre hijos nacidos vivos y sobrevivientes declarados por las mujeres en un censo o encuesta. Como se sabe, este método permite transformar la proporción de niños fallecidos respecto al total de hijos nacidos vivos, según edad de la madre, en probabilidades de muerte entre el nacimiento y ciertas edades ( ${}_xq_0$ ).

En este documento se trata de evaluar la factibilidad de estudiar la tendencia de la mortalidad infantil a partir de los resultados que proporcionan estos métodos. Se señalan algunos criterios básicos que pueden ayudar a la selección del modelo de mortalidad. Finalmente, se brindan algunas alternativas en cuanto a la selección del parámetro de la mortalidad menos afectado por las discrepancias entre los patrones de mortalidad por edad del país y del modelo elegido. Es un trabajo básicamente de tipo empírico y se basa en aplicaciones efectuadas en dos países: uno con alta y otro con baja mortalidad.

## II. BREVE DESCRIPCION DEL METODO

Una de las técnicas que ha sido más usada para la estimación indirecta de la mortalidad es la desarrollada originalmente por Brass (Brass, W., 1974), mediante la cual es posible llegar a estimaciones de la mortalidad infantil y juvenil basándose en preguntas muy simples incluidas en censos y encuestas sobre el número de hijos nacidos vivos y de hijos fallecidos tenidos por las mujeres de 15-49 años, clasificados por grupos quinquenales de edad. A partir de esta técnica se llega a la estimación de las probabilidades de muerte entre el nacimiento y las edades 1, 2, 3, 5, 10, 15 y 20. Estas se obtienen mediante la relación:

$${}_xq_0 = K(i) D(i)$$

siendo  $i$  el grupo de edad de la madre;  $D(i)$  la proporción de fallecidos según grupos de edades y  $K(i)$  un factor que permite transformar la proporción de fallecidos por grupos de edades de las madres en las probabilidades de muerte ( ${}_xq_0$ ) arriba especificadas.

Partiendo de los últimos principios, se han desarrollado algunas variantes al método original de Brass, que se diferencian básicamente del método original por considerar una más amplia gama de situaciones modelo (creadas con un mayor conjunto de modelos de fecundidad y mortalidad) (Trussell, J., 1975; Sullivan, J., 1972), o por agregar nuevos datos, tales como la distribución por edad de los hijos sobrevivientes (Preston, S., Palloni, A. 1980). En cualquier caso, el principio es el mismo: se trata de convertir la proporción de hijos fallecidos según la edad de la madre en probabilidades de muerte entre el nacimiento y la edad  $x$  mediante factores multiplicadores  $K(i)$ . La variante de Coale-Trussell, (United Nations, 1983) —que será la que usaremos en este documento— fue desarrollada partiendo de los modelos de fecundidad de Coale-Trussell (Coale, A y Trussell, J., 1974), y las cuatro familias de tablas modelo de mortalidad de Coale y Demeny (Coale, A. y Demeny, P., 1983). Se ha encontrado que no hay mucha diferencia en las estimaciones de las probabilidades de muerte ( ${}_xq_0$ ) según las diferentes variantes del método.

Feeney (Feeney, F., 1977) fue el primero en plantear la estimación del momento ( $T$ ) al que está referida cada estimación de  ${}_xq_0$ . Posteriormente, basándose en los hallazgos de Feeney, Coale y Trussell desarrollaron un conjunto de ecuaciones de regresión para cada una de las cuatro familias de Coale-Demeny que permiten también la estimación de  $T$ . (Coale, A. y Trussell J., 1977).

Se presenta un problema de tipo práctico cuando se desea trabajar con estas estimaciones. Cada  ${}_xq_0$  estimada se refiere a un momento distinto en el tiempo, y por lo tanto no es posible construir a partir de éstos una tabla de mortalidad en los primeros 20 años de vida para un momento dado; pero tampoco es posible seguir la tendencia de la mortalidad en el tiempo, por cuanto se trata de probabilidades de muerte distintas.

Se trata, entonces, de obtener una medida comparable en el tiempo, partiendo de las  ${}_xq_0$  estimadas. Para hacer comparable en el tiempo la medida de la mortalidad, Feeney optó por convertir cada probabilidad de muerte en la probabilidad de morir antes del primer año de vida (mortalidad infantil), permitiendo así la descripción de la tendencia de este índice en los últimos 10 a 15 años. En este cálculo está implícito el sistema logito de Brass (Brass, W., 1974) y el uso de la mortalidad por edad de la tabla estándar general del mismo autor (con un  $\alpha = 0$  y un  $\beta = 1$ ).

En posteriores aplicaciones de estos métodos, se han convertido las  ${}_xq_0$  obtenidas en  ${}_1q_0$ , usando para ello el patrón de mortalidad por edad de una de las familias de las tablas de Coale-Demeny. Otra opción para estudiar la tendencia de la mortalidad ha sido, por ejemplo, la transformación de estas probabilidades,  ${}_xq_0$ , en valores  $\alpha$  del sistema logito de Brass, seleccionando para ello una tabla de mortalidad estándar.

### III. LA ESTIMACION DE LAS PROBABILIDADES DE MUERTE ${}_xq_0$

En este trabajo usaremos la técnica desarrollada por Coale y Trussell (United Nations, 1983), que provee una estimación de las probabilidades de muerte en la infancia y la niñez ( ${}_xq_0$ ) para cada una de las familias de las tablas modelo de mortalidad de Coale y Demeny. Nuestro primer objetivo es analizar la medida en que difieren las estimaciones de  ${}_xq_0$  en función del modelo de mortalidad elegido.

Partimos de algunos resultados ya encontrados en relación a este método de estimación. En primer lugar, se ha verificado que este método es bastante robusto ante variaciones importantes en los supuestos implícitos. Así, un cambio moderado en la fecundidad no afecta sensiblemente la estimación de mortalidad derivada de la sobrevivencia de los niños (Hill, K., 1984; Somoza, J., 1980). Al mis-

mo tiempo, no parece haber un efecto importante del modelo de mortalidad implícito en los métodos (Arthur, W.B. y Stoto, M.A., 1983). Tiene un efecto más importante en la calidad de la estimación de  ${}_xq_0$  el no cumplimiento del supuesto de que la mortalidad infantil y juvenil cambia linealmente, lo que parece afectar principalmente las estimaciones provenientes de mujeres de mayor edad (Hill, K., 1984).

En segundo lugar, se ha observado que las estimaciones provenientes de mujeres jóvenes no reflejan bien la mortalidad de los hijos del total de mujeres, por el efecto que tiene la mortalidad diferencial por edad de la madre de los niños. En general, las  ${}_xq_0$  estimadas a partir de la información proporcionada por las mujeres jóvenes, sobrestiman el nivel real de la mortalidad. Por esta razón, y por el hecho que la calidad de la información suele ser pobre, es que suele descartarse la  ${}_1q_0$ , que proviene de mujeres de 15-19 años.

En el cuadro 1 se presentan los resultados de la aplicación de la técnica de Coale-Trussell a los datos de los censos de Honduras -1974 y de Uruguay - 1975. Ambos países, aunque pertenecen a América Latina, tienen niveles de mortalidad distintos y una estructura por edad de la mortalidad que es también bastante diferente. Las probabilidades  ${}_xq_0$  se presentan para cada una de las cuatro familias de Coale-Demeny. Los resultados pueden resumirse en tres puntos:

a) No existen diferencias sustanciales en las probabilidades de muerte estimadas según las diferentes familias de las tablas modelo de Coale-Demeny. Excluyendo la  ${}_1q_0$  que proviene de mujeres de 15-19 años, las diferencias relativas entre los valores extremos no son superiores en ningún caso al 7 por ciento. Debe tenerse presente que este valor representa el "máximo error probable" bajo el supuesto de que las cuatro familias de tablas modelo de Coale-Demeny representan la gama posible de patrones de la mortalidad por edad. Si tomáramos, por ejemplo, el modelo Oeste como el correcto, este "máximo error probable" no superaría en ningún caso el 5 por ciento. Las estimaciones de las  ${}_xq_0$  que más difieren son las que provienen de la familia Norte, que son en general las más bajas.

En el caso de Honduras, el error máximo estaría en decir, por ejemplo, que la  ${}_3q_0$  es de 138 por mil (si se usa la familia Norte) en vez de 147 por mil (según la familia Sur). Para este país, cuyas estadísticas vitales son deficientes, este error máximo sería más que aceptable. En el caso de Uruguay, la diferencia relativa máxima de

**Cuadro 1**  
**RESULTADOS DE LA APLICACION DE LA TECNICA DE COALE-TRUSSELL A LA INFORMACION**  
**DE HIJOS NACIDOS VIVOS E HIJOS SOBREVIVIENTES DE LOS CENSOS DE HONDURAS**  
**DE 1974 Y DE URUGUAY DE 1975**

Grupo de edades	Proporción de fallecidos	Edad	${}_xq_0$ según Familia Coale-Demeny				Diferencia entre valores extremos		
			Oeste	Sur	Norte	Este	Absoluta	Relativa %	
<i>i</i>	$D_i$	<i>x</i>							
a) Honduras, 1974.									
15-19	1	0,11289	1	0,11618	0,10917-	0,11301	0,11815+	0,00898	8,2
20-24	2	0,14244	2	0,14636	0,14559	0,13929-	0,14720+	0,00791	5,7
25-29	3	0,14655	3	0,14500	0,14720+	0,13780-	0,14615	0,00940	6,8
30-34	4	0,17481	5	0,17527	0,17556+	0,17118-	0,17544	0,00638	3,7
35-39	5	0,19089	10	0,19503	0,19768	0,19911+	0,19581	0,00330	2,1
40-44	6	0,22090	15	0,22306-	0,22419	0,22755+	0,22311	0,00449	2,0
45-49	7	0,24318	20	0,24364	0,24376	0,24590+	0,24341-	0,00249	1,0
$P_1/P_2 = 0,181968$		$P_2/P_3 = 0,496160$							
b) Uruguay, 1975.									
15-19	1	0,06300	1	0,06707	0,06338-	0,06781+	0,06546	0,00443	7,0
20-24	2	0,05751	2	0,05990	0,05970	0,06009+	0,05720-	0,00289	5,1
25-29	3	0,05127	3	0,05102	0,05182+	0,05137	0,04861-	0,00321	6,6
30-34	4	0,05289	5	0,05319	0,05388+	0,05321	0,05201-	0,00187	3,6
35-39	5	0,05525	10	0,05655-	0,05730	0,05675	0,05775+	0,00120	2,1
40-44	6	0,05805	15	0,05871	0,05898	0,05870-	0,05989+	0,00119	2,0
45-49	7	0,06432	20	0,06456	0,06456	0,06447-	0,06514+	0,00067	1,0
$P_1/P_2 = 0,164158$		$P_2/P_3 = 0,479403$							

NOTA: Los signos (+) y (-) indican los valores máximos y mínimos respectivamente de las  ${}_xq_0$  para cada grupo de edad.

6,6 por ciento no tiene mucha importancia, en términos absolutos, dadas las bajas probabilidades de muerte en este país.

b) Se observa que, en general, la variabilidad disminuye a medida que avanza la edad  $x$  para los cuales se obtienen las probabilidades de muerte  ${}_xq_0$ . La excepción está en la  ${}_3q_0$ , cuya estimación muestra una mayor variabilidad que la  ${}_2q_0$ . (No hemos encontrado, en las tablas modelo de Coale-Demeny que sustentan estas estimaciones, ninguna razón para este comportamiento). La tendencia de disminución de la variabilidad está relacionada con el hecho que estas probabilidades son acumulativas y por lo tanto, a medida que aumenta la edad  $x$ , se van eliminando las diferencias en los patrones diferentes de la mortalidad por edad de las diferentes familias de tablas modelo. Es importante notar que las estimaciones de  ${}_{10}q_0$ ,  ${}_{15}q_0$  y  ${}_{20}q_0$  presentan, en ambos casos, un margen de variación máxima cercano o inferior al 2 por ciento.

c) Las diferencias relativas entre los valores extremos de  ${}_xq_0$  son bastante parecidas en ambos países; incluso, para los valores de  $x$  de 5 ó más esta variabilidad máxima es similar.

En suma, puede decirse que no hay mayor problema en caso de una inadecuación del modelo de mortalidad elegido al patrón de mortalidad del país, si se quiere solamente estimar las probabilidades  ${}_xq_0$ . Más aún, no se cometería un error tan grande si tomáramos directamente la proporción de fallecidos ( $D_i$ ). Esto muestra que el principal mérito del método está en haber encontrado los valores de  $x$ , para las probabilidades  ${}_xq_0$ , que corresponden a la proporción de fallecidos de mujeres de determinadas edades  $i$ .  $D_i$  es en sí una buena estimación de  ${}_xq_0$ .

#### IV. LA ESTIMACION DE LA TENDENCIA DE LA MORTALIDAD INFANTIL

Algo bien distinto sucede cuando se trata de llevar cada estimación de  ${}_xq_0$  en una medida única comparable en el tiempo, y particularmente cuando se elige como índice la tasa de mortalidad infantil. El paso de las  ${}_xq_0$  a las  ${}_1q_0$  exige un compromiso total con una determinada estructura modelo de la mortalidad por edad, justo en las edades donde las variaciones por países de la mortalidad son más grandes.

