

NOTAS DE POBLACIÓN

AÑO XXXI, N° 79, SANTIAGO DE CHILE



NACIONES UNIDAS

CEPAL

Comisión Económica para América Latina y el Caribe
Centro Latinoamericano y Caribeño de Demografía (CELADE) - División de Población

COMISIÓN ECONÓMICA PARA AMÉRICA LATINA Y EL CARIBE
José Luis Machinea, Secretario Ejecutivo

CENTRO LATINOAMERICANO Y CARIBEÑO DE DEMOGRAFÍA
(CELADE) - DIVISIÓN DE POBLACIÓN
Dirk Jaspers, Director

La Revista **NOTAS DE POBLACIÓN** es una publicación del Centro Latinoamericano y Caribeño de Demografía (CELADE) - División de Población, cuyo propósito principal es la difusión de investigaciones y estudios de población sobre América Latina y el Caribe, 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 dos veces al año (junio y diciembre), con una orientación interdisciplinaria, por lo que acoge tanto artículos sobre demografía propiamente tal, como otros que aborden las relaciones entre las tendencias demográficas y los fenómenos económicos, sociales y biológicos.

Comité editorial:

Jorge Bravo
Juan Chackiel
José Miguel Guzmán
Susana Schkolnik

Secretaria:

María Teresa Donoso

Redacción y administración:

Casilla 179-D, Santiago, Chile
E-mail: MaríaTeresa.Donoso@cepal.org

Precio del ejemplar: US\$ 12

Suscripción Anual: US\$ 20

Las opiniones expresadas en esta revista son responsabilidad de los autores, sin que el CELADE sea necesariamente participe de ellas.

SUMARIO

Presentación	7
América Latina, población indígena: Perfil sociodemográfico en el marco de la Conferencia Internacional sobre la Población y el Desarrollo y de las metas del Milenio <i>Fabiana Del Popolo y Ana María Oyarce</i>	13
Ciudadanía y derechos indígenas en América Latina <i>Álvaro Bello M.</i>	53
El desarrollo humano y los pueblos indígenas <i>Carlos Batzin</i>	85
Los censos y los pueblos indígenas en América Latina: Una metodología regional <i>Susana Schkolnik y Fabiana Del Popolo</i>	101
Criterios étnicos y culturales de ocho pueblos indígenas de Chile <i>Ana María Oyarce, Malva-Marina Pedrero y Gabriela Pérez</i>	133
Métodos de estimación de la fecundidad y la mortalidad a partir de censos, una aplicación a pueblos indígenas de Panamá <i>Juan Chackiel</i>	171
Análisis individual y contextual en la identificación de los pueblos indígenas (México, 1990-2000) <i>Daniel Delaunay</i>	211
Pueblos indígenas de Colombia: Apuntes sobre la diversidad cultural y la información sociodemográfica disponible <i>Yolanda Bodnar C.</i>	231
La asistencia escolar de la población indígena venezolana <i>Blas Regnault</i>	263

MÉTODOS DE ESTIMACIÓN DE LA FECUNDIDAD Y LA MORTALIDAD A PARTIR DE CENSOS, UNA APLICACIÓN A PUEBLOS INDÍGENAS DE PANAMÁ

Juan Chackiel
CEPAL/CELADE

RESUMEN

En la gran mayoría de los países de Latinoamérica, en los recientes censos de población y vivienda se identifica el origen étnico de la población y se incorporan preguntas destinadas a estimar la fecundidad y la mortalidad. Ello permite conocer parte importante de la dinámica demográfica de la población indígena. La intención que se persigue con el presente documento es ilustrar este hecho, a cuyo efecto se usaron datos del censo de Panamá del año 2000.

En el estudio se aplican métodos de estimación de la fecundidad y la mortalidad en la niñez a la información sobre hijos nacidos vivos y sobrevivientes de la población indígena, y de estimación de la mortalidad adulta a los datos de defunciones ocurridas en hogares considerados indígenas. Sobre la base de las estimaciones de mortalidad en edades temprana y adulta se construyen tablas de mortalidad de la población indígena. Así, es posible detectar las brechas existentes entre la población indígena y la no indígena. Esto se manifiesta en la tasa global de fecundidad y en la tasa de mortalidad infantil indígenas, que superan ampliamente a las de no indígenas. Asimismo, se traduce en el hecho de que los indígenas viven en promedio unos 10 años menos.

ABSTRACT

Recent population and housing censuses carried out in Latin American countries identify, in most cases, the ethnic origin of the population and incorporate questions designed to estimate fertility and mortality. This provides information on demographic dynamics of the indigenous population. The purpose of this document is to illustrate this using census data for Panama for the year 2000.

Methods of estimating child fertility and mortality are applied to the indigenous population on the basis of information on live-born and surviving children; adult mortality is estimated on the basis of deaths occurring in households deemed to be indigenous. Life tables are prepared for the indigenous population on the basis of estimates of deaths occurring at early and adult ages. Thus, it is possible to detect the gaps existing between the indigenous and non-indigenous population. This is reflected in an overall fertility rate and an indigenous child mortality rate which far exceed the rates of the non-indigenous population and also in the fact that the average life expectancy of the indigenous population is approximately ten years lower than among the non-indigenous population.

RÉSUMÉ

Dans la plupart des pays latino-américains, les derniers recensements de la population et du logement identifient l'origine ethnique de la population et comportent des questions destinées à estimer la fécondité et la mortalité. Ceci permet de connaître une bonne partie de la dynamique démographique de la population autochtone. Ce document a pour but d'illustrer cette situation et, pour ce faire, a été basé sur des données issues du recensement du Panama en 2000.

Les méthodes d'estimation de la fécondité et de la mortalité infantile ont été appliquées à la population autochtone, sur la base de l'information relative aux enfants nés vivants et survivants, ainsi qu'à la mortalité adulte en fonction du nombre de décès intervenus au sein de ménages considérés autochtones. Ces données, outre les estimations de mortalité en bas âge et à l'âge adulte, ont permis d'élaborer des tableaux de mortalité de la population autochtone. Ceci a permis de détecter les écarts existant entre la population autochtone et la non autochtone. Ces écarts se manifestent sur le plan du taux global de fécondité et du taux de mortalité infantile de la population autochtone, qui dépasse largement celui des populations non autochtones, le premier groupe vivant environ dix ans de moins en moyenne.

INTRODUCCIÓN

Desde mediados del siglo pasado en los países de América Latina se comenzaron a levantar censos de población en forma más o menos sistemática. A partir de entonces, en todos los países de la región los censos se realizan generalmente en intervalos de diez años. Ello ha tenido consecuencias significativas no solo porque proporcionan información de la población existente y sus características en un momento dado sino, además, porque los censos suministran una cantidad de datos adicionales que no se habrían podido obtener en forma confiable a partir de otras fuentes estadísticas.

Coincidentemente, y cada vez con mayor frecuencia, en los censos modernos se han introducido preguntas destinadas a la identificación de la población indígena y a conocer las tendencias demográficas, sobre todo en lo que respecta a fecundidad y mortalidad. Esto permite obtener estimaciones tanto del total nacional de estas variables como de las correspondientes a subgrupos de la población, entre ellos las poblaciones indígenas. No es posible extraer este tipo de información de los registros de estadísticas vitales, como sería natural, ya sea porque en estos no se identifica la etnia o porque los datos recopilados son poco confiables.

