

# NOTAS DE POBLACION

Revista Latinoamericana de Demografía



LC/DEM/G.66  
Julio de 1989

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 DEMOGRAFIA**

**NOTAS DE POBLACION**

**AÑO XV, Nº 45, SANTIAGO DE CHILE, DICIEMBRE DE 1987**

**CENTRO LATINOAMERICANO DE DEMOGRAFIA**

**Director: Reynaldo F. Bajraj**

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.

**Redacción y Administración:**  
Casilla 91, Santiago, Chile

Precio del ejemplar: US\$ 8  
Suscripción anual: US\$ 20

## SUMARIO

	<i>Página</i>
Empleo de la información de la encuesta mundial de fecundidad para estudiar la composición de hogares. Susan De Vos.....	9
La utilización de información sobre residencia de los parientes para medir la emigración internacional. Hania Zlotnik .....	25
Descomposición del grupo de menores de 5 años en edades simples en base a las proyecciones de población. Oscar Moya .....	69
Estimación de una tabla de mortalidad a partir de relaciones de sobrevivencias quinquenales. Oscar Moya .....	83

## AGRADECIMIENTOS

El autor expresa su gratitud y reconocimiento a las oficinas estadísticas de Colombia, Costa Rica, República Dominicana, México, Panamá y el Perú por la autorización otorgada para utilizar la información de la Encuesta Mundial de Fecundidad a fin de estudiar la estructura de los hogares en la América Latina. El proyecto lo financió NICHD mediante la donación HD18788. El señor Beverly Rowe, ex jefe de la división de computación y archivo de la Encuesta Mundial de Fecundidad, facilitó gentilmente el acceso del proyecto a la información. Cheryl Knobeloch y Roger Wojtkiewicz proporcionaron asistencia en el manejo de datos. Shirley Mellema y Valerie Bower suministraron ayuda de tipo secretarial. También se agradece el acceso a los servicios del Center for Demography and Ecology de la Universidad de Wisconsin en Madison, con financiamiento del Centro NICHD mediante donación HDO5876.

**EMPLEO DE LA INFORMACION DE LA ENCUESTA  
MUNDIAL DE FECUNDIDAD PARA ESTUDIAR  
LA COMPOSICION DE HOGARES**

**Susan de Vos**

(Investigadora Auxiliar del Center for  
Demography and Ecology de la Universidad  
de Wisconsin en Madison)

**RESUMEN**

El presente informe tiene por objeto aportar algunas observaciones acerca del estudio demográfico realizado sobre la composición de hogares, proporcionando unos cuantos ejemplos, tomados de los archivos de la Encuesta Mundial de Fecundidad por Hogares, de seis países de la América Latina: México, Costa Rica, República Dominicana, Panamá, Colombia y el Perú. Los cuatro temas técnicos son: 1) la determinación de quienes forman parte de una muestra de hogares, 2) la utilización de tipologías de hogares, 3) la definición del estado civil y 4) la calidad de la información.

(COMPOSICION DEL HOGAR)  
(ENCUESTA MUNDIAL SOBRE LA  
FECUNDIDAD)

(CALIDAD DE LOS DATOS)

## USING WORLD FERTILITY SURVEY DATA TO STUDY HOUSEHOLD COMPOSITION

### SUMMARY

The purpose of this note is to comment on a demographic study of household composition, providing a few examples from the World Fertility Household files of six countries in Latin America: Mexico, Costa Rica, Dominican Republic, Panama, Colombia and Peru. The four technical topics are 1) determining who is part of a household sample, 2) the use of household typologies, 3) defining marital status and 4) data quality.

(HOUSEHOLD COMPOSITION)  
(WORLD FERTILITY SURVEY)

(QUALITY OF DATA)



## INTRODUCCION

La información relativa a los hogares reunida en la Encuesta Mundial de Fecundidad puede revelar muchos aspectos importantes, aún mal comprendidos, acerca de la composición de los hogares en la América Latina y otros países, cuyos censos actualmente arrojan poca información sobre el tema (Torrado, 1981a, 1981b). Por ejemplo: ¿Cuán complejos son los hogares latinoamericanos en comparación con los de otras regiones del mundo? ¿Existen diferencias importantes entre países en cuanto al tipo de hogares, clases y zonas urbanas o rurales?

Hasta la fecha, la información respecto de los hogares de la Encuesta Mundial de Fecundidad se ha utilizado poco, debido a que su objetivo principal era estimar los niveles y las tendencias en materia de fecundidad, nupcialidad y mortalidad infantil y de la niñez y no la composición de hogares. Sin embargo, en muchos países la Encuesta Mundial de Fecundidad escogió muestras de hogares nacionalmente representativos como paso para determinar los posibles encuestados para una investigación de fecundidad más exhaustiva. Algunos países se dieron el trabajo de pedir información demográfica básica acerca de cada integrante del hogar, anotaron las relaciones entre los miembros del hogar y editaron la muestra de hogares según un formato relativamente normalizado. En éste se incluyeron seis países de la América Latina: México, República Dominicana, Costa Rica, Panamá, Colombia y el Perú. (Véase también Kabir, 1980).

La información de hogares desglosada a un micro-nivel en la Encuesta Mundial de Fecundidad puede examinarse comparándola con la de todo el hogar o con la de cada uno de sus miembros como unidad de análisis.<sup>1</sup> Además, la información relativa a aspectos socioeconómicos y de fecundidad que figura en la encuesta detallada de fecundidad de las muestras de mujeres en edad de procrear puede combinarse con información del archivo de hogares (Véase, Weekes-Vagliani 1980). Por ejemplo: los hogares que tienen por jefe a una mujer pueden

<sup>1</sup> Los investigadores interesados en analizar la información de la Encuesta Mundial de Fecundidad deben obtener autorización de los países respectivos. Esta tarea la coordina el Centro Internacional de Investigaciones Estadísticas (International Statistical Research Center) en Voorburg, Países Bajos. Los archivos de datos de la Encuesta Mundial de Fecundidad actualmente están bajo la supervisión del señor John Cleland, cuya dirección es la siguiente:

Mr. John Cleland  
ISRC Dynamic Data Base  
428 Prinses Beatrixlaan, P.O. Box 950  
2270 AZ Voorburg  
Países Bajos

examinarse a la luz de la formación educacional de la mujer, el origen rural, la edad al momento del primer parto, el número de hijos o cualesquiera otros factores. (De Vos y Richter, 1986.)

La idea principal del presente informe es de carácter técnico y se refiere a cuatro temas importantes: 1) la determinación de quiénes forman parte de una muestra de hogares, 2) la utilización de tipologías de hogares, 3) la definición del estado civil y 4) la calidad de la información. Este trabajo concluye con unas cuantas observaciones relativas a las limitaciones que acarrea el empleo de datos representativos para estudiar los hogares.

## DETERMINACION DE LA MUESTRA

De capital importancia al estudiar los hogares es la definición de lo que se entiende por hogar y quiénes forman parte de él. Mientras los economistas pueden definir los hogares para que concuerden con las transferencias económicas de cierto tipo, los demógrafos tienden a centrar la atención en la comunidad de vivienda, aunque se sabe que todos los integrantes del hogar quizá no compartan un mismo presupuesto y que pueden haber transferencias significativas entre hogares (Wall, 1983). Por ejemplo, en la Encuesta Mundial de Fecundidad se definieron los hogares para incluir a todas las personas que "viven y comen juntas". En ella se enumeraron todos los integrantes *habituales* de un hogar y otros que habían dormido ahí la noche anterior:

"Los que integran un hogar viven y comen juntos. Por consiguiente, un hogar no es *necesariamente* una vivienda o una familia (aunque en muchos casos lo es). Por ejemplo, los empleados o amigos que viven con la familia son integrantes del hogar pero puede que no sean familiares. Asimismo, especialmente en las zonas urbanas, a menudo puede haber más de un hogar en una sola vivienda".

(Página 11 de las instrucciones para entrevistadores, Basic Documentation N<sup>o</sup> 6 de la Encuesta Mundial de Fecundidad 1975.)

En dos de los países, México y Costa Rica, sencillamente se consideró a todos los miembros "habituales" como "integrantes del hogar", lo que obligó al investigador a utilizar también esa definición. Sin embargo, en los otros países subsiste una cuestión importante, debido a que no sabemos cuáles de las personas enumeradas (visitantes, miembros ausentes o presentes) deben incluirse en las muestras definitivas de hogares. Los visitantes no eran integrantes habituales del hogar, pero habían dormido en el hogar la noche anterior. Todo lo que sabemos acerca de los integrantes ausentes es que eran miembros "habituales" del hogar, pero que no habían dormido en el hogar la noche anterior. Se esperaba que los diferentes países elaboraran sus propias definiciones del término "habitual"; la oficina principal de la Encuesta Mundial de Fecundidad sólo señaló la necesidad de que se hiciera tal determinación. (Training Manual 1976, p. 40.) Si los integrantes pueden ausentarse durante períodos prolongados, entonces 1) puede pensarse que los miembros ausentes han tenido dos oportunidades de participar en la encuesta, una en su residencia "permanente" y la otra en su residencia

Cuadro 1

**AMERICA LATINA: PROPORCION DE VISITANTES E INTEGRANTES  
AUSENTES EN LAS MUESTRAS DE HOGARES DE CUATRO  
PAISES, 1975-1977**

País	Miembros presentes y visitantes	Miembros presentes y ausentes	Miembros presentes, ausentes y visitantes	Tamaño de la muestra
Colombia <sup>a</sup>	5.0	14.7	1.6	(9 793)
República Dominicana	7.6	16.6	2.1	(10 885)
Panamá	4.8	4.8	0.3	(4 771)
Perú <sup>a</sup>	4.1	13.0	0.7	(7 412)

Fuente: Información de hogares de la Encuesta Mundial de Fecundidad.

<sup>a</sup>Las cifras se basan en recuentos ponderados.

"temporal", y 2) la información puede indicar una mayor frecuencia de familias enteras de lo que en realidad sucede. Estos problemas pueden ser importantes en zonas en que la población practica la migración temporal para buscar empleo.

La cuestión dista mucho de ser trivial, ya que afecta entre el 10% y el 26% de todos los hogares en Colombia, República Dominicana, Panamá y el Perú. (Véase el cuadro 1.) Entre el 5% y el 19% de los hogares tenían un integrante ausente, mientras que del 5% al 10% de los hogares tenían un visitante.

Además, el número de visitantes e integrantes presentes y ausentes en los hogares variaba según que se tomaran en cuenta características como la edad, el sexo y la relación con el jefe del hogar. Por ejemplo, en los cuatro países antes mencionados, la proporción de hijos (de cero a 14 años) entre los visitantes era menor que la que existía entre los miembros presentes, mientras la proporción de los que tenían entre 15 y 24 años era mayor. Una proporción significativamente más alta de los visitantes tendía a no tener parentesco con el jefe del hogar o estaba constituida por nietos del jefe del hogar. Mientras estas dos categorías representaban sólo entre el siete y el 10% de los miembros presentes en el hogar, constituían entre el 26% y el 44% del número de visitantes. (Véase el cuadro 2.) En la República Dominicana, "otros parientes" del jefe del hogar constituían también un componente importante del número de visitantes. Aunque menos importantes desde el punto de vista cuantitativo, los padres del jefe del hogar también estaban excesivamente representados en el número de visitantes. (Véase nuevamente el cuadro 2.) Era probable que los integrantes ausentes fueran hombres y que fueran jefes del hogar o hijos del jefe del hogar. (Véase otra vez el cuadro 2.) Ello indica que muchos se ausentaban por razones de empleo o desempleo, mientras había tendencia a que los visitantes fueran amigos o miembros de familias complejas. (No parecía haber ninguna relación clara entre la residencia en zonas urbanas o rurales y la frecuencia de visitantes o miembros ausentes en ninguno de los países.)

Hay una posible definición *de hecho* de las muestras en los cuatro países (República Dominicana, Panamá, Colombia y Perú) que consiste en señalar como integrantes a los que durmieron en el hogar la noche anterior, incluidos los visitantes, pero sin contar a los miembros ausentes. Aunque este método se utiliza a menudo en los censos para determinar estadísticas globales como el tamaño de la población, presenta dificultades cuando la atención se centra en la residencia y la composición del hogar. (Véase, por ejemplo, Shryock y Siegel,

Cuadro 2

**AMERICA LATINA: PARENTESCO EN RELACION CON EL JEFE DEL HOGAR SEGUN LA CONDICION DE RESIDENCIA DE LOS VISITANTES E INTEGRANTES PRESENTES Y AUSENTES DEL HOGAR<sup>a</sup>, EN CUATRO PAISES**

(Distribución porcentual)

País	Parentesco en relación con el jefe del hogar						Total	Tamaño de la muestra
	Padres <sup>b</sup>	Jefe	Hijo	Nieto	Otro parentesco	Sin parentesco		
<b>Colombia<sup>c</sup></b>								
Visitantes	7.0	22.0	30.0	14.0	0.1	27.0	100	(1 227)
Presentes	2.0	34.0	56.0	5.0	0.1	3.0	100	(51 977)
Ausentes	2.0	44.0	47.0	3.0	-	4.0	100	(2 565)
<b>República Dominicana</b>								
Visitantes	6.0	20.0	17.0	18.0	13.2	26.0	100	(1 785)
Presentes	1.0	34.0	54.0	6.0	2.3	3.0	100	(54 674)
Ausentes	1.0	40.0	47.0	4.0	2.4	6.0	100	(3 034)
<b>Panamá</b>								
Visitantes	6.0	16.0	36.0	27.0	1.5	13.0	100	(575)
Presentes	1.0	37.0	52.0	8.0	0.2	2.0	100	(23 026)
Ausentes	1.0	37.0	54.0	6.0	-	2.0	100	(359)
<b>Perú<sup>c</sup></b>								
Visitantes	6.0	25.0	42.0	17.0	0.5	9.0	100	(867)
Presentes	2.0	35.0	56.0	6.0	0.1	1.0	100	(38 661)
Ausentes	3.0	46.0	44.0	4.0	-	2.0	99	(1 776)

Fuente: Información de hogares de la Encuesta Mundial de Fecundidad.

<sup>a</sup>Los visitantes durmieron en el hogar la noche anterior a la encuesta pero no eran integrantes habituales del hogar. Los miembros presentes en el hogar son integrantes habituales del hogar que durmieron en el hogar la noche anterior. Los miembros ausentes generalmente vivían en el hogar pero no durmieron ahí la noche anterior a la encuesta.

<sup>b</sup>En la categoría de padres se incluyen las generaciones de abuelos y padres.

<sup>c</sup>Las cifras se basan en recuentos ponderados.

1973, pp. 92-100.) Puesto que la mayoría de los visitantes son miembros de otros hogares, su inclusión haría parecer exagerado el número de personas de la población que viven en hogares en los que no tienen parentesco con el jefe del hogar, el número de personas que se declararon como casadas pero que no estaban con sus cónyuges la noche anterior y la proporción de hogares formados por tres generaciones. Además, si el integrante ausente del hogar se considera también como el jefe del hogar, esta definición *de hecho* nos llevaría probablemente a considerar más hogares "sin jefatura", o a omitir del examen a todo el hogar.

Una segunda estrategia consistiría en excluir tanto a los visitantes como a los miembros ausentes. Aunque ello reduciría al mínimo la inclusión de personas que no viven en el hogar, también se omitiría inclusive a los integrantes temporalmente ausentes. Con esa estrategia se podría subestimar el tamaño medio de los hogares, la población total que vive en los hogares y la integridad de los matrimonios. Habría muchos hogares sin un jefe designado porque éste se encontraría ausente.

Una tercera opción consiste en utilizar una definición *de derecho* que excluya a los visitantes de la muestra pero que incluya a los integrantes ausentes. Aunque con ello se corre el riesgo de dar una mayor impresión de hogares íntegros de los que realmente existen, dependiendo de la funcionalidad del término "habitual", el riesgo se compensa con varias ventajas: con la definición *de derecho*, se minimiza el número de personas casadas que no viven con sus cónyuges (a un grupo bastante grande de individuos casados, pero con el cónyuge ausente se les asigna a menudo un estado civil distinto), se elimina la probabilidad de que los "visitantes" sean empadronados dos veces y se incluye a la mayor parte de los individuos para calcular el tamaño medio de los hogares. Por ejemplo, en tres países, si se utiliza la definición *de derecho*, el tamaño medio de los hogares es mayor en 0.10 de persona, que si se utiliza la definición *de hecho* y en 0.24 de persona o más que si se utiliza la definición de "miembro presente". (No se muestran las cifras.) La proporción de hogares que no tienen jefe, según las definiciones *de hecho* y de "miembro presente", variaron de 2% en Panamá a casi 8% en Colombia. (No se muestran las cifras.)

## TIPOLOGIA DE LA COMPOSICION DE LOS HOGARES

Puesto que en muchos censos se informa sólo el número de hogares, algunos demógrafos han elaborado índices de complejidad de hogares tomados de datos censales "rutinarios" como la relación de adultos por hogar, la relación de hogares por hombres casados, el número de parejas por hogar o el índice de jefatura general. (Por ejemplo, Burch, 1980; Burch y otros, 1987.) Cada índice se basa en la idea de que la complejidad del hogar aumenta con el número de adultos y parejas, pero utiliza esta dimensión de modo diferente y pueden formularse diversas hipótesis no comprobadas. Asimismo, tales índices son indirectos y no pueden utilizarse para efectuar análisis individuales. (Se ha determinado que otros índices posibles para medir la complejidad de los hogares, tales como el tamaño medio de los hogares, son deficientes (Burch, 1970; Laslett, 1972).

La información relativa al jefe del hogar aumenta nuestro conocimiento acerca de la complejidad de los hogares y su composición. Tres de los empleos más corrientes de la información sobre los jefes del hogar son las derivaciones de tasas por edad y sexo de la jefatura del hogar, la proporción de hogares dirigidos por mujeres y la razón de adultos por hogar, directamente estandarizada. Las tasas por edades en el hogar pueden revelarnos la proporción de hombres o mujeres de determinada edad que son jefes de sus hogares. Generalmente, cuanto mayor sean las tasas, tanto menor será la complejidad del hogar. Esas tasas pueden también proporcionar respuestas a preguntas tales como: si la mayoría de los hombres de edad se desempeñan o no como jefes de sus propios hogares. La tasa estandarizada de adultos por hogar explica el hecho de que pueda haber diferencias considerables en la distribución por edades de las diversas poblaciones de adultos que puede afectar los promedios relativos de la tasa bruta de adultos por hogar. (Burch, 1980.)

Sin embargo, los índices que utilizan información relativa al jefe del hogar aún proporcionan menor información que las tipologías de hogares que utilizan información sobre todos los miembros del hogar. En primer lugar, la definición de "jefe" del hogar presenta problemas porque puede variar según el entrevistador, el hogar o la población que se estudia. A veces no se considera a las mujeres casadas como jefes de hogar aún cuando ganen la mayor parte de los ingresos del hogar. (Youssef y Hetler, 1983.) Asimismo, los temas relativos a la división del trabajo según el sexo vuelven problemático el criterio de la primacía económica. En segundo lugar, los análisis de los jefes de hogar son insuficientes para estudiar las modalidades de vida de integrantes tales como los jóvenes, las mujeres casadas y las personas de edad. Finalmente, la utilización de la información relativa a sólo un miembro del hogar para representar al resto de los integrantes del hogar es defectuosa. Por ejemplo, ¿debe incluirse un hogar en la clase alta si el "jefe" posee buena instrucción, no así su esposa? ¿Debe estimarse que un hogar tiene menores ingresos que otro si uno de los jefes gana menos pero su esposa también trabaja, lo que hace que los dos hogares de hecho tengan ingresos equivalentes?

La información respecto de la relación con una persona de referencia (por ejemplo el "jefe") puede utilizarse para elaborar tipologías de hogares que indiquen directamente si el hogar lo integra una sola persona, una familia nuclear, una familia compleja o si en el hogar figuran miembros que no tienen parentesco con el núcleo familiar (si existe tal núcleo). Tal tipología puede desconocer a quién se define como "jefe" y puede utilizarse para muestras de niños, jóvenes, mujeres casadas o personas de edad y también para los hombres de edad media. Finalmente, se puede utilizar una tipología para efectuar análisis globales o individuales. Globalmente, se puede examinar la proporción de hogares integrados por familias complejas, en comparación con otra población. (Laslett, 1972.) Individualmente, el investigador puede asociar el tipo de hogar con las características de las personas.

Desafortunadamente, en la Encuesta Mundial de Fecundidad los hogares se clasificaron de manera inconveniente, según el número de parejas en el hogar (Kabir, 1980.) Este sistema a duras penas es normal. Por ejemplo, según el sistema de la Encuesta Mundial de Fecundidad, los hogares "sin parejas" (que van del 18% al 31% de los hogares en los seis países) pueden componerse de

hogares de una persona, de un solo progenitor, de personas sin parentesco u hogares de grupos familiares poco corrientes como abuelos y nietos o dos hermanos. En la Encuesta Mundial de Fecundidad, los hogares constituidos por "una pareja" se denominaron "nucleares" y se encontró que variaban del 66% al 76% de los hogares en los seis países. En esta clasificación no se hace diferencia entre las familias simples, integradas únicamente por el marido y la esposa o por los padres (o uno de ellos) y sus hijos solteros, por una parte, y los hogares constituidos por una unidad conyugal y numerosos parientes solteros, por otra parte. A estos últimos se les considera generalmente como integrantes de hogares complejos.

Las dos tipologías de hogares más corrientes son la de Eugene Hammel y Peter Laslett (1974) y la de las Naciones Unidas (1980). (Véase también Torrado, 1981b.) En la tipología de las Naciones Unidas la atención se centra en la existencia de núcleos familiares y se trata de saber si las personas pertenecen a un núcleo o si hay más de un núcleo viviendo en el mismo hogar. En la tipología también se hace la diferencia entre hogares en los que viven personas no emparentadas con el jefe del hogar y hogares constituidos únicamente por familiares. Desafortunadamente, las muestras de hogares de la Encuesta Mundial de Fecundidad no pueden acomodarse a este esquema porque no está claro quién es el padre. Ello es importante debido a que aproximadamente el 10% entre cinco y 14 años no residen con la madre en las seis muestras.

El sistema de clasificación de Hammel y Laslett puede utilizarse con la información sobre hogares de la Encuesta Mundial de Fecundidad. El sistema, próximo a las definiciones habituales de parentesco y pasando por alto la presencia de integrantes del hogar que no están emparentados con el jefe del hogar, cuenta con cinco categorías básicas: unipersonal, sin familia, familia simple, familia compleja y familia múltiple. (Véase el cuadro 3.) Los hogares unipersonales se componen de una sola persona, mientras que los hogares "sin familia" están constituidos por individuos que no tienen parentesco entre sí.<sup>2</sup> En torno a la presencia de unidades conyugales, las familias simples comprenden los padres (o uno de ellos) y los hijos, mientras las familias complejas se componen de personas emparentadas que no todas pertenecen a la misma unidad conyugal. Los hogares de familias múltiples comprenden dos o más unidades conyugales.

La tipología básica de cinco categorías puede subdividirse (y generalmente lo está) aún más cuando hay suficientes casos para hacerlo. En este estudio, los hogares de familias simples están constituidos por: a) hogares de marido y mujer con o sin hijos y b) hogares de un sólo progenitor. (Véase nuevamente el cuadro 3.) Los hogares complejos se dividen en i) hogares "especiales", integrados por parientes, pero sin la presencia de una pareja conyugal y ii) hogares de familias complejas con una pareja y numerosos parientes (por ejemplo, una familia nuclear con un progenitor soltero, de edad y emparentado (política-

<sup>2</sup> Existe al parecer, confusión acerca de la clasificación de hogares que cuentan con parientes, pero que carecen de unidades conyugales, por ejemplo, dos hermanos solteros. Aunque tales hogares a veces se consideran como "sin familia", deben considerarse como hogares "complejos" porque sus integrantes son parientes. Además, su relación no es más lejana que la que existe entre abuelo y nieto.

mente) con el jefe del hogar). (Esta última subdivisión tiene por objeto percibir la incidencia de la coresidencia entre los parientes solteros, que puede descuidarse si se hace hincapié en la familia nuclear o la unidad conyugal.)

### DEFINICION DEL ESTADO CIVIL

Puesto que la mayoría de las tipologías de los hogares giran alrededor de las relaciones conyugales y entre padres e hijos, la definición del estado civil es decisiva para hacer un estudio de la composición de los hogares. Sin embargo, el modo tradicional de clasificar el estado civil (soltero, casado, viudo, divorciado o separado) es insuficiente para esa tarea. En la América Latina, la Encuesta Mundial de Fecundidad agregó la designación de: "en unión consensual" como categoría distinta y se agregan en este estudio, también las de: "casado, pero cónyuge ausente" y "madre soltera". Estas dos últimas categorías se determinaron según la composición de los hogares de la población. Si se suponía que una persona estaba casada o "en unión consensual" pero no vivía con su cónyuge (inclusive si éste estaba ausente), entonces esa persona se colocaba en esta categoría distinta. (Shryock y Siegel, 1973, pp. 285 y 286.) Si se suponía que una mujer era soltera o no casada, pero uno o más de sus propios hijos vivían con ella, entonces se la consideraba como "madre soltera". Desafortunadamente, las

Cuadro 3

#### AMERICA LATINA: DISTRIBUCION PORCENTUAL SEGUN TIPO DE HOGAR EN SEIS PAISES, 1975-1977

País	Tipo de hogar						Múltiple	(Tamaño de la muestra)
	Unipersonal	Sin familia	Simple		Complejo			
			Mariado y mujer	Un solo progenitor	"Especial"	Otro tipo		
Colombia <sup>a</sup>	5.0	1.0	55.0	9.0	9.0	18.0	3.0	(9 647)
Costa Rica	4.0	0.9	58.0	9.0	9.0	16.0	3.0	(4 235)
República Dominicana	8.0	0.9	48.0	8.0	12.0	22.0	2.0	(10 685)
México	4.0	0.6	64.0	7.0	6.0	13.0	6.0	(12 945)
Panamá	9.0	1.0	50.0	9.0	13.0	16.0	3.0	(4 725)
Perú <sup>a</sup>	7.0	0.5	54.0	8.0	8.0	18.0	6.0	(7 204)

Fuente: Archivos de hogares de la Encuesta Mundial de Fecundidad (según la definición de derecho de la muestra de hogares, después de efectuar comprobaciones de coherencia).

<sup>a</sup>Las cifras se basan en recuentos ponderados.



encuestas no contenían información que vinculara a los padres con sus propios hijos, de modo que no pudo elaborarse una variable simétrica respecto de los hombres.

Las categorías "en unión consensual", "casado, pero cónyuge ausente" y "madre soltera" no son triviales y su definición, puede ser muy importante para tipificar los hogares. Por ejemplo, entre el 13% y el 56% de las parejas convivientes en seis países de la América Latina viven "en unión consensual" y no como "casados". Entre el 3% y el 14% de la población de mujeres adultas solteras (de 15 años y más) eran "madres solteras". Entre 1% y 7% de la población adulta casada o en unión consensual pertenecía a la categoría de "casado, pero cónyuge ausente" (Véase De Vos, 1985). En el cuadro 4 se muestra la distribución de la población adulta según el estado civil.

El sentido común tiende a considerar a las personas "en unión consensual" como "casadas" con la finalidad de crear una tipología de hogares, mientras las personas "casadas, pero cónyuge ausente" no deben equipararse con los individuos "casados". A esas personas y a las "madres solteras" se las consideró más como "anteriormente casadas" con la finalidad de crear una tipología de hogares, porque constituyeron una unidad conyugal, aunque actualmente no formen parte de ella.

## LA CALIDAD DE LA INFORMACION

Un estudio demográfico no puede ser mejor que la calidad de los datos que utiliza. Sin embargo, la evaluación de la calidad de la información de la Encuesta Mundial de Fecundidad ha pasado por alto en gran medida las muestras de hogares. La labor de Kabir (1980) constituyó una excepción importante, la que se centró en la coherencia interna de la información relativa a la edad en las muestras de hogares de 17 países.<sup>3</sup> En el caso de esta investigación se efectuaron comprobaciones de coherencia interna que señalaron errores en un 2% o menos de todos los hogares.<sup>4</sup> Otro método consistió en comprobar la confiabilidad de las respuestas entre los conjuntos de datos de los hogares de la Encuesta Mundial de Fecundidad y la serie de datos sobre fecundidad de la Encuesta Mundial de Fecundidad de las muestras de mujeres en edad de procrear. (Véase también Florez y Goldman, 1980; Guzmán 1980; Chidambaram y otros, 1980; Sepúlveda, 1984.) A continuación se da una breve relación de algunas de estas comprobaciones.