1. *Diferencias en las tasas de mortalidad infantil de acuerdo al modelo elegido.*

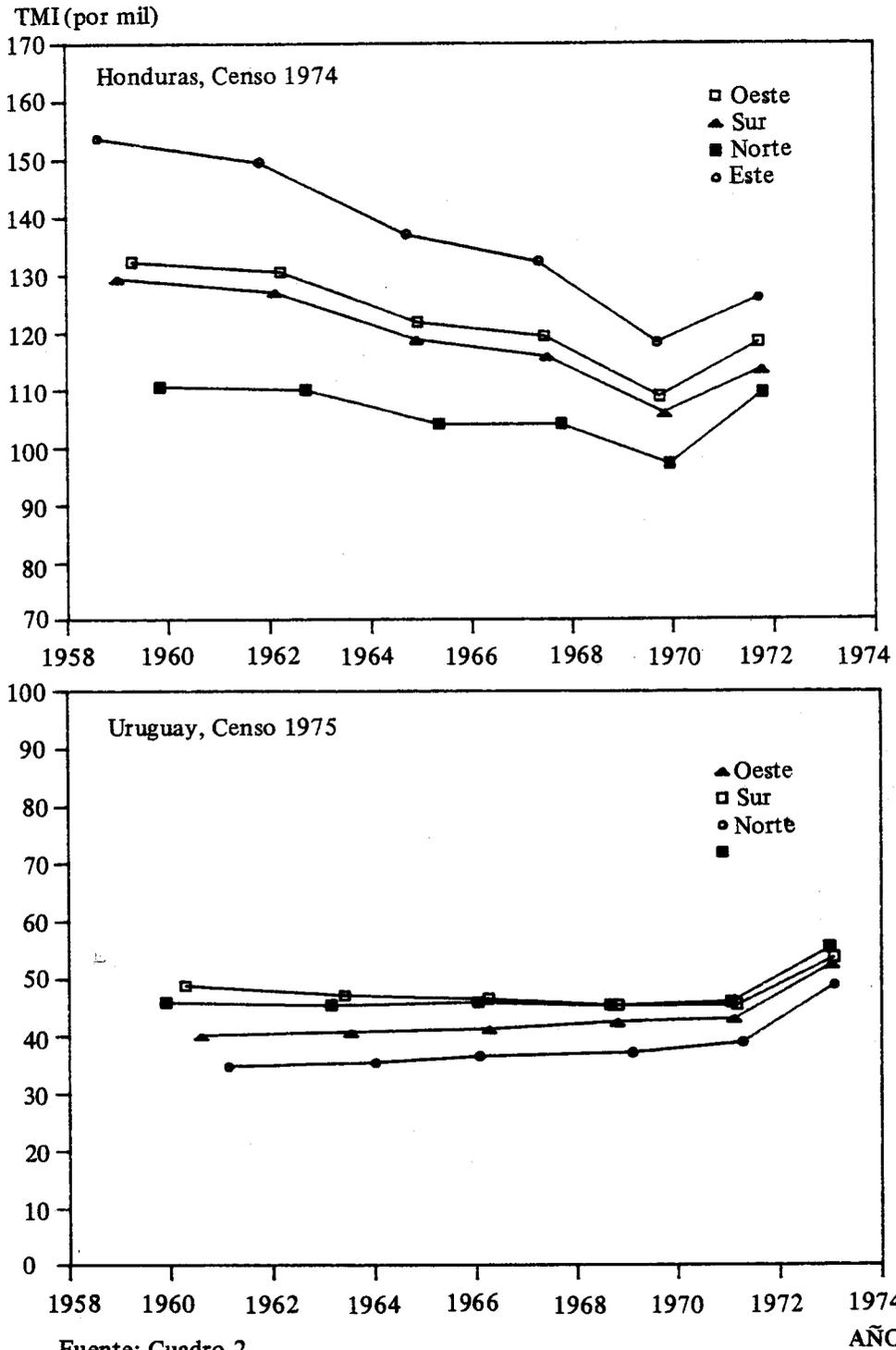
En el gráfico 1 se han representado, para los dos países estudiados, las estimaciones de las  ${}_1q_0$  (véase también el cuadro 2) interpoladas en las cuatro familias de tablas modelo de Coale-Demeny, a partir de las  ${}_xq_0$  estimadas por la variante Coale-Trussell y presentadas en el cuadro 1. Resumimos los resultados más importantes:

a) Lo primero que llama la atención es la gran variabilidad de las estimaciones de  ${}_1q_0$  según el modelo de mortalidad elegido. Se observa que, dependiendo de la familia de tablas de Coale-Demeny tomada como modelo, se llegará a resultados muy distintos, no sólo en lo que respecta a los niveles de mortalidad infantil estimados, sino también en cuanto a la tendencia seguida por este índice en los 10-15 años anteriores a la encuesta o censo. Por ejemplo, en Honduras, la mortalidad infantil sería en 1960 de 150 por mil, 130 por mil ó 110 por mil, dependiendo si se ha seleccionado la familia *Este*, la *Sur* o la *Oeste*, o la *Norte*, respectivamente. En el caso de Uruguay,<sup>4</sup> se tienen para la misma fecha estimaciones de la tasa de mortalidad infantil que difieren en 14 puntos (48,9 por mil según la Familia Sur y 34,6 por mil, según la Familia Norte). En ambos casos se llega a una diferencia relativa máxima del orden de 40 por ciento.

Es significativo el hecho que en ambos países las diferencias relativas sean bastante parecidas, aunque un poco más bajas en Uruguay. (Véase el cuadro 2).

b) Se observa además que, a medida que avanza la edad de las mujeres de las que proviene la información de donde se derivan las probabilidades de muerte, aumenta la variabilidad de las estimaciones de la mortalidad infantil. Así, por ejemplo, la estimación de la  ${}_1q_0$  a partir de la  ${}_2q_0$  (estimada para las mujeres de 20-24 años) implica en ambos países una diferencia relativa máxima del orden de 13-15 por ciento; sin embargo, cuando la mortalidad infantil se deduce de la mortalidad de los menores de 20 ( ${}_0q_0$ ) (estimada a partir de la información de mujeres de 45-49 años) este porcentaje de variación se triplica. Vale decir que, aun para la estimación proveniente de las mujeres jóvenes, el cálculo de la mortalidad infantil está sujeto a un error grande, por lo que puede concluirse que en cualquier caso es riesgoso extrapolar cualquier probabilidad de muerte para derivar la mortalidad infantil.

TASAS DE MORTALIDAD INFANTIL INTERPOLANDO EN LAS TABLAS DE COALE-DEMENY LAS PROBABILIDADES DE MUERTE  $({}_xq_0)$  DERIVADAS CON LA TECNICA DE COALE-TRUSSELL.



Cuadro 2  
 PROBABILIDADES DE MUERTE ANTES DEL PRIMER AÑO DE VIDA ESTIMADAS A PARTIR DE LAS  ${}_xq_0$  OBTENIDAS  
 POR LA TÉCNICA DE COALE-TRUSSELL MEDIANTE INTERPOLACION EN LAS FAMILIAS DE TABLAS MODELO  
 DE COALE-DEMENY. HONDURAS Y URUGUAY. 1958-1974

Grupo de edades de las madres	${}_1q_0$ según Familia Coale-Demeny (por mil)								Diferencias valores extremos	
	Oeste		Sur		Norte		Este		Absolutas	Relativas
	Año	${}_1q_0$	Año	${}_1q_0$	Año	${}_1q_0$	Año	${}_1q_0$		
<i>Honduras, Censo 1974.</i>										
20-24	1971,71	118,16	1971,76	113,31	1971,78	109,44-	1971,69	125,74+	16,30	14,9
25-29	1969,76	108,69	1969,82	106,08	1969,93	97,04-	1969,70	118,13+	21,09	21,7
30-34	1967,45	119,49	1967,50	115,62	1967,76	103,88-	1967,34	132,22+	28,34	27,3
35-39	1964,92	121,76	1964,91	119,02	1965,33	104,30-	1964,71	137,04+	32,74	31,4
40-44	1962,22	130,47	1962,11	126,87	1962,71	110,27-	1961,83	149,25+	38,98	35,5
45-49	1959,31	132,09	1958,99	129,69	1959,85	110,65-	1958,63	153,81+	43,16	39,0
<i>Uruguay, Censo 1975.</i>										
20-24	1973,02	52,22	1973,07	53,81	1973,08	48,71-	1973,00	55,05+	6,34	13,0
25-29	1971,09	43,01	1971,15	45,55	1971,26	38,80-	1971,04	45,90+	7,10	18,3
30-34	1968,79	42,07	1968,84	45,51	1969,09	37,23-	1968,68	45,55+	8,32	22,3
35-39	1966,25	41,19	1966,25	46,70+	1966,66	36,61-	1966,04	45,81	10,09	27,6
40-44	1963,53	40,32	1963,42	46,81+	1964,02	35,48-	1963,15	45,24	11,33	31,9
45-49	1960,60	40,25	1960,29	48,90+	1961,14	34,63-	1959,92	46,01	14,27	41,2

NOTA: Los signos (-) y (+) indican cuáles son las  ${}_1q_0$  más baja, y más alta, respectivamente, para cada uno de los grupos de edades  ${}_1q_0$ .

El hecho que aumente la variabilidad de las estimaciones de la mortalidad infantil con el uso de las diferentes familias de tablas modelo, según que aumente el intervalo de edad de la probabilidad de la que se derivará la estimación de la mortalidad infantil, se explica porque a medida que se incluye un intervalo de edad más amplio, la extrapolación hacia la mortalidad infantil implica un mayor desconocimiento de la estructura de la mortalidad por edad, ya que da un peso cada vez mayor a la mortalidad que ocurre después del primer año.

c) En general, se observa que las estimaciones derivadas a través de la familia Este llevan a una mortalidad infantil no sólo más elevada que las demás estimaciones, sino que además éstas muestran un descenso más pronunciado. Al otro extremo se sitúan las estimaciones más bajas, que provienen generalmente de la familia Norte. Estas estimaciones implican además un descenso menos pronunciado. Incluso en el caso de Uruguay, las estimaciones obtenidas a partir de este modelo (como también del modelo Sur) muestran un leve ascenso de la mortalidad. La elección de la Familia Oeste lleva a tasas de mortalidad infantil intermedias entre los diferentes modelos, en tanto que de la Familia Sur se derivan estimaciones que son parecidas a las de la Familia Oeste cuando la mortalidad es moderadamente elevada (Honduras) o que tienden a parecerse más a aquellas que provienen de la Familia Este, cuando la mortalidad es baja (Uruguay).

## 2. *La estructura de la mortalidad por edad antes de los 20 años.*

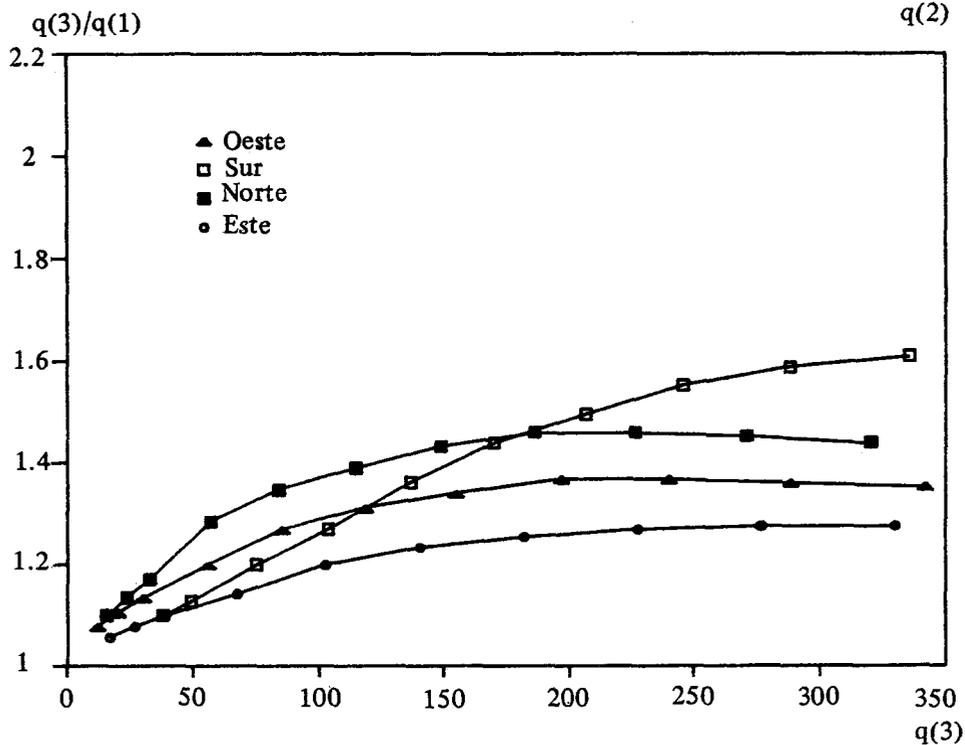
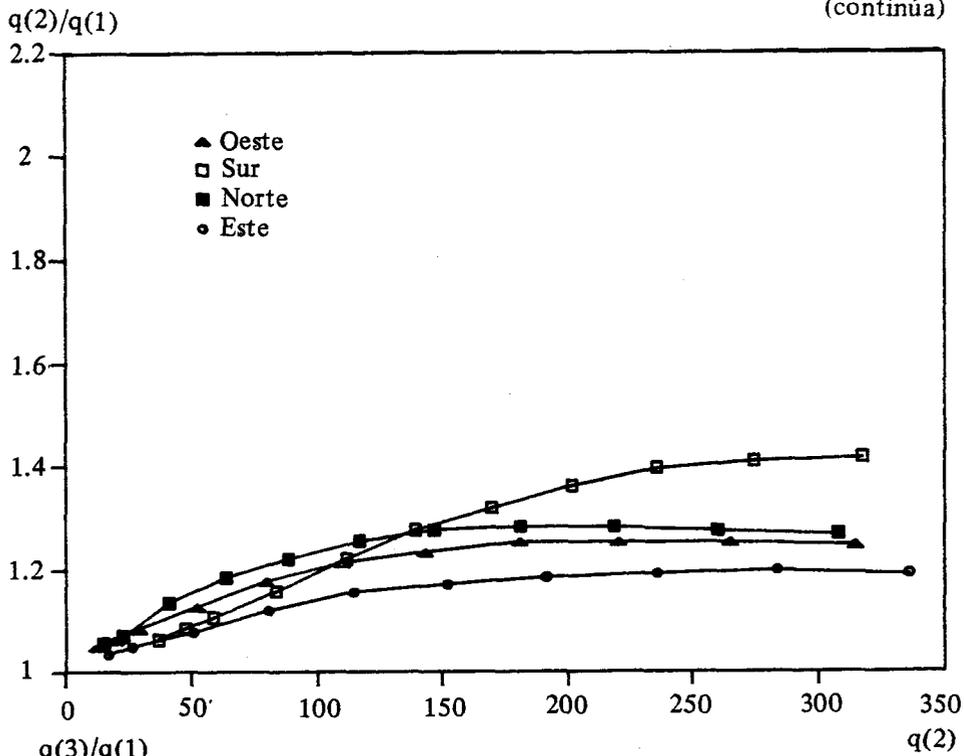
Es claro que el origen de las discrepancias que muestran las diferentes estimaciones de mortalidad infantil según el modelo de mortalidad elegido (dentro del sistema de tablas modelo de Coale-Demeny) proviene de las características particulares que tiene la mortalidad por edad en cada modelo, y en especial por la relación entre la mortalidad infantil y la mortalidad hasta las edades 2, 3, 5, 10, 15 y 20. En el gráfico 2 se han representado, para las cuatro familias de Coale-Demeny (nivel 8 en adelante), las relaciones  $q(2)/q(1)$ ,  $q(3)/q(1)$ ,  $q(5)/q(1)$  y  $q(15)/q(1)$ . En el eje horizontal se presentan las respectivas probabilidades de muerte  $q(x)^1$ . El resultado de la relación  $q(x)/q(1)$  da el factor por el que habría que dividir cada una de las  $q(x)$  estimadas para derivar la mortalidad infantil  $q(1)$ .