En cuanto a la identificación de la población indígena, entre los censos de la década de 1970 y los de 1980 se produce un salto cualitativo.¹ Sin duda, la iniciativa de identificación tiene su mayor auge en la década del 2000 en la que, de los 15 países que ya efectuaron censos, 13 han incluido preguntas con tal fin.² El criterio más utilizado para investigar la etnia fue en un comienzo la lengua hablada; actualmente predomina la autopercepción declarada por el informante (Peyser y Chackiel, 1999; Schkolnik y Del Popolo, 2005). En algunos casos, se recurrió a criterios geográficos, ya sea mediante la incorporación de preguntas sobre el idioma o de autopercepción en ciertas áreas o por medio de la clasificación de la información en reservas o reducciones indígenas, entre otros territorios habitados casi exclusivamente por esas etnias.

Por otra parte, en las décadas de 1960 y 1970 se desarrollaron ingeniosas propuestas en materia de procedimientos indirectos de estimación de variables demográficas, sobre la base de la inclusión, en las boletas censales,

¹ En los censos de 1970 solamente en cinco países se incluyeron preguntas sobre etnia.

² En Cuba se incluyó una pregunta sobre etnia, pero no se consideró la categoría indígena.

de preguntas especiales. Ante la insuficiencia de los registros de estadísticas vitales en muchos países de la región para brindar este tipo de información, se emplean los datos censales para estimar en forma aproximada los niveles de fecundidad y mortalidad (Naciones Unidas, 1983; Hakkert, 1999). Estas estimaciones sirven no solo para la población general sino que también se aplican a subpoblaciones, entre las que pueden incluirse los indígenas en general y, si hay un número suficiente de casos, también grupos étnicos específicos.

También es posible considerar fuentes de información alternativas a los censos para las estimaciones demográficas referentes a los pueblos indígenas, como las encuestas por muestreo –algunas encuestas de demografía y salud (Demographic and Health Surveys/ DHS, <http://www.measuredhs.com/>)³– o el procedimiento del “hijo previo” para la mortalidad en la niñez (CEPAL/CELADE, 1993). Sin embargo, aunque son de gran utilidad, no son fuentes universales y tienen limitaciones en lo que respecta al estudio de poblaciones pequeñas, tanto debido a problemas de representatividad de las muestras como a la menor confiabilidad de las estimaciones basadas en pocos casos, de manera similar a lo que ocurre con los “estudios de casos”.

El objetivo de este estudio es analizar la aplicación a datos de poblaciones indígenas de procedimientos de estimación realizados a partir de preguntas censales en materia de la fecundidad, la mortalidad en la niñez, la mortalidad adulta e, incluso, en la construcción de tablas de mortalidad. Este último instrumento permite elaborar indicadores más refinados, como la esperanza de vida al nacer. Para la ilustración de los métodos se decidió analizar la información de la población indígena del Censo de Población del 2000 de Panamá, por considerar que incluye un conjunto de preguntas pertinentes (véase el anexo 1).⁴ En este censo, el criterio utilizado para identificar a la población indígena es el de autopercepción, mediante la pregunta: ¿A qué grupo indígena pertenece?⁵ Como se ha mencionado, también es posible utilizar en forma complementaria un criterio geográfico. En el caso de Panamá, el procedimiento es válido en amplias zonas rurales, donde se ubican las comarcas indígenas (CEPAL/CELADE, 2004a).

³ Por ejemplo, en el caso de Guatemala se han incluido preguntas sobre idioma en el cuestionario al hogar y de autopercepción en el cuestionario individual orientado a las mujeres en edad fértil.

⁴ Las metodologías aquí aplicadas se utilizaron en el informe del estudio de población indígena de Panamá, como parte del proyecto CEPAL/CELADE-BID que abarcó también a Bolivia y Ecuador (CEPAL/CELADE, 2004a).

⁵ Un análisis de la evolución de las formas de investigación indígena en los censos de este país puede verse en CEPAL/CELADE, 2004a.

En la primera sección se presenta el procedimiento de estimación de la fecundidad llamado de la “razón P/F”; en la segunda se aplica el método de estimación de la mortalidad en la niñez basado en la información de hijos nacidos vivos y sobrevivientes; a continuación se presenta la forma de estimar la mortalidad adulta a través del procedimiento de la estructura por edades de las defunciones y, por último, la cuarta sección está dedicada a la elaboración de tablas de mortalidad para la población indígena de Panamá. En cada caso se describe la metodología utilizada en el paquete de computación PANDEM, desarrollado por CEPAL/CELADE (1988).⁶

Un aspecto que siempre debe estar presente en la aplicación de los métodos de estimación es la evaluación de la calidad de la información recopilada. En el caso de la población indígena, los problemas de calidad se ven acentuados por las barreras lingüísticas y culturales. En ese sentido, es aconsejable que en los censos se preste debida atención al idioma en que se realiza la entrevista y a la participación de empadronadores pertenecientes a la etnia considerada, que faciliten una correcta interpretación de la información que se solicita. Según información proporcionada por la Dirección de Estadística y Censos de Panamá, en el censo del 2000 participaron empadronadores bilingües, que realizaron una traducción oral del cuestionario.

I. ESTIMACIÓN DE LA FECUNDIDAD

A. Aplicación del método

Los indicadores clásicos que se estiman en este caso son las tasas de fecundidad por grupos de edades de las madres⁷ y la tasa global de fecundidad.⁸ El procedimiento indirecto de estimación fue desarrollado por

⁶ Es posible usar otros sistemas, como el MORTPAK desarrollado por la División de Población de las Naciones Unidas (www.un.org/esa/population/publications/mortpak/MORTPAKwebpage.pdf).

⁷ Las tasas de fecundidad por grupos de edades de las madres se calculan como el cociente entre los nacimientos de un grupo de edades, en un período determinado (generalmente un año) y la población femenina media del grupo. Generalmente se utilizan tasas por grupos quinquenales de edad de las madres de 15 a 49 años cumplidos de edad.

⁸ La tasa global de fecundidad equivale al número medio de hijos que tendría una mujer de una cohorte hipotética de mujeres que durante su vida fértil tuvieran sus hijos de acuerdo con las tasas de fecundidad por edad del período en estudio y no estuvieran sometidas a riesgos de mortalidad desde el nacimiento hasta la finalización del período fértil. Se calcula como la suma de las tasas de fecundidad por grupos de edades quinquenales de las madres, multiplicadas por cinco.

