

NACIONES UNIDAS



CONSEJO
ECONOMICO
Y SOCIAL



LIMITADO

ST/ECLA/CONF.19/L.12
16 de noviembre de 1964

ORIGINAL: ESPAÑOL

SEGUNDO SEMINARIO INTERAMERICANO DE REGISTRO CIVIL

Organizado por las Naciones Unidas, a través de la Oficina de Estadística, la Dirección de Operaciones de Asistencia Técnica, la Comisión Económica para América Latina y el Centro Latinoamericano de Demografía, en colaboración con el Gobierno del Perú, el Instituto Interamericano de Estadística, el Instituto Interamericano del Niño, la Organización Panamericana de la Salud y la Asociación Interamericana de Registro Civil

Lima, Perú, 30 de noviembre a 11 de diciembre de 1964

METODOS ANALITICOS PARA EVALUAR LA INTEGRIDAD
Y LA CALIDAD DE LAS ESTADISTICAS VITALES

Presentado por:

Centro Latinoamericano de Demografía

Handwritten text at the top left corner, possibly a header or page number.

Handwritten text in the upper middle section of the page.

Handwritten text in the middle section of the page, appearing as a list or series of entries.

Handwritten text in the lower middle section of the page.

Handwritten text at the bottom middle of the page.

Handwritten text at the bottom left corner.

A small handwritten mark or character at the very bottom center of the page.

INTRODUCCION

Si bien las estadísticas vitales se refieren a los nacimientos, defunciones, defunciones fetales, matrimonios, divorcios, adopciones, legitimaciones, reconocimientos, anulaciones y separaciones,^{1/} en este documento sólo se examinan algunos métodos para evaluar la integridad y la calidad de los registros de nacimientos y defunciones.

Después de señalar los principales tipos de error de que suelen adolecer las estadísticas vitales, se reseñan brevemente métodos como las encuestas a base de una muestra de viviendas y la comparación del registro civil con otros tipos de registro, haciéndose de paso algunas referencias a los procedimientos que se emplean para descubrir los errores de la información registrada.

Los métodos analíticos, que constituyen el objeto principal del presente documento, se examinan con más detalle en un capítulo central.

Se ha estimado conveniente ilustrar los sistemas descritos con aplicaciones prácticas a base de los datos de registros civiles latinoamericanos, utilizando las estadísticas publicadas directamente por los organismos oficiales o por intermedio de los Anuarios Demográficos de las Naciones Unidas.

I. ERRORES DE LAS ESTADISTICAS VITALES

Es posible distinguir dos tipos de errores que suelen contener las estadísticas vitales:

- a) aquellos que se refieren a la integridad de la información, y
- b) los relacionados con la calidad de los datos básicos recogidos.

El primer tipo de error proviene de que no todos los hechos vitales que ocurren en el territorio se registran oportunamente, o de que parte de la información obtenida puede perderse en las diversas etapas de la elaboración de los datos.

Varias son las causas asociadas a esta deficiencia, pudiendo señalar entre ellas las siguientes:

1. Dificil acceso a las oficinas de registro civil.
2. Falta de conciencia en la población acerca de la utilidad de inscribir los hechos vitales.

^{1/} Naciones Unidas: Principios para un sistema de estadísticas vitales, Informes Estadísticos, Serie M, N° 19.

3. Desconocimiento de las disposiciones legales que sancionan la no inscripción de los mismos.
4. Falta de organización en el envío del material desde las oficinas locales de registro hasta la oficina central, en el caso de un sistema estadístico centralizado.
5. Plazo insuficiente o demasiado largo para cerrar el movimiento del año.

El segundo tipo de error puede originarse por la deficiente declaración de los datos por parte del informante y, en menor escala, por ausencia de control de calidad en las diversas etapas de la elaboración estadística (transcripción, codificación, tabulación, etc.).

Como fuentes de los errores de que adolece la calidad de los datos pueden citarse específicamente:

1. Falta de personal registrador competente.
2. Falta de idoneidad del informante, por tratarse de una persona que no ha tenido una participación muy directa en la ocurrencia del hecho vital, o que tiene un nivel de instrucción bajo.
3. Falta de interés del informante en dar bien sus datos o del registrador en exigir una información coherente.
4. Inscripción muy tardía del hecho vital, olvidándose por esa razón la fecha precisa de ocurrencia y la información exacta acerca de otras características del mismo.
5. Para el caso de inscripción de una defunción, el hecho de que ésta no haya sido certificada por un médico tratante que especifique la causa precisa del fallecimiento y las causas concomitantes.
6. Deficiente declaración del lugar de ocurrencia del hecho, o del lugar de residencia de la madre en el caso de un nacimiento, o del difunto o de los contrayentes en el caso de muerte o matrimonio, lo que imposibilita una buena ubicación geográfica.

El conocimiento de la fecha a que se refiere la información reviste especial interés para el usuario de las estadísticas vitales. Con bastante frecuencia el hecho vital se refiere a la fecha en que se inscribió y no a la fecha en que ocurrió, siendo esta última la que se necesita conocer. En algunos países de la América Latina, por ejemplo, las inscripciones de nacimientos se realizan con retraso hasta de dos años y más, lo que a menudo obliga a realizar una serie de cálculos para establecer los verdaderamente ocurridos dentro de un determinado año. Puede citarse como ejemplo a Chile, donde la Dirección de Estadística y Censos publica la inscripción de

"menores de dos años" como estadísticas de nacimientos, aunque en otros cuadros se desglosan los nacimientos "ocurridos dentro del año". En un estudio preparado por el Departamento de Bioestadística de la Escuela de Medicina de la Universidad de Chile se estimó la proporción de nacimientos inscritos dentro del año de ocurrencia aproximadamente en el 90 por ciento, variando esa proporción en las provincias entre el 77 y el 99 por ciento.