<sup>3</sup>Kabir (1980) descubrió que los números de atracción eran mayores entre los varones que entre las mujeres, eran más corrientes en las zonas rurales respecto de las urbanas y constituían un problema mucho mayor en Bangladesh, Jordania, Nepal, Indonesia y el Pakistán que en otros países de Asia o que en los seis países de la América Latina mencionados en este trabajo.

<sup>4</sup>Entre los errores de coherencia que a menudo podrían corregirse se incluían: 1) la asignación incorrecta de números de línea dentro del hogar, 2) la incongruencia entre generaciones de hijos y madres, 3) la incongruencia entre la determinación de la pareja y el estado civil declarado, 4) la incongruencia de generaciones entre parejas, 5) la incongruencia en la determinación de sexos, en vista de la heterosexualidad de las parejas o del sexo obligado de las madres, y 6) la carencia de jefe de hogar, habida cuenta de la definición *de derecho* de la muestra. (Es decir, el jefe declarado era un "visitante".) (Véase también el anexo en Caldwell y otros, 1982.)

*Edad.* La coherencia de la información relativa a la edad entre la encuesta de hogares y la encuesta de fecundidad aumentó considerablemente cuando se tomó en cuenta la edad en grupos de edades quinquenales y no en años individuales. En Colombia por ejemplo, sólo el 61% de los encuestados tenían la misma edad, desde el punto de vista de años aislados, pero esta cifra aumentó al 88% cuando

Cuadro 4

**AMERICA LATINA: DISTRIBUCION SEGUN EL ESTADO CIVIL POR SEXO DE LA POBLACION DE 15 A 59 AÑOS EN SEIS PAISES A MEDIADOS DEL DECENIO DE 1970**

(Porcentajes)

País	Solte- ras	Casa- das	Unión con- sen- sual	Viu- das	Di- vor- ciadas	Sepa- radas	Casa- das cónyu- ge au- sente	Ma- dres solte- ras	(Ta- maño de la muestra)
<b>Mujeres</b>									
Colombia <sup>a</sup>	34.0	39.0	12.0	4.0	-	4.0	2.0	5.0	(14 426)
Costa Rica	34.0	44.0	8.0	3.0	0.8	5.0	1.0	4.0	(6 205)
República Dominicana	26.0	22.0	30.0	3.0	0.2	13.0	4.0	0.1	(14 195)
México	29.0	52.0	8.0	4.0	0.5	4.0	1.0	1.0	(17 852)
Panamá	26.0	29.0	25.0	2.0	0.1	10.0	5.0	1.0	(5 872)
Perú <sup>a</sup>	32.0	44.0	12.0	4.0	0.2	5.0	2.0	2.0	(10 166)
<b>Varones</b>									
País	Solte- ros	Casa- dos	Unión con- sen- sual	Viu- dos	Di- vor- ciados	Sepa- rados	Casa- dos cónyu- ge au- sente		(Ta- maño de la muestra)
Colombia <sup>a</sup>	46.0	39.0	12.0	0.8	-	1.0	2.0		(13 477)
Costa Rica	46.0	42.0	8.0	0.7	0.2	2.0	0.4		(6 016)
República Dominicana	42.0	20.0	29.0	0.6	0.4	6.0	2.0		(13 931)
México	38.0	51.0	8.0	0.9	0.2	1.0	0.6		(17 056)
Panamá	42.0	26.0	23.0	0.8	0.5	5.0	3.0		(5 976)
Perú <sup>a</sup>	41.0	42.0	12.0	1.0	0.2	2.0	2.0		(9 728)

Fuente: Archivos de hogares de la Encuesta Mundial de Fecundidad.

<sup>a</sup>Las cifras se basan en promedios ponderados.

se utilizaron grupos de edades quinquenales.<sup>5</sup> En el Perú, la coherencia fue del 99%. (Véase el cuadro 5.)

*Estado civil.* La información del estado civil fue considerablemente más congruente que la información de la edad. La coherencia mínima se encontró otra vez en Colombia con un 94%. (Véase nuevamente el cuadro 5.) La mayor incongruencia se encontró respecto del estado civil de los "separados". (La condición matrimonial en este caso se refiere a personas que forman parte de "uniones consensuales" o "matrimonios".)

*Educación.* La coherencia en el nivel de educación entre las encuestas de fecundidad y de hogares depende de la forma como se haya medido. (En la encuesta de hogares de México no se daba información sobre la educación.) Si el nivel de instrucción se mide en años aislados, entonces la coherencia era bastante baja en los archivos de datos de la Encuesta Mundial de Fecundidad y alcanzó sólo el 71% en la República Dominicana. (Cuadro 5.) Si se agrupan los años individuales, aumenta la coherencia. Se realizaron comprobaciones de coherencia con variables de 6, 5 y 4 categorías.<sup>6</sup>

## DEBATE Y CONCLUSIONES

Cada vez aumenta más el reconocimiento del hogar como unidad importante de análisis para el estudio del cambio social (por ejemplo, Smith y otros, 1984); sin embargo, poco se sabe al respecto. Los censos de muchos países aún no logran reunir bastante información acerca del hogar, inclusive desde el punto de vista de las características del jefe del hogar. En el presente trabajo se ha insistido en favor de la superioridad de la información de la "relación con el jefe" (o referente familiar) de cada integrante del hogar respecto de la utilización de índices indirectos o tasas de jefatura por edad y sexo. La información puede utilizarse para elaborar una tipología que determine directamente la complejidad relativa de los hogares en las diferentes poblaciones y se presta para efectuar análisis individuales. Se han elaborado tipologías estandarizadas de hogares que deben basarse en definiciones estandarizadas del hogar y el estado civil.

<sup>5</sup>Hay una leve diferencia entre las cifras de Colombia y la República Dominicana y las declaradas por Florez y Goldman (1980) y Guzmán (1980), debido a pequeñas diferencias en las muestras. El derecho a ser incluido en la encuesta detallada de fecundidad se determinó generalmente conforme a la participación *de hecho* en el hogar, mientras que la determinación de la muestra de hogar utilizada en este estudio se hizo desde el punto de vista de una definición *de derecho*. Asimismo, las comprobaciones de coherencia entre las dos encuestas de que se trata, se realizaron *después* de efectuar las comprobaciones de coherencia interna y de omitir los hogares en que había incongruencias que no se podían corregir de manera directa.

<sup>6</sup>La formación de grupos en materia de enseñanza se complica debido a que las escuelas primarias y secundarias constan de diferente número de años en los diversos países: cinco años en Colombia y el Perú, seis años en Costa Rica y Panamá y ocho años en la República Dominicana. Considerando, que el egresar de la escuela primaria o secundaria es una cualidad que sobrepasa los años exactos de instrucción, en consecuencia, la diferencia entre los grupos en este caso consiste en la no terminación y terminación de la escuela primaria y secundaria y no entre el número exacto de años de instrucción.

Teóricamente no hay nada que impida a los censos reunir y difundir información sobre la relación con un miembro del hogar como referente, (por ejemplo el jefe), o para que tal información pueda obtenerse en cintas computarizadas para análisis individuales. En realidad, ese es el objetivo final. Sin embargo, la Encuesta Mundial de Fecundidad a mediados del decenio de 1970 era bastante progresista en el empeño y para el presente artículo se han utilizado ejemplos tomados de seis archivos de hogares latinoamericanos.

Cuadro 5

**AMERICA LATINA: COHERENCIA ENTRE LOS CONJUNTOS DE DATOS DE HOGARES Y DE FECUNDIDAD EN LA MEDICION DE LA EDAD, ESTADO CIVIL Y NIVEL DE ENSEÑANZA EN SEIS PAISES**

(Porcentajes)

Variable	Colombia <sup>a</sup>	Costa Rica	República Dominicana	México	Panamá	Perú <sup>a</sup>
Edad: años individuales	61	81	64	68	72	95
Edad: grupos quinquenales <sup>b</sup>	89	96	88	91	93	99
Estado civil <sup>c</sup>	94	97	95	96	95	99
Enseñanza: años individuales <sup>d</sup>	75	84	71	...	90	97
Enseñanza: 6 categorías <sup>e</sup>	83	94	85	...	95	98
Enseñanza: 5 categorías <sup>f</sup>	87	95	90	...	95	98
Enseñanza: 4 categorías <sup>g</sup>	88	96	91	...	96	98
Enseñanza: 4 categorías <sup>h</sup>	91	96	95	...	95	98

Fuente: Archivos de hogares y de fecundidad de la Encuesta Mundial de Fecundidad.

<sup>a</sup> Las cifras se basan en recuentos ponderados.

<sup>b</sup> Los grupos de edades quinquenales son los típicos de 15-19, 20-24, 25-29, 30-34, 35-39, 40-44 y 45-49 años.

<sup>c</sup> El estado civil comprende solteros, casados (incluidos "en unión consensual"), viudos, divorciados y separados. Los divorciados se clasificaron con los separados en Colombia puesto que el divorcio no existe oficialmente.

<sup>d</sup> La enseñanza en este caso se truncó a 8 años o más. En la encuesta de México no se incluyó la enseñanza.

<sup>e</sup> Los años se agrupan en seis categorías: 0; 1-2; 3 años a no terminó la escuela primaria; terminó la escuela primaria, no terminó la escuela secundaria; terminó la escuela secundaria o más. La escuela primaria consta de cinco años en Colombia y el Perú, seis años en Costa Rica y Panamá y ocho años en la República Dominicana.

<sup>f</sup> Los años se agruparon en el plan de seis categorías antes señalado, pero las categorías 1 a 2 y 3 años hasta no terminó la escuela primaria se combinaron de manera que las categorías fueran: ninguna enseñanza; no terminó la escuela primaria; terminó la escuela primaria, no terminó la escuela secundaria y terminó la escuela secundaria o más Véase *supra* para otros detalles.

<sup>g</sup> Los años se agruparon en cuatro categorías: ninguna enseñanza, cierta enseñanza primaria pero no terminó la escuela, terminó la escuela primaria; y más que la escuela primaria. Véase la nota *e* para otros detalles.

<sup>h</sup> Los años se agruparon en cuatro categorías: no terminó la escuela primaria, terminó la escuela primaria, no terminó la escuela secundaria, terminó la escuela secundaria o más. Véase la nota *e* para otros detalles.

Cabe señalar que, al igual que la información censal, los datos de la Encuesta Mundial de Fecundidad son representativos y sólo tienen aplicación limitada para estudiar las variaciones en determinado hogar o en las modalidades de vida de los diferentes integrantes del hogar. Por ejemplo, la proporción de hogares que son complejos en determinado momento nos revela poco acerca de la proporción de hogares complejos en general, aun si pudiera seguirse la pista a un "hogar" a través de las variaciones en el tiempo y en su composición. Asimismo, la proporción de personas que residen en un hogar complejo en determinado momento no dice gran cosa acerca de la proporción de personas que habrán vivido en un hogar complejo en determinada etapa de sus vidas.

Otra de las limitaciones de los datos representativos consiste en que las correlaciones entre la composición del hogar y otras características sólo se dan en una situación determinada en el tiempo, aunque hay ideas teóricas que quizá indiquen una correlación posible entre la composición *pasada* del hogar y el comportamiento *presente* o una característica *actual*. Por ejemplo, la composición presente del hogar de una mujer o una pareja no revela gran cosa acerca de las características del hogar en épocas pasadas, cuando estaba en juego el factor fecundidad. (Rodríguez, 1981.)

Sin embargo, no obstante sus limitaciones, el detalle, la representatividad y la calidad de la información sobre los hogares de la Encuesta Mundial de Fecundidad proporciona mucho más información acerca de la composición de los hogares de seis países latinoamericanos que la que existía anteriormente. Los datos son completos y aunque no pueden hacerse correlaciones entre características en diferentes épocas, se pueden efectuar asociaciones entre características que existen al mismo tiempo, como la condición urbana y rural y el tipo de hogar. La información brinda la oportunidad de investigar muchos temas de fondo.

#### BIBLIOGRAFIA

- BURCH, Thomas K., 1970, "Some demographic determinants of average household size: an analytic approach", *Demography*, vol. 7, Nº 1, pp. 1 a 69.
- BURCH, Thomas K., 1980, "The index of overall headship: a simple measure of household complexity standardized for age and sex", *Demography*, vol. 17, Nº 1, pp. 25 a 37.
- BURCH, Thomas K., Shiva S. Halli, Ashok Madan, Kausar Thomas y Lokky Wai, 1987, "Measure of household composition and headship based on aggregate, routine census data", John Bongaarts, Thomas K. Burch y Kenneth Wachter (eds.), *Family Demography: Methods and their Application*, Oxford, Oxford Press.
- CALDWELL, John C., George Immerwahr y Lado T. Ruzicka, 1982, "Illustrative analysis: family structure and fertility", *Scientific Reports* Nº 39, Voorburg, La Haya, Instituto Internacional de Estadística.
- CHIDAMBARAM, V.C., J.G. Cleland y Vijay Verma, 1980, "Some aspects of EFS data quality: a preliminary assessment", *Comparative Studies* Nº 16, Encuesta Mundial de Fecundidad, Voorburg, La Haya, Instituto Internacional de Estadística.
- DE VOS, Susan, 1985, "Using World Fertility Survey data to study household composition: Latin America", CDE Working Paper pp. 85-22, Madison, Wisconsin, Center for Demography and Ecology, University of Wisconsin.
- DE VOS, Susan y Kerry Richter, 1986, "Female-headed families and female-headed households in six countries of Latin America", documento presentado a la reunión anual de la American Sociological Association, Nueva York.

- FLOREZ, C.E., y N Goldman, 1980, "Analysis of nuptiality data in the Colombia, National Fertility Survey", *Scientific Report* N° 6, Encuesta Mundial de Fecundidad, Voorburg, La Haya, Instituto Internacional de Estadística.
- GUZMAN, J.M., 1980 "Evaluation of the Dominican Republic National Survey", *Scientific Reports* N° 14, Encuesta Mundial de Fecundidad, Voorburg, La Haya, Instituto Internacional de Estadística.
- HAMMEL, Eugene A., y Peter Laslett, 1974, "Comparing household structure over time and between culture", *Comparative Studies in Society and History*, vol. 16, N° 1, pp. 73 a 109.
- KABIR, Mohammad, 1980, "The demographic characteristics of household populations", *Comparative Studies* N° 6, Encuesta Mundial de Fecundidad, Voorburg, La Haya, Instituto Internacional de Estadística.
- LASLETT, Peter, 1972, "Introduction: the history of the family Peter Laslett (ed.)", *Household and family in past time*. Cambridge, Inglaterra, Cambridge University Press, pp. 1 a 90.
- RODRIGUEZ, Germán, 1981, "Household structure and fertility some evidence from the World Fertility Survey", documento presentado en la conferencia sobre tipos de familia y fecundidad en los países menos adelantados, organizada por la Unión Internacional para el Estudio Científico de la Población del 5 al 8 de agosto de 1981 en Sao Paulo, Brasil.
- SEPULVEDA, Bienvenida Rodríguez, 1984, "Evaluación de la Encuesta Nacional de Fecundidad de la República Dominicana de 1980". *Scientific Report* N° 63, Encuesta Mundial de Fecundidad, Voorburg, Instituto Internacional de Estadística.
- SHRYOCK, Henry, S. y Jacob S. Siegel, 1973, *The Methods and Materials of Demography*. Washington, D.C., Government Printing Office.
- TORRADO, Susana, 1981a, "Estrategias familiares de vida en América Latina: la familia como unidad de investigación censal (primera parte)", *Notas de Población*, año 9, N° 26, pp. 55 a 106.
- TORRADO, Susana, 1981b, "Estrategias familiares de vida en América Latina: la familia como unidad de investigación censal (segunda parte)", *Notas de Población*, año 9, N° 27.
- NACIONES UNIDAS, 1980, *Principios y recomendaciones para los censos de población y habitación*. Informes Estadísticos, Serie M, N° 67 Departamento de Asuntos Económicos y Sociales Internacionales, Nueva York, publicación de las Naciones Unidas, N° de venta: S.80.XVII.8.
- WALL, Richard, 1983, "Introduction", Richard Wall (ed.), *Family forms in historic Europe*. Cambridge, Inglaterra, Cambridge University Press.
- WEEKES-VAGLIANI, Winifred y Bernard Grossat, 1980, *Women in Development*, París. Organización de Cooperación y Desarrollo Económicos (OCDE).
- WORLD FERTILITY SURVEY, 1975, "Interviewers Instructions", *Basic Documentation* N° 6, Voorburg, La Haya, Instituto Internacional de Estadística.
- WORLD FERTILITY SURVEY, 1976, "Training Manual", *Basic Documentation* N° 4, Voorburg, La Haya, Instituto Internacional de Estadística.
- YOUSSEF, Nadia y Carol B. Hetler, 1983, "Establishing the economic condition of women-headed households in the Third World: a new approach", Buvinic, Mayra; Margaret A. Lycette y William Paul McGreevey (eds.), *Women and poverty in the Third World*. Baltimore, Johns Hopkins University Press, pp. 216 a 243.

## LA UTILIZACION DE INFORMACION SOBRE RESIDENCIA DE PARIENTES PARA MEDIR LA EMIGRACION INTERNACIONAL

Hania Zlotnik\*  
División de Población de  
las Naciones Unidas

### RESUMEN

Se analizan los progresos obtenidos en la medición de la emigración internacional basada en preguntas incluidas en los censos de los países de origen. Dos son los métodos hasta ahora puestos a prueba: el propuesto por Somoza sobre hijos emigrantes y el de Hill sobre hermanos emigrantes. En los dos casos, no se plantean problemas respecto de la medición de una porción de la emigración: la que se refiere a hijos y hermanos, de madres y hermanos respectivamente, presentes en el censo. Pero las porciones correspondientes a madres emigrantes o a conjuntos completos de hermanos emigrantes y a potenciales declarantes que murieron antes del censo, hay que estimarlos indirectamente. Las variantes propuestas en los dos métodos han ido evolucionando de hipótesis arbitrarias a otras, más sólidas, basadas en datos adicionales que permiten ir afinando la estimación de la porción que no puede medirse directamente. Mediante la discusión de diversos intentos de medir la emigración de varios países se va evaluando el progreso realizado, en particular con la introducción de un procedimiento modificado por la autora. Se concluye que si bien las estimaciones son más sólidas, se requiere de mucha más información adicional que permita continuar probando los dos métodos.

(MIGRACION INTERNACIONAL)  
(MEDICION DE LA MIGRACION)

(METODOLOGIA)

\* Las opiniones expresadas en este trabajo son de exclusiva responsabilidad de la autora y pueden no coincidir con las de la Organización.

# THE USE OF INFORMATION ON RESIDENCE OF RELATIVES TO MEASURE INTERNATIONAL MIGRATION

Hania Zlotnik\*  
División de Población de  
las Naciones Unidas

## SUMMARY

This paper analyzes progress made in the measurement of international emigration based on questions included in the censuses of the countries of origin. Two methods have been tested so far: one proposed by Somoza on emigrating children and Hill's method on emigrating siblings. Both cases do not pose problems regarding the measurement of a portion of the emigration, i.e. the children and siblings of mothers and siblings respectively that were present in the census. However, the portions corresponding to emigrating mothers, complete sets of emigrating siblings and potential migrants who died before the census date, have to be estimated indirectly. The variants proposed by the two methods have evolved from arbitrary hypotheses to more solid ones, based on additional data that permit to refine the estimation of the portion that cannot be measured directly. Progress made is evaluated through the discussion of different attempts to measure the emigration of several countries, particularly with the introduction of a procedure modified by the author. It is concluded that although the estimates are more solid, much more additional information is required that permits to continue testing the two methods.

(INTERNATIONAL MIGRATION)  
(MIGRATION MEASURES)

(METHODOLOGY)

\* The views expressed in this work are the sole responsibility of the author and do not necessarily coincide with those of the Organization.



## UTILIZACION DE INFORMACION SOBRE RESIDENCIA DE LOS PARIENTES

El presente trabajo tiene por objeto analizar los progresos efectuados en relación con la "propuesta II" del Grupo de Trabajo de la Unión Internacional para el Estudio Científico de la Población (IUSSP) sobre Metodología para el Estudio de la Migración Internacional (1978-1981). La propuesta II se refiere a la elaboración de técnicas de estimación indirecta para calcular la migración internacional. Se hizo hincapié en las técnicas de estimación basadas en la información proporcionada por los parientes cercanos de los emigrantes. Hasta la fecha se han empleado sólo dos métodos en esta esfera: la utilización de información relativa a hermanos emigrantes y la utilización de información relativa a hijos emigrantes. En las secciones que aparecen a continuación se hará una breve descripción de los procedimientos elaborados para analizar cada tipo de información y se presentará un análisis de la confiabilidad de los resultados obtenidos a partir de los datos sobre la residencia de los hijos.

### 1. LA UTILIZACION DE DATOS SOBRE LA RESIDENCIA DE LOS HERMANOS

#### a) *Carácter de la información*

Hill (1979) fue el primero en proponer la utilización de información sobre la residencia de los hermanos para estimar la emigración. La información exacta que se necesita es el número de hermanos sobrevivientes que tiene cada persona, clasificados según que residan en el mismo país de la persona o en otro país. La información sobre los hermanos no se ha recopilado tradicionalmente en encuestas por muestreo o censos de población. En determinado momento, se propuso información sobre la supervivencia de los hermanos como fuente de información indirecta sobre la mortalidad. Sin embargo, la calidad deficiente de la información recopilada de manera experimental en las encuestas por muestreo no justificó la continuación de su utilización con tales fines. Por consiguiente, la inclusión, en un censo o encuesta, de preguntas relativas a la residencia de los hermanos debe justificarse solamente desde el punto de vista de la estimación de la emigración, hecho que no las recomienda para utilizarlas en los censos. Además, la limitada experiencia acumulada hasta la fecha acerca de los problemas relacionados con la recopilación de información sobre la residencia de los hermanos indica que, para obtener información de buena calidad, es imprescindible

ble contar con entrevistadores bien capacitados. Por consiguiente, las encuestas por muestreo probablemente seguirán siendo el único medio de reunir este tipo de información.

Zaba (1983) sugiere que se incluya la siguiente información sobre los hermanos de cada miembro de la muestra de la población encuestada: 1) el número total de hermanos que residen en el país al momento de la entrevista (en este número debe incluirse al censado); 2) el número de hermanos que residen en otro país y 3) el número de hermanos fallecidos. La información debe clasificarse por sexo.

Se recomienda que en el rubro 1 se incluya al censado porque, habida cuenta de que los hermanos a menudo viven en el mismo hogar, las cantidades que cada uno de ellos declara coincidirán solamente si se emplea tal método. Además, si en un cuestionario se incluyen preguntas sobre la residencia de los hijos y la residencia de los hermanos, las respuestas de una madre respecto de sus hijos y las de cualquiera de sus hijos que viven en el mismo hogar acerca de sus hermanos, coincidirán solamente si cada hijo se incluye a sí mismo en el grupo de los hermanos. De modo que, con el objeto de simplificar en gran medida el proceso de reunión de información, se da instrucciones a los entrevistadores para que incluyan al censado entre los hermanos residentes declarados. Sin embargo, debido a que no es corriente que el censado se incluya a sí mismo en la respuesta a una pregunta del tipo "¿cuántos hermanos y hermanas tiene usted?", las responsabilidades de mal entendidos y errores son múltiples y aunque la utilización de una pregunta levemente diferente "¿cuántos hermanos y hermanas *son* ustedes?" puede disminuir su incidencia, sólo la capacitación muy concienzuda de los entrevistadores y la supervisión eficaz sobre el terreno puede prevenir la ocurrencia de niveles inaceptables de error.

#### b) *Procedimiento de estimación*

Para estimar el nivel de emigración absoluta a partir de información relativa al lugar de residencia de los hermanos sobrevivientes, hay que resolver al menos dos problemas: en primer lugar, hay que dejar cierto margen para el hecho de que puede haber varios censados potenciales o inclusive reales por cada emigrante (tantos como el número de hermanos no emigrantes de cada censado) y en segundo lugar, es preciso estimar el número de grupos de hermanos que han emigrado en su totalidad y no han dejado a nadie que dé información sobre ellos.

El primer problema, la multiplicidad de las respuestas, se resuelve generalmente ponderando cada respuesta por la inversa del número de hermanos que viven en el país. Este sistema de ponderación debe aplicarse en cada caso, de modo que es más fácil realizarlo en la etapa de procesamiento de la información.

En cuanto al segundo problema, Hill (1981b) ha propuesto un modelo sencillo que permite estimar el número de grupos enteros de hermanos que han emigrado. Concretamente, Hill pretende que el número de emigrantes dentro de los grupos de hermanos de un tamaño fijo se ajusta a una distribución binomial, donde la probabilidad de emigrar depende sólo de la edad del censado. Así pues, según la fórmula de Hill, si el número de grupos de hermanos de tamaño  $n$  es  $TG(n)$ , el número previsto que tiene exactamente  $k$  emigrantes es:

$$G(n,k) = TG(n) \binom{n}{k} p^k a (1.0 - p(a))^{n-k} \quad (1)$$

donde  $p(a)$  es la probabilidad de emigrar,  $a$  es la edad del censado y

$$\binom{n}{k} = \frac{n!}{k! (n-k)!}$$

Según esta formulación, para determinada edad  $a$ , la probabilidad de emigrar es constante en todos los tamaños de grupos de hermanos e independiente del número de hermanos que ya han emigrado. A partir de la ecuación (1) se puede obtener el número previsto de hermanos residentes declarados entre los censados de edad  $a$  y que pertenecen a los grupos de hermanos de tamaño  $n$  como:

$$RRS(a,n) = \sum_{k=0}^{n-1} (n-k)G(n,k) \quad (2)$$

o su complemento, el número previsto de hermanos emigrantes declarados,

$$RES(a,n) = \sum_{k=0}^{n-1} (k) G(n,k) \quad (3)$$

Así pues, si  $p(a)$  se conociera, la adecuación del modelo podría probarse comparando estos números previstos con los números que se declararon realmente (al menos respecto de los tamaños más frecuentes de grupos de hermanos, puesto que para los tamaños poco frecuentes, las grandes discrepancias que existen entre los números previstos y los registrados pueden deberse en gran parte a errores de muestreo).

Hill sugiere que se utilicen las ecuaciones (2) y (3) para estimar  $p(a)$  y que además, para simplificar la cuestión durante el proceso de estimación, sólo se tengan en cuenta los grupos de hermanos de tamaño 2. Por lo tanto, para  $n = 2$ , (2) y (3) se transforman en

$$RRS(a,2) = 2 TG(2) (1.0 - p(a)) \quad (4)$$

$$RES(a,2) = 2 TG(2) p(a) (1.0 - p(a)) \quad (5)$$

de manera que  $p(a)$  puede obtenerse como la relación de los dos, es decir

$$p(a) = RES(a,2) / RRS(a,2) \quad (6)$$

Una vez que se dispone de un valor de  $p$  por cada grupo de edad de los censados, el número previsto de hermanos emigrantes no declarados de los grupos de hermanos de tamaño  $n$  puede estimarse de la siguiente manera:

$$UES(a,n) = p(a)^n RRS(a,n) / (1.0 - p(a)) \quad (7)$$

y la acumulación respecto de  $n$  arrojará estimaciones del total de hermanos emigrantes declarados por grupo de edad del censado.

Cabe observar que en el modelo utilizado se supone que el censado es un miembro residente de su grupo de hermanos. Por consiguiente, si la estimación se realizara separadamente por sexo, las ecuaciones (6) y (7) deberían utilizarse únicamente en relación con la información suministrada por los varones acerca de sus hermanos sobrevivientes o en relación con la proporcionada por las mujeres acerca de sus hermanas sobrevivientes, puesto que los informes de todos los censados acerca de sus hermanos de sexo masculinos sobrevivientes, por ejemplo, no incluiría necesariamente a los propios censados.