Brass (1974) y una descripción completa de la metodología original y sus variantes se encuentra en el Manual X de las Naciones Unidas (1983). La información requerida para la estimación indirecta de los indicadores de fecundidad mencionados, a partir de preguntas retrospectivas de censos y encuestas (véanse las preguntas 24 y 26 del anexo 1) es:

- Número de mujeres de entre 15 y 49 años de edad por grupos quinquenales (N_i), en el que $i=1$ para el grupo 15-19, $i=2$ para 20-24, ..., $i=7$ para 45-49 (corresponde a la tercera columna del cuadro 1).
- Número de hijos nacidos vivos tenidos por las mujeres de los mismos grupos quinquenales de edad (HNV) $_i$ (cuadro 1, cuarta columna).
- Número de hijos nacidos en el último año anterior al censo para los mismos grupos de edad ($HNUA$) $_i$ (cuadro 1, quinta columna).⁹

Cuadro 1
**PANAMÁ (CENSO DEL 2000): POBLACIÓN FEMENINA INDÍGENA,
 HIJOS NACIDOS VIVOS, NACIDOS EL AÑO ANTERIOR Y SOBREVIVIENTES,
 POR GRUPOS DE EDAD DE LAS MUJERES**

Grupos de edad	Índice (i)	Número de mujeres indígenas (N_i)	Hijos nacidos vivos (HNV) $_i$	Nacimientos en el año anterior ($HNUA$) $_i$	Hijos sobrevivientes (HS) $_i$ (*)
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
15-19	1	15 310	8 238	2 481	7 841
20-24	2	12 311	23 378	3 099	21 797
25-29	3	10 813	35 192	2 511	32 678
30-34	4	8 135	36 542	1 724	33 603
35-39	5	6 750	36 037	1 039	32 770
40-44	6	5 786	35 451	415	31 417
45-49	7	4 041	26 601	116	22 972

Fuente: Tabulaciones especiales del censo del 2000.

(*) Los datos de esta columna se utilizan en la estimación de la mortalidad en la niñez en la sección II.

Sobre la base de esta información es posible calcular la paridez media (número medio de hijos por mujer), que se refiere a la **fecundidad retrospectiva** de las cohortes de mujeres que pertenecen a cada grupo de edad: $P(i)=(HNV)_i/N_i$ (correspondiente a la tercera columna del cuadro 2). Por ejemplo, $P(5)=5,3$ representa el número medio de hijos tenidos por las mujeres del grupo de edad 35-39.

⁹ También se puede trabajar con los nacimientos de registros de estadísticas vitales del año censal, para lo cual se requieren algunos ajustes de los cálculos (véase Naciones Unidas, 1983).

Cuadro 2

PANAMÁ (CENSO DEL 2000): POBLACIÓN INDÍGENA, ESTIMACIÓN DE LAS TASAS DE FECUNDIDAD POR EDADES Y TASA GLOBAL DE FECUNDIDAD A PARTIR DE PREGUNTAS RETROSPECTIVAS

Edad	Índice <i>i</i>	Paridez media <i>P(i)</i>	Tasa fecundidad <i>f(i)</i>	Fecundidad acumulada $\Phi(i)$	Paridez sintética <i>F(i)</i>	Razón <i>P(i)/F(i)</i>	Tasa de fecundidad convencional <i>f'(i)</i>	Tasa de fecundidad corregida <i>f''(i)</i>
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
15-19	1	0,5381	0,1621	0,8103	0,3762	1,4304	0,1879	0,2245
20-24	2	1,8990	0,2517	2,0689	1,5607	1,2167	0,2499	0,2986
25-29	3	3,2546	0,2322	3,2300	2,7748	1,1729	0,2310	0,2760
30-34	4	4,4919	0,2119	4,2896	3,8889	1,1551	0,2077	0,2482
35-39	5	5,3388	0,1539	5,0592	4,7797	1,1170	0,1470	0,1757
40-44	6	6,1270	0,0717	5,4179	5,2650	1,1637	0,0658	0,0786
45-49	7	6,5828	0,0287	5,5614	5,5278	1,1909	0,0229	0,0273
Fecundidad total				5,56			5,56	6,64

Fuente: Centro Latinoamericano y Caribeño de Demografía (CELADE) – División de Población de la CEPAL.

Nota: Factor de corrección $(P(2)/F(2) + P(3)/F(3)) / 2 = 1,1948$.

Un problema que surge con frecuencia es la presencia de un grupo importante de mujeres incluidas en el denominador de $P(i)$, generalmente en edades jóvenes, sobre cuya fecundidad no hay información declarada en censos o encuestas de muchos países. Si bien existe un procedimiento llamado “Método de El Badry” (Naciones Unidas, 1983) que permite ajustar el número de mujeres en esta situación, este procedimiento ha permitido también concluir que, en su mayoría, se trata de mujeres sin hijos y que, por lo tanto, sería una buena solución utilizar como denominador el total de mujeres censadas o encuestadas.¹⁰ De todas maneras, en el caso de Panamá –que es el que aquí se analiza–, la proporción de mujeres sin declaración de fecundidad es muy bajo.

Luego, también se pueden calcular las tasas de **fecundidad actual** para cada grupo de edades: $f(i) = (HNUA)_i / N_i$ (cuadro 2, cuarta columna). Con esta información es posible derivar un indicador equivalente a la $P(i)$, mediante la acumulación de las tasas a partir del comienzo de la procreación (en el ejercicio se parte de 15 años de edad). Los resultados así obtenidos pueden interpretarse como el número medio hipotético de hijos de una mujer

¹⁰ Las dos posibilidades diametralmente opuestas serían considerar como denominador: i) el total de mujeres encuestadas, lo que supone que las que no declaran no tienen hijos y ii) solo las mujeres que declararon el dato, en cuyo caso el supuesto sería que las que declaran y las que no declaran tienen la misma fecundidad.

que hubiera estado sujeta a las tasas por edades del año en estudio desde el inicio del período reproductivo hasta la edad límite superior del último grupo incluido en la acumulación:

$$\Phi(i) = 5 \sum_{15}^i f(j) \text{ (cuadro 2, quinta columna)}$$

Para estudiar la coherencia entre las medidas, $P(i)$ y $\Phi(i)$, es necesario que esta última, que se refiere al límite superior del intervalo i , se ajuste para expresar también el número medio de hijos a mitad del intervalo. Esa paridez media equivalente $F(i)$ puede calcularse mediante la interpolación de los valores de $\Phi(i)$ según la relación planteada en el Manual X de las Naciones Unidas (1983):

$$F(i) = \Phi(i-1) + a(i) f(i) + b(i) f(i+1) + c(i) \Phi(7),$$

en la que a , b y c son constantes obtenidas mediante un modelo teórico de tasas de fecundidad por edades (Coale y Trussell, 1974), cuyos valores se encuentran en la tabla 1 del anexo 2. En la sexta columna del cuadro 2 aparecen los valores de este indicador sintético.

Si la fecundidad se hubiese mantenido constante en los últimos 35 años y no existiesen errores en los datos recabados, $P(i)$ y $F(i)$ serían iguales. Las diferencias, por una u otra causa, pueden examinarse mediante la relación empírica $P(i)/F(i)$ (cuadro 2, séptima columna), la que –de cumplirse las condiciones mencionadas– sería igual a 1 para todos los grupos de edades.

El cociente $P(i)/F(i)$ se aparta de la unidad si no se cumplen estos supuestos. En el caso más probable, que la fecundidad esté descendiendo, este cociente tendería a ser superior a uno y aumentaría con la edad. Esto ocurriría porque la $P(i)$ de edades superiores reflejaría el promedio de hijos de un pasado más remoto, de fecundidad más alta, mientras que la relación sería más cercana a la unidad en el caso de los grupos de edades jóvenes.