El retraso en la inscripción de las defunciones es, en general, de menor importancia, especialmente en las zonas donde se exige permiso de inhumación, para lo cual debe presentarse el certificado de defunción extendido por el registro civil. En las zonas rurales de escasa densidad, la inscripción de la defunción se hace frecuentemente con retraso.

Cuando se utilizan las estadísticas vitales para realizar cálculos de población por zonas dentro del país, se precisa conocer los datos relativos a la población residente en una zona determinada, información que a menudo adolece de serios errores o deja de incluirse en las publicaciones oficiales.

II. ALGUNOS METODOS DE EVALUACION

Para evaluar la integridad y calidad de las estadísticas vitales pueden aplicarse diversos procedimientos. Algunos de ellos no se han desarrollado con el fin explícito de establecer el grado de fidelidad de los datos provenientes del registro civil, sino que más bien han estado destinados a estimar medidas demográficas más refinadas que las tasas brutas, o a relacionar diversos componentes demográficos de acuerdo a una teoría general. Es posible, sin embargo, comparar los resultados que se obtienen mediante el uso de estos procedimientos con las estadísticas oficiales y lograr así una estimación del grado de subregistro u omisión que presentan.

Entre los métodos que se emplean con el propósito antes descrito pueden citarse las encuestas a base de una muestra de viviendas, la comparación del registro civil con otros tipos de registro y los métodos analíticos. En esta sección se reseñan los dos primeros, examinándose con más detalles los métodos analíticos en la sección siguiente.

1. Las encuestas

Las encuestas que corrientemente se levantan tienen como finalidad fundamental estimar el grado de omisión de los registros.

Aparte de este objetivo básico, es posible diseñarlas de modo que también permitan verificar la calidad con que se registran las diversas características incluidas en la declaración de los hechos vitales: edad, ocupación, etc., y fijar líneas de acción para mejorar el sistema en general.

Pueden estas encuestas, por otra parte, funcionar como unidades completamente independientes del sistema oficial del registro civil, si existe,

/con el

con el propósito de determinar por medios distintos a los empleados por éste, el nivel de las tasas demográficas más esenciales (tasas brutas de natalidad y mortalidad) y distribuciones según el sexo, la edad y otras características.

Cuando están exclusivamente destinadas a determinar el grado de omisión de los registros, las encuestas se basan en una muestra de viviendas, las que son visitadas por entrevistadores que deben obtener información acerca de los hechos vitales ocurridos durante un período de referencia determinado entre las personas que han habitado cada vivienda. Posteriormente, esta información se coteja con los registros civiles nombre a nombre, intentándose de este modo establecer la falta de inscripción de los hechos vitales. En la América Latina se han realizado algunos estudios de esta naturaleza, siendo el de Panamá el más reciente. En otro documento presentado a este Seminario 2/ se hace una descripción de este estudio.

Igual procedimiento han seguido algunos países latinoamericanos aprovechando el levantamiento de un censo de población para obtener datos adicionales que permitan establecer el grado de omisión del registro de nacimientos, usando como base de comparación los niños menores de una determinada edad (generalmente 6 ó 3 meses) empadronados por el censo.

Como ejemplo de encuestas cuyo objeto es proveer información demográfica más detallada y de mayor fidelidad y que al mismo tiempo ofrecen la posibilidad de medir el grado de omisión de los registros, pueden citarse la Encuesta Demográfica Experimental de Guanabara realizada en 1961,3/ y la que actualmente se efectúa en la zona hospitalaria de Cauquenes, (provincia de Maule, Chile). Ambas encuestas se han realizado bajo el patrocinio conjunto de organismos oficiales del Brasil y Chile, respectivamente, y del Centro Latinoamericano de Demografía.

Con los datos obtenidos a través de este tipo de investigaciones es posible estimar tasas de natalidad, de mortalidad y de nupcialidad que después pueden compararse con las de los registros.

Ambos tipos de encuestas ofrecen la posibilidad de establecer las causas del subregistro mediante investigaciones posteriores.

2/ Araica, Hildebrando: Informe sobre una encuesta experimental para medir la omisión en los registros de nacimientos y defunciones en la República de Panamá.

3/ CELADE, Encuesta Demográfica Experimental de Guanabara, Informe Final, E/CN.CELADE/A.4.C.62/4.Rev.1, Santiago, Chile, 1961.

2. La comparación del Registro Civil con otros tipos de registro

Otro de los métodos que se han utilizado para medir el grado de omisión es la comparación de los registros de estadísticas vitales con listas independientes de población.

En Panamá se hizo en 1957 un cotejo entre los registros de nacimientos y los de bautizos. En ese estudio se investigaron los datos de 48 distritos, que representaban el 76 por ciento del territorio nacional, lográndose determinar de esta manera que un 7 por ciento de nacimientos escapaba al registro.

III. METODOS ANALITICOS

Para aplicar los procedimientos reseñados en la sección precedente se requiere un personal relativamente numeroso, formado por entrevistadores, revisores del trabajo en el terreno, codificadores estadísticos encargados de la comparación de las informaciones obtenidas de encuestas y listas independientes con las de los registros, etc. Además, por lo general, el presupuesto debe considerar una serie de gastos de traslado de los funcionarios al terreno, transporte del material hacia y desde la oficina central, elaboración del mismo, etc., lo que por lo común exige la asignación de recursos financieros un tanto elevados. En cambio, con el mismo propósito pueden aplicarse métodos analíticos en plazos relativamente cortos y con presupuestos que corrientemente se limitan a los honorarios de un reducido número de personas.