En primer lugar se observa una gran variabilidad en las relaciones  $q(x)/q(1)$ , que aumenta a medida que la edad  $x$  es más elevada,

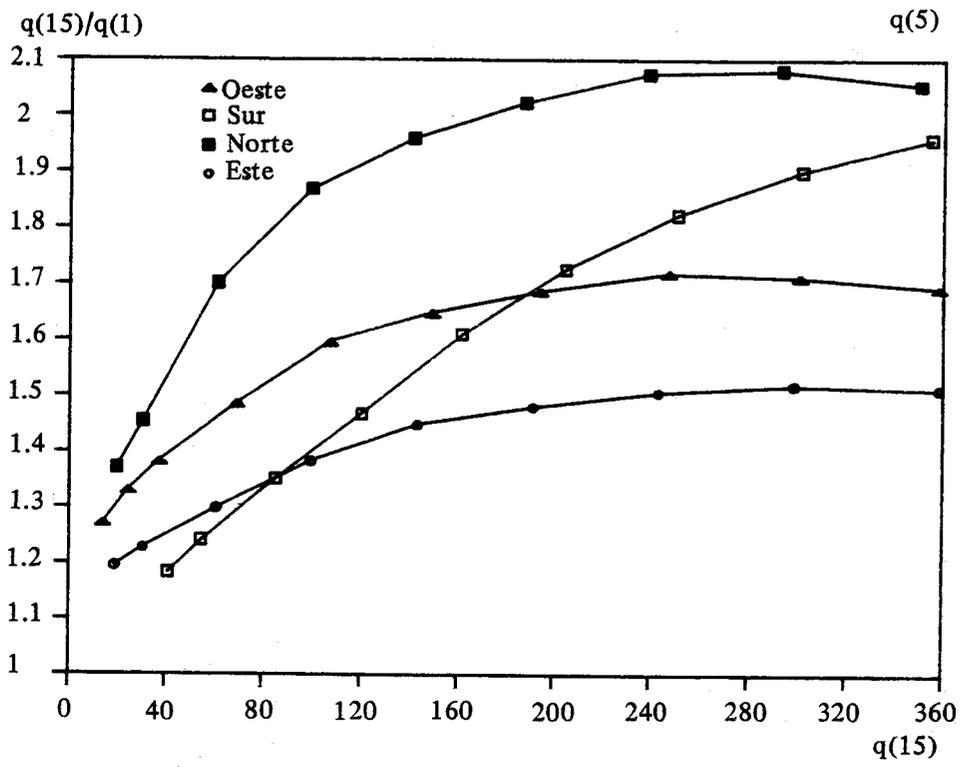
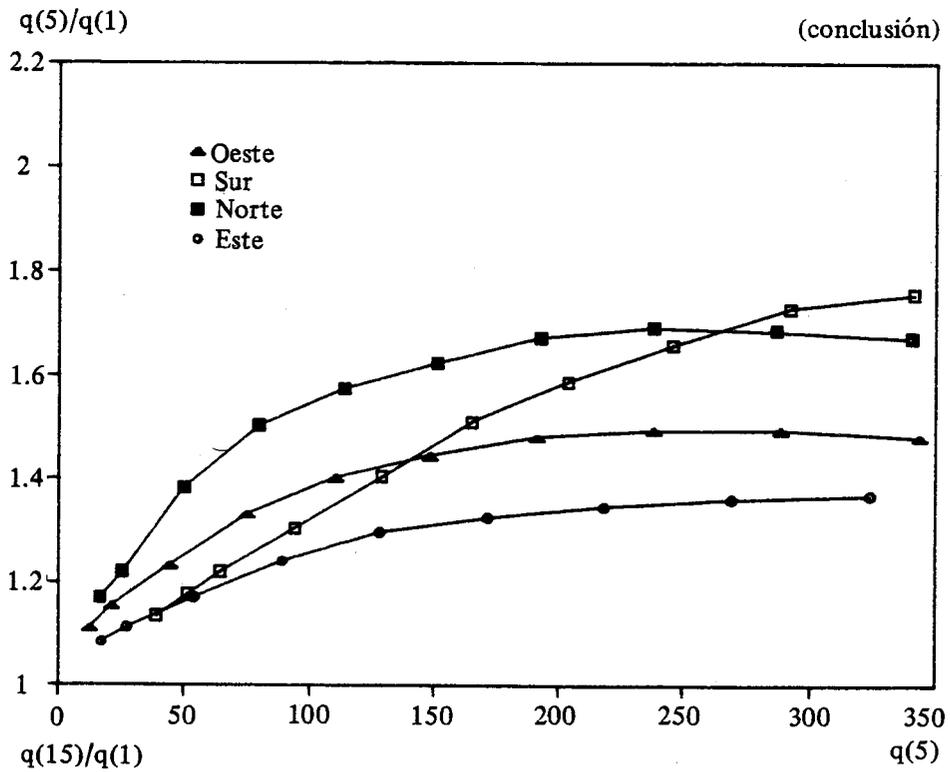
<sup>1</sup> En esta sección se usará  $q(x)$  como sinónimo de  ${}_xq_0$ .

RELACION  $q(x)/q(1)$  PARA VALORES SELECCIONADOS DE  $x$ , CON LAS CUATRO FAMILIAS DE TABLAS DE COALE-DEMENY (AMBOS SEXOS)

(continúa)



RELACION  $q(x)/q(1)$  PARA VALORES SELECCIONADOS DE  $x$ , CON LAS CUATRO FAMILIAS DE TABLAS DE COALE-DEMENY (AMBOS SEXOS)



Fuente: Manual X (Naciones Unidas, 1983).

tal como se observa en los resultados de las aplicaciones hechas para Honduras y Uruguay. Es también claro que hay una menor variación en la relación  $q(x)/q(1)$  cuando la mortalidad es baja; ello explica por qué, en el caso de Uruguay, se han encontrado resultados de la  $q(1)$  menos disímiles entre los diferentes modelos que en el caso de Honduras.

Pero lo más importante del gráfico 2 es que se destacan con claridad las características más sobresalientes de la mortalidad por edad en las diferentes familias de Coale-Demeny, las que pueden resumirse en varios puntos:

a) En todas las familias de tablas se observa que a medida que disminuye la mortalidad, particularmente cuando la mortalidad infantil es superior a 150 por mil, aproximadamente, la relación  $q(x)/q(1)$  disminuye. Ello implica que, ante un descenso de la mortalidad, disminuirá más rápidamente la mortalidad después del primer año que la infantil.

b) Exceptuando la familia Sur, en las restantes tablas modelo se observa un cierto paralelismo entre los valores de la relación  $q(x)/q(1)$ , el cual tiende a desaparecer cuando la mortalidad es baja ante la confluencia de los valores de las familias Oeste y Norte, por una parte, y Este y Sur por otra. Se observan los valores de  $q(x)/q(1)$  sistemáticamente más bajos para la Familia Este, lo que implica que la interpolación de la mortalidad infantil con esta familia llevará siempre a las estimaciones más altas y que, salvo si la mortalidad es muy baja (caso de Uruguay), la elección de este modelo lleva también a un descenso más pronunciado de la mortalidad con el primer año de vida. Por definición, este modelo es característico de países cuya mortalidad infantil es muy elevada en comparación con la juvenil (Coale, A. y Demeny, P., 1983).

c) Cuando la mortalidad infantil no es muy alta, los valores extremos están dados por las estimaciones obtenidas por el modelo Este y el Norte. Este último se caracteriza porque de él se derivan las estimaciones más bajas de mortalidad infantil. Por su parte, el modelo Oeste muestra un comportamiento intermedio, pero cuando la mortalidad infantil es muy baja éste tiende a parecerse al modelo Norte.

d) Merecen destacarse especialmente las características del modelo Sur. Este muestra los valores más elevados de la relación

$q(x)/q(1)$  cuando la mortalidad infantil es muy alta, lo que significa que las estimaciones de mortalidad infantil derivadas usando este modelo son las más bajas, al menos cuando la  $q(1)$  se deriva de la  $q(2)$ ,  $q(3)$  ó  $q(5)$  y son casi las más bajas (sólo superadas por las obtenidas por interpolación en la familia Norte) cuando la  $q(1)$  se deriva de las probabilidades de muerte  $q(10)$ ,  $q(15)$  y  $q(20)$ .

Sin embargo, a medida que baja la mortalidad, la relación  $q(x)/q(1)$  desciende rápidamente, "cruzando" las del modelo Oeste y terminando en los valores más bajos, o casi más bajos, cuando la mortalidad infantil es baja. Ello explica por qué en Honduras, con mortalidad infantil alta, las estimaciones provenientes de los modelos Oeste y Sur son bastante similares, y cómo en Uruguay las obtenidas a partir de este último modelo tienden a asemejarse a las derivadas a partir del modelo Este.

Esto indica que en este modelo (Sur, cuando disminuye la mortalidad, el descenso en la mortalidad infantil es sustancialmente menor que el que se da entre los 1-20 años. Lo último puede servir como alerta para el uso de este modelo para representar la mortalidad de un país en los primeros 20 años de vida, en diferentes momentos en el tiempo, especialmente si se toman en cuenta los grandes esfuerzos desplegados en muchos países subdesarrollados para disminuir la mortalidad, especialmente durante el primer año de vida.

De todo lo anterior se desprende una conclusión importante: si no se tiene ninguna idea acerca de las características de la mortalidad por edad de un país, la conversión de las  ${}_xq_0$  en  ${}_1q_0$  puede llevar a errores de estimación elevados. Ello implica la necesidad de estudiar, en cada caso, todos aquellos elementos que permitan deducir el modelo que se supone más cercano al patrón de mortalidad del país. En muchos casos, la no disponibilidad de información lleva a la selección del Modelo Oeste, por cuanto éste representa, en general, una situación promedio. Aun cuando esto significa una reducción de lo que se ha llamado "el error máximo probable", las diferencias extremas entre las  ${}_1q_0$  estimadas siguen siendo elevadas.

### 3. *Algunos criterios para la selección del modelo de mortalidad.*

No parece haber ninguna solución interna que permita deducir de los mismos datos (por ejemplo, de las  ${}_xq_0$ ) el patrón de mortalidad característico del país. Esto es así, ya que cada  ${}_xq_0$  se refiere a un momento distinto. Una posibilidad de utilizar información interna puede realizarse en caso de que se disponga de dos fuentes, sepa-

radas por 5 ó 10 años. Consiste en calcular para una fecha intermedia las probabilidades de muerte  ${}_xq_0$  mediante interpolación a través de las  ${}_xq_0$  conocidas, suponiendo un descenso lineal de la mortalidad. Otra posibilidad es construir una cohorte hipotética para el período intercensal o entre dos encuestas (United Nations, 1973). Comparando esta serie de probabilidades (interpoladas y obtenidas de la cohorte hipotética), con las de los diferentes modelos y estudiando el patrón de variación que resulta, puede deducirse la tabla modelo que se seleccionará. Lamentablemente, para que este ejercicio dé resultados plausibles es necesario que las fuentes usadas sean estrictamente comparables y que los resultados sean, en ambos casos, de buena calidad. Por otra parte, sólo es posible distinguir el patrón de la mortalidad a partir de los 3 años de edad, ya que la  ${}_1q_0$  es descartada y la  ${}_2q_0$  lleva a estimaciones que suelen estar algo sobrestimadas. En cualquier caso, de cumplirse los supuestos anteriores, este puede ser un procedimiento complementario para la selección del modelo. Es por ello que las sugerencias aquí presentadas apuntan más hacia la solución de este problema mediante la búsqueda de información adicional. Las fuentes posibles de información adicional, que serán discutidas a continuación, son: estadísticas vitales (o tablas de mortalidad construidas sobre la base de estas estadísticas), encuestas prospectivas e historias de embarazos.

#### *a) El uso de estadísticas vitales*

Podría pensarse que si se dispone de estadísticas vitales confiables no es necesario realizar estimaciones indirectas. Sin embargo, ello no es del todo cierto, por cuanto, incluso en aquellos países de América Latina con buenos registros de defunciones y nacimientos, los anuarios demográficos no publican información para subgrupos de población. Por otra parte, aun si la información de estadísticas vitales es deficiente, siempre existe algo que puede ser aprovechado y que puede permitir, si no seleccionar el modelo más apropiado, al menos descartar aquél (o aquéllos) que estén muy lejos de representar la realidad bajo estudio.

En el caso de Uruguay se dispone de información que permite estudiar cuál es el modelo más apropiado para realizar estimaciones de mortalidad infantil. Se han construido dos tablas de mortalidad para los períodos 1963-1964 y 1974-1976 (Uruguay, 1979).

Este país constituye un caso interesante, ya que durante el período transcurrido entre las dos tablas construidas no se produjeron cambios en la mortalidad de 0 a 20 años, ni en su nivel ni en su es-

Cuadro 3  
 TASAS DE MORTALIDAD INFANTIL ( ${}_xq_0$ ) INTERPOLADAS EN LAS CUATRO  
 FAMILIAS DE TABLAS MODELO DE COALE-DEMENY A PARTIR DE LAS  
 ${}_xq_0$  DE LA TABLA DE VIDA DE URUGUAY, 1974-1976.

x	$I_x$	${}_xq_0$	${}_1q_0$ (por mil)			
			Oeste	Sur	Norte	Este
1	0,95309	0,04691	46,9	46,9	46,9	46,9
2	0,95018	0,04982	44,2	45,7	43,0	46,1
3	0,94885	0,05115	43,1	45,0	40,5	45,7
5	0,94752	0,05248	41,6	44,5	37,5	44,9
10	0,94535	0,05465	40,0	45,0	35,2	44,3
15	0,94344	0,05656	39,0	45,2	34,0	43,8
20	0,93951	0,06049	38,1	46,5	32,8	43,3
Desviación media absoluta a)			5,9	1,6	9,7	2,2
Desviación media relativa b)			12,6	3,4	20,8	4,7

a) Promedio de las desviaciones absolutas con respecto al valor de  ${}_1q_0$ .

b) Obtenido dividiendo el valor de a) por la  ${}_1q_0$  verdadera (46,9 por mil).

estructura por edad. Este período coincide, además, con el de la estimación de las  ${}_xq_0$  obtenidas indirectamente.