Por otra parte, si la fecundidad se mantuviera relativamente constante, se ha comprobado empíricamente en múltiples casos que el cociente $P(i)/F(i)$ tiene un comportamiento decreciente con la edad, por el hecho de que la declaración de los hijos tenidos a partir de edades cercanas a los 30 años se ve cada vez más afectada por omisiones, a medida que se consideran mujeres mayores. En este sentido, se supone que es más confiable la información que proporcionan las mujeres jóvenes y, entre estas, las del grupo de 20-24 años, y luego las del grupo de 25-29 años. En general, la información sobre hijos nacidos vivos de mujeres del grupo de 15-19 años de edad es menos confiable, ya que se trata de fecundidad adolescente. Este grupo se vería más afectado por errores aleatorios, debido a que los nacimientos son pocos y es probable que se oculten los nacimientos provenientes de mujeres muy jóvenes, que además podrían ser madres solteras.

También hay errores que pueden afectar a $F(i)$. Se supone que las tasas actuales $f(i)$, sobre las que se basa el cálculo de $F(i)$, contienen errores proporcionalmente constantes con la edad de las mujeres. Si este fuera el caso, la distribución relativa de las tasas de fecundidad sería correcta y habría errores en el nivel de la fecundidad, probablemente a raíz de una omisión de la declaración de nacimientos o de una mala interpretación del informante del período de referencia (nacimientos un año antes del censo o encuesta). Según este supuesto, los errores afectarían a $F(i)$ por igual en todos los grupos de edades y, generalmente, se traducirían en una subestimación de su verdadero valor. Por consiguiente, la relación $P(i)/F(i)$ tendería a ser superior a uno. A partir de estas consideraciones puede afirmarse que el cociente $P(2)/F(2)$ estaría compuesto por la paridez media de las mujeres de 20-24 años de edad, un valor que se supone relativamente confiable, y representaría una fecundidad relativamente reciente. Por ende, $P(2)/F(2)$ –o el promedio de $P(2)/F(2)$ y $P(3)/F(3)$ – se puede tomar como factor de corrección de la fecundidad actual ($F(i)$ y $f(i)$).¹¹

Para obtener las tasas estimadas de fecundidad por edades es necesario realizar un ajuste. Esto se debe a que para su cálculo inicial (cuadro 2, cuarta columna) se tomó como denominador la población al final del período en el que tuvieron lugar los nacimientos declarados, por lo cual la población elegida para calcular las tasas está desfasada 6 meses de la población media que correspondería. Por ello, se propone calcular las tasas quinquenales de fecundidad convencionales ponderando las tasas no convencionales con los coeficientes que se incluyen en la tabla 2 del anexo 2, sobre la base de las ecuaciones siguientes (Naciones Unidas, 1983):

$$w(i) = x(i) + y(i)f(i) / \Phi(7) + z(i)f(i+1) / \Phi(7)$$

$$f'(i) = (1-w(i-1))f(i) + w(i)f(i+1) \text{ (cuadro 2, octava columna)}$$

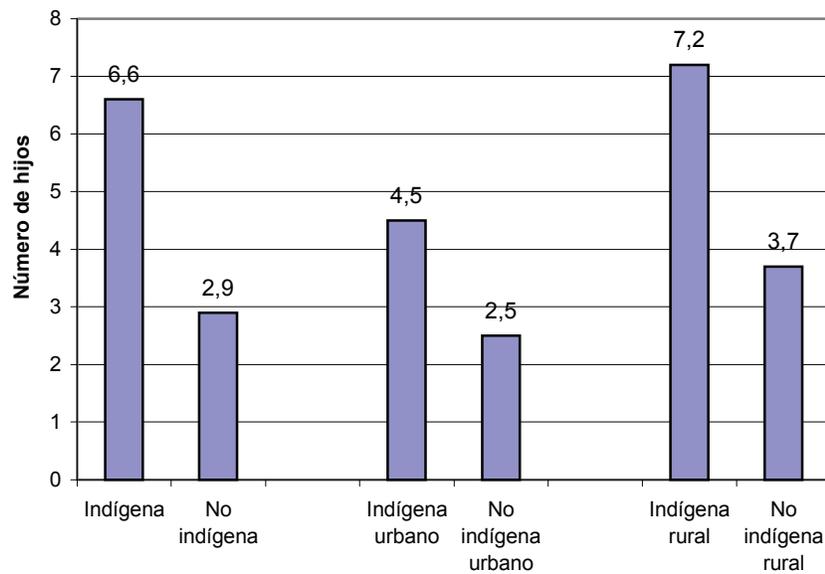
Luego, a las tasas resultantes se aplica el factor de corrección seleccionado, por ejemplo, $((P(2)/F(2)) + (P(3)/F(3)))/2$, y se llega a las tasas de fecundidad por grupos quinquenales de edad corregidas (cuadro 2, novena columna): $f''(i) = f'(i) * ((P(2)/F(2)) + (P(3)/F(3)))/2$. Por último, estas permiten derivar la tasa global de fecundidad corregida (véase el pie de la novena columna).

¹¹ En algunos casos se sugiere corregir con el promedio de $P(2)/F(2)$ y $P(3)/F(3)$. Ello puede ser aconsejable cuando la diferencia entre ambos valores es muy grande, pues sería una manera de no descansar solamente en el valor del grupo de 20-24 años, que es una información proveniente de mujeres jóvenes y que, por lo tanto, puede verse afectada en parte por problemas similares a los comentados en el caso del grupo de 15-19 años.

B. Resultados

Un hecho que avala la aplicabilidad de estos datos al censo de Panamá es que la estimación de la fecundidad total del país que resulta de este procedimiento es de 2,9, casi idéntica a la estimación oficial para el período 1995-2000 (2,8), calculada sobre la base de los registros de estadísticas vitales (CEPAL/CELADE, 2004b). En el gráfico 1 se compara la fecundidad de las poblaciones indígena y no indígena (brecha étnica) en Panamá, para lo que se utiliza el método aquí descrito, sobre la base de los datos del censo de población del 2000. A escala nacional, la tasa global de fecundidad de la población indígena (6,6 hijos por mujer) duplica con creces la estimada para la población no indígena (2,9 hijos). La cifra supera incluso a las tasas de los países de mayor fecundidad de América Latina, como Guatemala y Bolivia, cuyos valores para el mismo período son inferiores a 5 hijos por mujer (Chackiel, 2004).

Gráfico 1
PANAMÁ (CENSO DEL 2000): TASA GLOBAL DE FECUNDIDAD



Fuente: Centro Latinoamericano y Caribeño de Demografía (CELADE) - División de Población de la CEPAL, “La población indígena de Panamá: diagnóstico sociodemográfico a partir del Censo 2000”, Elena Coba (cons.), informe preliminar proyecto BID/CEPAL Los pueblos indígenas y la población afrodescendiente en los censos, Santiago de Chile, 2004, inédito.

Estos resultados muestran que el descenso de la tasa global de fecundidad observado en el país en la segunda mitad del siglo XX, de 5,7 a 2,8 responde al comportamiento reproductivo de la población no indígena, ya que la población indígena todavía mantiene una fecundidad que supera un hijo a la prevaleciente en 1950-1955.