Por otra parte, la utilización de métodos analíticos implica aceptar como válidas ciertas hipótesis de trabajo derivadas de un comportamiento teórico de los fenómenos demográficos que se supone se cumplen en la población considerada. De ahí que los resultados que se alcanzan con estos métodos puedan ser menos precisos que los obtenidos con otros, ya que no es fácil establecer una medida de la semejanza entre un modelo teórico y la realidad. No debe entenderse con esto que tales estudios carezcan de valor. Por el contrario, cada día se hace más necesario llevar a cabo estudios analíticos que arrojen luz sobre el grado de error de las estadísticas vitales, aunque deberían complementarse, en la medida de lo posible, con trabajos en el terreno.

Los métodos analíticos o indirectos que se describen a continuación se pueden clasificar en tres grupos:

1. Análisis de las estadísticas vitales en forma independiente.
2. Análisis de las estadísticas vitales a base de relaciones generales entre ellas, datos censales y estadísticas de migración.
3. Análisis de las estadísticas vitales a base de relaciones en poblaciones teóricas.

1. Análisis de las estadísticas vitales en forma independiente

La aplicación de este procedimiento supone analizar por separado las series referentes a los distintos hechos vitales: nacimientos, defunciones, matrimonios, etc., determinándose una serie de índices especiales, o bien tasas cuyo orden de magnitud permite establecer si las cifras son:

- aceptables, sin corrección de ninguna especie,
- aceptables, previa alguna determinada corrección, o
- inaceptables, desde todo punto de vista.

Entre los índices utilizables en este tipo de evaluación de calidad, pueden citarse los siguientes:

- a) índices de masculinidad, de nacimientos y de defunciones
- b) índice de preferencia de dígitos
- c) tasas tipificadas de natalidad, mortalidad y nupcialidad
- d) tasas de mortalidad por sexo y edad.

a) Índice de masculinidad de los nacimientos

En países que cuentan con estadísticas de nacimiento fidedignas se ha podido observar que existe una proporción bastante regular de nacimientos según el sexo. Alrededor de 105 nacimientos de hombres por cada 100 de mujeres. Si se prescinde de la variabilidad que se presenta en poblaciones pequeñas, los valores que se alejan de esta cifra promedio, por encima de 108 o por debajo de 102, estarían revelando que existe una omisión o una duplicación diferencial por sexo en la inscripción de los nacimientos. Como ilustración se presentan en el cuadro 1 los índices de masculinidad de los nacimientos de las entidades federativas de México para los años 1956-1960. Se advierte que para el total del país el índice supera ligeramente el valor esperado, lo que podría estar revelando un registro incompleto de nacimientos femeninos, o una duplicación en el de los masculinos. El examen de las entidades federativas muestra en algunas de ellas un fuerte subregistro de nacimientos femeninos, como es el caso de los estados de Chiapas, Guerrero, Tabasco y Veracruz, donde el índice sobrepasa 110.

Cabe señalar, sin embargo, que si para una cierta región se encuentra un índice de 105, las estadísticas de nacimientos pueden ser deficientes para ambos sexos.

b) Índice de masculinidad de las defunciones de menores de un año

Generalmente existe una sobremortalidad masculina en el primer año de vida. En países con alta mortalidad general la proporción es aproximadamente de 110 defunciones de varones por cada 100 defunciones de mujeres

Cuadro 1

MEXICO: INDICE DE MASCULINIDAD ^{a/} DE LOS NACIMIENTOS
POR ENTIDADES FEDERATIVAS, 1956-1961

Entidad	1956	1957	1958	1959	1960	1961
<u>Estados Unidos Mexicanos</u>	<u>107</u>	<u>106</u>	<u>106</u>	<u>105</u>	<u>105</u>	<u>106</u>
Aguascalientes	104	103	108	103	106	106
Baja California	104	104	104	102	106	108
Baja California, T.S.	111	104	111	109	106	107
Campeche	111	106	104	104	103	102
Coahuila	107	103	104	101	102	103
Colima	109	106	105	101	109	105
Chiapas	113	114	111	115	115	113
Chihuahua	103	105	105	102	104	104
Distrito Federal	104	104	104	103	101	101
Durango	105	107	106	107	106	106
Guanajuato	109	108	107	105	103	104
Guerrero	111	110	110	110	109	112
Hidalgo	106	110	107	106	108	108
Jalisco	107	104	105	105	103	105
México	104	106	107	105	106	106
Michoacán	106	107	106	106	107	107
Morales	109	104	105	105	104	105
Nayarit	103	108	104	100	105	102
Nuevo León	106	103	105	101	106	104
Oaxaca	109	105	105	103	101	106
Puebla	106	106	104	105	104	105
Querétano	106	104	107	105	106	108
Quintana Roo	119	106	104	101	110	107
San Luis Potosí	109	107	104	108	104	106
Sinaloa	105	105	103	107	109	109
Sonora	107	105	105	105	103	104
Tabasco	122	116	118	120	117	118
Tamaulipas	104	104	105	102	104	103
Tlaxcala	105	106	108	108	104	104
Veracruz	111	110	109	111	110	110
Yucatán	106	105	103	101	106	103
Zacatecas	106	109	105	101	104	106

Fuente: Anuario Estadístico de los Estados Unidos Mexicanos 1960-61, México, 1963.

a/ Hombres por cada 100 mujeres.

/menores de

menores de un año. Las cifras correspondientes a México para los años 1951 a 1960 revelan que hay una desviación significativa, puesto que varían entre 119 y 124.

México: Índice de masculinidad de las defunciones de menores de un año
1951 - 1960

<u>Año</u>	<u>I.M.</u>
1951	120
1952	124
1953	121
1954	120
1955	121
1956	122
1957	119
1958	120
1959	120
1960	123

Fuente: Anuario estadístico de los Estados Unidos Mexicanos 1960-61,
México 1963, pág. 57.