El principal inconveniente de este método de estimación es que supone independencia entre la emigración de los hermanos, hipótesis que es muy improbable que suceda en la práctica, especialmente en los casos de grupos de hermanos más jóvenes, donde la emigración de la familia es corriente. Sin embargo, la aplicación de este método es relativamente sencilla y tiene la ventaja de no exigir información suplementaria. Además, como se declaró anteriormente, se puede probar la adecuación del modelo de los grupos de hermanos de tamaños mayores que 2 y en caso de que la emigración de toda la familia surgiera como un problema para los censados de menor edad, puede aplicarse un procedimiento de ajuste que tiene en cuenta la fecundidad de las mujeres emigrantes. (Véase *infra* la descripción de tal procedimiento para el método basado en la residencia de los hijos.)

Para completar el proceso de estimación, Hill sugiere que se utilicen distribuciones típicas para obtener la distribución por edad del número estimado de emigrantes. Hill (1984) produjo tales distribuciones típicas mediante la simulación basada en una variedad de tablas de fecundidad y mortalidad utilizadas conjuntamente con un modelo de emigración también propuesto por él (más adelante se presenta su descripción en detalle). En general, las simulaciones se realizan suponiendo la constancia de condiciones dentro de cada caso. Las distribuciones típicas por edad que se presentan en la primera parte del cuadro 1 se obtuvieron de 162 poblaciones simuladas cuyas tablas de mortalidad se elaboraron utilizando el sistema logito, con el nivel 16 del modelo Oeste de Coale-Demeny como patrón, y valores de alfa igual a -0.5, 0.0 ó 0.5. La fecundidad se elaboró mediante los modelos de Coale-Trussell y, debido a que su configuración respecto de la edad es el factor principal que determina la distribución por edad de los hermanos sobrevivientes, se obtuvieron tres series de distribuciones modelo según la desviación típica de las tablas de fecundidad en que se basaban. Además, al elaborar las distribuciones por edad de los grupos de hermanos en que se excluía al censado, se tuvo en cuenta este hecho al reducir a 0 la tasa de fecundidad predominante durante el año de nacimiento del censado y luego haciéndola aumentar a niveles normales mediante su multiplicación por un factor igual al doble de la tasa anual normal. Finalmente, se utilizó el modelo de emigración para obtener las distribuciones por edades específicas de los emigrantes. Hill sugiere que se apliquen estas distribuciones a los hermanos emigrantes declarados, mientras las distribuciones por edades, relacionadas con los grupos enteros de hermanos sin ajustes que tengan en cuenta la emigración o la exclusión del censado, se aplicarán al número estimado de emigrantes no declarados. En la segunda parte del cuadro 1 se muestran las distribuciones modelo de este último caso.

**COMPARACION ESQUEMATICA DE LOS METODOS UTILIZADOS  
PARA ESTIMAR LA EMIGRACION ABSOLUTA A  
PARTIR DE LA INFORMACION ACERCA  
DE LA RESIDENCIA DE LOS HIJOS**

Paso	Ordóñez	Vargas	Zlotnik
Distribución por edad de los hijos	Mortalidad variable: 1935-1940 Oeste 8.5 1975-1980 Oeste 18.0  Fecundidad variable: 1935-1955 TF = 6.6 1955-1965 TF = 7.25 1975-1980 TF = 4.0	Modelo de Hill (fecundidad y mortalidad invariables)	Mortalidad variable: 1910: Oeste 5 1930: Oeste 7 1950: eO = 44.1 1975: eO = 60.5  Fecundidad variable: 1910-1965: TF 6.6 1978: TF 4.23
Distribución por edad de los hijos inmigrantes	No se tiene en cuenta la emigración	Modelo de Hill (15.60) constante en el período 1910-1980	Modelo de Hill (15.60) constante en el período 1910-1980
Orfandad	Tal como se observa en el grupo de edad superior 60-64	Tal como se observa en el grupo de edad superior 60-64	Como se observa hasta el grupo de edad 55-59 y ajustada para edades superiores a 60. Grupo de edad superior 95-99
Fertilidad de las mujeres emigrantes	0.5 de las no migrantes (ajustada un tanto para las mujeres con hijos menores de 25 años)	0.8 de las mujeres no emigrantes	0.8 de las mujeres no emigrantes
Determinación de la condición migratoria de los hijos	0.5 de todos los hijos se consideran migrantes	Determinada por la edad y el año de llegada de los inmigrantes a la Argentina (1971)	Determinada por la probabilidad condicional de emigrar, derivada del modelo Hill. El patrón de migración se supone constante en el período 1910-1980.

Cuadro 1

## DISTRIBUCIONES TIPICAS DE LOS HERMANOS SEGUN SU PROPIA EDAD Y LA EDAD DEL CENSADO

*Primera Parte*

Grupo de edad del emigrante	Grupo de edad del censado															
	0-4	5-9	10-14	15-19	20-24	25-29	30-34	35-39	40-44	45-49	50-54	55-59	60-64	65-69	70-74	75 +
	<i>Desviación típica de la fecundidad 5.5</i>															
15-19	0.364	0.230	0.138	0.036	0.030	0.012	0.004									
20-24	0.495	0.472	0.411	0.330	0.111	0.110	0.047	0.015	0.003							
25-29	0.131	0.247	0.315	0.366	0.383	0.150	0.170	0.082	0.027	0.007						
30-34	0.010	0.048	0.116	0.198	0.299	0.366	0.163	0.206	0.108	0.039	0.010	0.001				
35-39		0.003	0.019	0.061	0.135	0.238	0.331	0.164	0.226	0.127	0.048	0.013	0.002			
40-44			0.001	0.009	0.037	0.096	0.193	0.298	0.162	0.238	0.141	0.056	0.016	0.002		
45-49					0.005	0.025	0.072	0.161	0.273	0.158	0.245	0.152	0.064	0.019	0.003	
50-54						0.003	0.018	0.058	0.140	0.253	0.155	0.252	0.164	0.073	0.023	0.003
55-59							0.002	0.014	0.048	0.126	0.240	0.153	0.261	0.179	0.085	0.023
60-64								0.002	0.011	0.042	0.115	0.229	0.153	0.275	0.203	0.084
65-69									0.002	0.009	0.037	0.105	0.218	0.153	0.295	0.201
70 +										0.001	0.008	0.031	0.093	0.203	0.151	0.298

Cuadro 1 (continuación 1)

Grupo de edad del emigrante	Grupo de edad del censado															
	0-4	5-9	10-14	15-19	20-24	25-29	30-34	35-39	40-44	45-49	50-54	55-59	60-64	65-69	70-74	75 +
<i>Desviación típica de la fecundidad entre 5.5 y 7.0</i>																
15-19	0.297	0.179	0.106	0.031	0.030	0.014	0.006	0.001								
20-24	0.507	0.446	0.364	0.278	0.101	0.112	0.057	0.023	0.007	0.001						
25-29	0.178	0.293	0.338	0.354	0.337	0.140	0.173	0.097	0.042	0.014	0.003					
30-34	0.018	0.075	0.156	0.231	0.301	0.327	0.152	0.207	0.126	0.058	0.020	0.004				
35-39		0.007	0.033	0.088	0.164	0.244	0.295	0.151	0.224	0.146	0.071	0.026	0.006	0.001		
40-44			0.003	0.017	0.056	0.119	0.197	0.263	0.146	0.232	0.160	0.083	0.032	0.007	0.001	
45-49				0.001	0.010	0.038	0.089	0.164	0.237	0.141	0.237	0.172	0.093	0.037	0.009	0.001
50-54					0.001	0.006	0.027	0.070	0.140	0.218	0.137	0.241	0.183	0.104	0.045	0.009
55-59							0.004	0.021	0.058	0.124	0.204	0.134	0.248	0.199	0.120	0.043
60-64								0.003	0.017	0.050	0.112	0.193	0.133	0.259	0.221	0.120
65-69									0.003	0.014	0.043	0.102	0.182	0.132	0.272	0.224
70 +										0.002	0.011	0.036	0.089	0.168	0.128	0.280

Cuadro 1 (continuación 2)

Grupo de edad del emigrante	Grupo de edad del censado															
	0-4	5-9	10-14	15-19	20-24	25-29	30-34	35-39	40-44	45-49	50-54	55-59	60-64	65-69	70-74	75 +
<i>Desviación típica de la fecundidad 7.0</i>																
15-19	0.205	0.121	0.074	0.025	0.028	0.016	0.008	0.003	0.001							
20-24	0.483	0.378	0.291	0.216	0.083	0.104	0.064	0.033	0.014	0.004	0.001					
25-29	0.264	0.342	0.338	0.317	0.281	0.120	0.163	0.108	0.060	0.028	0.009	0.001				
30-34	0.046	0.137	0.215	0.259	0.289	0.284	0.132	0.194	0.139	0.083	0.041	0.013	0.002			
35-39	0.002	0.021	0.072	0.137	0.197	0.244	0.260	0.131	0.208	0.158	0.100	0.052	0.018	0.003		
40-44		0.001	0.010	0.041	0.093	0.148	0.200	0.231	0.125	0.212	0.171	0.114	0.062	0.022	0.004	
45-49				0.005	0.026	0.065	0.113	0.165	0.205	0.119	0.213	0.181	0.127	0.072	0.028	0.004
50-54					0.003	0.017	0.047	0.089	0.139	0.185	0.113	0.214	0.191	0.141	0.085	0.026
55-59						0.002	0.012	0.036	0.072	0.121	0.171	0.110	0.217	0.204	0.159	0.083
60-64							0.001	0.009	0.028	0.061	0.108	0.160	0.108	0.224	0.222	0.162
65-69								0.001	0.007	0.023	0.052	0.096	0.149	0.105	0.231	0.232
70 +									0.001	0.005	0.018	0.043	0.084	0.135	0.100	0.242



Cuadro 1 (continuación 3)

*Segunda Parte*

Grupo de edad del emigrante	Grupo de edad del censado															
	0-4	5-9	10-14	15-19	20-24	25-29	30-34	35-39	40-44	45-49	50-54	55-59	60-64	65-69	70-74	75 +
<i>Desviación típica de la tabla de fecundidad 5.5</i>																
0-4	0.458	0.259	0.117	0.042	0.011	0.001										
5-9	0.320	0.325	0.225	0.110	0.041	0.011	0.002									
10-14	0.153	0.243	0.289	0.217	0.110	0.042	0.001	0.002								
15-19	0.054	0.119	0.216	0.278	0.216	0.111	0.042	0.011	0.003							
20-24	0.013	0.043	0.105	0.207	0.276	0.216	0.111	0.043	0.011							
25-29	0.002	0.010	0.038	0.100	0.204	0.275	0.217	0.112	0.043	0.012	0.001					
30-34		0.001	0.009	0.036	0.098	0.203	0.275	0.218	0.113	0.044	0.012	0.002				
35-39			0.001	0.009	0.035	0.097	0.202	0.275	0.219	0.115	0.046	0.013	0.002			
40-44				0.001	0.008	0.035	0.097	0.201	0.276	0.222	0.118	0.048	0.014	0.002		
45-49					0.001	0.008	0.034	0.096	0.200	0.277	0.226	0.123	0.051	0.015	0.003	
50-54						0.001	0.008	0.033	0.094	0.199	0.278	0.232	0.131	0.057	0.019	0.003
55-59							0.001	0.008	0.032	0.092	0.196	0.280	0.241	0.143	0.067	0.018
60-64								0.001	0.007	0.031	0.088	0.192	0.282	0.254	0.161	0.067
65-69									0.002	0.007	0.028	0.082	0.184	0.283	0.273	0.163
70 +										0.001	0.006	0.024	0.073	0.171	0.279	0.271

Cuadro 1 (continuación 4)

Grupo de edad del emigrante	Grupo de edad del censado															
	0-4	5-9	10-14	15-19	20-24	25-29	30-34	35-39	40-44	45-49	50-54	55-59	60-64	65-69	70-74	75 +
<i>Desviación típica de la tabla de fecundidad entre 5.5 y 7.0</i>																
0-4	0.421	0.266	0.143	0.066	0.022	0.004										
5-9	0.308	0.297	0.222	0.133	0.065	0.023	0.005									
10-14	0.171	0.230	0.257	0.209	0.181	0.065	0.023	0.005								
15-19	0.074	0.130	0.199	0.241	0.206	0.131	0.066	0.023	0.006							
20-24	0.022	0.057	0.112	0.186	0.236	0.206	0.132	0.067	0.024	0.006						
25-29	0.004	0.017	0.049	0.104	0.181	0.235	0.206	0.133	0.067	0.024	0.005					
30-34		0.003	0.015	0.045	0.101	0.179	0.234	0.207	0.134	0.069	0.025	0.004				
35-39			0.003	0.014	0.043	0.099	0.178	0.234	0.208	0.136	0.071	0.027	0.006	0.001		
40-44				0.002	0.013	0.043	0.099	0.178	0.235	0.210	0.140	0.074	0.029	0.007	0.001	
45-49					0.002	0.013	0.042	0.098	0.177	0.236	0.214	0.145	0.079	0.032	0.008	
50-54						0.002	0.013	0.041	0.096	0.176	0.237	0.220	0.154	0.088	0.038	0.007
55-59							0.002	0.012	0.040	0.094	0.173	0.239	0.228	0.167	0.102	0.037
60-64								0.002	0.011	0.038	0.090	0.169	0.240	0.239	0.186	0.103
65-69									0.002	0.010	0.035	0.084	0.162	0.239	0.253	0.193
70 +										0.001	0.009	0.030	0.074	0.149	0.233	0.259

Cuadro 1 (conclusión)

Grupo de edad del emigrante	Grupo de edad del censado															
	0-4	5-9	10-14	15-19	20-24	25-29	30-34	35-39	40-44	45-49	50-54	55-59	60-64	65-69	70-74	75 +
<i>Desviación típica de la tabla de fecundidad 7.0</i>																
0-4	0.375	0.259	0.167	0.098	0.048	0.014	0.002									
5-9	0.287	0.268	0.213	0.149	0.092	0.046	0.015	0.003								
10-14	0.185	0.215	0.225	0.193	0.143	0.092	0.047	0.015	0.001							
15-19	0.100	0.140	0.180	0.204	0.186	0.142	0.093	0.048	0.016	0.002						
20-24	0.041	0.076	0.117	0.163	0.195	0.184	0.143	0.094	0.049	0.016	0.002					
25-29	0.011	0.032	0.063	0.105	0.155	0.192	0.184	0.144	0.095	0.050	0.017	0.003				
30-34	0.001	0.009	0.027	0.057	0.099	0.152	0.191	0.184	0.145	0.097	0.051	0.017	0.003			
35-39		0.001	0.007	0.024	0.054	0.097	0.151	0.191	0.185	0.147	0.100	0.054	0.019	0.003		
40-44			0.001	0.006	0.022	0.052	0.096	0.150	0.192	0.188	0.151	0.105	0.058	0.021	0.004	
45-49				0.001	0.006	0.022	0.051	0.095	0.150	0.193	0.191	0.157	0.112	0.065	0.025	0.003
50-54					0.001	0.006	0.021	0.050	0.094	0.149	0.194	0.196	0.165	0.123	0.075	0.024
55-59						0.001	0.005	0.020	0.049	0.091	0.147	0.195	0.203	0.178	0.139	0.075
60-64							0.001	0.005	0.019	0.046	0.087	0.143	0.195	0.211	0.195	0.146
65-69								0.001	0.005	0.017	0.042	0.081	0.136	0.193	0.220	0.208
70 +										0.004	0.015	0.036	0.072	0.125	0.186	0.229

Fuente: Hill (1984).

En los últimos seis años se ha recopilado información sobre la residencia de los hermanos al menos en los siguientes países o regiones: Licey al Medio en la República Dominicana (Censo experimental de 1979), Bolivia (Encuesta demográfica nacional de 1980) y Barbados (Encuesta experimental de migración de Barbados, de 1982). En las referencias se incluyen documentos que presentan el análisis de la información reunida. Entre estos tres casos, el de Barbados es particularmente interesante desde el punto de vista metodológico, porque en la encuesta realizada en ese país se reunió información acerca de la residencia de los hermanos y la residencia de los hijos. Zaba (1984) aprovechó este acervo de información, al elaborar otro procedimiento para estimar los niveles de emigración absoluta, a partir de información sobre la residencia de los hermanos. El procedimiento propuesto se describirá brevemente más adelante.

c) *La utilización de información sobre la residencia de los hermanos conjuntamente con datos sobre la residencia de los hijos*

El método de Zaba se basa en la hipótesis de que todos los grupos de hermanos que emigran en su totalidad dejan a la madre en el hogar para que dé información sobre ellos. Así, la información sobre los hijos emigrantes proporcionada por las madres puede utilizarse para ajustar la información sobre los hermanos emigrantes. Aunque este ajuste puede realizarse a nivel global dividiendo el número total de hermanos emigrantes por la proporción de hijos emigrantes que, según las respuestas de las madres, tienen al menos un hermano no emigrante, Zaba sugiere que se realice tal ajuste según la edad de la madre. Para ese efecto, es preciso estimar la distribución de los hermanos emigrantes según la edad "presunta" de la madre (es decir, la edad, que la madre tendría si no se considerara la mortalidad de las madres). Puesto que el número de hijos de edad  $y$  cuyas madres tenían  $x$  años al momento de la encuesta,  $C(y, x)$ , es

$$C(y,x) = B(x-y,y)l(y) \quad (8)$$

donde  $B(x-y,y)$  es el número de nacimientos que tuvieron lugar  $y$  años antes de la encuesta, entre las mujeres de edad  $x-y$  en ese entonces, y  $l(y)$  es la probabilidad de sobrevivir hasta la edad  $y$ . Si se conocieran la fecundidad y la mortalidad, puede estimarse la distribución de los hijos según la edad de las madres. Utilizando información del registro del estado civil de Barbados, Zaba (1984) obtuvo las estimaciones necesarias y pudo distribuir el número declarado de hermanos emigrantes según la edad presunta de la madre. En el cuadro 2 figura la distribución estimada.

Para ajustar estas estimaciones a fin de tener en cuenta la exclusión de los grupos de hermanos que emigraron en su totalidad, los registros del cuadro 2 correspondientes a determinado grupo de edad de la madre, se dividieron por la relación del número de hijos que tenían al menos un hermano sobreviviente no emigrante, según los informes proporcionados por las madres y el número total de hijos emigrantes declarados por dichas mujeres. En el cuadro 2 se muestra la distribución ajustada resultante.

Cuadro 2

**BARBADOS: ESTIMACION DEL NUMERO DE HERMANOS QUE  
EMIGRARON EN GRUPOS ENTEROS, MEDIANTE LA  
UTILIZACION DE INFORMACION SUMINISTRADA  
POR LAS MADRES ACERCA DE LA RESIDENCIA  
DE SUS HIJOS, 1980-1981**

Edad presunta de la madre	Hermanos emigrantes declarados	Porporción de hijos <sup>a</sup> que tienen hermanos residentes	Propor-ciones ajustadas	Total de emigrantes estimados
15-19	5	0.000	0.300	17
20-24	20	0.429	0.425	47
25-29	44	0.722	0.595	74
30-34	92	0.735	0.787	117
35-39	165	0.857	0.917	180
40-44	275	0.978	0.962	286
45-49	397	0.957	0.943	421
50-54	491	0.889	0.909	540
55-59	509	0.792	0.869	586
60-64	509	0.866	0.833	611
65-69	494	0.844	0.794	622
70-74	480	0.675	0.763	629
75 +	3 587	0.744	0.758	4 732
<b>Total</b>	<b>7 068</b>			<b>8 862</b>

Fuente: Zaba (1983).

<sup>a</sup>Información obtenida de las madres.

Finalmente, para obtener la distribución por edad de los emigrantes, Zaba utilizó las estimaciones de fecundidad y mortalidad que existían en fuentes independientes (principalmente el registro del estado civil y los censos) para conseguir la distribución por edad de los hijos sobrevivientes según el grupo de edad de la madre. La aplicación de esta distribución estimada a la información ajustada que se presenta en el cuadro 2 arroja las estimaciones definitivas adoptadas por Zaba y que figuran en el cuadro 3. Con fines de comparación, en el cuadro 3 también figuran las estimaciones obtenidas mediante la aplicación del método propuesto por Hill.

**d) Evaluación de las estimaciones obtenidas**

En las estimaciones que se presentan en el cuadro 3 se supone que el número total de emigrantes absolutos de Barbados es aproximadamente 104 600 (método de Hill) o 117 000 (método de Zaba). Estas estimaciones se obtuvieron ampliando los valores presentados en el cuadro 3 mediante la fracción de muestreo que

equivale a 7.58%. Puesto que el número ampliado de hermanos emigrantes declarados ya ascendía a 93 200 emigrantes, las correcciones hechas al número de grupos de hermanos integrados totalmente por emigrantes son moderadas y ascienden a 12% de los emigrantes declarados en caso de utilizar el método de Hill y a 25% en el caso de Zaba.

Aunque la diferencia entre las dos estimaciones antes presentadas no parece excesiva, éste asciende sin embargo aproximadamente al 13% de los emigrantes declarados. Para situar su magnitud en perspectiva, resulta útil observar que casi equivale al número total de personas nacidas en Barbados a quienes los Estados Unidos concedieron la condición de inmigrantes en el período 1976-1980 (13 070) y que también equivale a casi la mitad de las personas nacidas en

Cuadro 3

**BARBADOS: ESTIMACION DE LA DISTRIBUCION POR EDAD DEL TOTAL DE EMIGRANTES MEDIANTE LA UTILIZACION DE DATOS OBTENIDOS A PARTIR DE LA INFORMACION ACERCA DE LA RESIDENCIA DE LOS HERMANOS, 1980-1981**

Grupo de edad	Método de Hill			Método de Zaba		
	Emigrantes declarados	Emigrantes estimados	Total de emigrantes	Distribución porcentual	Total de emigrantes	Distribución porcentual
0-4	-	3	3	-	137	1.5
5-9	-	5	5	-	174	2.0
10-14	-	7	7	-	236	2.7
15-19	69	13	82	1.0	370	4.2
20-24	331	22	354	4.5	574	6.5
25-29	582	35	617	7.8	576	6.5
30-34	709	48	756	9.5	611	6.9
35-39	709	57	766	9.7	620	7.0
40-44	635	63	698	8.8	584	6.6
45-49	580	70	649	8.2	756	8.5
50-54	547	81	628	7.9	921	10.4
55-59	582	96	678	8.6	946	10.7
60-64	619	106	725	9.2	852	9.6
65-69	626	102	728	9.2	677	7.6
70-74	535	80	615	7.8	462	5.2
75 +	544	74	618	7.8	366	4.1
<b>Total</b>	<b>7 068</b>	<b>863</b>	<b>7 931</b>	<b>100.0</b>	<b>8 862</b>	<b>100.0</b>

Fuente: Zaba (1983) para las estimaciones calculadas por este autor.

Nota: Al aplicar el método de Hill, se utilizaron los modelos obtenidos de las tablas de fecundidad que tenían una desviación típica entre 5.5 y 7.0 años, puesto que en períodos recientes, la fecundidad predominante en Barbados muestra desviaciones típicas dentro de estos límites.

Barbados empadronadas en el censo de 1980 de los Estados Unidos (26 847). Desde este punto de vista, la diferencia observada dista de ser insignificante. Desafortunadamente, no hay razones de peso sobre las cuales basarse para decidir cuál de las estimaciones es la mejor.

Sin embargo, existen varias características de las dos series de estimaciones que reflejan sus deficiencias. En primer lugar, es evidente que las distribuciones por edades que suponen son muy diferentes. En particular, las estimaciones de Hill se centran principalmente en el grupo de edad de 20 años y más (sólo 1% de la población emigrante estimada tiene menos de 20 años) y muestran elevadísimas proporciones de personas mayores de 60 años (34%). Las estimaciones de Zaba, aunque muestran una mayor proporción de personas menores de 20 años (10.4%), todavía arrojan una elevada concentración a edades mayores (26.5% con más de 60 años). Además, según ambas distribuciones, casi el 50% de la población emigrante tiene más de 50 años (50.5%, según las estimaciones de Hill, y 47.6% de acuerdo con las que obtuvo Zaba). Aunque quizá no sea totalmente imposible que un país con un largo historial de emigración y una fecundidad reciente relativamente baja tenga una población emigrante con una distribución por edad tan "envejecida", habría que considerar la posibilidad que existan sesgos constantes introducidos por los métodos de estimación utilizados. Por ejemplo, en el caso del método de Zaba, es evidente que no se tuvo en cuenta la emigración de "grupos de familias enteras", es decir, de grupos completos de hermanos que emigraron junto con sus madres, de modo que no quedaron ni hermanos ni madres para dar informes sobre ellos. Para contrarrestar este sesgo, sería preciso considerar la fecundidad de las mujeres emigrantes junto con la probabilidad de que no dejaran hijos en el país de origen. Los ajustes para tener en cuenta la fecundidad tenderían a incrementar el número de emigrantes de menor edad (la mayor parte de los hijos de mujeres emigrantes tendría menos de 50 años) y entonces se reduciría la gran concentración de emigrantes de mayor edad.

En el caso del método de Hill, funciona probablemente un mecanismo de sesgo similar, debido a que la migración de toda la familia es más probable que se concentre en grupos de hermanos más jóvenes y por consiguiente, afectará con un sesgo descendente las estimaciones de  $p(a)$  a edades más jóvenes. Por lo tanto, debido a que  $p(a)$  es muy pequeño en todos los grupos de edades menores de 15 años, se introducen sesgos positivos en la distribución por edad en todas las demás edades. Se podría tratar de corregir las estimaciones de Hill, como se indicó anteriormente para el método de Zaba, pero no hay seguridad de que aún con la corrección, las estimaciones de Hill serían mejores que las propuestas por Zaba. Otra de las razones de su deficiencia relativa es que se basan en distribuciones por edad obtenidas en la hipótesis de que existen condiciones constantes de fecundidad, mortalidad y emigración. En el caso de Barbados, tales condiciones no se han satisfecho y el largo historial de emigración del país, junto con una brusca disminución de la fecundidad y la mortalidad en un pasado próximo, no justifica la utilización de modelos basados en parámetros demográficos invariables.

Para concluir cabe subrayar, que el mérito de los métodos propuestos reside en que proporcionan información que no se obtiene fácilmente o que quizá no pueda, inclusive, conseguirse en otra parte. En el caso de Barbados, por ejemplo,

pocos de los principales países receptores tabulan por separado información relativa a personas nacidas en Barbados. Además, cuando existen datos, las incongruencias notorias a menudo no pueden paliarse. Por ejemplo, según las estadísticas de los Estados Unidos, mientras a 20 948 personas nacidas en Barbados se les concedió la condición de inmigrantes entre julio de 1970 y septiembre de 1980, sólo 14 995 de las personas nacidas en Barbados, empadronadas en el censo de 1980, declararon que habían llegado a los Estados Unidos desde 1970. Asimismo, aunque a un total de 31 246 personas nacidas en Barbados se les concedió la condición de inmigrantes desde julio de 1955, el censo de 1980 registraba sólo un total de 26 847 personas nacidas en ese país, 3 660 de las cuales declararon que había llegado antes de 1950. Las preguntas que surgen de inmediato son las siguientes: ¿se subempadronó tan deficientemente a la población de Barbados en el censo de los Estados Unidos? ¿Hubo una migración de retorno considerable? Si la respuesta a la última pregunta es negativa, luego el nivel de subempadronamiento del censo, respecto de la población nacida en Barbados, puede realmente ser muy alto e inclusive sobrepasar el nivel de incertidumbre que rodea las estimaciones indirectas presentadas anteriormente. En este contexto, la estimación indirecta, no importa cuán deficiente sea, es muy útil.

## 2. LA UTILIZACION DE INFORMACION SOBRE LA RESIDENCIA DE LOS HIJOS

### a) *Carácter de la información*

Teniendo en cuenta de que en la actualidad constituye una práctica habitual incluir en los censos y encuestas preguntas relativas al número de hijos nacidos vivos y el número de hijos sobrevivientes, que se plantearán a las mujeres en los períodos reproductivos con el objeto de estimar la mortalidad infantil y de la niñez, parece sensato ampliar un tanto la serie de preguntas utilizadas para investigar el lugar de residencia de los hijos sobrevivientes y obtener de esa manera cierta información sobre la emigración. Somoza (1977) fue el primero en proponer la utilización de tal información para estimar la emigración absoluta. En la información necesaria para aplicar el método propuesto por Somoza se incluye el número de hijos sobrevivientes declarados por todas las mujeres de 15 años y más, clasificados por grupo de edad de la madre, lugar de residencia (en el país o en el extranjero) y sexo. Además, se necesita información acerca de la incidencia de la orfandad para ajustar los datos proporcionados.