En el cuadro 3 se presentan las tasas de mortalidad infantil que se derivan de la interpolación en las tablas modelo de Coale-Demeny de las probabilidades  ${}_xq_0$  de la tabla de vida de Uruguay de 1974-1976. Los resultados se han representado en el gráfico 3; de ellos se desprende que:

i) Ningún modelo de Coale-Demeny reproduce *exactamente* la mortalidad por edad (antes de 20 años) de Uruguay. Todos subestiman, en mayor o menor medida, la tasa de mortalidad infantil. Este país se caracteriza, entonces, por tener una muy alta mortalidad infantil al compararla con los bajos niveles alcanzados después del primer año.

ii) No obstante lo anterior, tanto el modelo Sur como el Este proporcionan una estimación de la mortalidad infantil bastante razonable. En promedio, la subestimación de la tasa es inferior al 3 por ciento, siendo siempre inferior en el modelo Sur. Este último es el modelo que da, en general, la mejor aproximación a la mortalidad infantil y juvenil de Uruguay. Sin embargo, el disponer de una estruc-

tura de la mortalidad por edad confiable hace posible otra solución, que ha sido la que se ha utilizado en un estudio reciente de la mortalidad del Uruguay (CELADE, 1985).

Esta solución consiste en convertir las probabilidades de morir  ${}_xq_0$  en  ${}_1q_0$  mediante el sistema logito de Brass (con  $\beta=1$ ), usando como estándar la estructura de mortalidad por edad del mismo país<sup>2</sup>.

Debe señalarse que el uso del sistema logito tiene sus limitaciones cuando se usa  $\beta=1$ , ya que esto implica, en teoría, que la estructura de la mortalidad no cambia cualquiera sea el nivel de la mortalidad.<sup>3</sup> La aplicación de este procedimiento en el caso de Uruguay, cuyos resultados se presentan en el cuadro 4, se justifica porque las diferencias de mortalidad entre las distintas subpoblaciones son pequeñas y, además, por la casi constancia de la mortalidad de los últimos 10-15 años.

Los valores de  ${}_1q_0$  son ligeramente mayores que los obtenidos mediante interpolación en los diferentes cambios de tablas de mortalidad modelo de Coale-Demeny. Por el análisis realizado en base al gráfico 3, puede deducirse que efectivamente estos valores tienden a representar mejor los niveles y tendencias de la mortalidad infantil de Uruguay.

#### b) *Las encuestas prospectivas y retrospectivas.*

En el caso de Honduras, la selección del modelo más apropiado para la estimación de las tasas de mortalidad infantil, se ha hecho tomando en consideración la tabla de mortalidad construida para el período 1971-1972 a partir de la información de tipo prospectivo de la Encuesta Demográfica Nacional (EDENH-I).

En el cuadro 5 se presentan las tasas de mortalidad infantil que resultan, en cada una de las familias de Coale-Demeny, de cada

---

<sup>2</sup> Dada la similitud entre las diferentes  ${}_xq_0$  estimadas, puede tomarse cualquiera de las cuatro estimaciones (Oeste, Sur, Este o Norte) para derivar la tasa de mortalidad infantil. En este caso se partió de las  ${}_xq_0$  obtenidas mediante el modelo Oeste.

<sup>3</sup> Aunque en teoría no habría cambio en el patrón de la mortalidad por edad cuando se usa un  $\beta=1$ , en realidad el parámetro  $\alpha$  modifica la estructura por edad y, lo que es peor, el sentido en que ésta se modifica es inverso a lo esperado.

Cuadro 4  
 URUGUAY. ESTIMACION DE LA TASA DE MORTALIDAD  
 INFANTIL ( ${}_1q_0$ ) A PARTIR DE LAS  ${}_xq_0$  OBTENIDAS POR LA  
 TECNICA DE COALE-TRUSSELL  
 (DATOS DEL CENSO DE 1975) USANDO COMO MODELO LA TABLA  
 DE MORTALIDAD DE URUGUAY PERIODO 1974-1976

<i>i</i>	Edad		Probabilidad de morir		Año
	<i>x</i>	${}_xq_0$	${}_1q_0$		
2	2	0,05990	0,05643	1973,0	
3	3	0,05102	0,04679	1971,1	
4	5	0,05309	0,04755	1968,8	
5	10	0,05655	0,04856	1966,2	
6	15	0,05871	0,04871	1963,5	
7	20	0,06456	0,05011	1960,6	

${}_xq_0$  de la tabla de vida de 1971-1972. (Véase también el gráfico 4). Si se toma la tabla de ambos sexos, el modelo más apropiado sería el modelo Sur, o en su defecto el modelo Oeste, aunque los dos sobrestiman la mortalidad infantil, en no más del 5 por ciento. De ambos, el modelo Sur es el que representaría mejor la mortalidad del país.

Sin embargo, hay evidencias de que la mortalidad en el primer año de vida en esta encuesta estuvo ligeramente subestimada, debido a la probable omisión de muertes de niñas. (Hill, K. 1976). Por ello, se han hecho los mismos cálculos sólo con la tabla de vida masculina (véase cuadro 4 y gráfico 4). En este caso, es el modelo Este el que aparece como más apropiado, aunque no parece muy diferente el resultado del modelo Sur. En el primer caso se estaría sobreestimando la mortalidad infantil en un 2,8 por ciento, en el segundo se subestimaría la tasa en 3,4 por ciento. En un estudio reciente de la mortalidad de este país (CELADE, 1984), se ha decidido usar el modelo Oeste, bajo el criterio de que las políticas de salud que se aplican en este país tienen un alto énfasis en la mortalidad infantil, de modo que es menos probable que en el tiempo la estructura de la mortalidad por edad se comporte como en el Modelo Sur, donde los descensos relativos de la mortalidad infantil son mucho menores que los que se producen entre los 1-20 años<sup>4</sup>.

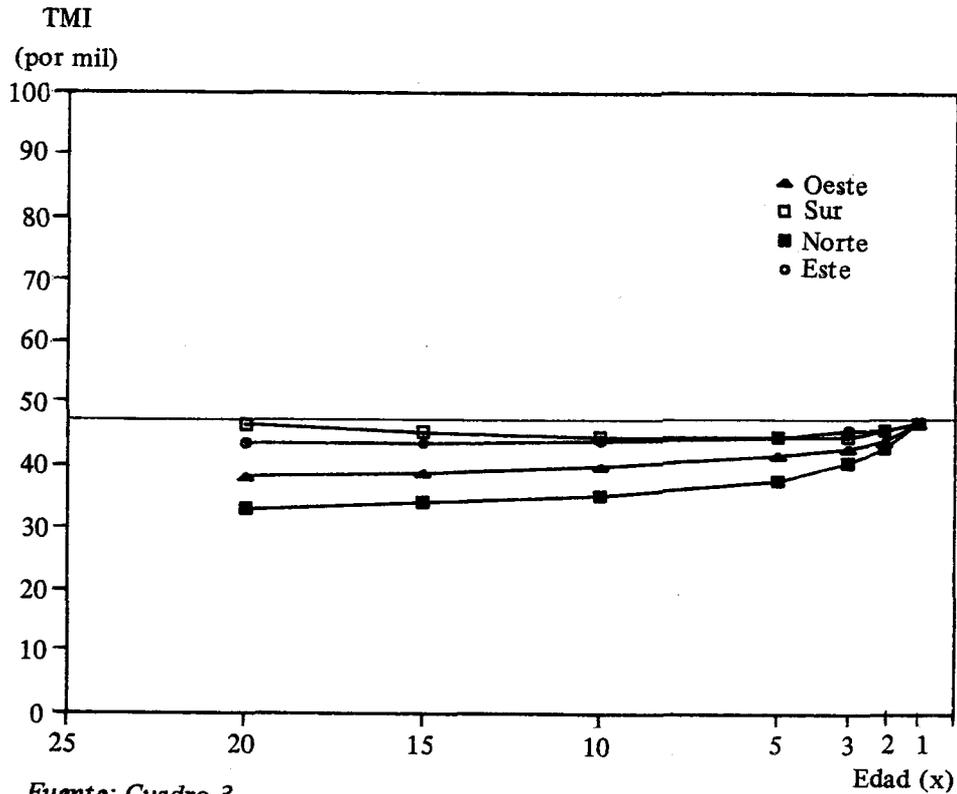
<sup>4</sup> Una alternativa sería, al igual que en el caso de Uruguay, usar el sistema logito de Brass para transformar las  ${}_xq_0$  en  ${}_1q_0$  usando como estándar la tabla de vida del país para 1971-1972. Sin embargo, debido a las grandes diferencias de la mortalidad infantil en los subgrupos de población y los cambios importantes ocurridos en los últimos años, la aplicación de este procedimiento no parece apropiada.

Cuadro 5  
TASAS DE MORTALIDAD INFANTIL ( ${}_1q_0$ ) INTERPOLADAS EN LAS CUATRO FAMILIAS DE TABLAS  
MODELO DE COALE-DEMENY A PARTIR DE LAS  ${}_xq_0$  DE LA TABLA DE VIDA DE HONDURAS  
1971-1972

x	$l_x$	${}_xq_0$	${}_1q_0$ Por mil)			
			Oeste	Sur	Norte	Este
a) <i>Ambos sexos.</i>						
1	0,88300	0,11700	117,0	117,0	117,0	117,0
2	0,85159	0,14841	119,8	115,1	116,0	126,7
3	0,83320	0,16680	123,6	116,8	115,0	133,8
5	0,81851	0,18149	123,3	117,5	109,3	136,5
10	0,79916	0,20054	125,0	120,4	105,1	140,4
15	0,79042	0,20958	123,3	120,7	100,4	140,7
20	0,77943	0,22057	120,2	120,5	100,2	139,9
Desviación media a) absoluta			5,5	1,8	9,3	19,3
b) relativa			4,7	1,6	8,0	16,5
b) <i>Hombres</i>						
1	0,86092	0,13908	139,1	139,1	139,1	139,1
2	0,82732	0,17268	140,8	132,9	136,1	148,6
3	0,80767	0,19233	144,7	133,6	134,4	156,0
5	0,79212	0,20788	144,1	133,6	127,1	158,8
10	0,77309	0,22691	145,3	135,5	121,1	161,9
15	0,76444	0,23556	143,4	135,6	118,1	162,3
20	0,75362	0,24638	139,9	134,8	114,9	160,8
Desviación media a) absoluta			3,9	4,8	13,8	21,8
b) relativa			2,8	3,4	9,9	15,7

Gráfico 3

TASAS DE MORTALIDAD INFANTIL INTERPOLADAS EN LAS TABLAS DE COALE-DEMENY, A PARTIR DE LOS  $x_{q0}$  OBTENIDAS DE LA TABLA DE MORTALIDAD DE URUGUAY 1974-1976

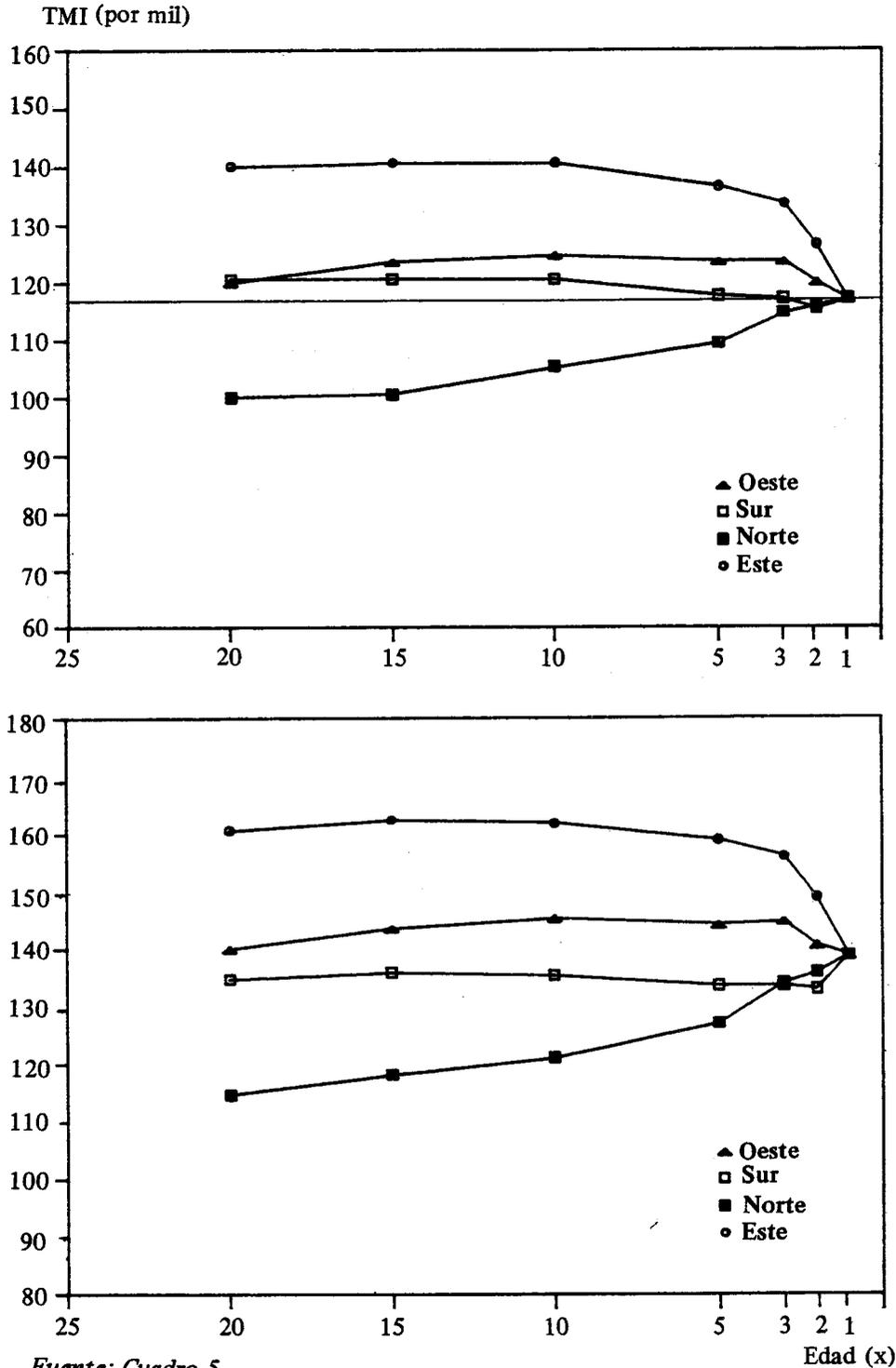


En ambos países estudiados se disponía de tablas de mortalidad relativamente confiables. En la mayoría de los países, esto no es lo que generalmente ocurre. De ahí que sea necesario, en la mayoría de los casos, el uso de otras fuentes.