En Bolivia, en el año 1954, se registraron 4 763 defunciones de varones y 5 350 de niñas menores de un año, lo que arroja un índice de masculinidad de 89, que se aleja en forma notable de los márgenes establecidos. Es difícil atribuir esta desviación a una situación real y sólo puede estar indicando que, por alguna causa que no se puede establecer fácilmente sin un estudio especial del registro, se ha dejado de inscribir defunciones de varones, ha existido una duplicación de inscripciones de muertes femeninas o se han inscrito como tales defunciones de varones. En todo caso, es un primer indicio de que hay errores de integridad o de calidad que deben cuantificarse por otros procedimientos.

c) Índice de preferencia de dígitos

Los errores en la declaración de la edad en las defunciones pueden calcularse mediante varios índices que se han ideado al efecto.^{4/} En este

^{4/} Naciones Unidas, Métodos para evaluar la calidad de los datos básicos destinados a los cálculos de población, Manuales sobre métodos de cálculos de la población y Estudios sobre población, N° 23, Nueva York, 1955.

documento se discute sólo uno de los más conocidos, el de Myers,^{5/} que permite determinar el grado de atracción o de repulsión de los dígitos. Es frecuente encontrar en las estadísticas de mortalidad por años individuales de edad un número exagerado de defunciones de personas de edades terminadas en 0, lo que comúnmente va acompañado de un número bajo de defunciones en las terminadas en 9 y en 1. Esto se indica diciendo que el 0 ejerce atracción, mientras que el 1 y el 9 ejercen repulsión.

El índice de Myers requiere calcular sumas "combinadas" de las cifras correspondientes a las edades terminadas en cada uno de los diez dígitos. En el caso de que no exista preferencia de dígitos, cada una de las sumas combinadas debe aproximarse al 10 por ciento del total de ellas. La suma de las desviaciones respecto del 10 por ciento, prescindiendo del signo, constituye el índice de Myers.

En el cuadro 2 se da una aplicación del método a los datos sobre defunciones femeninas por edad en Chile, correspondientes al año 1960. Los coeficientes que figuran en las columnas 11 y 12 permiten eliminar las posibles perturbaciones que introduciría el hecho de seleccionar alguna edad inicial particular.

En teoría, el índice de Myers puede variar entre valores cercanos a 0 y 180. Cuanto mayor es el índice más deficiente es la información relativa a la edad de las defunciones.

En el caso de las defunciones de mujeres en Chile, se observa una atracción por el 0 y el 5, y una repulsión por el 3, el 1 y el 7. El índice de mujeres resulta de 10.26, lo que indicaría que la declaración de edad en las defunciones analizadas no adolece de errores muy serios, comparados con los valores obtenidos para las defunciones de los Estados Unidos en 1935: 5.4 para las defunciones totales y 20.6 para las defunciones de la población no blanca.^{6/}

d) Tasas tipificadas de natalidad

Examinando las tasas de natalidad por regiones de un país pueden descubrirse que algunas presentan niveles que no concuerdan con las características económicas y sociales de aquéllas. Así, por ejemplo, puede resultar sospechosa una tasa de natalidad baja en una provincia con alto porcentaje de población rural por que se sabe que el nivel de la fecundidad es más alto en este sector. Para realizar análisis de este tipo es indispensable, sin embargo, eliminar en las poblaciones objeto de comparación

^{5/} Myers, Robert J.: "Error and Bias in the Reporting of Ages in Census Data, Transactions of the actuarial Society of América", Vol.XII, Part 2, N° 104, Oct. 1940; reproducido en Jaffe, A.J.: Handbook of Statistical Methods for Demographers, Washington, U.S. Bureau of the Census, 1951.

^{6/} United States Department of Commerce, United States Life Tables and Actuarial Tables, Bureau of the Census, United States Government Printing Office Washington, 1946; pág. 121.

Cuadro 2

CHILE: APLICACION DEL METODO DE MYERS A LOS DATOS RELATIVOS
 A LA EDAD DE LAS DEFUNCIONES DE MUJERES, 1960

Dígito	Cifras registradas según las edades que se indican							Suma correspondiente a edades comprendidas entre	
	10-19	20-29	30-39	40-49	50-59	60-69	70-79	10 y 69	20 y 79
0	96	170	249	239	329	605	651	1 688	2 243
1	81	134	186	157	215	312	416	1 085	1 420
2	75	148	238	233	283	389	498	1 366	1 789
3	101	138	169	224	279	380	414	1 291	1 604
4	88	142	172	198	318	388	497	1 306	1 715
5	93	162	205	263	314	528	638	1 565	2 110
6	119	155	217	259	311	383	533	1 444	1 858
7	132	155	194	229	289	381	358	1 380	1 606
8	127	189	219	246	397	474	455	1 652	1 980
9	145	169	186	270	388	404	375	1 562	1 792

Dígito	Edades comprendidas entre 10 y 69 años			Edades comprendidas entre 20 y 79 años			Suma combinada	Distribución en porcentaje	Desviación respecto del 10%
	Suma	Coef.	Producto	Suma	Coef.	Producto			
0	1 688	1	1 688	2 243	9	20 187	21 875	13.49	+ 3.49
1	1 085	2	2 170	1 420	8	11 360	13 530	8.34	-1.66
2	1 366	3	4 098	1 789	7	12 523	16 621	10.25	+ 0.25
3	1 291	4	5 164	1 604	6	9 624	14 788	9.12	-0.88
4	1 306	5	6 530	1 715	5	8 575	15 105	9.32	-0.68
5	1 565	6	9 390	2 110	4	8 440	17 830	11.00	+ 1.00
6	1 444	7	10 108	1 858	3	5 574	15 682	9.67	-0.33
7	1 380	8	11 040	1 606	2	3 212	14 252	8.79	-1.21
8	1 652	9	14 868	1 980	1	1 980	16 848	10.39	+ 0.39
9	1 562	10	15 620	1 792	0	0	15 620	9.63	-0.37

Fuente: Dirección de Estadística y Censos de Chile, Demografía, 1960.