De la observación de los valores de $P(i)/F(i)$ se desprende, por una parte, que los datos de la fecundidad del año anterior al censo presentan una subdeclaración mayor en la población indígena, a la que corresponde un factor de corrección notoriamente superior (véase el cuadro 3), y por otra, que la variación errática entre los grupos de edad supone que la estimación no se habría visto afectada por descensos importantes de la fecundidad. En cambio, en la relación $P(i)/F(i)$ correspondiente a la población nacional y a la no indígena se ve claramente la influencia de la tendencia descendente de la fecundidad, ya que los cocientes ascienden claramente a partir de los 25 años de edad de las mujeres, sobre todo en el caso de la población no indígena.

Si se analiza la fecundidad por zona de residencia se encuentran contrastes aún mayores (véase el gráfico 1). La tasa global de fecundidad indígena del área rural, superior a 7 hijos por mujer, casi triplica a la de los no indígenas de la zona urbana del país. También está claramente presente, en ambas áreas, la brecha étnica, lo que demuestra la forma en que la población indígena se ha visto marginada del proceso de cambio demográfico que se registra en Panamá. El análisis puede profundizarse si se considera la fecundidad por grupos de edades de las mujeres y se compara el comportamiento de la población indígena

Cuadro 3
PANAMÁ (CENSO DEL 2000): POBLACIÓN INDÍGENA Y NO INDÍGENA,
PARIDEZ MEDIA RETROSPECTIVA Y ACTUAL Y RAZÓN $P(i)/F(i)$

Edad	Total			Indígena			No indígena		
	Paridez media retrospectiva $P(i)$	Paridez actual $F(i)$	Razón $P(i)/F(i)$	Paridez media retrospectiva $P(i)$	Paridez actual $F(i)$	Razón $P(i)/F(i)$	Paridez media retrospectiva $P(i)$	Paridez actual $F(i)$	Razón $P(i)/F(i)$
15-19	0,226	0,183	1,238	0,538	0,376	1,430	0,186	0,157	1,180
20-24	0,952	0,856	1,113	1,899	1,561	1,217	0,849	0,770	1,102
25-29	1,685	1,611	1,047	3,255	2,775	1,173	1,531	1,477	1,037
30-34	2,371	2,241	1,058	4,492	3,889	1,155	2,204	2,066	1,067
35-39	2,937	2,660	1,105	5,339	4,780	1,117	2,762	2,449	1,128
40-44	3,341	2,851	1,172	6,127	5,265	1,164	3,126	2,617	1,194
45-49	3,633	2,914	1,247	6,583	5,528	1,191	3,442	2,668	1,290
Factor*			1,080			1,195			1,069

Fuente: Centro Latinoamericano y Caribeño de Demografía (CELADE) – División de Población de la CEPAL.

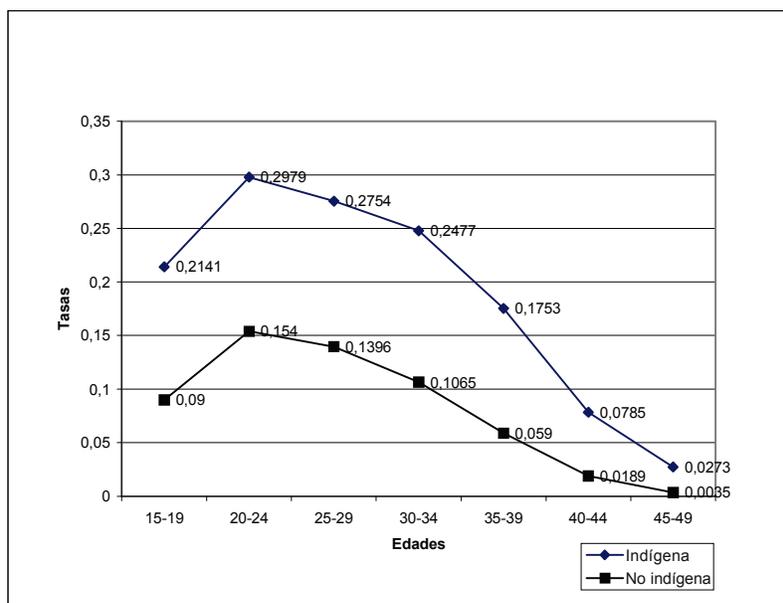
* $(P(2)/F(2) + P(3)/F(3))/ 2$.

y no indígena (véase el gráfico 2). En todas las edades, la fecundidad de las mujeres indígenas es ampliamente superior a la de las no indígenas. En los primeros cuatro grupos de edad (15 a 34 años) las tasas son prácticamente el doble, mientras que en los otros la diferencia se amplía hasta una fecundidad que es casi 8 veces superior a los 45-49 años.

De estas tasas es posible concluir, como es habitual, que la fecundidad más elevada –en este caso, la de la población indígena– es más envejecida. El aporte de las tasas de las mujeres de 35 y más años de edad es de 21,4% (indígenas), en comparación con un el 14% de la población no indígena. Aún así, el valor de modal de ambas series de tasas de fecundidad corresponde a una cumbre temprana, a los 20-24 años de edad.

En el gráfico 2 también es notoria la alta fecundidad de las adolescentes (15-19 años) de ambas poblaciones.¹² La tasa indígena alcanza un valor

Gráfico 2
PANAMÁ (CENSO DEL 2000): TASAS DE FECUNDIDAD POR GRUPOS DE EDADES



Fuente: Centro Latinoamericano y Caribeño de Demografía (CELADE) - División de Población de la CEPAL, “La población indígena de Panamá: diagnóstico sociodemográfico a partir del Censo 2000”, Elena Coba (cons.), informe preliminar proyecto BID/CEPAL Los pueblos indígenas y la población afrodescendiente en los censos, Santiago de Chile, 2004, inédito.

¹² Las estimaciones de la fecundidad adolescente a partir de los datos de censos de población son de menor confiabilidad, pues la información la proporcionan en general terceras personas, quizás con mucho prejuicio en declarar hijos nacidos de mujeres en su mayoría solteras.

sumamente elevado, de 214 nacimientos anuales por 1.000 mujeres en esas edades. Mientras la fecundidad adolescente de las no indígenas (90 por 1.000) es similar a la de varios países de la región –en los que, de todas maneras, su incidencia se ve con preocupación– el valor correspondiente a la población indígena escapa a todos los márgenes existentes, aun en países de muy alta fecundidad (Chackiel, 2004).

II. ESTIMACIÓN DE LA MORTALIDAD EN LA NIÑEZ

A. Aplicación del método

Es probable que la información más usada para la estimación indirecta de indicadores demográficos sea la que permite calcular las probabilidades de morir en la niñez. Se destaca, en particular, el procedimiento desarrollado por Brass (1974) y una de sus variantes, la propuesta por Trussell (1975), que es la que aquí se aplica. Estos métodos permiten determinar las probabilidades de morir desde el nacimiento hasta una edad exacta x , $q(x)$, para $x = 1, 2, 3, 5, 10, 15, 20$. Los detalles de este y otros procedimientos alternativos pueden verse en el Manual X de las Naciones Unidas (1983).