Los requisitos en cuanto a información del método en estudio significan que hay que agregar una pregunta a la serie que se utiliza normalmente para reunir información relativa a los hijos nacidos vivos y sobrevivientes; que debe reunirse la información para cada sexo por separado; que las preguntas deben hacerse a *todas* las mujeres de 15 años y más, además de formular una pregunta acerca de la sobrevivencia materna a toda la población incluida. Aunque estos requisitos son moderados, en particular cuando se tienen en cuenta las múltiples utilidades de la información, la cual permite estimar la mortalidad de la niñez según el sexo y la mortalidad de las mujeres adultas, su recopilación aumentaría ciertamente la



complejidad de un cuestionario de censo y el costo de procesamiento. Por consiguiente, aunque lo ideal sería que se obtuviera la información descrita anteriormente de toda la población, en la práctica las preguntas propuestas se harán generalmente sólo en una muestra. La utilización de una muestra se recomienda no sólo por consideraciones de costo, sino también porque las encuestas por muestreo son usualmente realizadas por entrevistadores bien capacitados y supervisadas más estrictamente que los censos, de modo que a menudo arrojan información de mejor calidad que estos últimos. Además, las encuestas por muestreo proporcionan la mejor manera de investigar características más detalladas del proceso estudiado, tales como "lugar de destino" en el caso de la emigración, aspecto que probablemente será de particular interés para el país donde se origina el fenómeno. El principal inconveniente de la encuesta por muestreo, como instrumento para medir la emigración, consiste en que debido a que los niveles de emigración de la mayoría de los países donde se origina el fenómeno son relativamente bajos, se requieren muestras de gran tamaño para medir el fenómeno con un grado aceptable de exactitud. Sin embargo, a este respecto, los métodos de estimación propuestos tienen ciertas ventajas, porque al proponerse estimar los niveles de emigración absoluta y no los niveles de emigración actual (que son generalmente mucho menores), se precisan muestras de un tamaño un tanto menor. (Véase Zaba, 1983.)

b) *Procedimiento de estimación*

El procedimiento para estimar la emigración según la información sobre la residencia de los hijos ha sufrido varias modificaciones. Dentro del ámbito del presente trabajo no se pueden describir todos estos cambios, pero para entender la significación de los más recientes, es importante que se comprenda la estrategia general que se sigue en todos los procedimientos. Tal estrategia se basa en el simple hecho de que el número total de emigrantes de determinado país puede clasificarse en varias categorías, según la sobrevivencia y la condición de residencia de las madres. De acuerdo con Somoza (1981b), se definen las siguientes categorías:

Residencia de la madre	Supervivencia de la madre	
	Viva	Fallecida
en el país	( 1 )	( 2 )
en el extranjero	( 3 )	( 4 )

La categoría (1), integrada por los emigrantes que tienen a la madre viva y residiendo en el país de nacimiento, se obtiene directamente de la información. La categoría (2), en la que se incluyen todos los emigrantes cuya madre no emigró pero que falleció, puede estimarse a partir de la categoría (1) utilizando información sobre la incidencia de la orfandad materna. La categoría (3), com-

puesta de emigrantes que tienen a la madre viva pero que también es emigrante, puede deducirse de las estimaciones de las categorías (1) y (2), teniendo en cuenta la fecundidad de las mujeres emigrantes y la distribución en el tiempo de su migración; y finalmente, la categoría (4), integrada por emigrantes cuya madre era emigrante pero que había fallecido, puede estimarse a partir de la categoría (3) teniendo en cuenta, de nuevo, la incidencia de la orfandad materna. Es evidente que las estimaciones definitivas de la emigración se obtienen mediante la adición de las estimaciones de cada categoría. En las subsecciones siguientes se dará una breve descripción del procedimiento utilizado para estimar las categorías de la (2) a la (4).

**Estimación de la categoría (2).** En un caso determinado, se podrá contar con el número de emigrantes de la categoría (1) en forma de los hijos declarados que residen en el extranjero, clasificados según la edad de las madres. Por otra parte, existirá información sobre la incidencia de la orfandad materna, como por ejemplo la proporción de censados que tienen a la madre viva, clasificados según la edad del censado. Por consiguiente, para utilizar esta última información a fin de corregir la primera, es preciso transformar la distribución de los emigrantes declarados, cambiando la edad de la madre a la propia edad. Es evidente que puesto que se conoce la edad de la madre de cada emigrante declarado, podrá inferirse, al menos en parte, la distribución general por edades de los emigrantes, a partir de la relación que existe entre las edades de las madres y los hijos en la población que se estudia. En particular, si se conocieran la fecundidad y la mortalidad, el número de hijos de  $x$  años cuyas madres tenían  $y$  años en la época de la entrevista ( $C(x,y)$ ) sería:

$$C(x,y) = W(y)f(y-x)l(x) \quad (9)$$

donde  $W(y)$  es el número de mujeres de  $y$  años al momento de la entrevista,  $f(y-x)$  es la tasa de fecundidad predominante entre esas mujeres  $x$  años antes y  $l(x)$  es la probabilidad de sobrevivir hasta la edad  $x$  de los hijos nacidos  $x$  años antes de la encuesta. A partir de la ecuación (9), la derivación de la distribución por edad de los hijos según la edad de la madre es directa, de acuerdo con la siguiente ecuación:

$$Z(x,y) = C(x,y) / \int_{y-15}^{y-49} C(u,y)du \quad (10)$$

Puesto que en la mayoría de los países no existen estimaciones confiables de fecundidad y mortalidad durante un período suficientemente prolongado, a menudo no se pueden utilizar directamente las ecuaciones (9) y (10) para estimar la distribución por edad de los hijos sobrevivientes. En esos casos, Hill (1981a) ideó distribuciones modelo por edad de los hijos sobrevivientes, las que figuran en el cuadro 4. La selección entre las distribuciones modelo existentes se hace con base en la relación observada

$$CS(20-24) / ACS(25-29),$$

donde ACS representa el "promedio de hijos sobrevivientes" y los índices en paréntesis indican el grupo de edad de los mujeres al que se refiere el promedio. Obsérvese que estos promedios deben calcularse respecto de todas las mujeres de cada grupo de edad y no sólo entre aquellas que son madres.

Una vez que se tiene la distribución por edad de los hijos sobrevivientes, hay que modificarla para que represente la distribución por edad de los hijos *emigrantes* sobrevivientes. Hill (1981a) sugirió que se utilizara una tabla de emigración modelo para transformar la distribución por edad de los hijos sobrevivientes en la distribución deseada de los que han emigrado. Si  $p(x)$  significa la probabilidad de emigrar exactamente a  $x$  años, el modelo de Hill es un polinomio del tipo

$$p(x) = K(x-a)(b-x)^3 \text{ para } a \leq x \leq b \quad (11)$$

donde  $K$  es una constante definida de manera que

$$1.0 = K \int_a^b (x-a)(b-x)^3 dx \quad (12)$$

Según este modelo, la emigración tiene lugar sólo entre las edades  $a$  y  $b$ . Fuera de esos límites, la probabilidad de emigrar es nula. Hill propuso que el intervalo  $(a,b)$  fuera igual a  $(15-60)$ , es decir, que la emigración se restringiera a las personas que tenían entre 15 y 60 años. Vargas (1982) comparó la tabla de emigración resultante con las tablas observadas (configuraciones por edades de los inmigrantes a la Argentina y los patrones de migración recogidas en diferentes países) y encontró que la configuración del modelo propuesto por Hill era aceptable.

Si utilizamos el modelo de emigración de Hill, se puede calcular la probabilidad de emigrar antes de la edad  $z$ ,  $P(z)$ , simplemente integrando  $p(x)$  en el intervalo  $(15,z)$ . El resultado de tal integración y de sustituir el valor apropiado de  $K$  arroja:

$$P(z) = 1.0 - [15.0(x-a)(b-x)^4 + (b-x)^5] / (b-a)^5 \quad (13)$$

de manera que la probabilidad de que quienes se hallan en determinado grupo de edad (por ejemplo  $a$  hasta  $a+5$ ) ya hubieran emigrado es la siguiente:

$$PM(a) = \frac{1}{5} \int_a^{a+5} P(z) dz. \quad (14)$$

$PM(a)$  también puede interpretarse como la proporción en un grupo de edad  $(a, a+5)$  de quienes ya emigraron entre aquellos que emigrarán eventualmente (a la edad de 60 años o antes), suponiendo que la configuración del patrón de emigración permanezca constante en el tiempo. Hill sugiere que se utilicen estas proporciones para ponderar la distribución por edad de los hijos sobrevivientes,  $Z(a,y)$ , de modo de obtener la distribución por edad de los emigrantes. Por consiguiente, si significamos mediante  $ZE(a,y)$  la proporción de los emigrantes de  $a$  hasta  $a+5$  años cuya madre tenía  $y$  años al momento de la entrevista, sus valores se obtienen de la siguiente manera:

$$ZE(a,y) = Z(a,y)EM(a) / \sum_a Z(a,y)EM(a) \quad (15)$$

Cuadro 4

## DISTRIBUCIONES TÍPICAS DE LOS HIJOS SEGUN SU PROPIA EDAD Y LA EDAD DE LA MADRE

Grupo de edad de los hijos	Grupo de edad de la madre												
	15-19	20-24	25-29	30-34	35-39	40-44	45-49	50-54	55-59	60-64	65-69	70-74	75 +
	<i>ACS(20-24)/ACS(25-29) 0.475<sup>a</sup></i>												
0-4	0.989	0.778	0.461	0.285	0.182	0.104	0.032	0.003					
5-9	0.011	0.218	0.416	0.324	0.228	0.160	0.100	0.032	0.003				
10-14		0.003	0.122	0.301	0.268	0.207	0.157	0.101	0.033	0.003			
15-19			0.002	0.089	0.250	0.242	0.201	0.158	0.102	0.034	0.003		
20-24				0.001	0.071	0.222	0.233	0.200	0.158	0.104	0.034	0.003	
25-29					0.001	0.064	0.214	0.232	0.200	0.189	0.105	0.035	0.002
30-34						0.001	0.062	0.212	0.231	0.200	0.160	0.107	0.014
35-39							0.001	0.061	0.211	0.230	0.201	0.162	0.080
40-44								0.001	0.061	0.209	0.231	0.203	0.138
45-49									0.001	0.060	0.207	0.230	0.186
50-54										0.001	0.058	0.204	0.217
55-59											0.001	0.055	0.208
60 +												0.001	0.145
Proporción de hijos menores de 15 años	1.000	1.000	0.998	0.910	0.678	0.471	0.289	0.136	0.036	0.003	-	-	-
Edad media de los menores de 15 años	1.52	3.25	5.62	7.57	8.20	8.72	9.90	11.52	12.85	13.77	-	-	-

Cuadro 4 (conclusión)

Grupo de edad de los hijos	Grupo de edad de la madre												
	15-19	20-24	25-29	30-34	35-39	40-44	45-49	50-54	55-59	60-64	65-69	70-74	75 +
	<i>ACS(20-24)/ACS(25-29) 0.475</i>												
0-4	1.000	0.932	0.591	0.345	0.213	0.120	0.037	0.003					
5-9		0.068	0.380	0.383	0.267	0.184	0.114	0.036	0.003				
10-14			0.029	0.253	0.304	0.238	0.179	0.116	0.038	0.003			
15-19				0.019	0.201	0.269	0.230	0.180	0.117	0.038	0.003		
20-24					0.015	0.176	0.258	0.228	0.180	0.118	0.039	0.004	
25-29						0.013	0.169	0.257	0.228	0.180	0.119	0.040	0.002
30-34							0.013	0.167	0.256	0.228	0.182	0.121	0.027
35-39								0.013	0.166	0.256	0.229	0.183	0.089
40-44									0.012	0.165	0.255	0.230	0.155
45-49										0.012	0.162	0.254	0.209
50-54											0.011	0.158	0.240
55-59												0.010	0.187
60 +													0.091
Proporción de hijos menores de 15 años	1.000	1.000	1.000	0.981	0.784	0.541	0.330	0.155	0.041	0.003	-	-	-
Edad media de los menores de 15 años	0.88	2.25	4.44	6.92	8.14	8.72	9.91	11.52	12.85	13.77	-	-	-

Fuente: Hill (1981a).

<sup>a</sup>ACS = average children surviving (promedio de hijos sobrevivientes).

donde  $Z(a,y)$  es la proporción estimada de los hijos sobrevivientes de  $a$  hasta  $a+5$  años entre aquellos cuyas madres tenían  $y$  años al momento de la entrevista (obtenida mediante la acumulación de  $Z(x,y)$  tal como se define en la ecuación (10).

Quizá las dos deficiencias principales de esta manera de estimar la distribución de los hijos emigrantes son las dos hipótesis según las cuales, por una parte, los patrones de emigración han permanecido constantes durante períodos prolongados (60 a 70 años) y, por otra, que la emigración tiene lugar únicamente entre personas que tienen entre 15 y 60 años. La segunda, sin embargo, constituye un problema secundario, puesto que la emigración que se tipifica representa sólo la de los migrantes "independientes", es decir, las personas que emigran sin sus madres. Debido a que es improbable que los hijos menores de 15 años emigren de esta manera, la fijación en cero de la probabilidad de emigrar antes de los 15 años no constituye una deficiencia importante. Además, cuando la información con que se cuenta lo justifica, existe un procedimiento para tener en cuenta las pocas probabilidades de migrar de forma independiente antes de los 15 años. (Véase Hill, 1981a.) También vale la pena observar que los límites de edad de la emigración modelo pueden variar levemente para ajustarse a las características particulares del caso de que se trata.

Respecto al primer punto, en la mayoría de los casos será difícil justificar la validez de la hipótesis según la cual los patrones de emigración han permanecido constantes en el tiempo. La importancia de este supuesto y sus consecuencias se analizarán con mayores detalles más adelante, en el contexto de un ejemplo concreto.

Para concluir con la estimación de la categoría (2), basta observar que una vez que se obtiene la distribución por edad de los emigrantes, cuyas madres viven y residen en el país de origen, el ajuste para tener en cuenta la incidencia de la orfandad materna se realiza dividiendo el número preliminar de emigrantes de  $x$  años,  $GM_1(x)$ , por la proporción de personas de  $x$  años que tienen a la madre viva,  $NO(x)$ , es decir:

$$EM_2(x) = EM_1(x)NO(x) \quad (16)$$

*Estimación de la categoría (3).* La estimación de la categoría (3), integrada por emigrantes cuyas madres viven y que a su vez son emigrantes, es quizás el único tema que presenta el mayor grado de arbitrariedad, debido a que generalmente no hay pruebas que permitan determinar el lugar de nacimiento de los hijos de las mujeres emigrantes, y, estrictamente hablando, sólo deberían estudiarse los que nacieron en el país de origen.

Para estimar los hijos emigrantes de los emigrantes hay que considerar varias preguntas. En primer lugar, ¿cuál es la fecundidad de las mujeres emigrantes? Sería ideal estimar esta fecundidad a partir de la información reunida en el país de inmigración. Sin embargo, cuando no existe tal información, lo más probable es que se formulen suposiciones razonadas. Desafortunadamente, existen pocas directrices para aventurar suposiciones. Aún la dirección de las diferencias entre los niveles de fecundidad de la población no migrante y la población migrante es discutible. Por ejemplo, mientras Vargas (1982) demostró que las mujeres inmigrantes en la Argentina tendían a tener menor fecundi-

dad que sus congéneres en los países de origen, entre las mujeres emigrantes de Colombia la distribución por región de origen indica que pueden tener niveles de fecundidad superiores a la media nacional, principalmente debido a que una mayor proporción de la que cabría prever se origina en regiones que tienen niveles de fecundidad superiores a la media.

En segundo lugar, hay que idear un plan para distribuir la prole de las mujeres emigrantes según el lugar de nacimiento y la condición migratoria. Vargas (1982) sugirió que se utilizara la distribución de las mujeres emigrantes según el período de emigración para efectuar esta distribución. Este plan se basa en la hipótesis de que la emigración tiene lugar de una manera ordenada: las mujeres emigran y llevan consigo a todos sus hijos sobrevivientes y estos hijos permanecen con las madres en el país de inmigración. De acuerdo con la misma idea básica, pero empleando la tabla de emigración de Hill por edad a fin de estimar la proporción de mujeres emigrantes que ya emigraron, Zlotnik (1985) propuso una manera de estimar la proporción de hijos sobrevivientes nacidos en el país, que emigraron con ellas. Por ejemplo, entre las mujeres emigrantes  $WE(y)$  de  $y$  años al momento de la encuesta, una proporción,  $P(y-x)/P(y)$ , ya había emigrado la edad de  $y-x$ . Por consiguiente, sólo los hijos sobrevivientes del resto,

$$CEM(x,y) = (1.0 - P(y-x) / P(y))WE(y)f(y-x)l(x) \quad (17)$$

deben considerarse como emigrantes.

Este procedimiento, aunque atractivo desde el punto de vista lógico, no deja de presentar algunos problemas potenciales. Primeramente, en la variante de Zlotnik se supone que la modalidad de la migración ha permanecido constante durante toda la vida de las mujeres estudiadas, hipótesis que es improbable que ocurra en la realidad. En segundo lugar, no siempre se da el caso de que una mujer emigrante se lleve consigo a todos los hijos que ha tenido hasta el momento de la emigración. Hay muchos casos en que es probable que los hijos permanezcan en el país de origen. Por ejemplo, cuando una mujer emigra para buscar trabajo y en particular, cuando lo hace de manera ilegal, es probable que deje a sus hijos al cuidado de parientes, al menos durante un período de transición. Probablemente ocurre lo mismo cuando una mujer emigra para acompañar a su marido, especialmente cuando éste se halla ilegalmente en el país de destino. Los hijos también pueden permanecer en el país de origen para recibir instrucción o debido a que contrajeron matrimonio y han organizado su propia vida. Este último ejemplo probablemente se presenta cuando las madres emigran después de que lo han hecho sus hijos, es decir, para reunirse con algunos de los hijos emigrantes en el extranjero, mientras quedan en el país de origen los que ya han hecho sus vidas. Más adelante se analizará una posible manera de tener en cuenta estos casos, en el contexto de un ejemplo concreto.

**Estimación de la categoría (4).** Para concluir el procedimiento de estimación, hay que tener en cuenta la incidencia de la orfandad entre la prole de las madres emigrantes. Una vez más, la proporción de censados que tiene a la madre viva,  $NO(x)$ , se utiliza para ajustar las estimaciones de los hijos emigrantes de la categoría (3) de manera semejante a la que se representa en la ecuación (16).

Teniendo en cuenta la sencillez relativa de añadir una pregunta al cuestionario de la encuesta demográfica habitual, para obtener información acerca de la residencia de los hijos, no constituye ninguna sorpresa descubrir que varios países han recopilado tal información, generalmente por muestreo. Entre los países o regiones cuya información ya se ha analizado se incluyen: Costa Rica (Encuesta nacional de hogares de 1978), Colombia (Encuestas nacionales de hogares realizadas en 1978 y 1980), Licey al Medio, en la República Dominicana (Censo experimental de 1979), Barbados (Encuesta experimental sobre migración de Barbados de 1982) y Paraguay (Censo de 1982). Entre estos países, el caso de Colombia en 1980 se utilizará para analizar los aciertos y las deficiencias del método de estimaciones antes descrito.

### c) *Estimación de la emigración absoluta desde Colombia (1980)*

El caso de Colombia es un ejemplo particularmente interesante por múltiples razones. En primer lugar, ha servido como estudio monográfico para aplicar diversas variantes del método de estimación que se analiza. En segundo lugar, se trata de un país que ha tenido flujos migratorios importantes, particularmente durante los dos últimos decenios. En tercer lugar, los principales países de destino de los emigrantes colombianos últimamente han publicado información de diversas fuentes, que otorga cierto grado de validez a las estimaciones indirectas obtenidas a partir de los datos relativos a la residencia de los hijos. Por consiguiente, en la presente sección se realizará una evaluación crítica de las estimaciones indirectas existentes, con la esperanza de arrojar alguna luz acerca de la validez y las limitaciones de los procedimientos de estimación utilizados.

En la encuesta nacional de hogares de 1980 de Colombia se recopiló información acerca de la residencia de los hijos varones y mujeres, de todas las mujeres de 15 años y más. La encuesta arrojó un gran total de 338 800 hijos emigrantes declarados, 168 400 de los cuales eran varones y 170 400 mujeres. Ordóñez (1981), en su análisis de los resultados demográficos de la encuesta de 1980, incluyó una sección sobre la estimación de la emigración absoluta. Como se muestra en la comparación esquemática que se presenta a continuación, Ordóñez aplicó el procedimiento de estimación anteriormente esbozado, adaptándolo un tanto al caso de Colombia. En particular, al derivar la distribución por edad de los hijos declarados por sus madres, la autora tuvo en cuenta las disminuciones significativas de la fecundidad y la mortalidad que tuvo la población de Colombia desde 1935. Sin embargo, no tomó en cuenta los efectos de la emigración sobre la estructura por edad de los hijos emigrantes y, por consiguiente, supuso que los emigrantes tenían la misma distribución por edad que todos los hijos declarados. Por otra parte, al estimar la categoría (3) (los hijos emigrantes de mujeres emigrantes), tuvo en cuenta hasta cierto punto la menor fecundidad de las mujeres emigrantes en relación con la de la población total y supuso, además, que sólo la mitad de los hijos nacidos de madres emigrantes eran a su vez emigrantes. Las estimaciones definitivas de emigración que obtuvo Ordóñez se presentan en el cuadro 5 desde el punto de vista del número global de emigrantes y su distribución por edad.



Cuadro 5

**COMPARACION DE LAS ESTIMACIONES DE LA EMIGRACION  
ABSOLUTA DESDE COLOMBIA OBTENIDAS DE  
DIFERENTES FUENTES**

Grupo de edad	Distribución por edad de los emigrantes estimados		
	Ordóñez	Vargas	Zlotnik
0-4	2.6	1.0	3.2
5-9	4.4	4.1	6.1
10-14	7.2	6.0	6.6
15-19	10.4	8.8	7.7
20-24	11.0	12.6	11.2
25-29	10.9	15.1	13.0
30-34	11.2	14.0	12.0
35-39	9.8	11.5	9.8
40-44	8.8	8.7	7.7
45-49	8.1	6.3	6.3
50-54	7.5	4.4	4.7
55-59	5.4	3.5	3.6
60 +	2.5	3.9	8.1
<b>Total de emigrantes</b>	<b>818 307</b>	<b>884 556</b>	<b>969 200</b>

Fuente: Ordóñez (1981), Vargas (1982) y Zlotnik (1985).

**COMPARACION ESQUEMATICA DE LOS METODOS  
UTILIZADOS PARA ESTIMAR LA EMIGRACION  
ABSOLUTA, A PARTIR DE LA INFORMACION  
ACERCA DE LA RESIDENCIA DE LOS HIJOS**

Posteriormente Vargas, utilizando de nuevo los datos de la encuesta de 1980 acerca de la residencia de los hijos, trató de perfeccionar el procedimiento de estimación al tener en cuenta la experiencia verdadera de las mujeres inmigrantes de un país de la América Latina (Argentina) para estimar la categoría (3). Sin embargo, tal como se muestra en la comparación esquemática, la aplicación que hizo Vargas del método de estimación difería en muchas otras maneras de la realizada por Ordóñez. En particular, Vargas utilizó el método de Hill para estimar la distribución por edad de los hijos emigrantes (es decir, utilizó modelos basados en condiciones constantes de fecundidad, mortalidad y emigración) y supuso que la fecundidad de las mujeres emigrantes era considerablemente mayor que la utilizada por Ordóñez. Las estimaciones que obtuvo Vargas también figuran en el cuadro 5.

Finalmente, Zlotnik obtuvo una tercera serie de estimaciones combinando las características más realistas de los procedimientos utilizados por Ordóñez y

Vargas, agregando otro perfeccionamiento: a saber, el empleo del modelo de emigración de Hill para determinar la distribución en el tiempo de la migración de las madres en el caso de las mujeres emigrantes y determinar, de esa manera, la condición migratoria de sus hijos.

El cuadro 5 permite comparar las estimaciones de emigración resultante. La primera característica que llama la atención es que el número total de emigrantes varía considerablemente de una serie a la siguiente. Además, tal como lo muestra el gráfico 1, las distribuciones por edad correspondientes a cada serie son muy diferentes. Las que elaboró Ordóñez se desvían de manera muy considerable del resto, mientras las que obtuvieron Vargas y Zlotnik son un tanto semejantes a la parte media de la gama de edades y se apartan notablemente entre sí en los extremos. ¿A qué se deben estas diferencias? ¿Existe alguna manera de decidir cuál serie de estimaciones es la mejor? Para responder a estas preguntas, es preciso determinar los sesgos probables causados por los procedimientos de estimación realmente utilizados en su derivación.

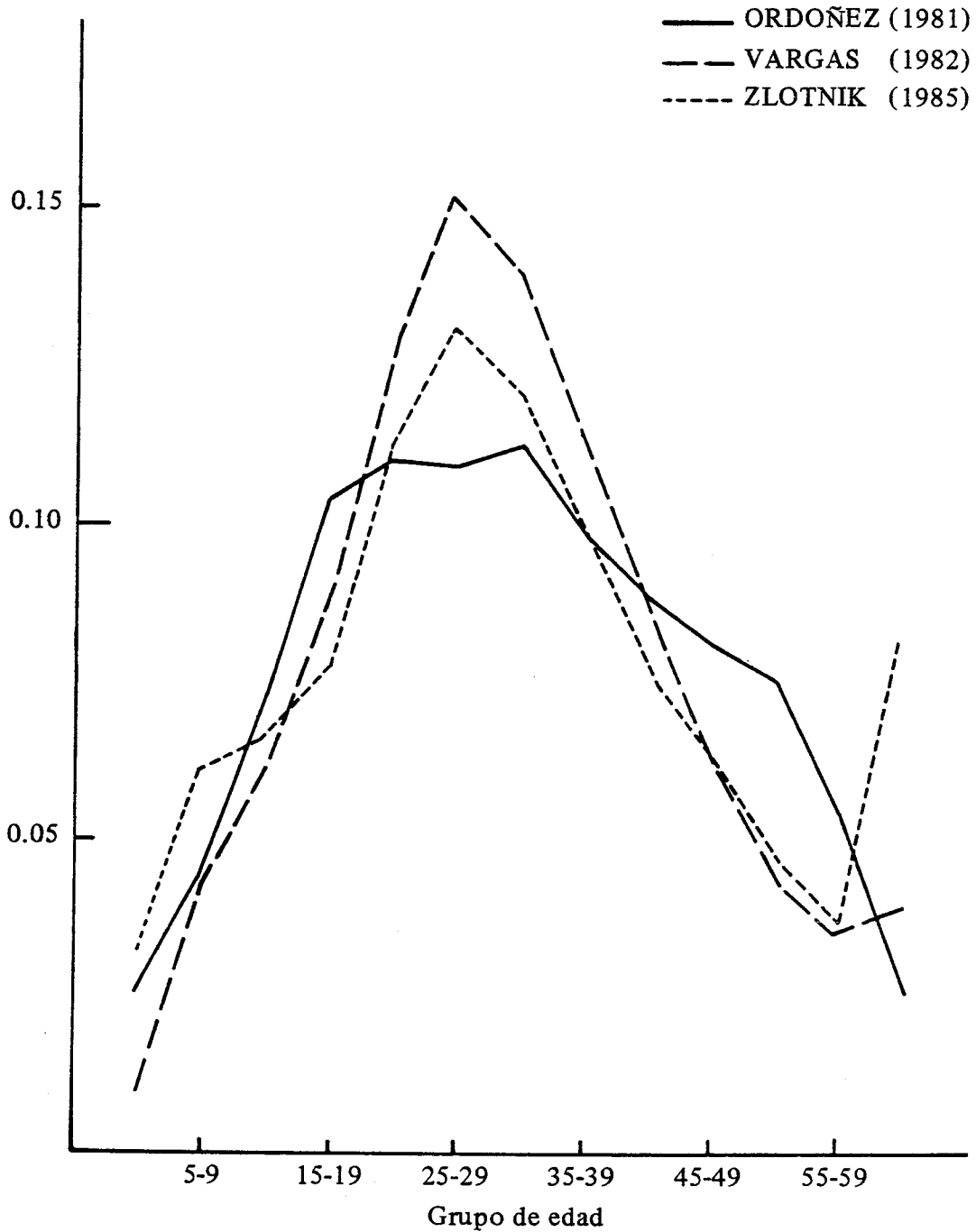
En el caso de las estimaciones propuestas por Ordóñez, cabe observar que el tamaño definitivo de la población emigrante es el resultado de incrementar el número declarado de emigrantes en 53%, debido a la corrección para tener en cuenta la orfandad (categoría (2)), y en 37% debido a la corrección para tener en cuenta los descendientes de las mujeres emigrantes (categorías (3) y (4)). Puesto que la mayor corrección proviene de considerar a las madres fallecidas y tal ajuste es más grande a edades mayores, la configuración generalmente plana de la distribución estimada por edades se debe en gran parte a esta circunstancia, especialmente debido a que en la distribución inicial por edad utilizada por Ordóñez, no se tuvo en cuenta la emigración y por lo tanto, no se reflejó el hecho de que la población emigrante generalmente es más joven y se aglutina más alrededor de 20 a 35 años que en el total. Es interesante observar que, en el caso de las estimaciones propuestas por Vargas, el tamaño definitivo de la población emigrante fue el resultado de un ajuste del 58%, debido a la incidencia de la orfandad materna y de una corrección de 103% debido a la adición de hijos emigrantes con madres emigrantes (categorías (3) y (4)). De modo que, respecto de las estimaciones hechas por Ordóñez, la diferencia de tamaño se debe principalmente a diferencias en la fecundidad supuesta de las mujeres emigrantes y a diferencias en el proceso utilizado para determinar la condición migratoria de sus hijos.