/el efecto

el efecto de diferencias en la estructura por edad. Esto se logra mediante el proceso denominado tipificación.

El nivel de una tasa de natalidad registrada también se puede evaluar comparándola con la proporción de menores de cierta edad empadronados en el censo.

e) Tasas de mortalidad por sexo y edad

En la mayoría de las poblaciones se puede advertir una sobremortalidad masculina en casi todos los grupos de edad, de modo que las tasas de mortalidad clasificadas por sexo y grupos de edad deben reflejar este hecho. Una curva que describa el nivel de las tasas de mortalidad por edad de una población debe tener la forma de una U. Es decir, para las primeras edades las tasas son altas, luego disminuyen hasta un mínimo alrededor de los 10 años, y después aumentan lentamente hasta las edades más avanzadas, en las cuales el aumento se acelera.

Un examen de las tasas de mortalidad por sexo y grupos quinquenales de edad de Nicaragua en 1958 (véase el cuadro 3) señala que, excepto en el grupo de 60-64 años, la mortalidad masculina supera la femenina, lo que está de acuerdo con lo esperado. En general, las tasas siguen la forma prevista, es decir, alcanzan un mínimo en el grupo de 10-14 años y luego aumentan. Sin embargo, las tasas femeninas correspondientes a los grupos de 55-59 y 65-69 años son inferiores a las de los grupos inmediatamente anteriores. Este comportamiento se aparta del patrón esperado, lo que indicaría que hay errores en la declaración de la edad al morir, aunque no debe descartarse la posibilidad de que la población estimada, que sirve de denominador para el cálculo de la tasa, pudiera ser errónea. Conviene entonces revisar con otros procedimientos estas tasas que resultan dudosas.

2. Análisis a base de relaciones generales entre datos censales, estadísticas de migración y estadísticas vitales

Entre los hechos vitales que ocurren en una población y la magnitud de esta última puede establecerse una serie de relaciones generales.

Una de ellas, de orden general, es la denominada "ecuación compensadora", que permite relacionar el número total de personas en dos instantes dados a base de las cifras de población provenientes de dos censos, y el número de nacimientos, defunciones y migraciones ocurridos en el período.

La relación puede escribirse en la forma:

$$N^1 = N^0 + B - D \pm S.M$$

donde N^1 es el número de personas según el segundo censo;
 N^0 es el número de personas según el primer censo;
B es el número de nacimientos ocurridos durante el período intercensal;
D es el número de defunciones ocurridas durante el período intercensal;
S.M es el saldo migratorio del período, que es igual a la diferencia entre el número de inmigrantes y el número de emigrantes de la zona.

Cuadro 3

NICARAGUA: TASAS DE MORTALIDADES POR SEXO Y GRUPOS DE EDAD, 1958

Edad	Tasas de mortalidad	
	Hombres	Mujeres
	(por mil)	
0	97.0	83.8
1-4	12.7	12.6
5-9	2.8	2.5
10-14	1.7	1.6
15-19	2.0	1.9
20-24	3.5	3.1
25-29	3.9	3.1
30-34	4.2	3.5
35-39	5.4	4.2
40-44	6.4	4.6
45-49	6.5	4.3
50-54	10.6	8.7
55-59	9.6	6.8
60-64	21.5	21.9
65-69	16.3	14.1
70-74	40.3	37.6
75-79	40.7	30.6
84-84	111.1	100.9
85 y más	134.8	128.3
Total	10.1	8.9

Fuente: Naciones Unidas, Demographic Year Book 1961, pág. 365.

/Esta ecuación

Esta ecuación permite evaluar uno de los componentes cuando se suponen conocidos los restantes.

El cálculo de algunos de los elementos mediante esta ecuación da resultados exactos solamente en condiciones teóricas. En la realidad siempre existe una cantidad residual que puede señalar el sentido del error de algunos de los componentes. Además se producen errores compensados que quedan ocultos. A pesar de sus limitaciones, es sin lugar a dudas un método que puede resultar ventajoso para descubrir errores en las estadísticas vitales.

La aplicación de esta fórmula para evaluar las estadísticas de defunciones requiere que se compare la población mayor de cierta edad (por lo menos igual al intervalo intercensal) en el segundo censo con la población total del primer censo. Japón que, por ejemplo, el segundo censo se levantó en 1960 y el primero en 1950: entonces, N^1 designaría a las personas mayores de 10 años en 1960; N^0 a la población total en el censo de 1950; S.M, al saldo migratorio del período 1950-1960, y D, a las defunciones durante el período decenal de personas que ya vivían en 1950, con lo que se llega a

$$N^1 - N^0 \pm S.M = D \quad (2)$$

El análisis resulta más preciso si se comparan los supervivientes de una cohorte, con lo que se consigue establecer los errores en la declaración de la edad de las defunciones. Casi siempre, este cálculo se hace separadamente por sexo. Entonces, la ecuación compensadora se puede escribir:

$$N_{x+z}^z - N_x^0 \pm (S.M)_x = D_x \quad (3)$$

donde N_{x+z}^z son las personas censadas de edad $x+z$ en el año z (segundo censo);

N_x^0 son las personas de edad x en el año 0 (primer censo)

$(S.M)_x$ es el saldo migratorio de personas de la cohorte considerada en el período intercensal, y

D_x son las defunciones de personas de la cohorte considerada en el período intercensal.

El cuadro 4 muestra una aplicación de la ecuación compensadora a los datos de El Salvador. No se tomaron en cuenta en este caso los saldos migratorios por considerarlos de escasa importancia.