En los censos de América Latina se introdujeron, desde hace unas tres décadas, ciertas preguntas básicas (véanse las preguntas 24 y 25 del anexo 1) orientadas a registrar la información necesaria para aplicar el procedimiento de estimación:

- a. Número de mujeres entre 15 y 49 años de edad por grupos quinquenales (N_i), en el que $i=1$ para el grupo 15-19, $i=2$ para 20-24, ..., $i=7$ para 45-49 (corresponde a la tercera columna del cuadro 1).
- b. Número de hijos nacidos vivos tenidos por las mujeres de los mismos grupos quinquenales de edad (HNV) $_i$ (cuadro 1, cuarta columna).¹³
- c. Número de hijos sobrevivientes (o fallecidos) clasificados en los mismos grupos de edad de las mujeres (HS) $_i$ (cuadro 1, sexta columna).

Sobre la base de estos datos, es posible calcular la proporción de niños muertos con respecto al total de hijos nacidos vivos de madres de cada grupo de edad (cuadro 4, tercera columna):

$$D(i) = ((HNV)_i - (HS)_i) / (HNV)_i$$

¹³ Si se obtiene la información de hijos nacidos vivos e hijos sobrevivientes por sexo, es posible estimar las probabilidades de morir para niños y niñas. En aras de recopilar la información de la forma más sencilla posible, en muchos de los censos se pregunta por los datos sin distinción de sexo.

La proporción de niños muertos constituye, por sí misma, una medida de la mortalidad. A efectos comparativos, la población con $D(i)$ más elevadas tendrá una mortalidad en la infancia mayor que otra que presente valores más bajos. Sin embargo, $D(i)$ tiene limitaciones: no es una medida convencional, cuyo valor probable y tendencias en diferentes condiciones se conozcan, y aunque se trata de la mortalidad de niños, está referida a la edad de las madres.

El gran mérito de Brass (1974) fue encontrar que el valor de $D(i)$ sería muy similar a la probabilidad de morir desde el nacimiento hasta una edad exacta x : $q(x)$. Al menos intuitivamente, es posible aceptar que cuanto más edad tengan las madres, la proporción de niños muertos debe ser más alta, porque su probabilidad de morir se refiere a un tiempo mayor de exposición al riesgo. El autor encontró que la $D(1)$ expresaba aproximadamente la probabilidad de morir en el primer año de vida, $q(1)$; la $D(2)$ era próxima a la $q(2)$; la $D(3)$ a la $q(3)$; la $D(4)$ a la $q(5)$; la $D(5)$ a la $q(10)$; la $D(6)$ a la $q(15)$ y la $D(7)$ a la $q(20)$.

De esta manera se estableció la siguiente relación entre $D(i)$ y $q(x)$:

$$\begin{aligned}
 (i) \quad & q(x) = k(i) \times D(i) \\
 (1) \quad & q(1) = k(1) \times D(1) \\
 (2) \quad & q(2) = k(2) \times D(2) \\
 (3) \quad & q(3) = k(3) \times D(3) \\
 (4) \quad & q(5) = k(4) \times D(4) \\
 (5) \quad & q(10) = k(5) \times D(5) \\
 (6) \quad & q(15) = k(6) \times D(6) \\
 (7) \quad & q(20) = k(7) \times D(7)
 \end{aligned}$$

El factor $k(i)$ es muy próximo a uno, y permite transformar las proporciones de niños muertos de mujeres de edad i en las probabilidades de morir del nacimiento hasta una edad exacta x . El valor de $k(i)$ depende fundamentalmente de la estructura de la fecundidad por edades, en el sentido de que cuando más temprano tenga una mujer sus hijos, mayor será el tiempo de exposición al riesgo de morir que ellos tengan. En el procedimiento de Trussell (1975), que es el aplicado aquí, se toman como indicadores de la estructura en los años iniciales de la fecundidad los parámetros formados con los cocientes de las paridades media sucesivas $P(1)/P(2)$ y $P(2)/P(3)$.¹⁴ De esta manera, se determinan los valores de $k(i)$ mediante la relación:

$$k(i) = a(i) + b(i) P(1)/P(2) + c(i) P(2)/P(3)$$

¹⁴ Estos valores se consideran los más adecuados y se obtienen de los datos censales considerados.

en la que $a(i)$, $b(i)$ y $c(i)$ son los coeficientes de regresión que aparecen en la tabla 3 del anexo 2, que se construyó a partir de modelos teóricos de mortalidad y fecundidad. En la tabla figuran cuatro opciones, que representan distintos patrones de mortalidad por edades según los modelos clásicos de Coale y Demeny (1983).¹⁵

En las tercera y sexta columnas del cuadro 4 se listan los valores de $D(i)$ y $q(x)$ correspondientes a la población indígena de Panamá. Como era de esperar, ambos indicadores presentan una tendencia creciente con la edad de las mujeres en el caso de la proporción de niños muertos y con la edad de los niños en el caso de la probabilidad de morir hasta la edad x . Además, se puede observar que para cada grupo de edad los valores de ambos son similares, lo que demuestra el acierto de Brass al plantear las equivalencias entre estos indicadores.

Sin embargo, cada $q(x)$ estimada corresponde a un momento diferente antes del censo o encuesta. A medida que se considera la información de mujeres mayores, la estimación corresponde a un pasado más lejano. Según

Cuadro 4
PANAMÁ (CENSO DEL 2000): POBLACIÓN INDÍGENA, MÉTODO DE ESTIMACIÓN DE LAS PROBABILIDADES DE MORIR EN LA NIÑEZ A PARTIR DE PREGUNTAS RETROSPECTIVAS

Edad	Índice (i)	Proporción de niños muertos $D(i)$	Factor $k(i)$	Edad x	Probabilidad de morir hasta una edad x $q(x)$	Fecha	Probabilidad de morir en el primer año $q(1)$
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
15-19	1	0,04819	0,8215	1	0,03959	Nov-98	0,03959
20-24	2	0,06763	0,9499	2	0,06424	Abr-97	0,05560
25-29	3	0,07144	0,9593	3	0,06853	Mar-95	0,05560
30-34	4	0,08043	0,9891	5	0,07955	Ene-93	0,05918
35-39	5	0,09066	1,0140	10	0,09193	Jul-90	0,06215
40-44	6	0,11379	1,0038	15	0,11422	Ene-88	0,07116
45-49	7	0,13642	0,9955	20	0,13581	Mar-85	0,07687

Fuente: Centro Latinoamericano y Caribeño de Demografía (CELADE) - División de Población de la CEPAL.

$P(1)/P(2) = 0,2834$ $P(2)/P(3) = 0,5835$

Nota: Para determinar los valores de las cuarta, séptima y octava columnas se utilizó el modelo "oeste" de Coale y Demeny.

¹⁵ Un aspecto crítico del método es la selección de la familia modelo a utilizar. En caso de no tener indicios del patrón de mortalidad temprana más adecuado, se sugiere usar el modelo "oeste", dado que se trata de un caso intermedio (Behm y otros, s/f; Guzmán, 1985).