Respecto de las estimaciones que obtuvo Zlotnik, su magnitud refleja un ajuste del 65%, debido a la corrección para tener en cuenta la orfandad materna y una corrección de 112%, asociada con las categorías (3) y (4). Vale la pena tomar nota de la discrepancia relativamente grande que se observa entre el tamaño de la corrección por orfandad en las estimaciones de Zlotnik y las propuestas por Vargas, puesto que se debe principalmente a una diferencia relativamente pequeña entre la distribución estimada por edad de los hijos emigrantes declarados. Por lo tanto, mientras según las estimaciones de Zlotnik la distribución por edad de los hijos emigrantes declarados es generalmente "más joven" que la estimada por Vargas, la proporción en el grupo de edad de 60 y más años es de 2.4% en las estimaciones de Zlotnik y de sólo 0.9% según Vargas. Además, puesto que Vargas utiliza la proporción declarada de personas de 60 a 64 años que tienen a la madre viva para corregir la proporción de emigrantes de 60 años y

Gráfico 1

**COMPARACION DE LAS DIFERENTES DISTRIBUCIONES POR EDAD ESTIMADAS PARA LA POBLACION EMIGRANTE DE COLOMBIA**

Proporción



más, la corrección para este grupo de composición abierta no es tan alta como debiera ser. Zlotnik, por otra parte, utiliza proporciones menguantes de no huérfanos para ajustar el número estimado de emigrantes en los grupos de edad de 60-64, 65-69 y 70 y más aumentándolos por consiguiente, más de lo que lo hace Vargas. La diferencia resultante de las estimaciones ajustadas para tener en cuenta la orfandad materna se amplifica aún más en la siguiente etapa del proceso de estimación, cuando un gran número de mujeres emigrantes de 60 años y más se traduce en un número relativamente grande de hijos emigrantes adultos. Las consecuencias de este sesgo cada vez mayor son evidentes en la distribución por edad del número total estimado de emigrantes (véase nuevamente el gráfico 1) donde, según las estimaciones de Zlotnik, la proporción de emigrantes de 60 años y más (8.1%) es, evidentemente demasiado elevada.

En las publicaciones relativas a los procedimientos de estimación, aún no se han abordado los problemas que surgen de utilizar diferentes límites de edad para aplicar la corrección de orfandad. Tampoco se ha prestado mucha atención al hecho de que, como es bien sabido, la proporción declarada de no huérfanos no es en general del todo confiable (al menos a edades más jóvenes se tiende a exagerar esta proporción). Para analizar los sesgos posibles de la proporción declarada de personas que tienen a la madre viva, las proporciones equivalentes se elaboraron respecto de Colombia, suponiendo modalidades diferentes de variación de las condiciones de mortalidad y siguiendo los supuestos en materia de fecundidad indicados en la variante de Zlotnik en el cuadro de comparaciones esquemáticas. Los resultados obtenidos con arreglo a tres series diferentes de hipótesis de mortalidad figuran en el cuadro 6. En general, las estimaciones de mortalidad, utilizadas para el período 1950-1980, fueron las que propuso Zlotnik (1982) y de 1930 a 1950 las tablas de mortalidad se elaboraron suponiendo que la mortalidad había disminuído del nivel 7 de las tablas de mortalidad, modelo Oeste (Coale y Demeny, 1966) a un nivel congruente con las estimaciones de mortalidad que ya existían en 1950. La interpolación durante ese período se realizó utilizando el sistema logito.

Las proporciones que figuran en el cuadro 6 se simularon suponiendo que: 1) la mortalidad permaneció constante hasta 1935 (a los niveles de 1935) y descendió desde esa fecha según la serie de estimaciones de mortalidad antes descrita; 2) la mortalidad permaneció constante hasta 1950 (a niveles de 1950) y disminuyó a partir de entonces siguiendo la misma serie de estimaciones y 3) la mortalidad permaneció constante durante todo el período 1880 y 1980 al nivel estimado para 1970. La comparación de las proporciones observadas y simuladas de personas cuya madre vivía revela que en las primeras se subestimó de manera significativa la incidencia real de la orfandad. Respecto de las variantes de 1935 y 1950, las proporciones observadas de no huérfanos son siempre mayores. Sin embargo, coinciden con algunas de las proporciones elaboradas al suponer que la mortalidad permaneció constante a niveles de 1970. Obviamente, tal suposición es insostenible y la similitud relativa entre la simulación de 1970 y las proporciones observadas, reafirma de manera más categórica la deficiencia de estas últimas.

Por consiguiente, parecería que el ajuste para tener en cuenta la orfandad, utilizado para estimar la emigración absoluta desde Colombia, es demasiado pequeño y que la disponibilidad de mejor información sobre la orfandad arroja

Cuadro 6

**COMPARACION DE LA PROPORCION DE CENSADOS QUE  
TENIAN A LA MADRE VIVA**

Grupo de edad del censado	Proporción de los que tenían a la madre viva			
	Observada en Colombia	Constante hasta 1935	Constante hasta 1950	Constante a niveles de 1970
0-4	0.9915	0.9895	0.9896	0.9875
5-9	0.9758	0.9686	0.9687	0.9639
10-14	0.9620	0.9421	0.9422	0.9374
15-19	0.9428	0.9082	0.9084	0.9067
20-24	0.9115	0.8636	0.8643	0.8694
25-29	0.8413	0.8045	0.8059	0.8214
30-34	0.7391	0.7272	0.7296	0.7580
35-39	0.6883	0.6294	0.6355	0.6749
40-44	0.5766	0.5117	0.5234	0.5698
45-49	0.4246	0.3814	0.3980	0.4462
50-54	0.3029	0.2546	0.2716	0.3152
55-59	0.2035	0.1490	0.1624	0.1965
60-64	0.0873	0.0748	0.0832	0.1059
65-69	0.0623	0.0301	0.0342	0.0463
70 +	0.0137	0.0072	0.0085	0.0123

Fuente: Vargas (1982), p. 13, para los datos observados.

mayores estimaciones globales de la emigración. Sin embargo, existe el peligro de que, debido a que las proporciones reales de no huérfanos a edades mayores son aún menores que las declaradas, se amplifique el tipo de sesgos que ya eran evidentes en las estimaciones derivadas por Zlotnik. Por esta razón, la corrección de la proporción de no huérfanos no parece a primera vista como una vía promisorio de perfeccionamiento futuro de los procedimientos de estimación examinados.

Sin embargo, existe otro punto que merece mayor atención: los efectos de suponer que la emigración ha venido funcionando dentro de un período prolongado (estrictamente hablando, durante casi 100 años). Si miramos de nuevo la comparación entre las estimaciones propuestas por Vargas y Zlotnik, es evidente que difieren sustancialmente en cuanto al número de emigrantes estimados en las categorías (3) y (4). Aún más, al estimar esas dos categorías, ambos investigadores supusieron la misma fecundidad relativa de las mujeres emigrantes en relación con la de las no emigrantes y ambos utilizaron las mismas proporciones de no huérfanos. De modo que el origen de la diferencia entre las dos estimaciones radica probablemente en las diferentes hipótesis formuladas respecto de la distribución en el tiempo de la emigración de mujeres. Vargas utilizó una distribución por período de salidas, derivada de la distribución por período de

llegadas, según lo declarado por inmigrantes latinoamericanos en la Argentina. Sin embargo, aún cuando Argentina tiene un largo historial de inmigración, se sabe que el grueso de los inmigrantes latinoamericanos a dicho país llegaron muy recientemente (desde 1940). Por consiguiente, su distribución según la época de llegada probablemente sea muy diferente de la elaborada, suponiendo que las modalidades de emigración permanecieron constantes durante el último siglo, que es la hipótesis formulada por Zlotnik. Tal suposición es aún más problemática en el caso de Colombia, donde la emigración de cierta importancia es aún un fenómeno más reciente. Por consiguiente, sería importante idear un procedimiento que tomara en cuenta el hecho de que la emigración ha funcionado sólo durante un breve lapso.

El disponer del modelo algebraico de emigración presentado en la sección anterior, simplifica enormemente la derivación de tal procedimiento. Básicamente, si hay razones para creer que la emigración ha tenido lugar sólo durante los  $n$  años que precedieron al empadronamiento, la tabla modelo de migración permite computar la probabilidad de emigrar sólo durante esos  $n$  años. Para una persona de  $y$  años en la época del empadronamiento, tal probabilidad, equivale a:

$$n^P_{y-n} = P(y) - P(y-n) \quad (18)$$

donde  $P(y)$  se define como en la fórmula (13). Luego basta utilizar  $n^P_{y-n}$  en vez de  $P(y)$  en todo el proceso de estimación para prever un período de emigración más breve.

Esta variación del procedimiento de estimar la emigración absoluta a partir de información relativa a la residencia de los hijos, además de tener la ventaja de ser más realista, ayuda a resolver el problema que plantea la baja proporción de personas que tienen a la madre viva, que se observa a edades mayores. En realidad, si restringimos la probabilidad de la emigración a los períodos recientes y el límite de edad de la tabla de migración a (15.60) o (15.55), muy pocos emigrantes se encasillarán en los grupos de mayor edad (60 y más) de manera que su número, aún cuando esté sujeto a correcciones relativamente elevadas debido a la orfandad, seguirá siendo pequeño. Para ilustrar la importancia de estos efectos compensatorios téngase en cuenta que, cuando se estima la emigración absoluta de Colombia, utilizando la proporción simulada de no huérfanos compatible con una disminución de la mortalidad a partir de 1935 y suponiendo que la emigración haya sido constante en todo el período, las estimaciones obtenidas pueden variar desde aproximadamente 1.4 millón a casi 2.2 millones de emigrantes, según que el último grupo de edad considerado al aplicar el método de estimación sea 60+ o 95-99. Por el contrario, cuando la emigración se limita a un período de 20 ó 25 años antes de la encuesta, las diferencias en las estimaciones globales de la emigración debido a una variación del límite superior de edad considerado son generalmente menores del 1%.

Sin embargo, la solidez del procedimiento modificado no incluye las variaciones de otros tipos de parámetros. En particular, se obtienen diferencias considerables de las estimaciones globales de emigración cuando varía la longitud del período durante el cual tiene lugar la migración. También pueden introducirse diferencias de magnitud considerable variando el límite superior de edad de la tabla modelo de emigración (de los 60 a los 55 años o aún 50) o

variando el parámetro de "fecundidad", es decir, la diferencia de fecundidad proporcional supuesta entre las mujeres emigrantes y la población no emigrante. Por consiguiente, la flexibilidad adicional que introduce un período de emigración limitado requiere mayor información acerca del fenómeno presente para hacer la elección adecuada de los parámetros en juego.

En el caso de Colombia, parte de esa información puede deducirse a partir de los datos respecto de los emigrantes colombianos que han reunido los principales países de destino: Venezuela y los Estados Unidos. Como se muestra en el cuadro 7, las distribuciones por edad y sexo de las personas nacidas en Colombia se pueden obtener a partir de la Encuesta nacional de hogares de Venezuela de 1981 y del Censo de 1980 de los Estados Unidos. Tales distribuciones se comparan visualmente en los gráficos 2 a 4 y es evidente que difieren muy notablemente. Sin embargo, puesto que la mayoría de los emigrantes colombianos se hallan en Venezuela, las características predominantes de la población emigrante son las que se observan entre la población nacida en Colombia que se halla en Venezuela. Esa es la razón fundamental para agregar la información registrada en Venezuela y en los Estados Unidos para utilizar esta población combinada como base de comparación con las estimaciones indirectas de la emigración.

Antes de comenzar a describir la combinación de los parámetros utilizados para aplicar el procedimiento de estimación indirecta, que arrojó la distribución de edad más próxima al conjunto de la población nacida en Colombia que se halla en Venezuela y en los Estados Unidos, (en adelante, denominada "observada"), vale la pena tomar nota de algunas de las características de esta última. En primer lugar, el índice de masculinidad de la población de Venezuela y los Estados Unidos, nacida en Colombia, es considerablemente menor que 1 (0.79 en Venezuela y 0.86 en los Estados Unidos). En segundo lugar, la distribución por edad de la población nacida en Colombia, en los Estados Unidos muestra una proporción relativamente elevada de mujeres de mayor edad. Puesto que la migración de colombianos a los Estados Unidos se ha producido principalmente desde 1965, el predominio relativo de mujeres mayores probablemente se deba al proceso de "reunificación familiar", mediante el cual las madres de mayor edad de los migrantes "primarios" se reúnen con ellos en el extranjero. En tercer lugar, el amplio número de emigrantes empadronados en 1981 en la Encuesta nacional de hogares de Venezuela parece ser muy bajo cuando se considera que la campaña de regularización de situación realizada en Venezuela entre el 23 de diciembre de 1980 y el 23 de abril de 1981 arrojó 246 194 colombianos de 10 años y más (Torrealba, 1985) y que podían hallarse en Venezuela hasta 225 500 colombianos más (esta cifra es el resultado de la población sobreviviente nacida en Colombia, empadronada en el Censo de 1971 de Venezuela agregado al saldo positivo resultante de la diferencia entre entradas y salidas de colombianos durante el decenio). Además, el déficit aparente de colombianos en los datos de la Encuesta nacional de hogares de Venezuela quizá sea de determinados subgrupos (por ejemplo, hombres jóvenes) que no se incluyeron adecuadamente en la encuesta, debido a su presencia temporal o precaria en el país (a este respecto, vale la pena observar que el índice de masculinidad entre los colombianos con situación regularizada era de 1.19). Por estas razones, se puede dudar de la exactitud de la distribución escogida como base para efectuar las comparaciones, pero sin otras pruebas es la mejor orientación con que se cuenta.

Cuadro 7

**COMPARACION DE LAS DISTRIBUCIONES POR EDAD DE LOS NACIDOS EN COLOMBIA EMPADRONADOS EN VENEZUELA Y LOS ESTADOS UNIDOS**

Grupo de edad	Distribución por edad de los nacidos en Colombia		
	Venezuela 1981	Estados Unidos 1980	Total conjunto
<i>Varones</i>			
0-4	2.3	2.8	2.4
5-9	5.3	3.0	4.6
10-14	5.6	6.1	5.7
15-19	7.7	10.4	8.6
20-24	10.1	12.0	10.7
25-29	17.1	12.6	15.7
30-34	15.2	12.1	14.2
35-39	11.1	12.7	11.6
40-44	8.9	10.6	9.4
45-49	5.0	6.8	5.5
50-54	4.6	4.6	4.6
55-59	2.8	2.5	2.7
60-64	2.3	1.7	2.1
65 +	2.0	2.3	2.1
<b>Total inmigrantes</b>	<b>153 665</b>	<b>66 510</b>	<b>220 175</b>
<i>Mujeres</i>			
0-4	1.5	2.1	1.7
5-9	3.8	2.7	3.5
10-14	6.4	4.7	6.0
15-19	8.0	8.2	8.1
20-24	13.1	11.0	12.5
25-29	15.9	11.4	14.6
30-34	14.3	13.5	14.1
35-39	9.9	12.5	10.7
40-44	9.3	10.7	9.7
45-49	5.4	7.0	5.9
50-54	4.9	5.4	5.1
55-59	2.7	3.5	2.9
60-64	2.2	2.6	2.4
65 +	2.4	4.7	3.1
<b>Total inmigrantes</b>	<b>195 429</b>	<b>76 998</b>	<b>272 427</b>
<i>Ambos sexos</i>			
0-4	1.8	2.4	2.0
5-9	4.5	2.8	4.0
10-14	6.0	5.3	5.8
15-19	7.9	9.2	8.3
20-24	11.8	11.4	11.7
25-29	16.4	12.0	15.1
30-34	14.7	12.9	14.2
35-39	10.4	12.6	11.1
40-44	9.1	10.6	9.6
45-49	5.3	6.9	5.7
50-54	4.8	5.0	4.9
55-59	2.8	3.0	2.8
60-64	2.3	2.2	2.2
65 +	2.3	3.6	2.6
<b>Total inmigrantes</b>	<b>349 094</b>	<b>143 508</b>	<b>492 602</b>

Fuente: Torrealba (1982) y tabulaciones especiales del censo de 1980 de la Oficina del censo de los Estados Unidos.



Gráfico 2

**COMPARACION DE LA DISTRIBUCION OBSERVADA POR EDAD DE LA POBLACION NACIDA EN COLOMBIA EMPADRONADA EN ALGUNOS PAISES RECEPTORES (AMBOS SEXOS)**

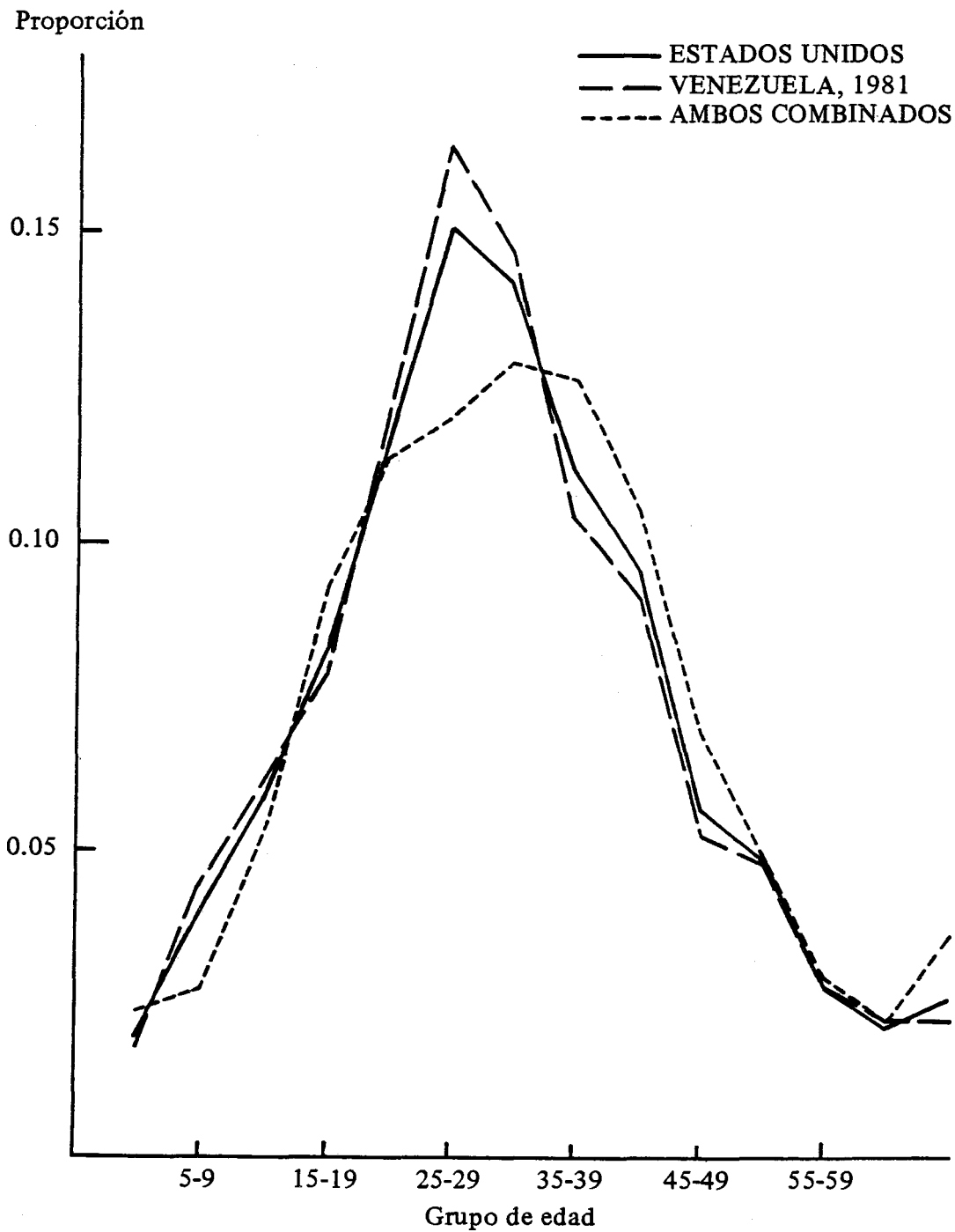


Gráfico 3

**COMPARACION DE LA DISTRIBUCION OBSERVADA POR EDAD DE LA POBLACION NACIDA EN COLOMBIA EMPADRONADA EN ALGUNOS PAISES RECEPTORES (VARONES)**

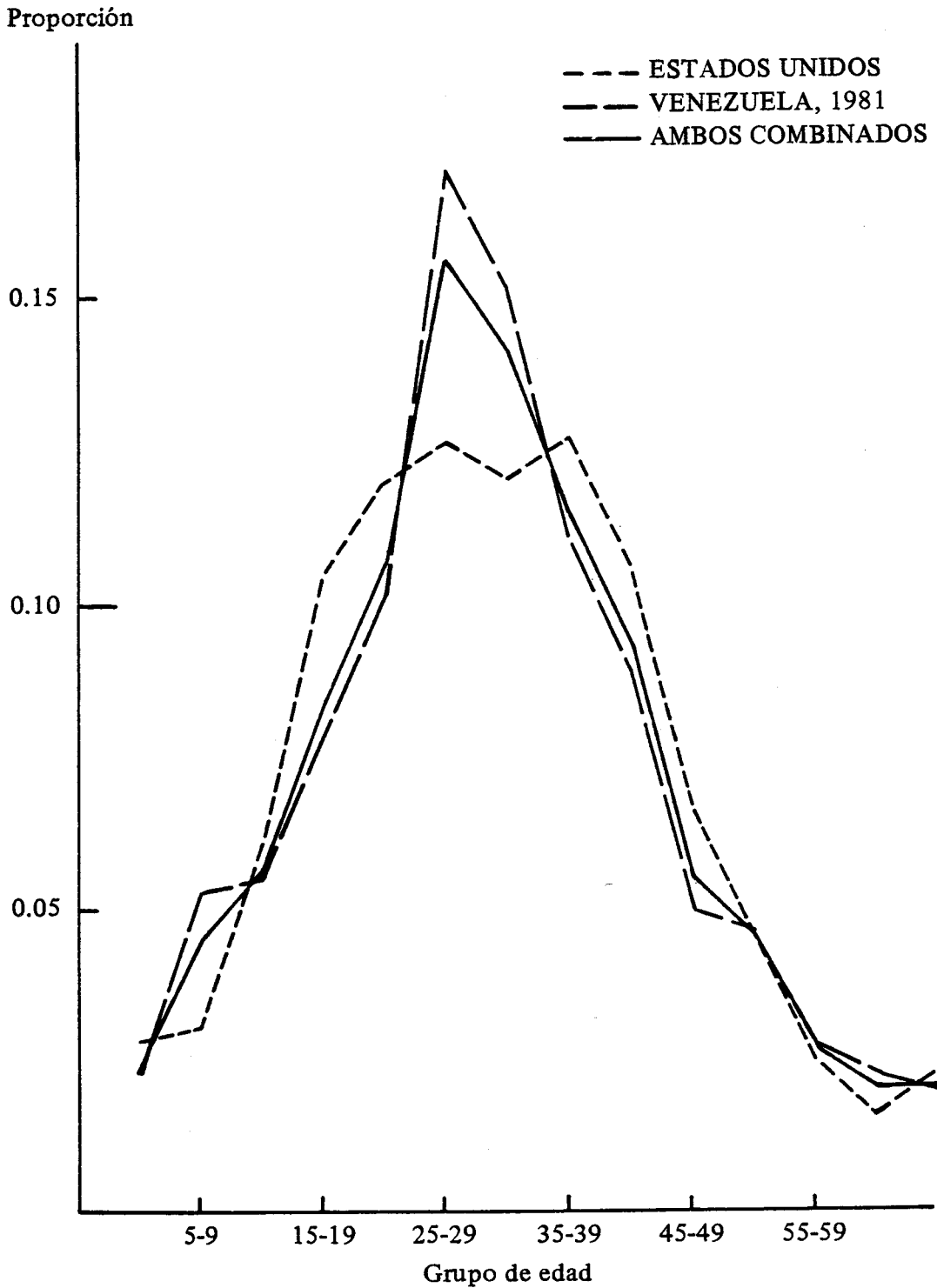
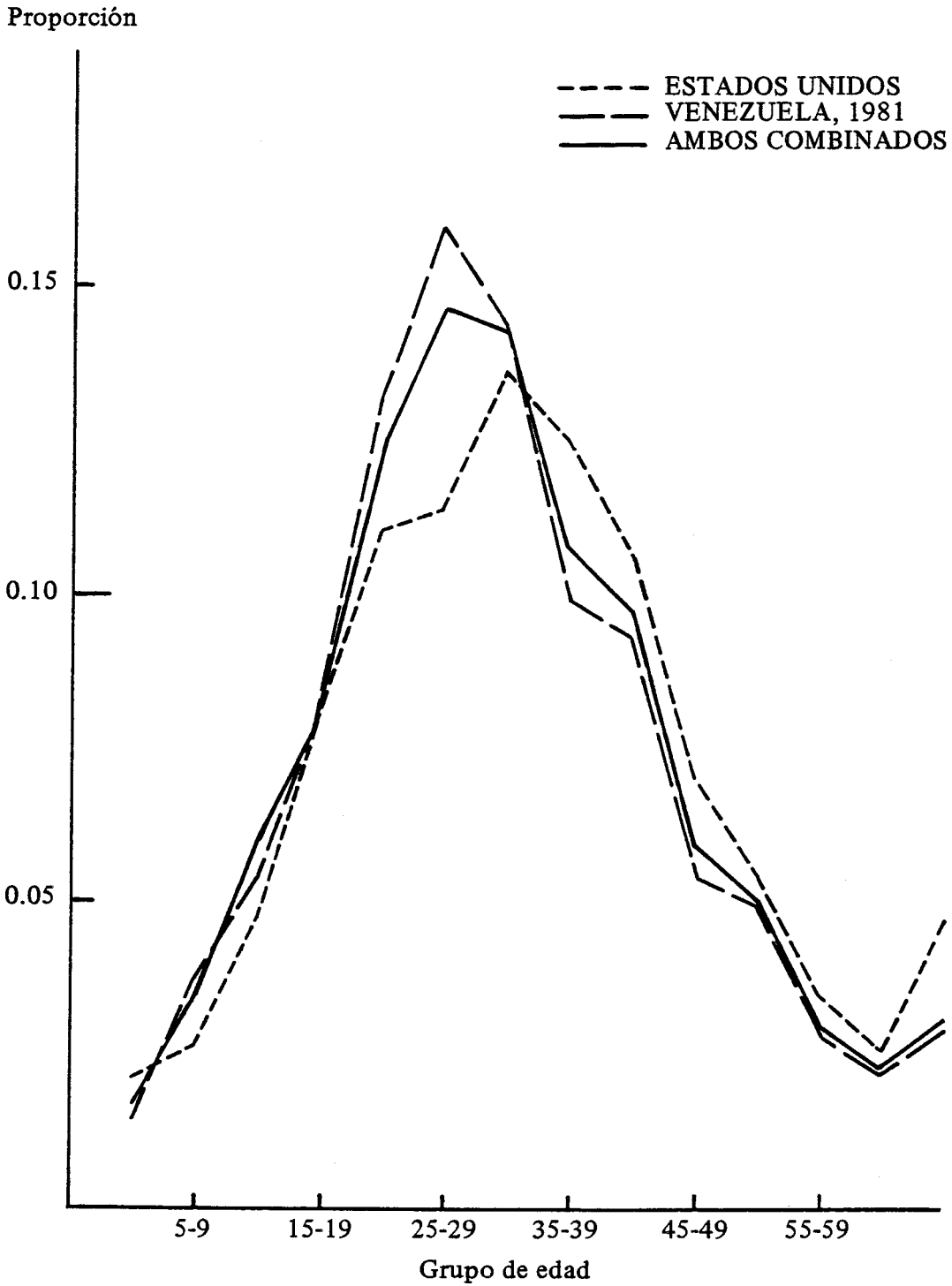