Cuando se la utiliza para evaluar las estadísticas de nacimiento, la ecuación compensadora adopta la forma siguiente:

Cuadro 4

EL SALVADOR: USO DE LA ECUACION COMPENSADORA PARA ANALIZAR LAS
ESTADISTICAS DEMOGRAFICAS DE LA POBLACION MASCULINA, 1950-60

Edad en 1950	Edad en 1960	Hombres censados		Disminución intercensal	Defunciones registradas	Diferencia	Por ciento so- bre defunciones registradas
		1950	1960				
0-4	10-14	148 482	158 913	-10 431	17 888	-28 319	-158.3
5-9	15-19	128 518	114 564	13 954	4 472	9 482	212.0
10-14	20-24	118 337	97 458	20 879	3 752	17 127	456.5
15-19	25-29	98 628	81 067	17 561	4 628	12 933	279.5
20-24	30-34	85 175	73 505	11 670	4 766	6 904	144.9
25-29	35-39	67 524	66 598	926	4 416	- 3 490	- 79.0
30-34	40-44	55 911	53 387	2 524	4 277	1 753	- 40.9
35-39	45-49	55 195	43 794	11 401	4 400	7 001	159.1
40-44	50-54	45 076	37 689	7 387	4 405	2 982	67.7
45-49	55-59	34 895	24 944	9 951	4 545	5 406	118.9
50-54	60-64	31 415	28 066	3 349	4 795	- 1 446	- 30.2
55-59	65-69	17 713	13 855	3 858	4 917	- 1 059	- 21.5
60-64	70-74	19 017	9 742	5 162	4 779	4 496	94.1
65 y más	75 y más	26 505	12 795	13 710	15 350	- 1 640	- 10.7

Fuente: Alans Z., Alex A.: República de El Salvador, Proyección de la población por sexo y grupos de edad 1961-1981, CELADE, documento E/CN.CELADE/C.25.B.64.2/2.1, Santiago, 1964.

$$/B = N_0$$

$$B = N_0 + (1 - f_0)D \quad (4)$$

en la que B es el número de nacimientos ocurridos el año anterior al censo

N_0 es el número de menores de un año censados;

D es el número de defunciones de menores de un año que fallecieron en el año anterior al censo;

$(1 - f_0)$ designa la proporción de menores de un año que mueren durante el año civil en que nacieron (anterior al censo) respecto del total de fallecidos menores de un año de edad durante el mismo año civil; f_0 es el coeficiente o factor de separación, cuyo valor generalmente se aproxima a 0.25.

Para facilitar las operaciones, corrientemente, la población se calcula al 31 de diciembre, a partir de la población a la fecha del censo.

Como en la práctica los niños de 0, 1, 2 años de edad son subenumerados en los censos, conviene realizar la estimación de los nacimientos que se deducen de las personas censadas de edades superiores a las ya mencionadas, es decir, de 3, 4, 5, etc. años. En este caso, la ecuación compensadora se escribirá:^{7/}

$$B^{k-x} = N_x + (1-f_x)D_x^{k-x} + (1-f_{x-1})D_{x-1}^{k-1} + f_{x-2}D_{x-2}^{k-1} + \dots + (1-f_{x-x})D_{x-x}^{k-x} \quad (5)$$

en donde $k-x$, $k-0$, etc., indican el año de acaecimiento;

x , $x-1$, $x-2$, etc., la edad en el último cumpleaños;

B el número de nacimientos;

N_x la población de edad x a la fecha del censo;

f_x el factor de separación para la edad x ;

D_x las defunciones de edad x ;

k el año del censo.

Para facilitar la comprensión de los pasos que deben seguirse se acostumbra representar en un diagrama los distintos elementos que intervienen en el cálculo de los nacimientos. En el gráfico que se inserta al final de este documento, se ilustra ese diagrama y su aplicación a Chile en la estimación de los nacimientos de varones para el año 1956, a base de la población censada a fines de 1960 (calculada al 31 de diciembre a partir del censo del 29 de noviembre) y las estadísticas de defunciones. El número de niños de 4 años censados fue de 111 232. Se le suman las defunciones atribuibles a niños de esa cohorte y se obtiene un total de nacimientos de varones para 1956 que alcanza a 130 404. La cifra oficial de

^{7/} En otras publicaciones se ha usado f_0 para designar lo que aquí se ha denominado $(1-f_0)$. Véase por ejemplo: Naciones Unidas, "Manual de Métodos de Estadísticas Vitales", Estudios metodológicos, Serie F, Nº 7, Nueva York, 1955 (Publicación de las Naciones Unidas, Número de venta: 1955, XVII.1).

ese año da 120 260 nacimientos masculinos, o sea, es menor que la estimada mediante la ecuación compensadora. De esta manera el subregistro de nacimientos puede estimarse en un 7.8 por ciento.

3. Análisis a base de relaciones en poblaciones teóricas

Se han elaborado modelos teóricos de población para describir las relaciones analíticas existentes entre los distintos componentes demográficos. Entre tales modelos figuran dos tipos de población que es de interés considerar aquí: las poblaciones estables, que son aquellos que tienen niveles de fecundidad y mortalidad constantes y las poblaciones cuasi-estables, que son las que tienen una fecundidad constante y una mortalidad en descenso. Existen tablas numéricas que relacionan diversos niveles de mortalidad, de fecundidad, de crecimiento y de estructuras por edad, etc., de manera que conociendo algunas características se puede ubicar el modelo que más se le asemeje y estimar de este modo las variables desconocidas. Estos modelos, que han servido para explicar el desarrollo de las poblaciones pasada, han encontrado un campo de aplicación más amplio y más útil en países como los latinoamericanos en donde se han recurrido a ellos para estimar tasas demográficas. En efecto, son numerosos los estudios en los cuales se han aplicado los principios dados por la teoría general y que han permitido calcular el subregistro de hechos vitales, en algunos casos, y determinar ciertas tasas en donde no era dable obtenerlas de los registros, en otros.^{8/}