Las estimaciones de mortalidad infantil y juvenil derivada de las historias de embarazos constituyen, en muchos países, una fuente importante —y en muchos casos la única— para ayudar a seleccionar el modelo de mortalidad más apropiado. En el caso de Colombia, por ejemplo, se tomaron como punto de partida las tasas de mortalidad infantil obtenidas directamente de la historia de embarazos y se vio cuál de los modelos proporcionaba estimaciones más cercanas a éstos (véase Zlotnik, H., 1982). Se apreció que el

Gráfico 4

TASA DE MORTALIDAD INFANTIL OBTENIDAS POR INTERPOLACION DE LAS  $xq_0$  DE LAS TABLAS DE VIDA DE HONDURAS, 1971-1972, EN LAS TABLAS DE COALE Y DEMENY



Fuente: Cuadro 5.

modelo Oeste, y especialmente el Norte, eran los que se aproximaban más a las estimaciones directas de la mortalidad infantil. Se encontró, sin embargo, que el primero sobrestimaba y el segundo subestimaba la mortalidad infantil, de modo que se optó por un promedio de los  ${}_1q_0$  derivados de ambos modelos.

Aunque éste parece ser un criterio válido para la selección del modelo, por cuanto se trabaja, en general, con la misma fuente de datos para ambas estimaciones (directas e indirectas), puede suceder que se produzca una omisión de niños menores de un año relativamente mayor que en otras edades, o que sencillamente se desplace la fecha de muerte. Esto implicaría, en ambos casos, una subestimación de la mortalidad infantil obtenida directamente, lo que lleva a una selección errónea del patrón de mortalidad por edad más apropiado.

Hasta aquí se han mencionado casos en que existe alguna información externa que ayuda a seleccionar el modelo de mortalidad. En muchos países esta información no existe o es de baja calidad. En este caso, si sólo existe una única fuente de datos no parece conveniente realizar estimaciones de la tendencia de la mortalidad infantil, sino más bien tomar los valores que presentan una menor variabilidad (como es el caso de las  ${}_1q_0$  derivadas de las  ${}_3q_0$  ó de las  ${}_5q_0$ ). Si existe más de una fuente, un criterio de validación del modelo está en la coherencia que presentan las estimaciones de las diferentes fuentes para los distintos modelos. Sin embargo, debe tenerse la precaución de no hacer de esto el único criterio para la elección del modelo. En cualquier caso, una evaluación de los datos básicos es una premisa necesaria para la toma de decisiones.

## V. SELECCION DE OTROS INDICES PARA MEDIR LA MORTALIDAD EN LA NIÑEZ

Cuando no se dispone de información externa que permita justificar la elección de un determinado modelo de mortalidad, no parece conveniente estimar la mortalidad infantil, sino utilizar otro indicador que esté menos afectado que éste por el patrón de la mortalidad por edad. Una posibilidad consiste en calcular valores de  $\alpha$  en el sistema logito de Brass, tomando como estándar un patrón de mortalidad que se suponga no está demasiado alejado del país. Esto significa, sin embargo, comprometerse de todos modos con la estructura de la mortalidad de todas las edades.

Cuadro 6  
 PROBABILIDADES DE MORIR  ${}_2q_0, {}_3q_0, {}_5q_0$  INTERPOLADAS EN LAS TABLAS MODELO DE  
 COALE-DEMENY, A PARTIR DE LAS  ${}_xq_0$  OBTENIDAS MEDIANTE LA TECNICA COALE-TRUSSELL  
 HONDURAS, CENSO DE 1974

Edad (x)	${}_xq_0$ (por mil)				Diferencia relativa entre valores extremos (%)
	Oeste	Sur	Norte	Este	
(a) Probabilidades de morir entre 0 y 2 años ( ${}_2q_0$ ).					
2	146,4	145,6	139,3-	147,3+	5,7
3	133,8	134,3	122,2-	137,9+	12,8
5	148,2	149,3	131,6-	155,1+	17,9
10	151,2	154,5	132,2-	161,0+	21,8
15	162,7	167,0	140,4-	176,2+	25,5
20	164,9	171,4	141,0-	181,7+	28,9
(b) Probabilidad de morir entre 0 y 3 años ( ${}_3q_0$ ).					
2	158,9	160,5+	157,6	156,3-	2,7
3	145,0	147,3+	137,8-	146,2	6,9
5	160,9	164,8+	148,6-	164,8+	10,9
10	164,2	170,9	149,3-	171,1+	14,6
15	177,0	185,5	158,9-	187,4+	17,9
20	179,4	190,7	159,6-	193,4+	21,1
(c) Probabilidad de morir entre 0 y 5 años ( ${}_5q_0$ ).					
2	173,1	172,9	181,8+	166,3-	9,3
3	157,7	158,1	158,4+	155,3-	2,0
5	175,4	177,6+	171,1-	175,4	3,8
10	179,0	184,5+	172,0-	182,3	7,3
15	193,3	207,3+	183,2-	199,9	13,4
20	195,0	213,2+	184,1-	206,4	15,8

NOTA: Los signos (+) y (-) indican los valores más alto y más bajo, respectivamente.

Cuadro 7

PROBABILIDADES DE MORIR  ${}_2q_0, {}_3q_0, {}_5q_0$  INTERPOLADAS EN LAS TABLAS MODELO DE COALE-DEMENY, A PARTIR DE LAS  ${}_xq_0$  OBTENIDAS MEDIANTE LA TECNICA COALE-TRUSSELL. URUGUAY, CENSO DE 1975

Edad (x)	${}_xq_0$ (por mil)				Diferencia relativa entre valores extremos (%)
	Oeste	Sur	Norte	Este	
(a) Probabilidad demorar entre 0 y 2 años ( ${}_2q_0$ ).					
2	59,9	59,7	57,2-	60,1+	5,1
3	48,3	49,7+	44,4-	49,6	11,9
5	47,2	49,6+	42,4-	49,2	17,0
10	46,1	51,0+	41,6-	49,5	22,6
15	45,0	51,2+	40,2-	48,9	27,4
20	44,9	53,7+	39,1-	49,7	37,3
(b) Probabilidad de morir entre 0 y 3 años ( ${}_3q_0$ ).					
2	63,8+	62,8	63,3	62,5-	2,1
3	51,0	51,8+	48,6-	51,4	6,6
5	49,8	51,8+	46,3-	51,0	11,9
10	48,6	53,3+	45,4-	51,3	17,4
15	47,5	53,5+	43,7-	50,7	22,4
20	47,4	56,2+	42,5-	51,5	32,3
(c) Probabilidad de morir entre 0 y 5 años ( ${}_5q_0$ ).					
2	68,6	65,7	72,1+	65,4-	10,2
3	54,5	53,9	54,7+	53,6-	2,1
5	53,2	53,9+	52,0-	53,2	3,7
10	51,9	55,6+	50,9-	53,5	9,2
15	50,7	55,7+	48,9-	52,9	13,9
20	50,6	58,7+	47,4-	53,8	23,8

NOTA: Los signos (+) y (-) indican los valores más alto y más bajo respectivamente.

Una vía que parece más razonable consiste en estimar la tendencia de las probabilidades de muerte  ${}_2q_0$ ,  ${}_3q_0$ , o  ${}_5q_0$ . (Cabe recordar que en el proyecto IMIAL desarrollado en CELADE se tomaba como indicador de la mortalidad en la infancia la  ${}_2q_0$ ). En los cuadros 6 y 7 se presentan los resultados de estos cálculos para Honduras, 1974 y Uruguay, 1975. De estos cuadros se desprende con claridad que, a medida que se engloba un tramo mayor de edad, las probabilidades de muerte estimadas de los diferentes modelos presentan una variabilidad mucho menor.

Así, por ejemplo, si se interpola la  ${}_2q_0$ , el "error máximo probable" sería apenas dos tercios del que se produce cuando se interpola la  ${}_1q_0$ ; si se estima la  ${}_3q_0$ , el margen de variación se reduce a la mitad, y si se usa la  ${}_5q_0$  el margen de variación de las estimaciones basadas en diferentes modelos se reduce significativamente, alcanzando un valor máximo de 14 por ciento cuando esta probabilidad se estima a partir de la  ${}_2q_0$ , siendo superior al 10 por ciento en los primeros cuatro valores. Estas variaciones son aún elevadas; sin embargo, pueden ser reducidas mediante el uso de una estructura por edad de la mortalidad promedio, como la de la Familia Oeste.

Pareciera que lo más recomendable sería estimar la  ${}_5q_0$  (exceptuando quizás aquella que proviene de la  ${}_2q_0$ , que muestra una mayor variabilidad). La elección de uno u otro indicador depende, sin embargo, del criterio del investigador. Si bien es cierto que la estimación de las  ${}_5q_0$  proporciona una estimación menos variable en función del modelo elegido, y por tanto más confiable, también es cierto que en la medida en que se toma un tramo mayor de edad de la infancia se va perdiendo la importancia que tiene la mortalidad que se produce cerca del primer año de vida. La decisión de usar uno u otro índice es el resultado, entonces, del mayor o menor conocimiento que se tenga sobre la mortalidad del país (y por tanto de los márgenes de variación máximos aceptables), del conocimiento que se tenga sobre el patrón de la mortalidad por edad y, finalmente, del interés de la investigación.

## VI. ALGUNAS CONCLUSIONES FINALES

El objetivo principal de este trabajo ha sido el análisis de los problemas que se presentan cuando se trata de obtener estimaciones de mortalidad infantil a partir de los resultados ( ${}_xq_0$ ) derivados de la aplicación de la técnica de Coale-Trussell a la información sobre hijos nacidos vivos y sobrevivientes obtenidos en un censo o encuesta.

La conclusión principal es que es necesario disponer de alguna información adicional, que permita deducir el patrón de la mortalidad en las primeras edades, como la única posibilidad de que la selección de una tabla de vida modelo haga posible obtener estimaciones razonables de la tendencia de la mortalidad infantil en un país. Se ha sugerido que en el caso de que exista un total desconocimiento del patrón de la mortalidad por edad, es factible el uso de la probabilidad de muerte entre 0 y 2, 3, ó 5, años que muestran una menor variabilidad en los valores que se obtienen de los diferentes modelos. En estos casos, si la mortalidad infantil no es muy baja, la selección de una tabla de vida modelo como la Oeste puede reducir aún más esta variabilidad.

Por otra parte, en este estudio se ha centrado la atención en los problemas relacionados con la adecuación de las tablas de vida modelo a la realidad de los países, y no en la confiabilidad misma de las tendencias de la mortalidad infantil derivadas de esta técnica indirecta de estimación.

Debe tenerse presente, sin embargo, que los niveles y las tendencias de la mortalidad infantil aquí estimadas pueden estar afectadas por otros factores no menos importantes, como es el caso de la calidad de los datos básicos. Por ejemplo, es bastante conocido el problema de la omisión de hijos fallecidos, que puede llevar a una subestimación de la mortalidad infantil, ya que afecta principalmente a la información de mujeres de mayor edad.

Debe considerarse, además, que las  ${}_xq_0$  de las que se derivan las tasas de mortalidad infantil se obtienen de una medida acumulada de la mortalidad ( $D_i$ ), y por tanto las estimaciones de la mortalidad infantil no pueden reflejar sus variaciones anuales, si no que más bien, éstas representan una tendencia promedio.

A pesar de lo anterior, cuando se dispone de más de una fuente de información sobre hijos nacidos vivos y sobrevivientes, de relativamente buena calidad, y puede inferirse de algún modo el patrón de mortalidad por edad del país, la técnica aquí analizada ha mostrado ser una muy interesante vía para el conocimiento de los cambios de la mortalidad en la infancia y en la niñez de muchos países latinoamericanos.

## BIBLIOGRAFIA

- Arthur, W.B., Stoto, M.A., 1983: An analysis of indirect mortality estimation, *Population Studies*, V-1.37, No. 2.
- Brass, W., 1974: *Métodos para estimar la fecundidad y la mortalidad en poblaciones con datos limitados*. CELADE, Serie E, No. 14, Santiago, Chile.
- CELADE, 1984: *La mortalidad infantil en Honduras*, Santiago, Chile. (En prensa).
- CELADE, 1985: Investigación sobre la mortalidad infantil en Uruguay, Santiago, Chile. (Estudio en realización).
- Coale, A., Demeny, P., 1983: *Regional model life tables and stable population*. Second edition. Academic Press, New York.
- Coale, A., Trussell, J., 1974: Model fertility schedules variations in the age of child-bearing in human populations. *Population Index*, Vol. 40, No.2.
- Coale, A., Trussell, J., 1977: Estimating the time to which Brass estimates apply, *Population Bulletin of the United Nations*, No. 10.
- Feeney, G., 1977: *Estimación de las tendencias de la mortalidad a partir de información de hijos sobrevivientes*. CELADE, Serie D No. 88, Santiago, Chile.
- Hill, K., 1976: Análisis de preguntas retrospectivas, *Encuesta Demográfica Nacional de Honduras*. Fascículo VII. CELADE y Dirección General de Estadística y Censos de Honduras; Serie A, No. 129, San José, Costa Rica.
- Hill, K., 1984: An evaluation of indirect methods for estimating mortality, *Methodologies for the collection and analysis of mortality data*. Vallin, J. et al. Editors, Ordina Editions, Liege.
- Ortega, A., Rincón, M., 1975: Mortalidad. *Encuesta Demográfica Nacional de Honduras*. Fascículo IV. CELADE y Dirección General de Estadística y Censos de Honduras. Serie A., No. 129 San José, Costa Rica.
- Preston, S.H., Palloni, A., 1977: Fine-tuning Brass-type mortality estimates with data on ages of surviving children, *Population Bulletin of the United Nations*, No. 10.