Gráfico 4

COMPARACION DE LA DISTRIBUCION OBSERVADA POR EDAD DE LA POBLACION NACIDA EN COLOMBIA EMPADRONADA EN ALGUNOS PAISES RECEPTORES (MUJERES)



Cuadro 8

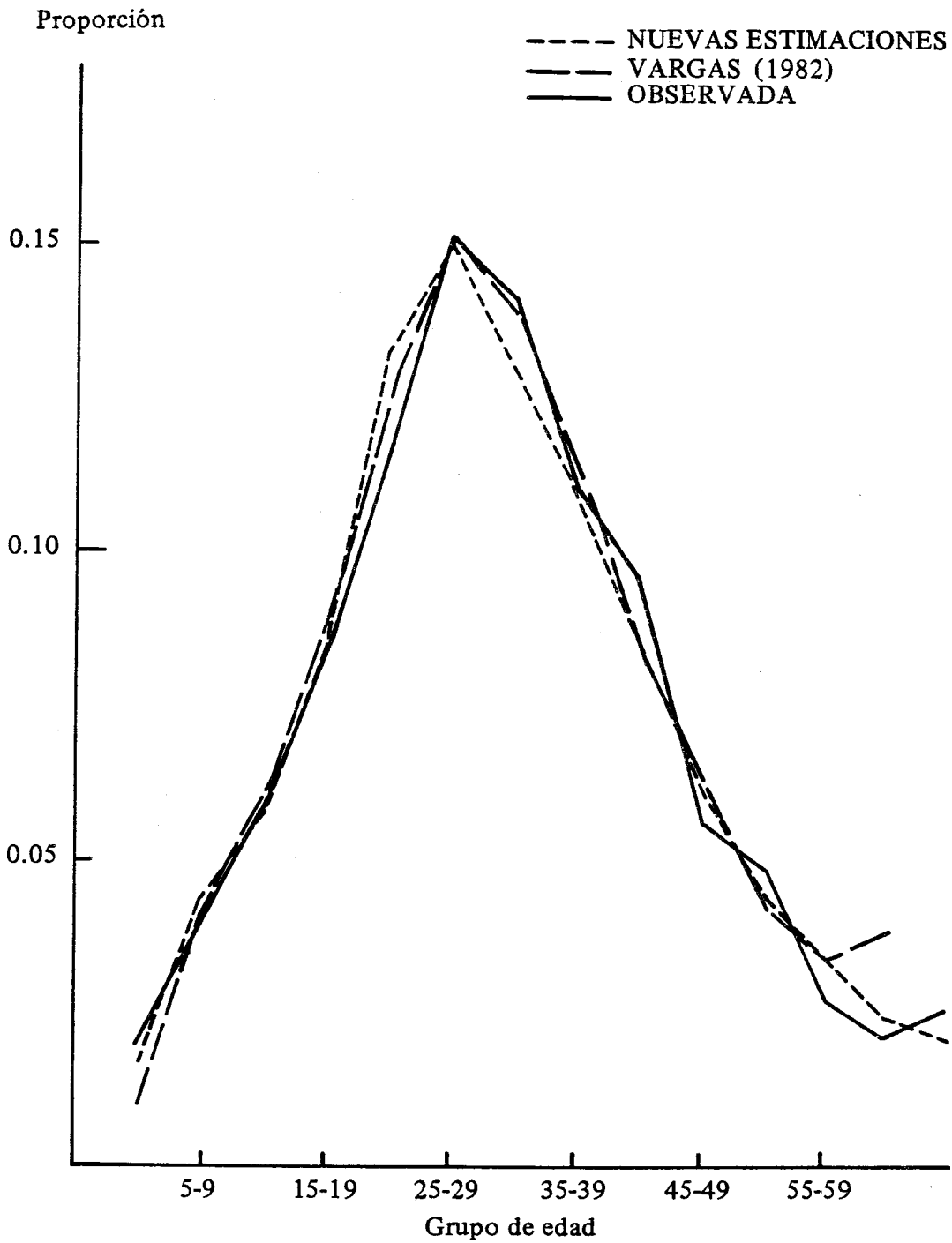
**COMPARACION DE LAS DISTRIBUCIONES POR EDAD DE LOS NACIDOS EN COLOMBIA EMPADRONADOS EN VENEZUELA Y LOS ESTADOS UNIDOS CON LAS DISTRIBUCIONES ESTIMADAS POR EDAD DE LOS EMIGRANTES**

Grupo de edad	Distribución por edad		
	Vargas	Nuevas estimaciones	Suma de inmigrantes en Venezuela y los Estados Unidos
	<i>Varones</i>		
0-4	1.0	1.7	2.4
5-9	4.1	4.4	4.6
10-14	6.0	5.8	5.7
15-19	8.5	8.3	8.6
20-24	11.9	12.8	10.7
25-29	14.6	14.7	15.7
30-34	14.0	13.3	14.2
35-39	11.2	11.0	11.6
40-44	8.9	9.0	9.4
45-49	6.8	6.8	5.5
50-54	4.8	5.0	4.6
55-59	3.8	3.6	2.7
60-64	4.2	2.2	2.1
65 +	-	1.3	2.1
<b>Total inmigrantes</b>	<b>449 248</b>	<b>428 872</b>	<b>220 175</b>
	<i>Mujeres</i>		
0-4	1.1	1.6	1.7
5-9	4.2	4.3	3.5
10-14	6.0	5.6	6.0
15-19	9.1	8.4	8.1
20-24	13.3	13.6	12.5
25-29	15.7	15.3	14.6
30-34	14.1	12.9	14.1
35-39	11.7	11.0	10.7
40-44	8.5	8.2	9.7
45-49	5.7	5.7	5.9
50-54	4.0	4.3	5.1
55-59	3.2	3.5	2.9
60-64	3.6	2.7	2.4
65 +	-	2.7	3.1
<b>Total inmigrantes</b>	<b>435 308</b>	<b>430 528</b>	<b>272 427</b>
	<i>Ambos sexos</i>		
0-4	1.0	1.7	2.0
5-9	4.1	4.4	4.0
10-14	6.0	5.7	5.8
15-19	8.8	8.3	8.3
20-24	12.6	13.2	11.7
25-29	15.1	15.0	15.1
30-34	14.0	13.1	14.2
35-39	11.5	11.0	11.1
40-44	8.7	8.6	9.6
45-49	6.3	6.2	5.7
50-54	4.4	4.7	4.9
55-59	3.5	3.6	2.8
60-64	3.9	2.5	2.2
65 +	-	2.0	2.6
<b>Total inmigrantes</b>	<b>884 556</b>	<b>859 400</b>	<b>492 602</b>

Fuente: Vargas (1982).

Gráfico 5

COMPARACION DE LA NUEVA DISTRIBUCION ESTIMADA POR EDAD DE LOS EMIGRANTES COLOMBIANOS CON LA ESTIMACION HECHA POR VARGAS Y CON LA OBSERVADA



Después de un proceso de eliminación, se encontró que podía obtenerse un buen ajuste a la distribución por edad observada de emigrantes colombianos en el extranjero aplicando el procedimiento de estimación indirecta, en la hipótesis de que la emigración desde Colombia comenzó a funcionar en 1960 y de que entre los varones la probabilidad de emigrar era positiva sólo entre los 15 y los 55 años, mientras que entre las mujeres el límite de la tabla de migración era de 15 a 60 años. Se supuso además, que el parámetro de fecundidad representaba sólo 0.45, valor que sirvió para reflejar no sólo el hecho de que las mujeres emigrantes tienen menor fecundidad que las no emigrantes, sino también la ocurrencia de movimientos migratorios que no se ajustan al tipo ideal de "migración permanente". De modo que el bajo valor seleccionado es sumamente indicativo del hecho de que las mujeres emigran a menudo sin llevar consigo a toda la prole sobreviviente. La información reunida entre los migrantes con situación regularizada en Venezuela, por ejemplo, apoya este hecho: entre toda la prole que las mujeres migrantes declararon que había nacido fuera de Venezuela, se dijo que sólo el 44% se hallaba en Venezuela.

Además de estas suposiciones, el método se aplicó utilizando tablas de fecundidad y mortalidad variables y proporciones de personas que tenían a la madre viva, congruentes con esas estimaciones. Las tablas de fecundidad utilizadas fueron las que obtuvo Zlotnik (1982) y se supuso que la mortalidad permaneció constante hasta 1935 y luego varió de la manera antes descrita, en relación con la elaboración de las proporciones simuladas de no huérfanos. Por consiguiente, hasta donde fue posible, toda la información utilizada para aplicar el procedimiento de estimación era confiable y se basaba en hipótesis realistas.

Los resultados obtenidos figuran en el cuadro 8 y se comparan gráficamente con las estimaciones propuestas por Vargas y con la distribución observada del gráfico 5. Hay dos resultados de estas comparaciones que llaman la atención: en primer lugar, que las nuevas estimaciones globales de emigración se aproximan más a las que obtuvo Vargas utilizando modelos menos perfectos y, en segundo lugar, que la distribución por edad de los emigrantes de ambos sexos estimada por Vargas proporciona un ajuste levemente mejor a la distribución observada que los obtenidos con el procedimiento modificado. La diferencia de bondad de ajuste es sin embargo pequeña, puesto que la desviación media cuadrática obtenida a partir de las estimaciones de Vargas es de 0.39 comparada con 0.42 que resulta de las "nuevas estimaciones". Además, las nuevas estimaciones proporcionan mejores ajustes a las distribuciones por edad de varones y mujeres por separado.

## BIBLIOGRAFIA

- BLAKER, J.G.C. (1984), "Barbados experimental migration survey", *Barbados Experimental Migration Survey: Methods and Results*, IUSSP Reprints Series, N° 4, pp. 34 a 57.
- COALE, A.J. y P. Demeny (1966), *Regional Model Life Tables and Stable Populations*, Princeton, N.J. Princeton University Press.
- HILL, K. (1979), "Estimación de la emigración por edades a partir de las información sobre residencia de hermanos", *Notas de Población*, año VII, N° 21, pp. 71 a 89.
- HILL, K. (1981a), "Notas sobre la estimación de la distribución por edades de los hijos emigrantes sobrevivientes", *Notas de Población*, año IX, N° 27, pp. 45 a 66.
- HILL, K. (1981b), "A proposal for the use of information on residence of siblings to estimate emigration by age", *Indirect Procedures for Estimating Emigration*, Documentos de la IUSSP, N° 18, pp. 19 a 34.
- HILL, K. (1984), "A note on estimating the age distribution of surviving emigrant children", *Barbados Experimental Migrations Survey: Methods and Results*, IUSSP Reprints Series, N° 4, pp. 95 a 124.
- MORALES, J. (1974), "Estructuras tipo de inmigración internacional", *Notas de Población*, año II, N° 6, pp. 95 a 112.
- ORDONEZ, M. (1981), *La población de Colombia en 1980: análisis de la encuesta nacional de hogares*, versión preliminar.
- REPUBLICA DE VENEZUELA (1983), *XI Censo General de Población y Vivienda: Población Total por Entidades Federales, Distritos y Municipios, Sexo y Grupos de Edad*, Caracas.
- SOMOZA, J.L. (1977), "Una idea para estimar la población emigrante por sexo y edad en el censo de un país", *Notas de Población*, año V, N° 15, pp. 89 a 106.
- SOMOZA, J.L. (1979), *Estimación de la emigración de Colombia a partir de información sobre la residencia de hijos sobrevivientes recogida en una encuesta*. Documento de trabajo del CELADE (inédito).
- SOMOZA, J.L. (1980), "Estimaciones indirectas de la emigración. Aplicaciones de dos procedimientos basados en información sobre la residencia de hijos y de hermanos", *Notas de Población*, año VIII, N° 23, pp. 93 a 122.
- SOMOZA, J.L. (1981a), "A proposal for estimating the emigrant population by sex and-age from special census questions", *Indirect Procedures for Estimating Emigration*, Documentos de la IUSSP, N° 18, pp. 3 a 18.
- SOMOZA, J.L. (1981b), "Indirect estimates of emigration: Application of two procedures using information on residence of children and siblings", *Indirect Procedures for Estimating Emigration*. Documentos de la IUSSP, N° 18, pp. 35 a 60.
- SOMOZA, J.L. (1981c), *Emigration from Bolivia. An estimation based on information on residence of siblings collected in a National Demographic Sample Survey (1980)*. Documento del trabajo del CELADE (inédito).
- SOMOZA, J.L. (1982), *Emigrants among Barbados-born population estimated from information on residence of children and siblings*. Comparison of age distribution between estimated emigrants and Barbados-born population in Canada, trabajo presentado el Seminario sobre procedimientos indirectos para estimar la emigración, Bridgetown, Barbados, 19 a 21 de mayo de 1982.
- TORREALBA, R. (1982), *La migración internacional hacia Venezuela en la década de 1970: Características sociodemográficas*, estudio elaborado para el Comité Intergubernamental para las Migraciones, Caracas.
- TORREALBA, R. (1985), *El trabajador migrante en situación irregular y su legalización en Venezuela*, Serie Migraciones Internacionales con Fines de Empleo, N° 21 E, Ginebra, Oficina Internacional del Trabajo (OIT).
- VARGAS, M. (1982), *Un avance en la estimación de la emigración internacional con base en la información sobre residencia de hijos sobrevivientes*, tesis de maestría en demografía, CELADE.
- ZABA, B. (1983), *Manual on the indirect estimation of emigration*, versión preliminar manuscrita.
- ZABA, B. (1984), "Barbados Experimental Migration Survey: Analysis of the results", *Barbados Experimental Migration Survey: Methods and Results*, IUSSP Reprints Series, N° 4, pp. 95 a 124.
- ZLOTNIK, H. (1982), *Levels and Recent Trends in Fertility and Mortality in Colombia*, Washington, D.C., National Academy Press.
- ZLOTNIK, H. (1985), *The estimation of lifetime emigration from data on the residence of children: The case of Colombia*, aparecerá próximamente en el *Boletín de Población de las Naciones Unidas*.

## DESCOMPOSICION DEL GRUPO DE MENORES DE 5 AÑOS EN EDADES SIMPLES EN BASE A LAS PROYECCIONES DE POBLACION

Oscar Moya  
CELADE

### RESUMEN

Disponer de estimaciones de los menores de 5 años por edades simples, reviste importancia por las características especiales de este grupo; en él se reflejan de manera significativa los cambios en la fecundidad y en la mortalidad infantil de una población.

Las proyecciones de población en la mayoría de los casos se realizan por grupos quinquenales de edad y para cada cinco años. Las características propias de los menores de 5 años, impiden aplicar para desagregarlo por edades simples, las técnicas comunes de interpolación como son el uso de multiplicadores.

Por otra parte, la demanda de información desagregada por edades simples de los distintos grupos de edad y en especial el de menores de 5 años es cada vez mayor; programas de salud, atención pre-escolar entre otras, así lo ameritan.

(PROYECCIONES DE POBLACION)  
(FECUNDIDAD)

(MORTALIDAD INFANTIL)



**DECOMPOSITION OF THE GROUP WITH LESS THAN  
5 YEARS OF AGE BY SIMPLE AGES STARTING  
FROM QUINQUENNIAL SURVIVAL RELATIONS**

**Oscar Moya  
CELADE**

**SUMMARY**

To have estimates of the group with less than 5 years of age by simple ages, is of great importance for the especial characteristics of this group, as it reflects significantly the population changes in childhood fertility and mortality.

The majority of the population projections are carried out by quinquennial age groups every five years. Due to the characteristics of this group it is not possible to apply common interpolation techniques, as for example the use of multipliers, in order to disaggregate it by simple ages.

The need of disaggregates information for simple ages of the different group of ages and special that of less than 5 years of age is every time greater; health programmes, pre scholar attention among other confirm this.

(POPULATION PROYECTIONS)  
(FERTILITY)

(INFANT MORTALITY)

## DESCOMPOSICION DEL GRUPO DE MENORES DE 5 AÑOS EN EDADES SIMPLES EN BASE A LAS PROYECCIONES DE POBLACION

Oscar Moya

### INTRODUCCION

Generalmente las proyecciones de población a nivel nacional, y en ocasiones para divisiones administrativas mayores, se realizan por el denominado Método de los Componentes a objeto de considerar las variables demográficas fecundidad, mortalidad y migración que son en definitiva las que determinan los cambios que experimenta una población en términos de su volumen y distribución por sexo y edad.

El Método de los Componentes, en la mayoría de los casos, se aplica a partir de una población base en un año determinado por sexo y grupos quinquenales de edad y, consecuentemente, la fecundidad, mortalidad y saldos migratorios se estiman con el mismo nivel de desagregación lo que conduce a estimaciones cada cinco años a partir del año base. No existen impedimentos para realizar estas proyecciones por edades simples y por años calendarios, sin embargo, por razones prácticas, entre otras, y que no es del caso analizar aquí, se prefieren las mencionadas anteriormente.

En una amplia gama de investigaciones se requiere la población para años o fechas específicas y por edades simples. Estas estimaciones, en la mayoría de los casos, provienen de la aplicación de técnicas de interpolación que utilizan como base las proyecciones por grupos quinquenales de edad y cada cinco años.

La División de Población de las Naciones Unidas diseñó un programa de proyecciones de población extensamente aplicado en CELADE, así como en distintos países de la región, mediante el cual se pueden realizar las proyecciones de población aplicando el Método de los Componentes. Este programa genera un conjunto de cuadros que contienen variada información demográfica: series de indicadores demográficos, población por sexo y grupos quinquenales de edad cada cinco años, la población comprendida entre los 5 y 24 años desagregada por edades simples, etc.

Por lo anteriormente señalado, el programa de Naciones Unidas pretende satisfacer la necesidad de estimaciones por edades simples del subgrupo poblacional entre 5 y 24 años directamente asociado con el proceso educativo. La descomposición de estos grupos quinquenales, en edades simples, el programa lo

realiza aplicando los multiplicadores de Sprague que imponen condiciones de osculación y que en la mayoría de los casos, aún en poblaciones abiertas, proporcionan estimaciones aceptables. No existen mayores inconvenientes para aplicar el mismo procedimiento al resto de los grupos de edad a excepción del grupo abierto de 80 y más años, los multiplicadores no contemplan esta alternativa, y al grupo entre 0 y 4 años que, como se verá más adelante, las estimaciones a que se llegan son en muchos casos inaceptables.

Disponer de estimaciones de la población menor de 5 años por edades simples, constituye una preocupación permanente de los planificadores que manejan variables asociadas con la salud y la educación pre-escolar. Algunas técnicas de interpolación permitirían satisfacer esta necesidad pero, en este caso particular, los cambios en la fecundidad y en la mortalidad infantil repercuten directamente en la composición del grupo de edad entre 0 y 5 años, lo que limita su aplicación.

En estas notas se desarrollan cinco procedimientos para descomponer el grupo de los menores de cinco años de las proyecciones de población. Los tres primeros utilizan relaciones que se manejan en el campo de las poblaciones estables, con sus limitaciones en el caso de poblaciones reales. El cuarto procedimiento se basa en el rejuvenecimiento de la población de 5 a 9 años por edades simples, correspondiente a 5 años después del año que se considera. Finalmente, en el quinto procedimiento se utiliza directamente un juego de multiplicadores, en este caso, los multiplicadores de Sprague.

En los procedimientos propuestos se usará exclusivamente información que proviene de la salida del programa de proyecciones, además de las tablas de mortalidad que se construyen cuando se desea hacer una proyección de población. Finalmente, se hace necesario destacar la simplificación implícita en cada uno de los procedimientos en cuanto a no hacer diferencia entre poblaciones cerradas y aquellas afectadas por movimientos migratorios.

Para la aplicación de los procedimientos se descompone el grupo 0 a 4 años de la población masculina de Chile correspondiente al año 1990.

## PROCEDIMIENTO I

Este procedimiento se basa en la siguiente relación de Lotka :

$$N^t(x, x+n) = \int_x^{x+n} B(t-x)p(x)dx \quad (1)$$

en que  $N^t(x, x+n)$  es la población de edad entre  $x$  y  $x+n$  en el momento  $t$ ,  $B(t-x)$  los nacimientos ocurridos en el momento  $t-x$  y  $p(x)$  la probabilidad de sobrevivir desde el nacimiento a la edad  $x$  ( $l_0=1$ ).

Si la relación (1) se escribe en el campo discreto con  $n$  igual a 1 se tiene que la población sobreviviente en el momento  $t$ , de edad comprendida entre  $x$  y  $x+1$  años, estaría dada por:

$$N^t(x, x+1) = B(t-\bar{x}) L_x \quad (2)$$

en que  $x \leq \bar{x} \leq x + 1$ .

Para aplicar esta relación se necesitan los nacimientos medios anuales  $B(t-x)$ , y la probabilidad de vivir desde el nacimiento hasta el momento  $t$  dada por la relación  $L(x, x+1)$  que en este caso,  $l_0 = 1$ , corresponde al tiempo vivido de la tabla de vida. En las proyecciones de población se dispone de los nacimientos por períodos quinquenales y, para prácticamente todos los países, se han generado las tablas de mortalidad cuyas relaciones de sobrevivencia se utilizan para hacer la proyección. En consecuencia, se tienen todos los elementos que hace operativa la relación (2).

La combinación de distintas formas de cálculo de los nacimientos anuales y de los tiempos vividos, en estas notas se proponen dos para cada uno de ellos, conducen a cuatro estimaciones del grupo 0-4 por edades simples.

a) *Cálculo de los nacimientos anuales.*

i) Se calcula la tasa de crecimiento de los nacimientos,  $r_B(t)$ , suponiendo que varían en forma geométrica.

Se tiene la relación:

$$r_B(t, t+5) = [ B(t+5) / B(t) ]^{(1/5)} - 1 \quad (3)$$

en la cual  $B(t+5)$  son los nacimientos del momento  $t+5$  y  $B(t)$  los del año  $t$  y se calcula la tasa de variación de los nacimientos entre el momento  $t$  y  $t+5$ .

Con los nacimientos ocurridos durante el quinquenio anterior a  $t$ ,  $B(t-5, t)$ , y de los dos quinquenios posteriores,  $B(t, t+5)$  y  $B(t+5, t+10)$  se calcula su tasa de variación. Las tasas así calculadas corresponden a los dos períodos decenales alrededor del momento  $t$  y que se denotan por  $r_B(t-5, t+5)$  y  $r_B(t, t+10)$ .

$$r_B(t-5, t+5) = [ B(t, t+5) / B(t-5, t) ]^{(1/5)} - 1 \quad (4)$$

$$r_B(t, t+10) = [ B(t+5, t+10) / B(t, t+5) ]^{(1/5)} - 1 \quad (5)$$

Promediando ambas estimaciones se obtiene una tasa de crecimiento media anual de los nacimientos que puede asimilarse a la correspondiente al año  $t$  y que designa solo por  $r_B$ .

$$r_B = r_B(t, t+5) = [ r_B(t-5, t+5) + r_B(t, t+10) ] / 2 \quad (6)$$

Consecuentemente, si los nacimientos varían de manera geométrica, es válida la relación:

$$B(t, t+5) = 1/2 B(t, t+1) + B(t, t+1)(1+r_B) + B(t, t+1)(1+r_B)^2 + \\ B(t, t+1)(1+r_B)^3 + 1/2 B(t, t+1)(1+r_B)^4$$

Se han considerado un medio de los nacimientos ocurridos entre el momento  $t$  y  $t+1$  y entre  $t+4$  y  $t+5$  a objeto de tomar en cuenta el hecho de que las proyecciones de población utilizan como base el 30 de junio de cada año.

Por lo tanto los nacimientos del año t están dados por:

$$B(t,t+1) = [ B(t,t+5) ] / [ 1/2 + (1+r_B) + (1+r_B)^2 + (1+r_B)^3 + (1+r_B)^4 + 1/2 (1+r_B)^5 ] \quad (7)$$

De acuerdo a estas relaciones se necesitan los nacimientos de los dos quinquenios anteriores y del quinquenio posterior a t. En el caso de Chile, utilizado como ejemplo, corresponden a los que se presentan en el cuadro siguiente. Debe tenerse presente que se desea descomponer los nacimientos del quinquenio 1985-1990 para lo cual t se sitúa en 1985.

Cuadro 1

Períodos	Nacimientos
1980-1985	716 303
1985-1990	768 151
1990-1995	786 915

A partir de las relación (4) y (5) se calculan las tasas de crecimiento de los nacimientos para los período 1980-1990 (0.01475) y 1985-1995 (0.00484) cuyo promedio, propuesto en la relación (6) corresponde aproximadamente a la tasa de crecimiento de los nacimientos del período 1985-1990 (0.00980). Finalmente, aplicando la relación (7) se tienen los nacimientos anuales del período 1985-1989.

Cuadro 2

Años	Nacimientos (i)
<b>Total</b>	<b>768 151</b>
1985	150 649
1986	152 125
1987	153 616
1988	155 121
1989	156 642

ii) Cálculo de los nacimientos anuales descomponiendo los nacimientos quinquenales. Para descomponer los nacimientos quinquenales en anuales, se propone utilizar una técnica de interpolación mediante la aplicación de los multiplicadores de Karup King, basados en supuestos de osculación de parábolas cúbicas, a los nacimientos de los períodos  $B(t-5,t)$ ,  $B(t,t+5)$  y  $B(t+5,t+10)$  a objeto de obtener los nacimientos anuales del período  $t,t+5$ .

En el ejemplo, basta aplicar el conjunto de multiplicadores de Karup King para el grupo central, a los nacimientos de los períodos 1980-1985, 1985-1990 y 1990-1995 de la siguiente forma:

Cuadro 3

Año	Nacimientos (ii) 1985-1990	Nacimientos/Multiplicadores		
		1980-1985	1985-1990	1990-1995
<b>Total</b>	<b>768 151</b>	<b>716 303</b>	<b>768 151</b>	<b>786 915</b>
1985	150 012	+0.064	+0.152	-0.016
1986	152 615	+0.008	+0.224	-0.024
1987	154 424	-0.024	+0.248	+0.008
1988	155 439	-0.032	+0.224	+0.008
1989	155 661	-0.016	+0.152	+0.064

b) *Cálculo de la mortalidad.*

Basados en las tablas de mortalidad utilizadas en las proyecciones de población construidas para períodos quinquenales es posible adoptar dos criterios para el cálculo de la mortalidad por edades simples.

i) Aceptar que, la mortalidad dada por la tabla para el período  $t-5,t$ , es válida para determinar los sobrevivientes de los nacimientos durante ese período hasta que alcanzan las edades entre 0 y 4 años en el momento  $t$ .

En el ejemplo para Chile se necesitan los tiempos vividos de los menores de 5 años por edades simples de la tabla de vida del período 1985-1990 que se presentan en el cuadro siguiente. Se incluyen además información correspondiente a los períodos 1980-1985 y 1990-1995 la que se utilizará más adelante.