En la América Latina, con excepción de la Argentina y el Uruguay, en donde la fecundidad ha descendido notablemente en las últimas décadas, la mortalidad ha experimentado un continuado descenso, mientras que no parece haber modificaciones importantes en la fecundidad, por lo que sus poblaciones podrían asimilarse a las que se han descrito como cuasi-estables. Bastaría conocer algunas características, como la estructura por edad y la tasa de incremento, por ejemplo, para determinar las restantes características de la población. En la práctica, la solución no es tan sencilla ya que la estructura por edad proviene de los censos, los cuales contienen deficiencias derivadas de los errores en la declaración de edad y errores por subenumeración en algunas edades. Además, los modelos no son estrictamente aplicables a los casos reales. El primer paso debe consistir entonces en eliminar los errores que contienen las estadísticas censales, proceso para el cual la metodología está, en general,

^{8/} Se hace referencia a algunos de estos trabajos realizados en el Centro Latinoamericano de Demografía en otro documento de este Seminario: "Evaluación del grado de integridad de las estadísticas vitales en la América Latina".

más desarrollada que la referente a la corrección de los errores de las estadísticas vitales. Sin embargo, los métodos no consiguen obtener una estructura por edad totalmente exacta, por lo que quedará siempre un pequeño error residual, debido al cual las estimaciones de tasas demográficas a partir de la estructura por edad tendrán un margen de variación que debe tenerse en cuenta en el examen de los resultados.

Ultimamente se ha elaborado, sobre todo en la División de Población de las Naciones Unidas y en el Centro Latinoamericano de Demografía, toda una serie de técnicas para establecer métodos simplificados y de aplicación directa a las estadísticas demográficas de los países insuficientemente desarrollados. En lo que sigue de este documento se hará una presentación de algunos de estos métodos y, tal como se hizo anteriormente, se ilustrarán con ejemplos aplicados a poblaciones de la región. Estas se suponen no afectadas por migración internacional, es decir, se trata de poblaciones cerradas en las que el número de personas aumenta por los nacimientos y disminuye por las defunciones.

En la División de Población de las Naciones Unidas se han calculado las variaciones de las distintas características demográficas en el paso de una población estable inicial a otra población estable final, en el caso en que la mortalidad decrece y la fecundidad queda constante.

Bourgeois-Pichat ha establecido algunas correlaciones entre los parámetros demográficos de las poblaciones modelo. Para estimar la tasa de natalidad a partir de la estructura por edad y la tasa de incremento de la población, ha propuesto la siguiente relación:

$$\frac{1\ 000\ b = 0.376 (1\ 000\ p) - 44.68 - 1\ 000\ r}{1\ 076} \quad (6)$$

donde b = tasa anual de natalidad

p = proporción de personas de 5-14 años con respecto al total de personas de 5 años y más

r = tasa anual de incremento.

Aplicando esta relación a los datos de la población del Perú,^{2/} se tiene:

Para 1940	$p = 0.3148$
Para 1961	$p = 0.3182$
Promedio	$p_{m} = 0.3165$
r intercensal	$r = 0.0224$

^{2/} Salazar, Julia. Estimación de la natalidad y mortalidad del Perú en el período 1940-1961, CELADE, inédito.

reemplazando en la fórmula anterior se llega a,

$$b = 48.3 \text{ por mil}$$

como $b - r = m$, $m = 48.3 \text{ por mil} - 22.3 \text{ por mil} = 25.9 \text{ por mil}$

Las estadísticas oficiales señalan:

Tasa bruta anual promedio de mortalidad (por mil) ... 12.5

Tasa bruta anual promedio de natalidad (por mil) ... 32.9

Con este método se obtiene un subregistro de defunciones de 50 por ciento, y otro de nacimientos de 30 por ciento aproximadamente.

También Bourgeois-Pichat ^{10/} ha propuesto un procedimiento de cálculo que permite una evaluación conjunta de la subenumeración de dos censos sucesivos y de las estadísticas de mortalidad del período intercensal correspondiente.

Si se supone que todos los grupos (o más bien las cohortes) del primer censo están subenumerados en una proporción (k), que en el censo siguiente - tendrán una subenumeración diferente en una proporción (h), y que durante el período intercensal, las defunciones para esas cohortes están subregistradas en una proporción (q), para cada una de las cohortes puede establecerse una ecuación del tipo

$$N_1^1 X + D^1 Y = \delta \quad (7)$$

siendo N_1^1 = total de individuos de la cohorte inicial;

D^1 = total observado de las defunciones en esa cohorte en el período considerado;

δ = diferencia entre población calculada y censada, último censo

$$X = \frac{h-k}{1-k}$$

$$Y = \frac{q-h}{1-q}$$

siendo k = proporción de subenumeración en el primer censo; si N^1 representa la población verdadera en el primer censo, el total enumerado vale $N^1 (1-k)$

h = proporción de subenumeración en el segundo censo; si N^2 representa la población verdadera en el segundo censo, el total enumerado vale $N^2 (1-h)$

q = proporción de subregistro de las defunciones ocurridas.

^{10/} Bourgeois-Pichat, Jean. op.cit.

Una solución gráfica permite determinar los valores de (X) e (Y), para deducir de ellos, con el agregado de alguna condición adicional entre las constantes h, k y q, los valores de estas últimas.