# UNA ESTIMACION DE LA MORTALIDAD DE LA CIUDAD DE CORRIENTES EN EL SIGLO XIX

*Ana María Foschiatti*  
(Instituto de Investigaciones  
Geohistóricas, *Resistencia*, Argentina)

*Jorge L. Somoza*  
(Centro de Estudios de Población  
(CENEP), *Buenos Aires*, Argentina)

## RESUMEN

El trabajo contiene dos partes. En una primera se hace una breve descripción de la evolución histórica de la ciudad de Corrientes a partir de su fundación en 1588, incluyendo el crecimiento experimentado por su población a la luz de los resultados de los censos levantados entre 1814 y 1895. Se considera después la economía de la provincia y los cambios más importantes ocurridos desde fines del siglo XVI hasta fines del XIX. Por último, se examinan las fuentes documentales, en especial los censos levantados en 1850 y 1857, así como los registros de defunciones en años próximos a los censos.

La segunda parte se dedica al análisis de la información recogida. A tal efecto, con el propósito de reunir datos que permitan un estudio estadístico, se agrupa la información de ambos censos y de los seis años de registros de muertes de que se dispone. Esos datos, así agrupados, son analizados mediante el procedimiento denominado de "distribución por edades de las muertes", propuesto por el profesor William Brass. La conclusión del análisis es que para tener un total de muertes presumiblemente corregido por omisiones, es necesario multiplicar las que aparecen registradas por un factor de 1.63. Mediante ese ajuste se obtienen resultados satisfactorios. La tabla de vida que resulta de la elaboración muestra una esperanza de vida a la edad 5 de 44.59 años, un valor bajo, representativo de una mortalidad elevada. Estimaciones menos confiables sobre la esperanza de vida al nacer y la mortalidad infantil son: 31 años para la primera, 250 por mil nacimientos para la segunda.

<MEDICION DE LA MORTALIDAD> <DEMOGRAFIA HISTORICA> <DISTRIBUCION POR EDAD>

# AN ESTIMATION OF MORTALITY IN THE CITY OF CORRIENTES IN THE XIX CENTURY

## SUMMARY

The paper consists of two parts. The first one is a brief description of the historical evolution of the city of Corrientes since its foundation in 1588, including the growth experienced by its population in the light of the results of the censuses taken between 1814 and 1985. The economy of the province and the most important changes occurred since the late XVI century until the late XIX century are also considered. Finally, the documentary sources are examined, especially the censuses taken in 1850 and 1857, as well as the death registries in years close to the censuses dates.

The second part is devoted to the analysis of the information collected. For this purpose, the information available from both censuses and from six years of death registries has been grouped in order to gather enough data permitting a statistical analysis. These data are analyzed by means of the procedure "age distribution of deaths", proposed by Professor William Brass. The conclusion of the analysis is that in order to have the total number of deaths, presumably corrected for omissions, it is necessary to multiply those that appear registered by a factor 1.63. Satisfactory results are obtained through this adjustment. The life table which results from the elaboration shows an expectation of life at birth of 44.59 years at age 5, which is a low value representing a high mortality. Less reliable estimates on expectation of life at birth and infant mortality are: 31 years for the former and 250 per thousand births, for the latter.

<MORTALITY MEASUREMENT> <HISTORICAL DEMO-  
GRAPHY> <AGE DISTRIBUTION>

## Capítulo I

### CORRIENTES. REFERENCIA HISTORICA Y DOCUMENTACION UTILIZADA

#### 1. *Fundación de la ciudad de Corrientes:*

La ciudad de Corrientes, capital de la actual provincia del mismo nombre en la mesopotamia argentina, fue fundada el 3 de abril de 1588 por el adelantado Juan Torres de Vera y Aragón. Fue la última que se estableció en el S. XVI en la zona del litoral fluvial argentino. Su primitivo nombre fue ciudad de Vera; con el correr del tiempo se convirtió en San Juan de Vera de las Siete Corrientes, el que a partir de la segunda mitad del S. XIX se sintetizó en el de Corrientes.

A la fundación llegaron dos contingentes, que partieron simultáneamente de Asunción, uno por agua y otro por tierra. Este último, al mando de Hernandarias, arreó ganado para la nueva ciudad.

Los factores que gravitaron en el ánimo del fundador para realizar allí un asentamiento fueron, además de la densidad aborigen del área, la situación y el valor estratégico del lugar de instalación, punto medio en el trayecto Asunción-Buenos Aires. Por otra parte, estaba enfrentado al Chaco, lugar de concentración de tribus indígenas que amenazaban el interior del territorio. Además, la nueva ciudad debió cargar también con la tarea de custodiar y frenar posibles ataques a otros pueblos cercanos.

#### 2. *Algunos antecedentes políticos*

Uno de los acontecimientos más importantes de fines del S. XVIII y principios del XIX fue la expansión de los límites interiores de Corrientes. Debido a ello la ciudad, que crecía a un ritmo muy lento extendió su influencia, triplicando en ese lapso el territorio correspondiente a su jurisdicción, y logró de esa manera la mayor parte de sus fronteras definitivas.

El territorio de Corrientes integró inicialmente parte de la intendencia de Buenos Aires, de la que fue separada en 1814 por un decreto del Director Supremo, constituyéndose en provincia autónoma e integrada a la Liga del litoral que luchaba contra el Directorio por-

teño. Pero esta provincia, agotada por su participación en las guerras por la independencia y los conflictos del litoral, no pudo proseguir la empresa pobladora que pretendió desarrollar. Recién después de 1827 pudo alentar el interés por asimilar los restos de su población aborigen, y comenzar el repoblamiento criollo de antiguos pueblos destruidos y abandonados.

Ese marcado aislamiento en que se movió la provincia, especialmente después de su separación del Paraguay y su posterior independencia, como así también la destrucción y abandono de las Misiones y el prolongado descuido del área chaqueña, le permitieron una afirmación de las tradiciones autónomas y el logro de un liderazgo natural de todo el nordeste hacia mediados del siglo XIX. Así, a partir de 1852, con la finalización del gobierno central de Rosas, la provincia reactivó su desarrollo, continuando con las mismas energías durante la presidencia de Mitre, aunque las luchas internas partidarias se intensificaron cada vez más.

A principios de 1865, la guerra con el Paraguay significó un golpe muy duro para la provincia. Esta situación provocó un período de luchas y desórdenes políticos, económicos y sociales que perduraron por mucho tiempo.

A fines del siglo se produce un progreso notable, aunque marcado por las luchas internas entre autonomistas y liberales que provocaron la inestabilidad política que retrasaba a la provincia. El partido autonomista, heredero del tronco federal y el liberal, formado por la unión de liberales y nacionalistas de Mitre, alternaron o compartieron el poder hasta la década de 1940.

### 3. *Características de la población.*

La ciudad ocupó, desde su fundación, un territorio poblado por comunidades indígenas, pertenecientes en su mayoría a la raza guaraní. Estas tribus se resistieron inicialmente a los conquistadores, pero no tardaron en someterse y formar pueblos como los de Itatí y Santa Lucía, que proporcionaban apoyo y mano de obra a la ciudad, a partir de la segunda década del siglo XVII. A fines del siglo la ciudad contaba con unos 2000 habitantes, a los que se agregaban algunos indios de servicio.

Al promediar el siglo XVIII, la sociedad correntina estaba compuesta por varios grupos étnicos, entre los cuales el mestizo y el criollo.

llo formaban la masa poblacional predominante. Los indios encomendados se localizaban en los pueblos del interior.

La cantidad de habitantes continuó en aumento progresivo. Los datos demográficos más confiables expresan un crecimiento de 2257 habitantes entre 1769 (2514 hab.) y 1814 (4771 hab.) que muestran un aumento anual de 50 habitantes. El total provincial alcanzaba en ese último año a 30 184 habitantes, con un alto porcentaje de población rural, aunque mal distribuida y con algunas limitaciones importantes. El nivel de vida mantenía sus formas tradicionales y la instrucción en general era baja, aún hacia finales del siglo XIX.

Los censos de población realizados en el siglo pasado expresan de una manera clara la evolución demográfica de la ciudad y de la provincia:

<i>años</i>	<i>ciudad</i>	<i>provincia</i>
1814	4 771 hab.	30 184 hab.
1820	5 308 "	36 697 "
1833	5 668 "	55 897 "
1841	5 382 "	61 782 "
1850	7 904 "	
1854	8 335 "	82 708 "
1857	8 626 "	85 447 "
1869	11 218 "	129 023 "
1895	15 934 "	239 618 "

El desequilibrio político, social y económico provocado por los disturbios y guerra que ocurrieron desde 1839 seguramente influyeron en el lento desarrollo demográfico correntino.

No solamente el índice de masculinidad disminuyó por efecto de muertos en combate, prisioneros, desertores, sino también la población femenina, por la dispersión familiar que acompañó a toda esa situación de inestabilidad. Una tendencia marcada de aumento de población se manifiesta después de 1857 a pesar de la inestabilidad política y militar (batallas de Cepeda y Pavón) y una crisis económica que afectó hasta 1861 e incluso más adelante.

A fines del siglo el crecimiento fue mayor, especialmente por el gran auge y expansión de las actividades agropecuarias y mercantiles que relacionaron a Corrientes con el litoral. A pesar de ello, no se ocultaban dificultades y restricciones, sobre todo en el interior de la

provincia, con una población eminentemente rural, con escasos ingresos, con deficiencias sanitarias, educativas, etc.

La población de la ciudad experimentó constantes fluctuaciones a lo largo de toda su historia. Ellas coinciden frecuentemente con momentos críticos políticos, militares o económicos. La activa participación de Corrientes en eventos militares provocó, ciertamente, el éxodo de la población desde la ciudad a la campaña o a países limítrofes.

Ciertamente, la población creció en correspondencia con la expansión del territorio correntino. Ese proceso de aumento poblacional, aún entrando en la primera mitad del siglo XX, se estancó en forma manifiesta, particularmente por el proceso emigratorio que se hacía cada vez más notable. Inicialmente, ese movimiento fue hacia los territorios nacionales vecinos en plena expansión, y más tarde hacia los centros industriales del país.

#### 4. *Situación económica*

La economía correntina se apoyó inicialmente en las actividades agropecuarias. Ellas constituyeron la base de sustentación de la ciudad y la campaña.

La ganadería tuvo su origen en las tropas de vacunos y equinos trasladados por Hernandarias en su viaje desde Asunción hacia el nuevo emplazamiento, en 1588. Ese ganado se dispersó por toda la provincia y en principio era utilizado sin discriminación por el sistema de vaquerías que se prolongó hasta mediados del siglo XVII. A partir de entonces, la actividad ganadera se consolida con la aparición de las estancias, que ordenaron el sistema de aprovechamiento.

La producción agrícola fue fundamental para el sustento de la población, pero sin alcanzar la importancia de la ganadería, que se constituyó en la columna vertebral de la economía, favorecida por las buenas condiciones ambientales, la expansión territorial y una coyuntura comercial favorable.

A mediados del siglo XVIII, esta última adquirió dimensiones cada vez más crecientes, con tal importancia que toda la economía provincial se estructuró en base a esa producción.

Las actividades comerciales se centraban en la exportación de subproductos ganaderos a través del puerto capitulino. De esa forma se consolidó su desarrollo y además la tendencia creciente de la actividad le imprimió un ritmo dinámico.

Durante el siglo XIX la explotación ganadera adquirió mayor importancia y los stocks aumentaron considerablemente. Así, en 1854 había 673 000 cabezas, y en 1888, 1 841 455 cabezas de ganado, lo que colocaba a Corrientes en los primeros lugares del país.

A pesar de ello, el escaso desarrollo de las vías de comunicación, que mantuvo aislada a la provincia, y esencialmente la falta de recursos oficiales, no pudieron subsanar la deficiencia de capitales que permitieran el mejor aprovechamiento de la tierra, el mejoramiento de las razas, etc. retrasando el perfeccionamiento y progreso de la actividad.

Todos esos inconvenientes que en determinadas épocas se agudizaban, no fueron escollos suficientes para deteriorar la primacía de la provincia sobre el resto del litoral. Así, a fines del siglo XIX era la más importante del nordeste argentino.

##### 5. *Fuentes documentales*

Para realizar este trabajo fue necesario contar con una serie de registros completos de defunciones de mediados del siglo XIX y, al mismo tiempo, censos o recuentos de población en los que aparezca la edad y sexo de los habitantes.

En Corrientes se realizaron una serie de censos a partir de 1814 y en 1820, 1833, 1841, 1850, 1854, 1857, 1869, 1895, para citar los del siglo pasado.

A los efectos de este estudio, se escogieron el censo urbano de 1850 y el censo confederal de 1857, por ser más completos.

El censo de 1850, realizado durante el gobierno de Benjamín Virasoro, previamente a la campaña del Ejército Grande, lo que hace suponer su finalidad militar, está referido a cinco cuestiones básicas de los pobladores: nombre de cada habitante, patria, estado, oficio y edad, aunque no todos están completos.

Las planillas censales organizan a la ciudad en cuatro cuarteles. En los tres primeros se consigna en forma total los datos de varones, y en el caso de las mujeres eso se hace solamente en el primer cuartel. El cuarto carece de datos de ocupación y solamente el dato de edad y sexo se presenta en la totalidad de los casos.

El censo confederal de 1857 sirvió de antecedente para el primer censo nacional de 1869. Razones fundamentalmente de orden político motivaron la ejecución de este censo en las provincias confederadas.

La fecha de realización se fijó en el 16 de marzo y la entrega de la documentación debió realizarse en abril de 1857.

Una vez reunido el material se publicó parcialmente por el Registro Estadístico de la República Argentina en 1860, pero en junio de 1867 un incendio provocó la pérdida total de los testimonios originales y la búsqueda de duplicados en las provincias tuvo poco éxito. Sin embargo, en el Archivo General de la provincia de Corrientes se conservan los padrones de la ciudad capital. Este censo contiene la siguiente documentación: casas, nombre y apellido, edad, sexo, estado, país de nacimiento, si sabe escribir, ocupación, vacunado, imposibilidades físicas, observaciones.

En este documento, la ciudad se hallaba dividida en ocho secciones, además de la marítima, y en todos los casos los datos obtenidos están completos.

Los datos referidos a defunciones ocurridas en la ciudad de Corrientes fueron obtenidos del libro No.4 de "Defunciones 1836-1867". Con el fin de comparar esos datos con los censales, se procedió a obtener la información de edad y sexo de las defunciones ocurridas en 1849-1850-1851 y 1857-1858-1859. Luego se agruparon por grupos quinquenales de edad y sexo, tanto estas últimas como los datos de población total de cada censo.