Cuadro 4

Edad x	Tiempo vivido		
	1980-1985	1985-1990	1990-1995
0	0.97939	0.98400	0.98506
1	0.97302	0.97885	0.98024
2	0.97158	0.97748	0.97896
3	0.97067	0.97662	0.97815
4	0.97002	0.97600	0.97756

ii) Para tomar en cuenta el cambio de la mortalidad de los menores de 5 años durante el período  $t,t+5$  se pueden utilizar las tablas de mortalidad anterior y posterior al período considerado. Los tiempos vividos ( $L_x$ ) de los menores de 5 años por edades individuales, se calculan bajo supuestos de variación lineal de los  $L_x$  correspondientes a períodos quinquenales, con las siguientes relaciones:

$$L'_0 = L_0^{t-1,t}$$

$$L'_1 = L_0^{t-2,t-1} [ L_1^{t-1,t} / L_0^{t-1,t} ]$$

$$L'_2 = L_0^{t-3,t-2} [ L_1^{t-2,t-1} / L_0^{t-2,t-1} ] [ L_2^{t-1,t} / L_1^{t-1,t} ]$$

$$L'_3 = L_0^{t-4,t-3} [ L_1^{t-3,t-2} / L_0^{t-3,t-2} ] [ L_2^{t-2,t-1} / L_1^{t-2,t-1} ] \\ [ L_3^{t-1,t} / L_2^{t-1,t} ]$$

$$L'_4 = L_0^{t-5,t-4} [ L_1^{t-4,t-3} / L_0^{t-4,t-3} ] [ L_2^{t-3,t-2} / L_1^{t-3,t-2} ] \\ [ L_3^{t-2,t-1} / L_2^{t-2,t-1} ] [ L_4^{t-1,t} / L_3^{t-1,t} ]$$

Con estas expresiones se determina una relación de sobrevivencia desde el nacimiento de los menores de 5 años para el período  $t-5,t$  por interpolaciones lineales entre las tablas del período  $t-5,t$  y de los dos períodos quinquenales adyacentes. Un procedimiento abreviado y que permite obtener una estimación aproximada, es a través de simplificaciones entre los tiempos vividos de los mayores de 1 año en las relaciones presentadas anteriormente, y que conducen a:

$$L'_0 = L_0^{t-1,t}$$

$$L'_1 = [ L_0^{t-2,t-1} / L_0^{t-1,t} ] [ L_1^{t-1,t} ]$$

$$L'_2 = [ L_0^{t-3,t-2} / L_0^{t-2,t-1} ] [ L_2^{t-1,t} ]$$

$$L'_3 = [ L_0^{t-4,t-3} / L_0^{t-3,t-2} ] [ L_3^{t-1,t} ]$$

$$L'_4 = [ L_0^{t-5,t-4} / L_0^{t-4,t-3} ] [ L_4^{t-1,t} ]$$

Para el cálculo de los tiempos vividos interpolados linealmente, se utilizan las siguientes relaciones:

$$L_0^{t-1,t} = 0.6 L_0^{t-5,t} + 0.4 L_0^{t,t+5}$$

$$L_0^{t-2,t-1} = 0.8 L_0^{t-5,t} + 0.2 L_0^{t,t+5}$$

$$L_0^{t-3,t-2} = L_0^{t-5,t}$$

$$L_0^{t-4,t-3} = 0.8 L_0^{t-5,t} + 0.2 L_0^{t-10,t-5}$$

$$L_0^{t-5,t-4} = 0.6 L_0^{t-5,t} + 0.4 L_0^{t-10,t-5}$$

y para los mayores de 1 año:

$$L_x^{t-1,t} = 0.6 L_x^{t-5,t} + 0.4 L_x^{t,t+5}$$

Con las expresiones anteriores y en base a la información contenida en el cuadro 4 se han calculado las relaciones de sobrevivencias de los menores de 5 años ( $L_x / l_0$  con  $l_0 = 1$ ) y que se incluyen en el cuadro 5 junto con las correspondientes a la tabla del período 1985-1990 donde se pueden ver las diferencias entre las dos estimaciones de mortalidad.

Cuadro 5

Edad x	Relaciones de sobrevivencias	
	1985-1990 (i)	Interpolada (ii)
0	0.98400	0.98442
1	0.97885	0.97920
2	0.97748	0.97786
3	0.97662	0.97632
4	0.97600	0.97571

Se puede ahora aplicar la relación (2) con los nacimientos (dos series (i) y (ii)) y las relaciones de sobrevivencias (dos series (i) y (ii)) calculadas anteriormente, las que combinadas generan cuatro estimaciones de la población menor de 5 años sobreviviente en el momento t.

En el cuadro 6 se presentan las cuatro estimaciones del total de grupo 0 a 4, descontando los 700 emigrantes estimados en la proyección, y que corresponden a los sobrevivientes de los nacimientos anuales estimados entre 1985 y 1989. En el ejemplo se observa que las diferencias entre las estimaciones son de menor importancia, como asimismo, con el total de menores de 5 años de la proyección que alcanza un valor de 751 005.

Cuadro 6

Nacimientos	Relaciones de sobrevivencias	
	(i)	(ii)
(i)	751 034	751 124
(ii)	751 026	751 116



Los procedimientos propuestos proporcionan una estructura de la población de menores de 5 años en el momento  $t$ , las que aplicadas al total del grupo de la proyección permiten estimar la población masculina de Chile menor de 5 años de 1990, ahora por edades simples y que se muestran en el siguiente cuadro:

Cuadro 7

Edad	(1)	(2)	(3)	(4)
0-4	751 005	751 005	751 005	751 005
0	153 987	154 034	153 023	153 071
1	151 693	151 729	152 005	152 042
2	150 011	150 051	150 801	150 842
3	148 424	148 361	148 904	148 840
4	146 890	146 830	146 272	146 210

en que: (1) = nacimientos (i) y relaciones de sobrevivencias (i)  
 (2) = nacimientos (i) y relaciones de sobrevivencias (ii)  
 (3) = nacimientos (ii) y relaciones de sobrevivencias (i)  
 (4) = nacimientos (ii) y relaciones de sobrevivencias (ii).

## PROCEDIMIENTO II

En este procedimiento se utiliza la misma relación del método anterior sólo para efectos de obtener la población menor de 1 año, vale decir, tomando en cuenta en alguna medida las variaciones de la mortalidad infantil. La fórmula general para los menores de 1 año queda expresada por la relación:

$$N^t(0.1) = B(t-1) L_0 \quad (8)$$

El tiempo vivido de los menores de 1 año aproximadamente correspondería a una media ponderada de las tablas de los dos períodos quinquenales alrededor del momento  $t$  o sea:

$$L_0^{t-1,t} = 0.6 L_0^{t-5,t} + 0.4 L_0^{t,t+5} \quad (9)$$

Los nacimientos del año  $t$  se pueden estimar también aproximadamente como la media ponderada entre los nacimientos del período anterior y posterior a ese año, en consecuencia podemos escribir:

$$B(t-1,t) = [ 0.6 B(t-5,t) + 0.4 B(t,t+5) ] / 5 \quad (10)$$

Con estas simplificaciones se obtiene la población de menores de 1 año quedando por determinar las correspondientes a las edades comprendidas entre 1 y 4. En este caso se utiliza la estructura de la población por edades simples entre 6 y 9 años del momento  $t+5$ , disponible en la proyección.

Volviendo al ejemplo de Chile se usan como datos las tablas de mortalidad y los nacimientos de los períodos 1985-1990 y 1990-1995 mientras que la población entre 5 y 9 años en el año 1995 (momento  $t+5$ ) se presenta en el siguiente cuadro:

Cuadro 8

Edad	Población
5-9	747 291
5	152 533
6	151 280
7	149 736
8	147 915
9	145 827

En consecuencia, se dispone de toda la información para determinar la población de los menores de 5 años por edades simples para el año 1990. Con los nacimientos estimados para el año 1989 (155 131), el tiempo vivido de los menores de 1 año entre 1989 y 1990 (0.98442) y aplicando la relación (10) se determina la población menor de 1 año para 1990 (152 714). La población entre 1 y 4 años se distribuye con la distribución relativa de la población por edades simples entre 6 y 9 años de 1995. Los resultados de este ejercicio se presentan a continuación:

Cuadro 9

Edad	Población
0-4	751 005
0	152 714
1	152 179
2	150 625
3	148 794
4	146 693

### PROCEDIMIENTO III

Se define la densidad de distribución ( $c(x)$ ) en el momento  $t$  de una población malthusiana por la relación:

$$c(x) = b e^{-rx} p(x) dx \quad (11)$$

en que  $b$  es la tasa bruta de natalidad,  $r$  la tasa de crecimiento de esa población y  $p(x)$  la probabilidad de sobrevivir desde el nacimiento hasta la edad  $x$  con  $l_0 = 1$ .

Integrando esta relación entre  $x$  y  $x+1$  se tiene:

$$C(x,x+1) = b \int_x^{x+1} e^{-rx} p(x) dx \quad (12)$$

La que llevada al campo discreto se anota como

$$C(x,x+1) = b e^{-r\bar{x}} L_x \quad (13)$$

en que  $\bar{x} = 0.5, 1.5, 2.5, 3.5, 4.5$ .

La mortalidad que se adopta como válida para utilizar estas relaciones es la tabla del período  $t-5, t$ .

Otro elemento necesario para aplicar la relación (13) es la tasa de crecimiento  $r$  que correspondería a la tasa intrínseca de crecimiento en una población estable. En este caso, se adopta la tasa de crecimiento de los nacimientos más directamente vinculada con la población menor de 5 años.

En cuanto a la tasa bruta de natalidad  $b$ , pese a estar disponible en las proyecciones de población, no interviene en el cálculo de la distribución relativa por tratarse de una constante que se encuentra fuera de la integral.

En el cuadro 10 se presentan los resultados correspondientes a la aplicación de este método con una tasa de crecimiento ( $r$ ) de 0.00980 calculada en el Procedimiento I y la mortalidad del período 1985-1990 del cuadro 5.

Cuadro 10

Edad	Población
0-4	751 005
0	154 001
1	151 701
2	150 010
3	148 417
4	146 876

#### PROCEDIMIENTO IV

El programa de proyecciones de población proporciona la población entre 5 y 9 años por edades simples utilizando para ello los multiplicadores de Sprague. En este procedimiento se calcula la población de los menores de 5 años del momento  $t$  rejuveneciendo la población de 5-9 por edades simples del momento  $t+5$ . En consecuencia, se necesita calcular las relaciones de sobrevivencias por edades individuales entre  $t$  y  $t+5$ .

Las tablas de mortalidad abreviadas, en la mayoría de los casos, contienen los tiempos vividos de los menores de 5 años por edades simples pero el resto se presentan por grupos quinquenales. A objeto de disponer de los tiempos vividos por edades individuales entre 5 y 9 años se utilizan los multiplicadores tabulados de Sprague.

A partir de la tabla de mortalidad de Chile para el período 1990-1995 se determinaron los tiempo vividos de la población menor de 10 años por edades simples. Con ellos las relaciones de sobrevivencias por edades simples se presentan en el cuadro 11.

Cuadro 11

Edad x	$L_x$	Edad x	$L_x$	Edad x	${}_5P_x$
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)=(4)/(2)
0	0.98506	5	0.97731	0	0.99213
1	0.98024	6	0.97668	1	0.99637
2	0.97896	7	0.97613	2	0.99711
3	0.97815	8	0.97564	3	0.99743
4	0.97756	9	0.97517	4	0.99756

Aplicando las relaciones de sobrevivencias del cuadro anterior a la población entre 5 y 9 años de 1995 dada en el cuadro 8, se obtiene una estimación de los menores de 5 años en 1990 cuyo total alcanza a 750 224. Este cálculo proporciona una distribución relativa por edades simples que se aplica al grupo 0 a 4 años de la proyección. Los resultados de este ejercicio se presentan a continuación:

Cuadro 12

Edad	Población
0-4	751 005
0	153 957
1	151 992
2	150 314
3	148 429
4	146 313

## PROCEDIMIENTO V

En este procedimiento se aplican los multiplicadores de Sprague los mismos que utiliza el programa de proyecciones de las Naciones Unidas para descomponer la población entre 5 y 24 años por edades simples.

Cuadro 13

Grupos de edad	Población	Población/Multiplicadores				
		$N_0$	$N_1$	$N_2$	$N_3$	$N_4$
		149 377	151 120	151 430	150 511	148 567
0-4	751 005	0.3616	0.2640	0.1840	0.1200	0.0704
5-9	692 138	-0.2768	-0.0960	0.0400	0.1360	0.1968
10-14	607 519	0.1488	0.0400	-0.0320	-0.0720	-0.0848
15-19	625 076	-0.0336	-0.0080	0.0080	0.0160	0.0176

Como se ve en el cuadro resumen que se muestra en las conclusiones esta estimación es la que más difiere del resto.

### CONCLUSION

A continuación se muestran todas las estimaciones de la población masculina menor de 5 años de Chile que sirvió como ejemplo de los distintos procedimientos.

Cuadro 14

Edad	Procedimientos							
	I				II	III	IV	V
	(1)	(2)	(3)	(4)				
0-4	751 005	751 005	751 005	751 005	751 005	751 005	751 005	751 005
0	153 987	154 034	153 023	153 071	152 714	154 001	153 957	149 377
1	151 693	151 729	152 005	152 042	152 179	151 701	151 992	151 120
2	150 011	150 051	150 801	150 842	150 625	150 010	150 314	151 430
3	148 424	148 361	148 904	148 840	148 794	148 417	148 429	150 511
4	146 890	146 830	146 272	146 210	146 693	146 876	146 313	148 567

Podemos observar que en este caso particular las 8 estimaciones a que se llega de la población menor de 5 años son bastante parecidas a excepción de aquella que se obtiene a través de uso de los multiplicadores de Sprague, y que corresponde al procedimiento V, lo que viene a confirmar lo dicho en la introducción de este trabajo, en cuanto a su relativa confiabilidad.

La adopción de uno de estos procedimientos como el más apropiado, más bien queda a juicio del investigador puesto que la serie que se puede estimar a través de cada uno de los procedimientos tendrá que ser consecuente con el momento demográfico por la que atraviesa la población en estudio.

## BIBLIOGRAFIA

- United Nations. "Population Projection Computer. Programme". ESA/P/WP.77.1981.
- Chile. "Proyecciones de Población por sexo y edad. Total país 1950-2025" INE-CELADE. Fascículo F/CHI.1
- Chile. "Tablas abreviadas de mortalidad por sexo. Período 1950-2025". INE-CELADE. Santiago de Chile, Inédito, 1987.
- Shryock, Henry, Siegel, Jacob and Associates. "The Methods and Materials of Demography". Academic Press 1976.
- Rincón, Manuel. "Estimaciones y proyecciones de población". CELADE, Serie B, N° 1010. San José, Costa Rica 1984.
- Lotka, Alfred. "Teoría analítica de las asociaciones biológicas". CELADE, Serie E N° 5. Santiago de Chile, 1969.

# ESTIMACION DE UNA TABLA DE MORTALIDAD A PARTIR DE RELACIONES DE SOBREVIVENCIAS QUINQUENALES

Oscar Moya  
CELADE

## RESUMEN

En este artículo se presenta una solución al problema de construcción de una tabla de mortalidad, en el caso de contarse sólo con relaciones de sobrevivencia quinquenales.

La solución propuesta se apoya en el uso de un método iterativo que requiere contar con un microcomputador que tenga incorporada la posibilidad de graficar tablas estadísticas.

El problema de construir una tabla de mortalidad basándose en relaciones de sobrevivencias, surgió en CELADE hace un tiempo debido a que, para algunas proyecciones de población se habían estimado estas relaciones para efectos de proyectar la población y se requerían las tablas de mortalidad implícitas en ellas.

(PROYECCIONES DE POBLACION)  
(FECUNDIDAD)

(MORTALIDAD INFANTIL)

**ESTIMATE OF A MORTALITY TABLE  
STARTING FROM QUINQUENIAL  
SURVIVAL RELATIONS**

**Oscar Moya  
CELADE**

**SUMMARY**

This article presents a solution in the construction of a mortality table when only quinquennial survival relations are available.

The proposed solution is based on the use of an interactive method that needs a microcomputer programmed to graphic statistical tables.

The idea of constructing a mortality table based in survival relations arose in CELADE when tables of mortality implicit in the population projections were needed, and the only data available were the survival relations calculated with the unique purpose of proyecting the population.

(LIFE TABLES)

(METHODOLOGY)



# ESTIMACION DE UNA TABLA DE MORTALIDAD A PARTIR DE RELACIONES DE SOBREVIVENCIAS QUINQUENALES

Oscar Moya

## INTRODUCCION

Una forma de estudiar la mortalidad por sexo y edad de una población o subpoblación es a través de la construcción de las denominadas tablas de mortalidad o de vida. De manera resumida, se dice que la tabla de mortalidad es un instrumento o esquema teórico que permite medir las probabilidades de vida y de muerte de una población, en función de la edad y para un período de tiempo determinado.

En esta introducción no se analizan los procedimientos que permiten construir una tabla de vida sino mas bien señalar de manera resumida los pasos a seguir para obtenerlas sobre la base de alguna de sus funciones.

El proceso natural para construir una tabla de mortalidad es a partir de las tasas centrales de mortalidad en base al registro de las defunciones de un período y de la población media expuesta al riesgo de morir. Esta metodología presenta la ventaja y atractivo de ser una medida directa, y para el caso de contar con buenas estadísticas de defunciones proporciona una estimación de la mortalidad por sexo y edad a través de todas las edades de la población en estudio. Desafortunadamente, en muchos países persisten los problemas de confiabilidad en las estadísticas vitales lo que obliga a la utilizar procedimientos alternativos para confeccionar una tabla de mortalidad.

Como se ha dicho, el proceso natural para construir una tabla de vida es a partir de las tasas centrales de mortalidad, no obstante, determinar el resto de las funciones de la tabla no es tan inmediato, puesto que, se hace necesario adoptar supuestos acerca del comportamiento de la función  $l_x$  o sea de los sobrevivientes a la edad exacta  $x$ . Generalmente, se utilizan las relaciones de Reed y Merrel que permiten transformar las tasas centrales de mortalidad  ${}_n m_x$  en probabilidades de morir  ${}_n q_x$  bajo supuestos de variación exponencial de la función  $l_x$  respecto de la edad.

Disponer de la  $l_x$  o de la función que la represente es lo menos probable. En este caso, utilizar el sistema logito de Brass para expresar un conjunto de  $l_x$  en función de una tabla de mortalidad standard expresada sólo a través de dos

parámetros, resulta bastante atractivo y fácilmente operativo sobre todo cuando sólo se cuenta con información proveniente de preguntas para aplicar métodos indirectos de medición de la mortalidad: sobrevivencia de hijos, esposos(as), hermanos, etc.

La construcción de tablas de mortalidad provenientes de interpolaciones entre otras tablas es otro procedimiento bastante utilizado, implica en este caso decidir qué función de la tabla utilizar como pivote para interpolar. Se puede decir que las probabilidades de morir han demostrado ser más apropiadas para interpolar que la función  $l_x$  o su transformada a través del sistema logito.

Construir tablas de mortalidad a partir de otras funciones tales como el tiempo vivido, defunciones, esperanzas de vida o relaciones de sobrevivencias, por uno u otro motivo, llámese disponibilidad de la información o confiabilidad de la misma, parece poco conveniente a no ser que se persiga un objetivo puramente teórico. Debe tenerse en cuenta además, que algunas de estas funciones representan "áreas" lo que constituye un problema adicional.

## ESTIMACION DE UNA TABLA DE MORTALIDAD A PARTIR DE LAS RELACIONES DE SOBREVIVENCIAS

No obstante alguna de las consideraciones anteriores, en ocasiones, se mide la mortalidad de una población a través de las relaciones de sobrevivencias intercensales. Construir una tabla de mortalidad con esta información presenta mas bien problemas de confiabilidad de los datos que de procedimiento para generar la tabla. Los problemas de las estimaciones de las relaciones de sobrevivencias provienen de utilizar censos separados en el tiempo por un período poco adecuado para efectos de cálculos, incumplimiento de condiciones de población cerrada y por último la falta de comparabilidad de los censos.

Si bien es cierto, de acuerdo a lo anterior, es poco probable que se disponga de relaciones de sobrevivencias confiables a partir de poblaciones observadas, se puede plantear este problema en el caso de que, por razones metodológicas, se las haya calculado y se desee disponer de la tabla de vida implícita en ellas. Por señalar un ejemplo, es el caso cuando se calculan relaciones de sobrevivencias para ser utilizadas exclusivamente con el fin de proyectar una población.

La metodología que se presenta a continuación permite determinar una tabla de vida a partir de las relaciones de sobrevivencias. Cabe hacer notar, que si bien no es indispensable pero si de mucha utilidad tener acceso a un microcomputador el cual tenga incorporada una opción para graficar.

Antes de mostrar las relaciones con las que se pretende deducir la tabla de mortalidad, se hace necesario incluir algunas otras reflexiones respecto de la probabilidades de morir en las cuales se sustenta esta metodología. No obstante el hecho que, todas las funciones de la tabla de vida llevadas a un gráfico tienen una configuración que las caracteriza, alguna de ellas merecen una connotación especial. Por ejemplo, la función  $l_x$  tiene características definidas por los distintos niveles y estructuras de mortalidad, no obstante, no es muy apropiada para efectos de "visualizar" de manera más expresiva y clara probables incoherencias en ella. Sin embargo, la función  ${}_nq_x$  es mucho más sensible a los cambios de

niveles y estructuras de la mortalidad con una ventaja adicional, sus valores, por tratarse de una probabilidad están comprendidos entre 0 y 1. Conocidas son las configuraciones de diferentes mortalidades representadas por las formas de J o de U que toma esta curva de acuerdo a la presencia de una baja o alta mortalidad, existencia de un mínimo en cierto intervalo de edad, 10- 14 por ejemplo, y valores siempre ascendentes a partir de ese intervalo, etc. El cumplimiento de algunas de las características de la función  ${}_nq_x$  antes señaladas, no permiten aceptarlas de manera concluyente para determinar una tabla de mortalidad, pero generalmente son tomadas en cuenta para hacerlo.

## RELACIONES UTILIZADAS EN LA METODOLOGIA PROPUESTA

Las relaciones de sobrevivencias quinquenales permiten derivar el tiempo vivido,  ${}_5L_x$ , con las siguientes relaciones:

$$\text{sea } {}_5P_{x,x+5} = {}_5L_{x+5} / {}_5L_x$$

$$\text{entonces } {}_5L_{x+5} = {}_5L_x \times {}_5P_{x,x+5}$$

$$\text{para } x = 0, 5, \dots, 70$$

El tratamiento de las relaciones de sobrevivencias al comienzo de la vida  ${}_5P_b$  y la última correspondiente al grupo abierto, que en este caso, será de 75 y más  ${}_5P_{75 y +}$ , que permiten determinar los tiempos vividos  $L(0,5)$  y  $L(80,w)$  respectivamente, se muestran a continuación:

$$\text{i) para } {}_5L_0: \quad \text{sea } {}_5P_b = {}_5L_0 / [ 5 \times l_0 ]$$

$$\text{para } l_0 = 100\,000$$

$$\text{entonces } {}_5L_0 = {}_5P_b \times 500\,000$$

$$\text{ii) para } {}_5L_{80 y +}: \quad \text{si } {}_5L_{80 y +} = T_{80}$$

$$\text{y } {}_5P_{75 y +} = T_{80} / T_{75}$$

$${}_5P_{75 y +} = T_{80} / [ {}_5L_{75} + T_{80} ]$$

$$T_{80} = {}_5L_{75} [ {}_5P_{75 y +} / (1 - {}_5P_{75 y +}) ]$$

Con estas relaciones se dispone de los tiempos vividos por grupos quinquenales de edad, corresponde determinar a continuación el resto de las funciones de la tabla.

El procedimiento propuesto para el cálculo de las siguientes funciones de la tabla implica la adopción de un valor arbitrario de los sobrevivientes a la edad 5 (podría hacerse a partir de otra edad) y con este valor determinar el resto de las  $l_x$  a partir de las siguientes relaciones.

$$\text{si } {}_5L_x = (5/2) \times [ l_x + l_{x+5} ]$$

$$\text{entonces } l_{x+5} = 0.4 \times {}_5L_x - l_x$$

Se destaca en estas relaciones la utilización del supuesto de linealidad de la función  $l_x$  dentro del intervalo comprendido entre  $x$  y  $x+5$  para el cálculo del tiempo vivido. Resulta evidente que esto implica una restricción de la metodología, ya que, puede darse el caso de que las relaciones de sobrevivencias provengan de tiempos vividos calculados con las defunciones de la población estacionaria de una determinada edad o grupo de edad, y de tasas centrales de mortalidad correspondientes a esa edad o grupo de edad.

Cabe hacer notar respecto del punto anterior dos hechos importantes. En primer término la mayoría de las tablas de mortalidad disponibles en CELADE generadas, entre otras cosas, para ser utilizadas en las proyecciones de población, como los modelos de Naciones Unidas y la primera versión de las tablas de Coale Demmeny han sido construidas utilizando el supuesto de linealidad de la  $l_x$ . En segundo término que, no obstante la limitación señalada, si se aplica el procedimiento propuesto a relaciones de sobrevivencias provenientes de tiempos vividos calculados con defunciones y tasas centrales de mortalidad, se llega a determinar una tabla aproximada cuyas diferencias con la tabla original no son significativas.

Finalmente, se hacen necesarias algunas reflexiones acerca del valor arbitrario adoptado de la  $l_x$  para la edad 5. En efecto, puede verse fácilmente y es lo que se intenta mostrar con un ejemplo que este valor tiene un rango de variación mas bien reducido. El mecanismo de control para aceptar el valor de la  $l_5$  es con un gráfico no de las  $l_x$ , por las razones expuestas en párrafos anteriores, sino de la probabilidades de morir las cuales deberán seguir un comportamiento más o menos regular de acuerdo a las características que de ella se espera. La construcción simultánea de tablas de mortalidad por sexo restringe aún más el rango de variación del valor de  $l_5$  adoptado.

### ESTIMACION DE LA PROBABILIDAD DE MORIR AL NACIMIENTO ( ${}_1q_0$ )

Aceptadas las probabilidad de morir calculadas por grupos de edad quinquenales, se obtiene una tabla de mortalidad abreviada. Sin embargo, estas tablas abreviadas no explicitan un dato importante: la probabilidad de morir al nacimiento.

En este caso, la estimación de la probabilidad de morir entre 0 y 1 año implica descomponer la probabilidad de morir calculada entre 0 y 5 años, ya sea por edades simples o de los menores de 1 año y un subgrupo de 1 a 5. Una manera

Cuadro 1

**TIEMPOS VIVIDOS Y FACTORES DE SEPARACION  
POR SEXO Y SEGUN NIVELES**

Nivel	Hombres			Mujeres		
	${}_5L_0$	$1^f_0$	$4^f_1$	${}_5L_0$	$1^f_0$	$4^f_1$
1	264 342	0.33	1.35	286 388	0.35	1.36
2	282 422	0.33	1.35	303 134	0.35	1.36
3	299 098	0.33	1.35	318 567	0.35	1.36
4	314 565	0.33	1.35	332 872	0.35	1.36
5	328 979	0.33	1.35	346 195	0.35	1.36
6	342 466	0.33	1.35	358 655	0.35	1.36
7	355 132	0.33	1.35	370 351	0.35	1.36
8	367 063	0.33	1.35	381 364	0.35	1.36
9	378 333	0.33	1.35	391 763	0.35	1.36
10	389 004	0.33	1.35	401 606	0.35	1.36
11	399 131	0.33	1.35	410 944	0.35	1.36
12	408 760	0.33	1.35	419 820	0.35	1.36
13	418 745	0.33	1.35	428 306	0.35	1.36
14	427 916	0.33	1.35	436 843	0.35	1.36
15	435 982	0.33	1.35	444 473	0.33	1.37
16	443 749	0.33	1.36	451 661	0.30	1.39
17	451 071	0.29	1.39	458 540	0.26	1.41
18	458 149	0.26	1.43	465 119	0.23	1.43
19	464 975	0.22	1.46	471 411	0.20	1.44
20	471 545	0.19	1.50	477 428	0.17	1.46
21	477 927	0.16	1.53	483 091	0.14	1.47
22	483 586	0.13	1.56	487 822	0.12	1.49
23	488 697	0.10	1.59	491 975	0.10	1.50
24	493 071	0.08	1.62	495 349	0.08	1.50

Coale, Ansley J. y Demeny, Paul, "Regional Model Life Tables And Stable Populations", Princeton University Press, Princeton, New Jersey, 1966.

de estimar esta probabilidad puede hacerse tratando de inferirla de tablas modelos o de tablas disponibles para la población en estudio, de acuerdo al nivel dado por la  ${}_5q_0$  o de la  ${}_5L_0$ .