En el cuadro 5 se presentan los cálculos efectuados para la población del Perú. Siguiendo la metodología empleada por Bourgeois-Pichat, se procedió a realizar una corrección en la distribución por edad de las muertes: se aumentaron en 20, 25 y 25 mil muertes respectivamente, los tres primeros grupos de edad y se disminuyó en 70 mil el grupo de 50 años y más. De este modo, se consiguió que las diferencias entre la población calculada para 1961 y la censada en la misma fecha, expresada en porcentajes de las defunciones calculadas, sean más o menos uniformes en los grupos de edad considerados.

Las desviaciones pueden tener su origen en errores de los censos o de las defunciones. Para analizar estos errores, Bourgeois-Pichat propone un sistema de ecuaciones que, aplicado a los datos peruanos, resulta ser el siguiente:

$$\begin{aligned} 134 &= 2\,240 X + 204 Y \\ 121 &= 1\,398 X + 200 Y \\ 127 &= 892 X + 199 Y \\ 184 &= 715 X + 285 Y \end{aligned}$$

Este sistema de ecuaciones puede resolverse de manera aproximada gráficamente, admitiéndose como una posible solución aproximada que $h = k$, es decir, que los censos tienen el mismo grado de exactitud.

Introduciendo esta aproximación en las expresiones anteriores, se encontró que $q = 0.39$, lo que equivale a decir que sólo se registró el 64 por ciento de las muertes ocurridas.

El paso siguiente consiste en calcular la tasa anual media de mortalidad de personas de más de 5 años para el período. Se obtuvo 7.70 por mil con los datos registrados y 12.63 por mil con los datos corregidos. Suponiendo que la tasa anual media de mortalidad de más de cinco años (12.63 por mil) corresponde a una población estable modelo, puede calcularse la tasa bruta de mortalidad de la población total y deducirse la de natalidad.

Empleando la fórmula establecida por Bourgeois-Pichat para poblaciones estables modelo:

$$1\,000 m = \frac{1.55 (1\,000 \lambda) - 14.6 + 0.3774 (1\,000 r)}{0.6226} \quad (8)$$

siendo m = tasa bruta de mortalidad
 λ = tasa de mortalidad de 5 años y más
 r = tasa de incremento natural

Cuadro 5

PERU: COMPARACION, POR GRANDES GRUPOS DE EDAD, DE LA POBLACION ESTIMADA AL 1 DE ENERO DE 1961
 (CON BASE EN EL CENSO DE ESE AÑO CON LA POBLACION CALCULADA)

Edad al 1 de enero de 1941	Efectivo estimado al 1 de enero de 1941	Defunciones registradas en los grupos de generaciones entre 1941-60	Población calculada al 1 de enero de 1961 (1) - (2)	Población estimada al 1 de enero de 1961 (con base Censo de 1961)	Diferencia (3) - (4)	Diferencia porcentual de la población de 1941 $\frac{(5)}{(1)} = 100$ (1)	Diferencia porcentual de las defunciones registradas entre 1941 y 1961 $\frac{(5)}{(2)} = 100$ (2)
(cifras en miles)							
5-19	2 240	184	2 056	1 902	154	6.9	83.7
20-34	1 398	175	1 223	1 077	146	10.4	83.4
35-49	892	174	718	566	152	17.0	87.4
50 y más	715	355	360	246	114	15.9	32.1
5 y más	5 245	888	4 357	3 791	566	10.8	63.7
(valores ajustados)							
5-19	2 240	204	2 036	1 902	134	6.0	65.7
20-34	1 398	200	1 198	1 077	121	8.7	60.5
35-49	892	199	693	566	127	14.2	63.8
50 y más	715	285	430	246	184	25.7	64.6
5 y más	5 245	888	4 357	3 791	566	10.8	63.7

En el caso del Perú se tenía $1\ 000\ r = 12.63$ y $1\ 000\ r = 22.4$, con lo cual se llegó a obtener las siguientes tasas anuales:

Mortalidad ... 21.6 por mil
Natalidad ... 44.0 por mil

Los valores obtenidos por este procedimiento son inferiores a los que consiguieron según el método anterior. No obstante esta diferencia, señalan importantes registros de defunciones y nacimientos.

RESUMEN DE LOS RESULTADOS OBTENIDOS PARA PERU

Origen	Tasas (por mil)	
	Natalidad	Mortalidad
Registros	32.9	12.5
Estimación por el primer método	48.3	25.9
Estimación por el segundo método	44.0	21.6

CONCLUSIONES

Los métodos examinados en este documento, y sobre todo los procedimientos analíticos destinados a evaluar la integridad y la calidad de las estadísticas vitales, ponen en evidencia la impostergable necesidad de establecer una estrecha colaboración entre los productores de las estadísticas básicas y quienes se ocupan del análisis de ellas. La cooperación entre demógrafos y recolectores de estadísticas vitales hará posible descubrir, aunque sea de manera aproximada, los principales defectos de éstas, con lo que se tendría una base concreta para adoptar las medidas destinadas a eliminar las causas de esas deficiencias y propender al mejoramiento de los sistemas de registro.

Por otra parte y esto también es del más alto interés, la segura colaboración permitiría poner a disposición de quienes tienen a su cargo la delicada tarea de planificar el desarrollo económico y social de los países, estadísticas vitales más exactas y, por lo mismo, más representativas de la realidad.

Parece ocioso agregar que no se ha pretendido en este documento examinar todos los métodos actualmente en uso para evaluar las estadísticas vitales; sólo se ha querido destacar los más conocidos y apropiados para su aplicación a los países latinoamericanos.

Gráfico

APLICACION DE LA ECUACION COMPENSADORA A LOS DATOS DE CHILE:
 CALCULO DE LOS NACIMIENTOS DE VARONES EN 1956 A PARTIR
 DE LA POBLACION CENSADA A FINES DE 1960 Y DE LAS
 ESTADISTICAS DE DEFUNCIONES