Trussell (1975), el momento de referencia de cada estimación $t(x)$ depende también de cuán tardía o temprana es la forma en que se tienen los hijos. Por ello, la determinación de la fecha de referencia de cada estimación se basó en la regresión:

$$t(x) = a'(i) + b'(i) P(1)/P(2) + c'(i) P(2)/P(3).$$

En este caso, $t(x)$ es el número de años anteriores al censo al que corresponde la estimación de $q(x)$. Por su parte, $a'(i)$, $b'(i)$ y $c'(i)$ son los coeficientes de regresión que aparecen en la tabla 4 del anexo 2, elaborado sobre la base de los mismos modelos de mortalidad y fecundidad. También en este cuadro figuran las cuatro opciones de los modelos de mortalidad de Coale y Demeny. De esta forma, se determinan los valores de la séptima columna del cuadro 4, es decir, la fecha de referencia de la estimación de cada probabilidad de muerte. Véase que las estimaciones corresponden a un período aproximado de 15 años antes de la encuesta o el censo.

Si bien se cuenta con estimaciones de mortalidad en la niñez correspondientes a unos cuantos años, no es posible analizar las tendencias sobre la base de las $q(x)$, por tratarse en cada momento de un indicador diferente. Para obtener valores comparables en el tiempo, se propone transformar todas las $q(x)$ en un índice común, mediante las tablas modelo de Coale y Demeny mencionadas. Dado que el indicador de la situación de salud más utilizado es $q(1)$, que representa la mortalidad infantil, se sugiere derivarla de las $q(x)$ de $x=2$ en adelante, sobre la base de los valores de la tabla 5 del anexo 2.¹⁶ En la octava columna del cuadro 4 se presentan los valores de la probabilidad de morir en el primer año de vida así derivados, que expresan una estimación de la tendencia de la mortalidad infantil entre 1985 y 1998.

B. Resultados

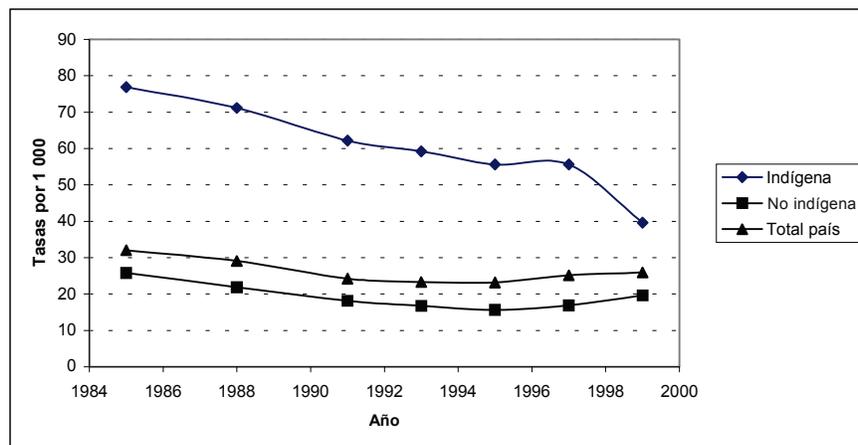
Tanto la probabilidad de morir hasta la edad x como la probabilidad específica de morir hasta el primer año de vida –que se estima para distintas fechas– se derivan de valores de mortalidad de niños pertenecientes a mujeres de un

¹⁶ Esta tabla contiene los valores de la función de sobrevivencia $l(x) = 1 - q(x)$ de los cuatro modelos de Coale y Demeny (1983). Es importante seleccionar con cuidado el modelo que se utiliza, pues el resultado varía bastante según las opciones. Una vez determinados los valores de $l(1)$ a partir de las distintas $q(x)$, se transforman en la probabilidad de morir en el primer año de vida: $q(1) = 1 - l(1)$. Para evitar la variabilidad dependiente del patrón de mortalidad en la infancia, algunos autores (Behm y otros, s/f; Guzmán, 1985) sugieren utilizar como índice común equivalente la $q(5)$ o la $q(2)$ en vez de la $q(1)$.

grupo de edad determinado, y no necesariamente representan la mortalidad correspondiente a mujeres de todas las edades. Eso se nota más en las estimaciones derivadas de datos de mujeres de 15 a 19 años de edad que, por reflejar la experiencia de mujeres muy jóvenes, en la mayoría de los casos presenta una tendencia a sobreestimar la mortalidad infantil, $q(1)$. En general, la estimación de la mortalidad derivada de este grupo de edades se considera poco confiable, en primer lugar debido a que el grupo presenta una mayor mortalidad infantil que el promedio de las mujeres y, en segundo lugar, a raíz de problemas de declaración de la información ya que el número de nacimientos y defunciones es pequeño, lo que conduciría a mayores errores de tipo aleatorio. Asimismo, se considera que las estimaciones realizadas sobre la base del grupo de edades del extremo superior podrían verse afectadas por una subestimación de la mortalidad, dado que los nacimientos y muertes ocurrieron hace más tiempo y pueden omitirse por problemas de memoria. En este sentido, las estimaciones más confiables provienen del tramo de edades de 20 a 34 años.

En el gráfico 3, que contiene las estimaciones obtenidas para la población indígena y no indígena y su comparación con el promedio nacional, se aprecia la enorme brecha que resulta de una notable sobremortalidad infantil indígena. De la estimación más reciente, que corresponde aproximadamente al año 1999, se desprende un falso acercamiento entre las tres poblaciones consideradas. Esta última estimación no debe tomarse

Gráfico 3
PANAMÁ (CENSO DEL 2000): TENDENCIA DE LA MORTALIDAD INFANTIL



Fuente: Centro Latinoamericano y Caribeño de Demografía (CELADE) - División de Población de la CEPAL.

en cuenta, pues proviene de la declaración de mujeres de 15-19 años de edad, que adolece de los problemas mencionados en el párrafo anterior. Por una parte, en los valores correspondientes a la población total y no indígena se observa un sesgo hacia la sobreestimación, que incluso parece afectar a la estimación del año 1997, de las mujeres de 20-24 años de edad. Por otra parte, el valor correspondiente a 1999 de la población indígena está claramente subestimado, ya sea por errores aleatorios o por una subdeclaración de las muertes infantiles de las adolescentes.