La forma de cálculo de la mortalidad infantil que se propone en estas notas es utilizando los factores de separación de los menores de 1 año y el correspondiente al grupo 1 a 5 años. Se fundamenta este procedimiento en el hecho de que, como se sabe, los valores que asumen estos factores de separación respecto de distintos niveles de mortalidad son bastante regulares e incluso tienen una alta correlación con los niveles de mortalidad infantil y con la esperanza de vida al nacer. En el cuadro 1 se presentan los factores de separación de los menores de 1 año y de 1 a 5 calculados de las tablas modelo de mortalidad de Coale y Demeny correspondientes al Modelo Oeste de las cuales se incluye además, el tiempo vivido de los menores de 5 años, que correspondería al parámetro de entrada para escoger los dos factores requeridos.

Aceptando de alguna fuente razonable los factores de separación ya señalados se puede determinar la probabilidad de morir de los menores de 1 año con las siguientes relaciones:

$$\begin{aligned} \text{Se sabe que: } & {}_1L_0 = {}_1f_0 \times l_0 + (1 - {}_1f_0) \times l_1 \\ \text{y} & {}_4L_1 = {}_4f_1 \times l_1 + (4 - {}_4f_1) \times l_5 \\ \text{además} & q_0 = 1 - (l_1 / l_0) \text{ con } l_0 = 100\,000 \end{aligned}$$

despejando  $l_1$  a partir de las dos primeras relaciones se tendrá que:

$$l_1 = \frac{[ {}_5L_0 - {}_1f_0 \times l_0 - (4 - {}_4f_1) \times l_5 ]}{[ 1 - {}_1f_0 + {}_4f_1 ]}$$

por lo tanto la probabilidad de morir de los menores de un año estará dada por:

$$q_0 = 1 - \frac{[ {}_5L_0 - {}_1f_0 \times l_0 - (4 - {}_4f_1) \times l_5 ]}{[ 1 - {}_1f_0 + {}_4f_1 ]} / 100\,000$$

## APLICACIONES

Las dos versiones de tablas modelo de mortalidad de Coale y Demeny proporcionan los elementos necesarios que permiten plantear la construcción de tablas de mortalidad a partir de relaciones de sobrevivencias calculadas con tiempos vividos que suponen linealidad de la función  $l_x$  respecto de la edad. Se aplica en este caso la regla de trapecios (Primera Versión) y la otra, en que los tiempos vividos se obtienen con el cociente entre defunciones y tasas centrales de mortalidad (Segunda Versión).

En el cuadro 2 se presentan las estimaciones de las probabilidades de morir masculinas a partir de las relaciones de sobrevivencias calculadas con el supuesto de linealidad de las  $l_x$  tomadas del Modelo Oeste, Nivel 22. Aplicando las relaciones propuestas, se obtienen los tiempos vividos por grupos quinquenales de edad y el correspondiente al grupo abierto de 80 y más años. Como se señaló, corresponde en esta etapa del procedimiento estimar un valor de  $l_5$  que permita obtener el resto de las  $l_x$  y luego las probabilidades de morir quinquenales. La tabla original tiene un valor de  $l_5$  igual a 96 334 y que determina las probabilidades de morir de la columna 4, en otras palabras, éstas corresponden a la tabla original. A continuación se adoptaron dos valores de  $l_5$  cercanos al valor verdadero, uno por exceso ( $l_5 = 96\,360$ ) y otro por defecto ( $l_5 = 96\,320$ ) y que dan origen a las probabilidades de morir que se presentan en las columnas 5 y 6 respectivamente.

Cuadro 2

**RELACIONES DE SOBREVIVENCIAS MASCULINAS,  
TIEMPOS VIVIDOS Y PROBABILIDADES DE  
MORIR CALCULADAS CON DIFERENTES  $l_5$ .  
MODELO OESTE, NIVEL 22**

Edad (x)	${}_5P_x$	${}_5L_x$	${}_5q_x$			
			(4)	(5)	(6)	(7)
			$l_5 = 96\ 334$	$l_5 = 96\ 360$	$l_5 = 96\ 320$	$l_5 = 96\ 340$
	0.96717 <sup>a</sup>					
0	0.99433	483 585	0.03666	0.03640	0.03680	0.03660
5	0.99688	480 843	0.00343	0.00397	0.00314	0.00356
10	0.99598	479 343	0.00281	0.00226	0.00310	0.00268
15	0.99375	477 416	0.00524	0.00578	0.00495	0.00536
20	0.99269	474 432	0.00727	0.00672	0.00756	0.00714
25	0.99220	470 964	0.00735	0.00790	0.00706	0.00748
30	0.99052	467 290	0.00825	0.00770	0.00855	0.00812
35	0.98677	462 861	0.01072	0.01128	0.01042	0.01085
40	0.97941	456 737	0.01577	0.01521	0.01607	0.01564
45	0.96701	447 333	0.02549	0.02606	0.02518	0.02562
50	0.94703	432 575	0.04069	0.04011	0.04100	0.04055
55	0.91664	409 662	0.06577	0.06637	0.06546	0.06591
60	0.87149	375 512	0.10218	0.10156	0.10252	0.10204
65	0.80383	327 255	0.15783	0.15851	0.15747	0.15799
70	0.70702	263 058	0.24169	0.24093	0.24210	0.24152
75	0.46356 <sup>b</sup>	185 987	0.36062	0.36155	0.36011	0.36083
80	-	160 719	1.00000	1.00000	1.00000	1.00000

Fuente: Coale, Ansley, Demeny, Paul, *op. cit.*, 1986.

<sup>a</sup>  ${}_5P_b$

<sup>b</sup>  ${}_5P_{75 y +}$

Se observa que los valores que asumen las probabilidades de morir con las dos estimaciones de  $l_5$  conducen a incoherencias. Los valores de  ${}_5q_x$  de la columna 5 y 6 crecientes a partir de la edad 10 no mantienen esta tendencia para la edad 30 y 25 respectivamente, esto puede verse también en el gráfico 1. La adopción de un  $l_5$  más alejado del valor real exagera en forma significativa las irregularidades de las probabilidades de morir respecto de la edad. Finalmente, en la columna 7 se muestran los valores de las probabilidades de morir con un  $l_5$  de 96 340 tomado arbitrariamente entre los dos valores anteriores los que de acuerdo al gráfico 1 podrían aceptarse. Podemos decir que cualquier valor que se adopte para  $l_5$  entre 96 320 y 96 360 conduce a probabilidades de morir prácticamente iguales a las originales.

Gráfico 1

PROBABILIDADES DE MORIR QUINQUENALES

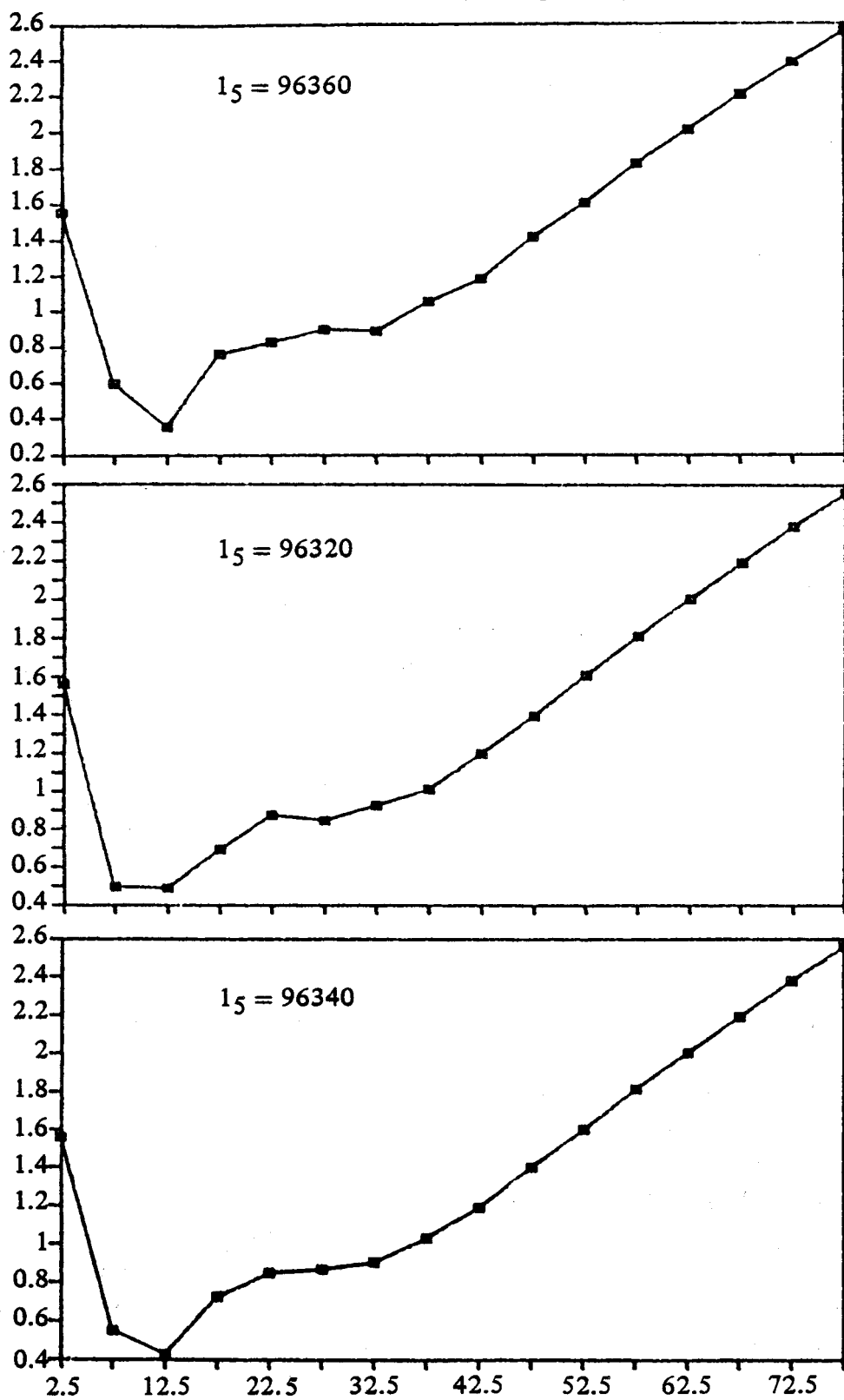
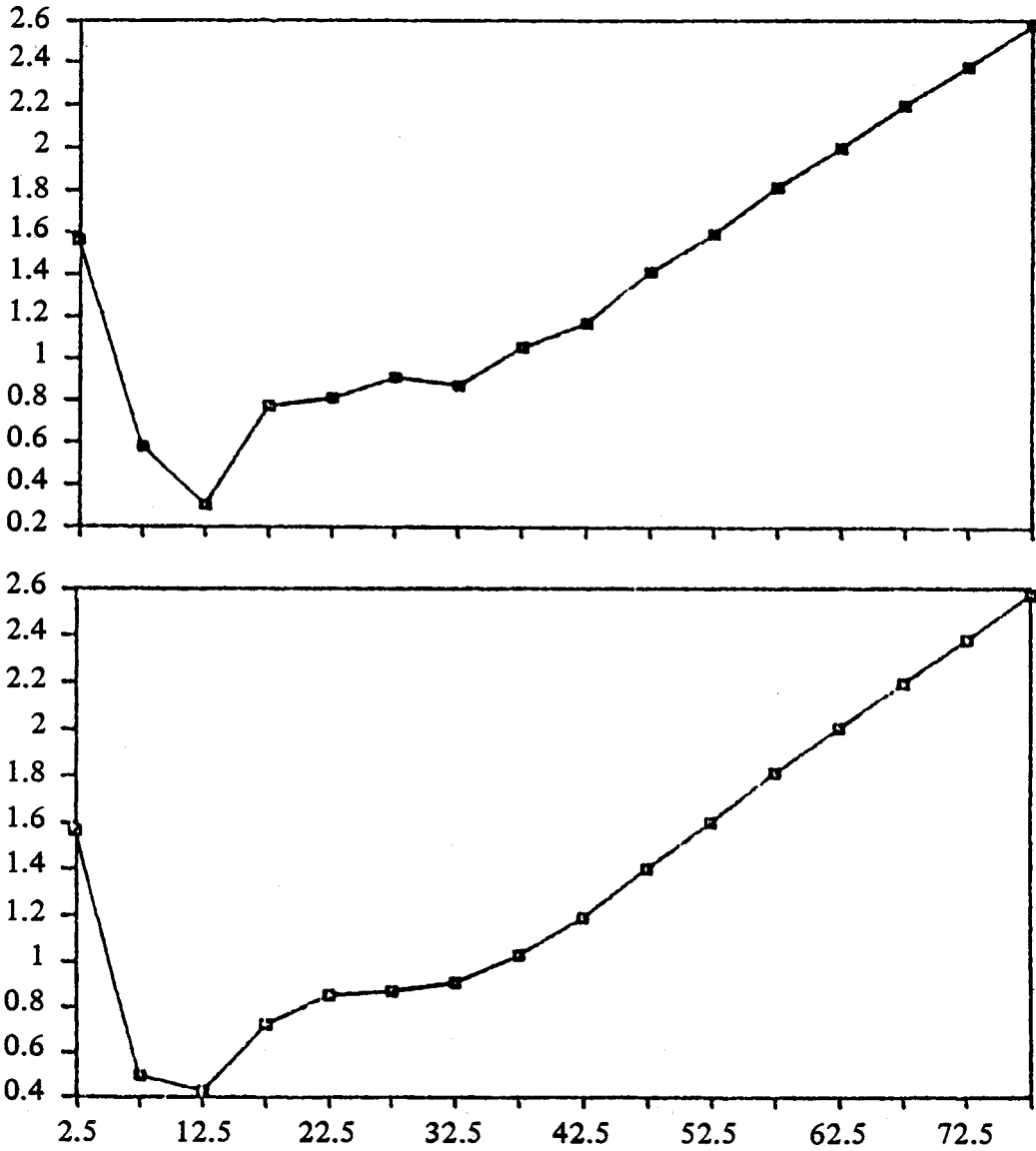




Gráfico 2

PROBABILIDADES DE MORIR QUINQUENALES



Un aspecto operativo que vale la pena destacar es el hecho de que las irregularidades que muestran las probabilidades de morir en el proceso iterativo para aproximarse a las más aceptables, tienen una configuración especial que permiten adoptar un valor de  $l_5$  más apropiado. En esta parte del proceso resulta de gran utilidad el gráfico de las probabilidades de morir. Recurriendo al gráfico 1, vemos que cuando se adopta el valor de  $l_5 = 96\ 320$  la  $5q_{20}$  aparece exagerada con la que viene a continuación habría que intentar bajarla, esto se logra aumentando el valor de  $l_5$ . Podemos ver además que, si exageramos el

incremento de la  $l_5$  con un valor como 96 360 resulta más baja la correspondiente al grupo 30-35 e incluso se ven irregularidades de las  ${}_5q_x$  en otras edades. Se puede concluir que el valor apropiado de  $l_5$  se encuentra más cercano a 96 320 que a 96 360.

Las irregularidades que se observan en las  ${}_5q_x$ , por lo visto anteriormente, permiten la adopción de criterios para llegar al valor más apropiado de  $l_5$ : si la probabilidad de morir frente a un grupo de edad cuyo intervalo comienza en múltiplos de 10 resulta demasiado alta/baja el valor de la  $l_5$  debe reducirse/aumentarse lo que produce un efecto inverso en las probabilidades cuyos intervalos de edades comienzan en múltiplos de 5.

Cuadro 3

**RELACIONES DE SOBREVIVENCIAS MASCULINAS, TIEMPOS  
VIVIDOS Y PROBABILIDADES DE MORIR CALCULADA  
CON DIFERENTES  $l_5$  SEGUN GRUPOS  
QUINQUENALES DE EDAD**

Edad(x)	${}_5P_x$	${}_5L_x$	${}_5q_x$		
			$l_5 = 96\ 302$	$l_5 = 96\ 270$	Tabla C.D.
	0.96690 <sup>a</sup>				
0	0.99409	483 450	0.03698	0.03730	0.03698
5	0.99708	480 593	0.00381	0.00315	0.00345
10	0.99600	479 189	0.00203	0.00269	0.00284
15	0.99374	477 273	0.00598	0.00531	0.00527
20	0.99264	474 285	0.00654	0.00721	0.00734
25	0.99215	470 794	0.00818	0.00751	0.00739
30	0.99050	467 099	0.00752	0.00820	0.00835
35	0.98678	462 661	0.01150	0.01081	0.01077
40	0.97948	456 545	0.01496	0.01565	0.01591
45	0.96716	447 176	0.02616	0.02547	0.02559
50	0.94733	432 491	0.03970	0.04041	0.04091
55	0.91712	409 712	0.06618	0.06545	0.06595
60	0.87229	375 755	0.10076	0.10153	0.10252
65	0.80512	327 767	0.15768	0.15685	0.15813
70	0.70272	263 892	0.23905	0.23999	0.24217
75	0.46757 <sup>b</sup>	185 442	0.37380	0.37266	0.36100
80	-	162 852	1.00000	1.00000	1.00000

Fuente: Coale, Ansley, Dimeny Paul with Vaughan Barbara, Regional Model Life Tables and Stable Populations Second edition 1983.

<sup>a</sup>  ${}_5P_b$

<sup>b</sup>  ${}_5P_{75 y +}$

Finalmente en el cuadro 3, se presenta el ejercicio que tiene como base las relaciones de sobrevivencias masculinas del Modelo Oeste de las Tablas de Coale Demeny, "Segunda Versión". Este cuadro muestra que si se adoptara el valor verdadero de  $l_5$  de la tabla conduciría a valores de las probabilidades de morir totalmente inaceptables. Sin embargo, puede verse que estos se regularizan con un  $l_5 = 96\ 270$ . En el gráfico 2 se representan las probabilidades de morir calculadas con el  $l_5$  verdadero y el adoptado. El análisis de los resultados de este ejercicio permite decir, que si bien es cierto, la tabla de mortalidad que se genere a partir de este procedimiento no es la original, las diferencias con ésta son mínimas.

## CONCLUSION

En el trabajo demográfico muchas veces nos vemos enfrentados a la resolución de determinados problemas que probablemente no tengan mucha relevancia desde el punto de vista teórico ni de uso frecuente, no obstante, deben plantearse soluciones que tengan además de una adecuada base teórica una aplicación expedita acorde incluso con los medios tecnológicos con que se cuenta.

Generar una tabla de vida en base a las relaciones de sobrevivencias no es un problema común, pese a que ha sido planteado muchas veces, sobre todo cuando estas relaciones se las calculaba para ser utilizadas en proyecciones de población.

Finalmente, puede observarse que el procedimiento desarrollado en estas notas se basa en relaciones sencillas de las funciones de la tabla de vida y recurre al uso de recursos que se encuentran en la actualidad al alcance de cualquier investigador como son los microcomputadores.

## BIBLIOGRAFIA

- Coale, Ansley and Demeny, Paul. "Regional Model Life Tables and Stable Population", 1966.
- Reed, Lowel and Merrel, Margaret. "A short Method for Constructing an Abridged Life Table", 1939.
- Naciones Unidas. "Modelos de Mortalidad por sexo y edad". ST/SOA/Ser.A/22.
- United Nations. "Indirect Techniques for Demographic Estimation". Manual X, 1983.
- Ortega, Antonio. "Tablas de Mortalidad". CELADE, 1987.

## *In Memoriam*

### *Francisco de Moya Espinal (1938-1989)*

Frank de Moya, como todos lo conocían en su país, nació en República Dominicana en septiembre de 1938. Entre los años 1967 y 1969 realizó estudios en el CELADE. De Chile, volvió a su país natal, cargado de energías y entusiasmo. Con una gran intuición profesional, y percibiendo el desarrollo científico que veía venir, fundó, junto a otros profesionales dominicanos, la carrera de Estadística en la Universidad Autónoma de Santo Domingo, institución donde dictó clases. De esta carrera, cuyo contenido demográfico es apreciable, ha egresado la casi totalidad de los demógrafos y estadísticos actuales de la República Dominicana. Durante varios años, fue Decano de la Facultad de Ciencias Económicas y Sociales de la citada Universidad y posteriormente, pasó al cargo de director de la Oficina Nacional de Planificación. A partir de 1984, estuvo trabajando como asesor del Instituto de formación Técnico Profesional (INFOTEP).

En toda su carrera profesional e independientemente de los cargos que ocupó, dedicó una parte importante de sus esfuerzos al conocimiento de la realidad demográfica del país. Sus aportes principales fueron en el área de empleo y desempleo, pero también realizó otras investigaciones en las áreas de mortalidad infantil, fuentes de datos, evolución demográfica, política de población y otros. Aun ya en la última etapa de su vida, en los pocos momentos libres que le dejaba su enfermedad, colaboró activamente con otros profesionales del país en la elaboración del valioso documento sobre Población y Desarrollo en la República Dominicana, publicado recientemente por CELADE.

Su desaparición se produjo a mediados de febrero de este año, después de soportar durante varios años una penosa enfermedad. Durante todo este tiempo, aun en los momentos más difíciles, mantuvo sus características principales: capacidad y dedicación a su trabajo, solidaridad con su medio, calidad de gran amigo y un extraordinario sentido del humor.

La demografía de la República Dominicana y de América Latina, ha perdido sin lugar a dudas a una persona que se dio por entera al desarrollo de esta disciplina, siempre teniendo como meta el conocimiento de su realidad social, a la cual fue siempre tremendamente sensible.

**CENTRO LATINOAMERICANO DE DEMOGRAFIA  
LATIN AMERICAN DEMOGRAPHIC CENTRE**

**LIBROS PUBLICADOS  
BOOKS PUBLISHED**

El Centro Latinoamericano de Demografía publica diversos libros de interés para docentes, investigadores y estudiosos de la demografía y ciencias afines.

*The Latin American Demographic Centre publishes a variety of books of particular interest to teachers, researchers and students of demography and related subjects.*

Alberts, Joop. <i>Migración en áreas metropolitanas de América Latina: Un estudio comparativo.</i> (E/24)	US\$ 5	Gonnard, René. <i>Historia de las doctrinas de la población.</i> (E/3)	US\$ 4
Alberts, Joop y Villa, Miguel. <i>Redistribución espacial de la población en América Latina.</i> (E/28)	US\$ 20	Goodman, L.; Keyfitz, N. y Pullum, Th.W. <i>La formación de la familia y la frecuencia con que se dan diversas relaciones de parentesco.</i> (E/21)	US\$ 3
Arretx, C.; Mellafe, R.; Somoza, J.L. <i>Demografía histórica en América Latina. Fuentes y Métodos.</i> (E/1002)	US\$ 10	Hauser, Philip M. y Duncan, Otis Dudley. <i>El estudio de la población.</i> (E/15)	US\$ 20
Brass, W. <i>Métodos para estimar la fecundidad y la mortalidad en poblaciones con datos limitados.</i> (E/14)	US\$ 8	Herrera, Ligia y Pecht, Waldomiro. <i>Crecimiento urbano de América Latina.</i> (E/22)	US\$ 20
Burch, Th.; Lira, L.F.; Lopes, V. <i>La familia como unidad de estudio demográfico.</i> (E/1001)	US\$ 8	Keyfitz, Nathan. <i>Introducción a las matemáticas de la población.</i> (E/18)	US\$ 12
CELADE, Ed. <i>Los estudios demográficos en la planificación del desarrollo.</i> (E/12)	US\$ 10	Lopes, V. <i>Métodos y técnicas de encuesta.</i> (E/25)	US\$ 5
CELADE, Ed. <i>Temas de población de la Argentina: Aspectos demográficos.</i> (E/13)	US\$ 2	Lotka, Alfred J. <i>Teoría analítica de las asociaciones biológicas.</i> (E/5)	US\$ 6
CELADE, Ed. <i>Nuevas fronteras de la demografía.</i> (E/30)	US\$ 12	Lotka, Alfred J. <i>Demografía matemática. Selección de artículos.</i> (E/11)	US\$ 10
CELADE, Ed. <i>Métodos para proyecciones demográficas.</i> (E/1003)	US\$ 12	Martine, George. <i>Formación de la familia y marginalidad urbana en Rio de Janeiro.</i> (E/16)	US\$ 5
CELADE/INDEC-Argentina (publicación conjunta). <i>Los Censos de Población del 80. Taller de Análisis y Evaluación.</i>	US\$ 12	Ortega, Antonio. <i>Tablas de Mortalidad.</i> (E/1004)	US\$ 12
Elizaga, Juan C. <i>Dinámica y economía de la población.</i> (E/27)	US\$ 15	Smulevich, B. la. <i>Críticas de las teorías y la política burguesa de la población.</i> (E/10)	US\$ 8.80
Elizaga, J.C. y Macisco, J.J. <i>Migraciones internas: teoría, método y factores sociológicos.</i> (E/19)	US\$ 10	Simmons, A., Conning A. y Villa, M., Eds. <i>El contexto social de cambio de la fecundidad en América Latina Rural.</i> (Libro SIEF) (IDRC Canadá/CELADE)	US\$ 6
Elizaga, J.C. y Mellon, R. <i>Aspectos demográficos de la mano de obra en América Latina.</i> (E/9)	US\$ 4.60	Vieira Pinto, Alvaro. <i>El pensamiento crítico en demografía.</i> (E/8)	US\$ 7
Elton, Charlotte. <i>Migración femenina en América Latina. Factores determinantes.</i> (E/26)	US\$ 5	Zaba, Basia. <i>Measurement of Emigration Using Indirect Techniques. Manual for the collection and Analysis of Data on Residence of Relatives.</i>	US\$ 25

CELADE publica, además, una amplia gama de monografías, que aparecen en su catálogo, el cual puede solicitarse a la dirección indicada

*In addition, CELADE publishes a wide variety of monographs listed in its catalog which can be requested from the address below.*

CELADE  
Edificio Naciones Unidas, Avenida Dag Hammarskjöld  
Casilla 91, Santiago, CHILE

Apartado Postal 5249  
San José, COSTA RICA

CENTRO LATINOAMERICANO DE DEMOGRAFIA  
LATIN AMERICAN DEMOGRAPHIC CENTRE

PUBLICACIONES PERIODICAS  
PERIODICAL PUBLICATIONS



**Boletín  
Demográfico**

Edición bilingüe, contiene estimaciones y proyecciones de población, tasas de natalidad, de mortalidad, etc., de la región.

**Demographic  
Bulletin**

Bilingual publications, containing population projections and population estimates, birth and mortality rates, etc., of the region.

Suscripción anual (2 números): ...US\$ 10  
Valor por cada ejemplar: ...US\$ 6

Presenta estudios y resultados de investigaciones, eventos que se están desarrollando y, además, comentarios de libros y documentos de actualidad.

**Notas de Población**

It presents studies and research results, events that are being carried out and, furthermore, comments on books and recent documents.

**Population Notes**



Suscripción anual (3 números): ... US\$ 20  
Valor por cada ejemplar: ...US\$ 8



**Resúmenes sobre  
Población en  
América Latina**

Resúmenes sustantivos en español de la literatura: citas bibliográficas con títulos en español e inglés; índices temáticos, geográficos y de autores.

**Latin American  
Population Abstract**

Substantive abstracts in Spanish of current literature: bibliographic citations with titles in Spanish and English; convenient subject, geographic and author indices.

Suscripción anual (2 números): ... US\$ 20  
Valor de cada ejemplar: ... US\$ 12

CELADE  
Edificio Naciones Unidas  
Avenida Dag Hammarskjöld  
Casilla 91, Santiago, CHILE

Apartado Postal 5249  
San José, COSTA RICA