Cabe acotar que se desecharon algunos datos y que se habilitó un rubro de "edad sin especificar", para colocar allí los que carecían de alguno de los rubros —edad o sexo— analizados.

La forma de analizar y el método utilizado en la elaboración de los datos obtenidos en estas fuentes documentales se explican más adelante.

## BIBLIOGRAFIA

- Censo urbano de 1850.* Archivo General de la Provincia de Corrientes.
- Censo confederal de 1857.* Archivo Gral. de la Provincia de Corrientes.
- Maeder, Ernesto J. A. *Crónica histórica del Nordeste argentino.* En: Revista de Estudios Regionales. Año I, No.1. Programa de Estudios Regionales. CONICET, Corrientes, 1976. pp. 39-63.
- \_\_\_\_\_. *El censo de POBLACION de 1857 para la Confederación argentina.* En: Revista de la Junta de Historia de Corrientes, Corrientes, 1966. pp. 149.
- \_\_\_\_\_. *Guerra civil y crisis demográfica en Corrientes. El censo provincial de 1841.* En: Folia Histórica del Nordeste, No.4, Facultad de Humanidades – Instituto de Investigaciones Geohistóricas Resistencia-Corrientes, 1980. pp. 58-90.
- \_\_\_\_\_. *Historia económica de Corrientes en el período virreinal 1776-1810.* T.V.I, Historia Económica y Social, Academia Nacional de la Historia, Buenos Aires, 1982. pp. 458.
- Mantilla, Manuel Florencio. *Crónica histórica de la provincia de Corrientes.* Notas biográficas por Angel Acuña. Talleres del ISAG, Buenos Aires, 1972. 2 tomos.
- Sonzogni, Cristina M. y Ramírez, Mirta B. *La población de la ciudad de Corrientes a mediados del S. XIX.* En: Cuadernos de Geohistoria Regional No. 2. Instituto de Investigaciones Geohistóricas, CONICET-FUNDANORD, Corrientes, 1980. pp. 53.

### Capítulo II

## ANALISIS DE LA INFORMACION RECOGIDA Y ESTIMACION DE LA MORTALIDAD

### 1. *La información recogida*

En el cuadro 1 se presenta la población enumerada en la ciudad de Corrientes en los censos de 1850 y 1857, clasificada por sexos y grupos de edad; en el cuadro 2 aparecen las defunciones registradas entre 1849 y 1851 (es decir en torno al año del primer censo) y entre 1857 y 1859 (en años próximos al segundo), también clasificadas por sexos y grupos de edad.

Cuadro 1  
POBLACION DE LA CIUDAD DE CORRIENTES POR GRUPOS DE EDADES

*Censo de la ciudad de Corrientes – 1850*

Grupo Edad	Varones	Mujeres	TOTAL
0 – 4 años	573	536	1109
5 – 9	615	564	1179
10 – 14	438	521	959
15 – 19	268	583	851
20 – 24	226	485	711
25 – 29	202	424	626
30 – 34	170	343	513
35 – 39	186	329	515
40 – 44	110	276	386
45 – 49	89	214	303
50 – 54	74	142	216
55 – 59	44	109	153
60 – 64	42	99	141
65 – 69	26	86	112
70 – 74	19	41	60
75 – 79	9	21	30
80 y más	7	33	40
<b>TOTAL</b>	<b>3098</b>	<b>4806</b>	<b>7904</b>

*Censo confederal – 1857*

Varones	Mujeres	TOTAL
607	549	1156
634	645	1279
447	486	933
291	620	911
246	579	825
272	483	755
219	385	604
194	305	499
148	342	490
114	166	280
100	203	303
51	100	151
47	138	185
23	46	69
19	68	87
9	16	25
15	59	74
<b>3436</b>	<b>5190</b>	<b>8626</b>

Cuadro 2  
DEFUNCIONES REGISTRADAS EN LA CIUDAD DE CORRIENTES, SEGUN SEXO Y GRUPO DE EDAD.  
1849-51 y 1857-59

Grupo edad (años)	1849		1850		1851		1857		1858		1859	
	var.	muj.										
0 - 4	25	25	38	32	26	23	25	18	24	19	37	32
5 - 9	3	2	4	4	4	1	4	1	8	3	7	7
10 - 14	6	1	1	1	2	2	1	3	1	1	2	4
15 - 19	2	2	2	2	-	1	1	1	4	1	5	5
20 - 24	2	6	2	-	2	1	3	5	3	7	5	5
25 - 29	-	2	2	1	2	3	4	2	3	10	3	1
30 - 34	1	4	1	9	1	5	2	1	3	5	4	2
35 - 39	2	1	1	-	-	1	-	1	2	-	2	5
40 - 44	3	4	2	6	2	3	4	5	3	6	4	11
45 - 49	1	2	2	-	2	-	2	2	2	1	-	4
50 - 54	1	4	1	1	2	3	1	6	2	3	4	6
55 - 59	-	-	-	2	1	-	1	1	1	2	2	1
60 - 64	3	1	3	4	7	11	1	8	1	3	6	6
65 - 69	-	-	1	-	-	1	1	4	-	1	-	1
70 - 74	2	4	5	4	-	3	3	3	1	2	2	5
75 - 79	-	-	-	-	-	-	1	1	-	1	5	2
80 y más sin esp.	-	2	2	5	2	1	1	3	4	4	1	4
	6	4	3	6	3	-	4	1	1	5	1	3
TOTAL	57	64	70	77	56	59	59	66	63	74	90	104
	121		147		115		125		137		194	

La información contenida en los cuadros 1 y 2 es muy escasa. El número de muertes registradas en un año, para ciertos grupos de edades, es cero o toma un valor tan pequeño como 1 ó 2.

Con números tan pequeños sería vano intentar estimar la mortalidad separadamente, tanto por sexo, como por época. Lo juicioso es reunir todos los datos —los provenientes de los censos y los originados en los registros— en un solo cuadro a fin de obtener tasas anuales de mortalidad por edad que, por tener un respaldo numérico de cierta importancia, muestran la tendencia que normalmente se manifiesta.

## 2. *La información analizada*

Es esto lo que se ha hecho en el cuadro 3, con el propósito de aplicar un método, ideado por el profesor William Brass<sup>1</sup>, que designamos en español “distribución por edades de las muertes”. En una primera elaboración, se conserva la clasificación de la información por grupos quinquenales de edad. Se muestra en él el promedio anual de muertes, que resulta de sumar las defunciones registradas en los seis años indicados y dividir las por 6, y la población promedio entre la censada en 1850 y 1857.

Con la información así elaborada se está en condiciones de aplicar el método aludido, que consiste en calcular, para cada edad desde los 5 años hasta los 75, cada cinco años, lo que designamos  $b(x)$ , la tasa de entrada a la edad  $a$ , y  $d(x+)$ , la tasa de mortalidad para las edades por encima de  $x$ . La relación fundamental que se plantea entre esas tasas y la tasa intrínseca de crecimiento, que se supone invariable con la edad, es:

$$b(x) = d(x+) + r$$

En una población en la que los registros fueran completos, esto es, que no estuvieran afectados por omisiones, y en la que la fecundidad y la mortalidad hubieran permanecido constantes o variado moderadamente en el pasado, cabría esperar que esa relación se verificara aproximadamente. Representada en un gráfico, debe adoptar

---

<sup>1</sup> William Brass, *Cuatro Lecciones de William Brass*, CELADE, Serie D, No. 91, Santiago de Chile, 1977.

Cuadro 3  
POBLACION MEDIA Y MUERTES ANUALES MEDIAS, ENTRE 1849 y 1859, POR GRUPOS DE EDADES.  
CALCULO DE TASAS DE ENTRADA Y DE MORTALIDAD POR EDADES

Grupo de edades	Muertes anuales medias a/	Población media b/	Muertes de edad x y más	Población de edad x y más	Densidad de población a la edad xc/	Tasas de Entrada d/	Tasas de Mortalidad e/
$x - x + 4$	${}_s D_x$	${}_s N_x$	$D(x+)$	$N(x+)$	$N(x)$	$b(x)$	$d(x+)$ (por mil)
0 - 4	54,0	1 132,5	133,6	8 265,0			
5 - 9	8,0	1 229,0	79,6	7 132,5	236,2	33,1	11,2
10 - 14	4,2	946,0	71,6	5 903,5	217,5	36,8	12,1
15 - 19	4,3	881,0	67,4	4 957,5	182,7	36,9	13,6
20 - 24	6,8	768,0	63,1	4 076,5	164,9	40,5	15,5
25 - 29	5,5	690,5	56,3	3 308,5	145,9	44,1	17,0
30 - 34	6,3	558,5	50,8	2 618,0	124,9	47,7	19,4
35 - 39	2,5	507,0	44,5	2 059,5	106,6	51,8	21,6
40 - 44	8,8	438,0	42,0	1 552,5	94,5	60,9	27,1
45 - 49	3,0	291,5	33,2	1 114,5	73,0	65,5	29,8
50 - 54	5,7	259,5	30,2	823,0	55,1	67,0	36,7
55 - 59	1,8	152,0	24,5	563,5	41,2	73,1	43,5
60 - 64	9,0	163,0	22,7	411,5	31,5	76,5	55,2
65 - 69	1,5	90,5	13,7	248,5	25,4	102,2	55,1
70 - 74	5,7	73,5	12,2	158,0	16,4	103,8	77,2
75 - 79	1,7	27,5	6,5	84,5	10,1	119,5	76,9
80 y más	4,8	57,0	4,8	57,0			
Total	133,7	8 265,0					

a/ Muertes anuales promedias de los seis años 1849-51 y 1857-59.

b/ Promedio de la población censada en 1850 y 1857

c/  $N(x) = ({}_s N_{x-s} + {}_s N_x) / 10$

d/  $b(x) = N(x) / N(x+)$

e/  $d(x+) = D(x+) / N(x+)$

Cuadro 4  
VALORES SELECCIONADOS DEL CUADRO 3 CON TASAS DE  
ENTRADA Y DE MORTALIDAD QUE SE APROXIMAN A UNA  
TENDENCIA LINEAL

Edad	Densidad de población a la edad $x$	Muertes de edad $x$ y más	Población de edad $x$ y más	Tasas anuales por mil		
				Entrada	Muerte	Aumento
$x$	$N(x)$	$D(x+)$	$N(x+)$	$b(x)$	$d(x+)$	$r(x)$
5	236,2	79,6	7 132,5	33,1	11,2	22,0
15	182,7	67,4	4 957,5	36,9	13,6	23,3
25	145,9	56,3	3 308,5	44,1	17,0	27,1
30	124,9	50,8	2 618,0	47,7	19,4	28,3
35	106,6	44,5	2 059,5	51,8	21,6	30,2
45	73,0	33,2	1 114,5	65,5	29,8	35,7
65	25,4	13,7	248,5	102,2	55,1	47,1

la forma de una línea recta, con tangente igual a la unidad y con una ordenada al origen equivalente a la tasa intrínseca de crecimiento.

En la práctica, el método se aplica sin la expectativa de encontrar reproducida esa situación teórica, sino más bien con la idea de poner de manifiesto, si es que existe, una sistemática omisión en el registro de muertes. Esto se evidencia en el hecho de que la pendiente de la recta no toma el valor esperado, igual a la unidad, sino uno mayor. Se tiene así un indicio de que las muertes están deficientemente registradas, con una importancia relativa dada por un factor (que se simboliza  $f$ ) de las registradas.

Si los puntos resultan aproximadamente alineados, es fácil determinar un valor apropiado de  $f$ , tal que al corregir las muertes haciendo el producto  $f \cdot d(x+)$ , se obtiene un número de muertes, teóricamente corregidas por omisión, que tiene la virtud de hacer que la expresión lineal tenga una pendiente próxima a la unidad.

A fin de hacer más justificable la aplicación del procedimiento o, si se quiere, hacer más plausible el ajuste de la información mediante una línea recta, se abandonó la clasificación en grupos quinquenales de la observación original y se clasificaron los datos en grupos convenientes, de amplitud variable. Se tiene así la ventaja de lograr un conjunto de puntos que muestran una clara tendencia lineal, sin desvíos pronunciados de ella.

En el cuadro 4 se presenta la nueva agrupación de datos. Adviértase que la información, incluida la función  $N(x)$ , se copia del cuadro 3.

### 3. El análisis de la información

En el gráfico 1 se presentan las siete tasas  $b(x)$  y  $d(x+)$ . Puede verse que ellas resultan alineadas, aunque con una pendiente diferente a 1. Si se hace un ajuste, tomando dos puntos promedios, en el que intervienen las cuatro primeras tasas en el primero, y las cuatro últimas en el segundo, resulta una pendiente, indicativa del factor de corrección con el que deben ajustarse las muertes registradas, igual a 1,63. Esto es  $f = 1,63$ .

Es este ajuste el que se hace en el cuadro 5, que se presenta a continuación:

Cuadro 5  
TASAS ANUALES CORREGIDAS\*

Edad	Entrada	Muerte	Aumento
$x$	$b(x)$	$1,63 d(x+)$	$r(x)$
5	33,1	18,3	14,8
15	36,9	22,2	14,7
25	44,1	27,7	16,4
30	47,7	31,6	16,1
35	51,8	35,2	16,6
45	65,5	48,6	16,9
65	102,2	89,8	12,4

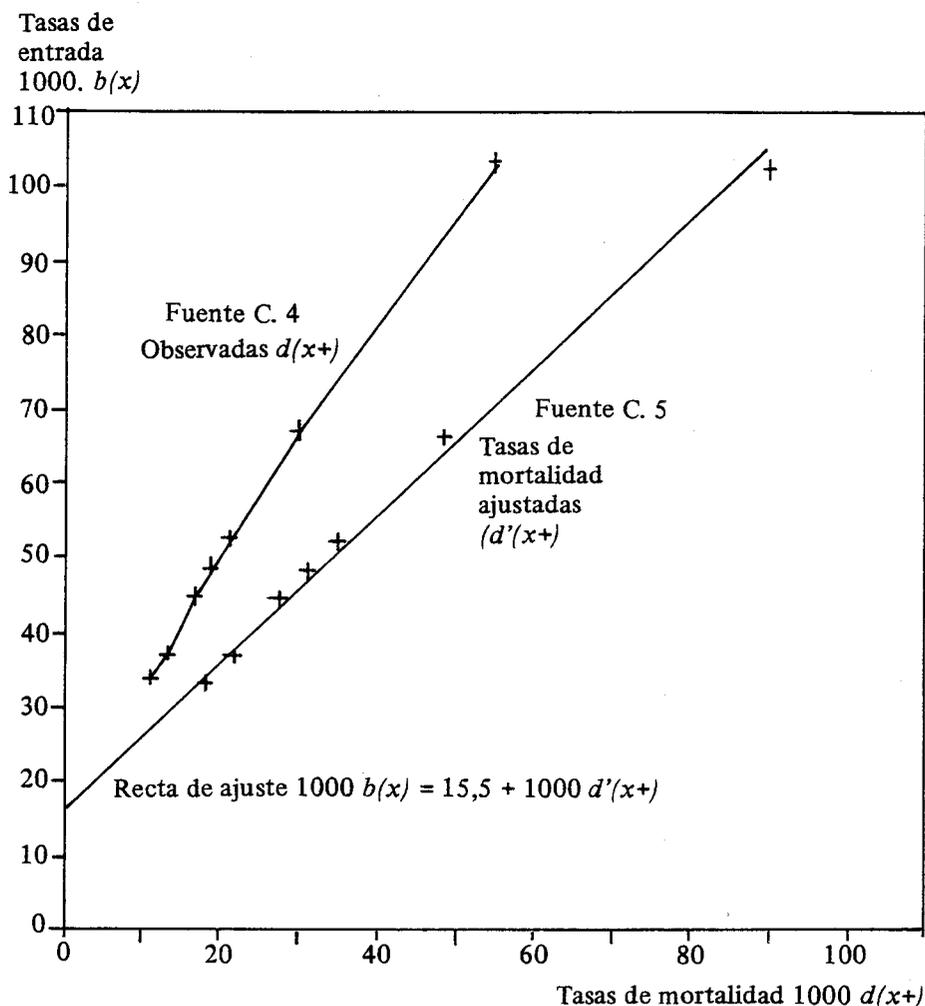
\* (las tasas de mortalidad se multiplican por 1,63)

Si se ajustan ahora los valores del cuadro 5, en el que las tasas de mortalidad han sido multiplicadas por el factor 1,63, utilizándose para ese propósito el mismo procedimiento empleado antes (es decir, empleándose dos puntos promedios para definir una recta) se obtiene esta expresión de la recta de ajuste:

$$b(x) = 0,0155 + 1 \cdot d'(x+)$$

indicando expresamente que la tangente vale 1. Los valores  $d'(x+)$  representan los de las tasas de mortalidad corregidas.

Gráfico 1  
 TASAS DE ENTRADA,  $b(x)$ , COMPARADAS CON TASAS DE  
 MORTALIDAD OBSERVADAS  $d(x+)$  Y AJUSTADAS  
 $[d'(x+) + 1.63 d(x+)]$ . Recta de ajuste



En el gráfico 1, en el que se mostraban, según hemos visto, los puntos observados, sin corregir, se agrega ahora la serie de puntos en los que las tasas de mortalidad han sido multiplicadas por el factor 1,63, y también la recta de ajuste indicada.

En el cuadro 6 se muestra el efecto de ese ajuste, en la tabla de vida que se estima: se multiplican las muertes, agrupadas siguiendo el criterio del cuadro 4, por el factor de corrección y luego se calculan con ellas, sucesivamente, las tasas de mortalidad, las probabilidades de muerte para tramos de vida entre los 5 y los 80 años, y final-

Cuadro 6  
 CALCULO DE ALGUNAS FUNCIONES DE LA TABLA DE VIDA A PARTIR DE LA CORRECCION  
 DE SUERTES POR PRESUNTA OMISION

Tramo de edades	Muertes anuales	Población media	Muertes ajustadas	Tasa de mortalidad	Probabilidad de morir	Sobrevivientes
$x, x+n$	${}_nD_x$	${}_nN_x$	$1,63 \cdot {}_nD_x$	${}_n m_x$	${}_n q_x$	$l(x)$
5 - 15	12,2	2 175,0	19,9	0,0091	0,0876	0,62635
15 - 25	11,1	1 649,0	18,1	0,0110	0,1050	0,57148
25 - 30	5,5	690,5	9,0	0,0130	0,0631	0,51148
30 - 35	6,3	558,5	10,3	0,0184	0,0882	0,47920
35 - 45	11,3	945,0	18,4	0,0195	0,1797	0,43694
45 - 65	19,5	866,0	31,8	0,0367	0,5597	0,35842
65 - 80	8,9	191,5	14,5	0,0758	0,7253	0,15781
80						0,04335

mente, la función  $l(x)$  de la tabla de vida, adoptando arbitrariamente como raíz, a la edad 5, el valor 0,62635, es decir, se hace  $l(5) = 0,62635$ . La elección de este número no es totalmente arbitraria. Es el valor que toma, en una tabla modelo de vida<sup>2</sup>, con un nivel de tasas, entre los 5 y 80 años, aproximado al observado en Corrientes.

Resta ahora ajustar los valores de la función  $l(x)$  y completarla para tramos quinquenales de edad, a partir de 5.

Se realiza este ajustamiento e interpolación utilizando el sistema logito de tablas de vida, propuesto por el profesor William Brass<sup>3</sup>, adoptando como tabla estándar la tabla modelo, de la familia Oeste, Nivel 6, de Coale y Demeny. Se calculó una función de sobrevivencia para ambos sexos a partir de las tablas modelo por sexo utilizando un índice de masculinidad al nacimiento igual a 1,05.

No resultaría de interés incluir en esta nota una descripción detallada de la forma en que se efectuó ese ajustamiento. Baste decir que los 8 puntos 'observados', los 8 valores de la función  $l(x)$  que aparecen en el cuadro 6, se ajustan utilizando los valores que toma esa función en la tabla estándar. Se impone una relación lineal, entre esos dos conjuntos de puntos, en el sistema logito, lo que puede expresarse:

$$Y(x) = A + B \cdot YS(x)$$

donde  $Y(x)$  y  $YS(x)$  son los logitos de la función  $l(x)$  que resulta de la observación (cuadro 6) y de la tabla estándar, respectivamente.

Se define el logito de  $l(x)$  mediante la relación:

$$\text{logito } l(x) = 1/2 \ln (1/l(x) - 1)$$

Los parámetros A y B indican, en forma aproximada, cuánto difiere la tabla ajustada de la estándar, en nivel (parámetro A) y en estructura (parámetro B). Una coincidencia total entre ambas tablas conduce a valores  $A = 0$  y  $B = 1$ . Si bien esa igualdad plena no se da

---

<sup>2</sup> Ansley J. Coale y Paul Demeny, *Regional Model Life Tables and Stable Populations* (second edition), Academic Press, New York, 1983.

<sup>3</sup> William Brass, 'Métodos para estimar la fecundidad y la mortalidad en poblaciones con datos limitados', *Sobre la escala de la mortalidad*, CE-LADE, Serie E, No. 14, 1974.

en el caso analizado, es evidente que la tabla estándar y la que resulta del ajuste de los valores observados tienen mucha similitud: el parámetro A vale 0,00878, un número cercano a cero, y  $B = 0,97570$ , un valor cercano a 1.

En el ajuste que condujo a esos valores paramétricos se empleó el mismo procedimiento utilizado antes, cuando se ajustaron observaciones imponiendo una tendencia lineal: se definieron dos puntos, tomando promedios de valores próximos, y luego se definió la recta que los unía.

#### 4. *Los resultados*

El resultado del análisis descrito conduce a una tabla de mortalidad, a partir de la edad 5 años, que se considera representativa de la mortalidad en torno a los años 1849-1859 en la ciudad de Corrientes.

Algunas funciones de esa tabla se dan en el cuadro 7. Se las designa con la notación de uso general.

Un indicador sintético de la mortalidad se tiene en la esperanza de vida a los 5 años: vale 44,59, un valor bajo, representativo de una mortalidad alta, como era de esperar dada la época, 1849-1859, a la que está referido.

Más conocida que la esperanza de vida a los 5 años es la esperanza de vida al nacer. No se puede, con la información disponible elaborar una estimación confiable de ese indicador. Si se acepta (lo que puede ser falso), que la estructura de la mortalidad en los primeros años de vida se asemeja en la población estudiada a la de la tabla modelo de vida que se usó como estándar, puede estimarse la esperanza de vida al nacer en 31 años, para ambos sexos. Por lo que termina de decirse, debe tomarse este valor con cautela.

Resulta, pues, que la estimación de la esperanza de vida al nacer es claramente inferior a la que corresponde a los 5 años. Esto es así porque son muy altos los riesgos de morir en los primeros años de la vida, especialmente a lo largo del primer año. Con igual cautela que la recomendada antes para considerar el valor de la esperanza de vida al nacer, puede estimarse la mortalidad infantil, que es el riesgo de morir antes de alcanzar el primer año de vida que tiene un recién na-

Cuadro 7  
 TABLAS DE VIDA A PARTIR DE LA EDAD 5, AMBOS SEXOS. CIUDAD DE CORRIENTES.  
 1849-1859

Edad	Sobrevivientes a edad $x$	Tiempo vivido entre $x$ y $x+5$	Muertes entre $x$ y $x+5$	Tasa de mortalidad entre $x$ y $x+5$	Tiempo vivido después de $x$	Esperanza de vida a la edad $x$
$x$	$l(x)$	${}_5L_x$	${}_5d_x$	${}_5m_x$	$T(x)$	$e(x)$
5	100 000	489 010	4 396	0,0090	4 459 119	44,59
10	95 604	470 132	3 155	0,0067	3 970 109	41,53
15	92 449	452 080	4 066	0,0090	3 499 977	37,86
20	88 383	429 008	5 163	0,0120	3 047 847	34,49
25	83 220	402 548	5 421	0,0135	2 618 889	31,47
30	77 799	374 572	5 769	0,0154	2 216 341	28,49
35	72 030	345 028	6 049	0,0175	1 841 769	25,57
40	65 981	314 098	6 323	0,0201	1 496 741	22,68
45	59 658	282 220	6 428	0,0228	1 182 643	19,82
50	53 230	247 970	7 272	0,0293	900 423	16,92
55	45 958	210 380	7 764	0,0369	652 453	14,20
60	38 194	168 745	8 890	0,0527	442 073	11,57
65	29 304	124 280	8 896	0,0716	273 328	9,33
70	20 408	81 105	8 374	0,1032	149 048	7,30
75a/	12 034	67 943	12 034	0,1771	67 943	5,65

a/ Las funciones  $L$ ,  $d$  y  $m$  se refieren al intervalo 75-100 años.

cido. Resulta 250 por mil nacimientos. Un valor extraordinariamente alto, coherente con la esperanza de vida al nacer de 31 años.

##### 5. *Comparación con otra estimación de mortalidad para Corrientes*

En 1984 se elaboró una estimación de la mortalidad, por sexos, de la Ciudad de Corrientes, entre 1866 y 1875, partiendo de información sobre orfandad de los novios recogida en las actas de matrimonio<sup>4</sup>. Es interesante comparar ese resultado con el obtenido en el presente estudio.

Deben resolverse algunos problemas derivados del hecho de que la estimación anterior estaba hecha separadamente para cada sexo, en tanto que la actual se refiere a ambos sexos.

Se resolvió esto elaborando una estimación para ambos sexos a partir de las tablas de vida por sexo, entre las edades 30 y 70 años, construidas en el trabajo sobre orfandad. Las tasas de mortalidad para ambos sexos, en grupos quinquenales se muestran en el cuadro 8, en el que también se han copiado los resultados obtenidos en este estudio.

Las tasas obtenidas en este trabajo son sistemáticamente mayores a las calculadas en el estudio anterior. Una medida resumen, la esperanza de vida entre las edades 30 y 70, de una persona de edad 30 valen: 28,26 según el estudio basado en información de orfandad de novios, 26,57 en el que se apoya en datos de muertes registradas y censos.

Pueden interpretarse estos resultados de diferente forma. Las dos extremas son: si los datos son comparables, es decir, si la primera estimación se toma como representativa de la mortalidad de toda la población, la conclusión que se saca es que entre 1849-59 y 1866-75 hubo un claro descenso en la mortalidad.

---

<sup>4</sup> Ana María H. Foschiatti y Jorge L. Somoza, *Breve historia de la ciudad de Corrientes y estimación de la mortalidad adulta, por sexo, a partir de información sobre orfandad recogida en actas matrimoniales de la Catedral de Corrientes entre 1866 y 1875*, documento presentado al seminario sobre Orfandad y mortalidad adulta en el pasado, organizado por la Unión Internacional para el Estudio Científico de la Población y el CELADE, San José, 1984.

Cuadro 8  
 CIUDAD DE CORRIENTES: COMPARACION DE LAS TASAS  
 DE MORTALIDAD ESTIMADAS PARA AMBOS SEXOS EN DOS  
 ESTUDIOS

Método	Incidencia de orfandad por edades	Distribución por edades de las muertes
Período: Grupo de edades	1866-75 Tasas de mortalidad ( ${}_5m_x$ )	1849-59
30 - 34	0,0122	0,0154
35 - 39	0,0141	0,0175
40 - 44	0,0164	0,0201
45 - 49	0,0192	0,0228
50 - 54	0,0250	0,0293
55 - 59	0,0322	0,0369
60 - 64	0,0462	0,0527
65 - 69	0,0638	0,0716

La otra interpretación, más cautelosa, es que los valores no son comparables porque la estimación basada en orfandad de novios no representa a toda la población sino, acaso, a un sector de mejores condiciones de vida que las promedias y, por lo tanto, de una menor mortalidad. Podría, por lo tanto, interpretarse el resultado como una indicación de la diferencia de mortalidad entre un sector y toda la población, ignorándose la diferencia de épocas a que están referidas las dos estimaciones.

Cabe, desde luego, una interpretación que en cierta forma toma en parte cada una de las anteriores: es posible que el sector estudiado entre 1866 y 1875 tenga una mortalidad menor, pero puede también ser cierto que entre 1849-59 y 1866-75 la mortalidad haya descendido. La baja sería, con esta interpretación, no tan importante como la que muestran las tasas del cuadro 8.

En Demografía Histórica es frecuente terminar un estudio con dudas como las que han surgido al comentar las cifras del cuadro 8. El camino a seguir para ir conociendo cada vez mejor la verdadera situación demográfica de una población en el pasado es continuar realizando estudios, con cuanto dato pueda obtenerse, a fin de lograr nuevas estimaciones que permitan ir confirmando o rectificando los resultados que se vayan logrando.