En algunos casos, sobre todo de poblaciones pequeñas, la tendencia estimada de la mortalidad temprana no resulta confiable, de modo que podría considerarse la determinación de un único valor en un momento reciente. La experiencia indica que la estimación relativamente confiable más reciente es la correspondiente a las mujeres de 20-24 años o, como alternativa, un promedio de las estimaciones provenientes de mujeres de 20-24 y 25-29 de edad, que tendría la ventaja de contener al grupo 25-29 años, que en la mayoría de los casos parece ser más confiable, y al grupo 20-24, que responde a una estimación más reciente (véase Behm y otros, s/f; CEPAL/CELADE, 2004a). Para comparar los resultados más recientes y más confiables, en el cuadro 5 se presentan las tasas de mortalidad infantil de la población indígena y no indígena a escala urbana y rural, por provincias y ciertas comarcas,

Cuadro 5
**PANAMÁ (CENSO DEL 2000): ESTIMACIÓN DE LAS TASAS DE MORTALIDAD
 INFANTIL POR CONDICIÓN ÉTNICA, SEGÚN ZONA DE RESIDENCIA Y PROVINCIAS**

Nivel geográfico	Tasas de mortalidad infantil (por 1 000)
Indígena - urbano	29,4
Indígena - rural	58,5
No indígena - urbano	14,6
No indígena - rural	18,9
Indígenas por provincias	
Bocas del Toro	46,8
Colón	24,1
Chiriquí	35,6
Darién	48,1
Panamá	35,0
Veraguas	44,0
Comarca Kuna Yala	58,1
Comarca Ngöbe Buglé	70,1
Comarca Emberá	35,7

Fuente: Centro Latinoamericano y Caribeño de Demografía (CELADE) - División de Población de la CEPAL, “La población indígena de Panamá: diagnóstico sociodemográfico a partir del Censo 2000”, Elena Coba (cons.), informe preliminar proyecto BID/CEPAL Los pueblos indígenas y la población afrodescendiente en los censos, Santiago de Chile, 2004, inédito.

estimadas en el estudio de CEPAL/CELADE (2004a). Cabe notar que en el estudio mencionado se profundiza en el análisis de comarcas y grupos indígenas específicos.

III. ESTIMACIÓN DE LA MORTALIDAD ADULTA

En la década de 1970 se realizaron esfuerzos importantes para estimar la mortalidad adulta mediante preguntas retrospectivas acerca de la sobrevivencia de familiares cercanos, como las de orfandad de madre y padre o viudez del primer esposo o compañero (Brass y Hill, 1973; Hill, 1977; Naciones Unidas, 1983). Sin embargo, si bien este tipo de preguntas vino a llenar un vacío importante en países sin ninguna información sobre el tema, adolecía de severas limitaciones. Estas estimaciones se ven afectadas tanto por sesgos de selectividad como por el hecho de referirse, en promedio, a un pasado muy lejano, lo que afecta sobre todo a países cuya mortalidad adulta presenta cambios de importancia.

De forma simultánea con los análisis mencionados en el párrafo anterior, se utilizó la información de las defunciones por sexo y edad ocurridas en los hogares, recopiladas en censos o tomada de registros de estadísticas vitales supuestamente incompletos, para calcular tasas de mortalidad por edades y someterlas a correcciones por probables subestimaciones (Brass, 1977). El supuesto básico de estos procedimientos es que los errores de cobertura de las muertes registradas y de la población censada son proporcionalmente iguales en todas las edades. Estos procedimientos –como el que se describe a continuación– han sido más utilizados en años recientes para estimar la mortalidad de 5 años de edad en adelante en países de América Latina cuyos registros de defunciones son insatisfactorios. Para ello, en varios países se ha incluido en los últimos censos una pregunta sobre las defunciones por sexo y edad en los hogares censados en el último año u otro período cercano (véase la pregunta 21 del anexo 1).

Como la información de las defunciones se recopila a escala del hogar estos deben clasificarse en indígenas y no indígenas, lo que en el presente estudio se hizo de acuerdo con la condición étnica del jefe del hogar.

A. Aplicación del método

El procedimiento consiste en calcular un factor de corrección de las tasas centrales de mortalidad por grupos quinquenales de edad, a partir de los 5

años: $m(x,5)$.¹⁷ El grupo de edad abierto final es el de 80 años y más ($m(80+)$).

La información utilizada es la siguiente:

- a) Población censada por sexo y grupos quinquenales de edad: $N(x,x+4)$ (correspondiente a la segunda columna del cuadro 6).
- b) Defunciones por sexo y grupos quinquenales de edad en un año cercano al del censo. La información puede provenir tanto del propio censo –como en este caso (véase la pregunta correspondiente en el anexo 1), como de registros de estadísticas vitales: $D(x,x+4)$ (cuadro 6, tercera columna).

A continuación, se presenta un desarrollo abreviado de la ecuación que permite calcular los siguientes parámetros: tasa de crecimiento medio anual de la población (r) y factor de corrección de las tasas centrales de mortalidad por grupos de edad (f). Suponiendo una población cerrada a las migraciones, se parte de la ecuación:

$$r = b - d$$

en la que b es la tasa bruta de natalidad y d la tasa bruta de mortalidad.

Cuadro 6
PANAMÁ (CENSO DEL 2000): POBLACIÓN INDÍGENA DE AMBOS SEXOS,
APLICACIÓN DEL MÉTODO DE DISTRIBUCIÓN POR EDADES DE LAS MUERTES
PARA ESTIMAR LAS TASAS DE MORTALIDAD POR EDADES

Edad	$N(x,x+4)$	$D(x,x+4)$	$N(x+)$	$D(x+)$	$N(x)$	$N(x)/N(x+)$	$D(x+)/N(x+)$	Ajuste	
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
5-9	44 914	157	231 654	1 333					
10-14	37 449	68	186 740	1 176	8 236,3	0,04411	0,00630	}	0,04751 0,01061
15-19	29 919	73	149 291	1 108	6 736,8	0,04513	0,00742		
20-24	23 410	91	119 372	1 035	5 332,9	0,04467	0,00867		
25-29	20 464	64	95 962	944	4 387,4	0,04572	0,00984		
30-34	16 052	63	75 498	880	3 651,6	0,04837	0,01166		
35-39	13 642	55	59 446	817	2 969,4	0,04995	0,01374		
40-44	11 386	54	45 804	762	2 502,8	0,05464	0,01664	}	0,09186 0,04904
45-49	8 209	63	34 418	708	1 959,5	0,05693	0,02057		
50-54	8 121	81	26 209	645	1 633,0	0,06231	0,02461		
55-59	5 307	59	18 088	564	1 342,8	0,07424	0,03118		
60-64	4 956	98	12 781	505	1 026,3	0,08030	0,03951		
65-69	3 222	77	7 825	407	817,8	0,10451	0,05201		
70-74	2 269	88	4 603	330	549,1	0,11929	0,07169	}	
75-79	1 126	52	2 334	242	339,5	0,14546	0,10368		
80+	1 208	190	1 208	190					
								1,15409	0,03527

Fuente: Censo 2000, tabulaciones especiales (segunda y tercera columnas) y elaboración propia.

¹⁷ La tasa central de mortalidad por grupos de edades se calcula como el cociente entre las defunciones de ese grupo ocurridas en un año y la población de ese mismo grupo de edad.

Esta expresión también se puede escribir de la siguiente forma: $b = r + d$, y si se formula en función de nacimientos (B), defunciones (D) y población (N) totales en cifras absolutas equivale a

$$B/N = r + D/N$$

lo que en función de edades puede escribirse:

$$N(0)/N(0+) = r(0+) + (D(0+)/N(0+)),$$

En la que $N(0)$ es la población a la edad 0 exacta (nacimientos);
 $N(0+)$ la población de 0 y más años de edad;
 $r(0+)$ la tasa de crecimiento medio anual de la población de 0 y más años, y
 $D(0+)$ las defunciones de 0 y más años de edad.

La tasa de natalidad $N(0)/N(0+)$ puede interpretarse como la tasa de entrada a la población de 0 y más años, $N(0+)$, y la tasa de mortalidad $D(0+)/N(0+)$, a su vez, como la tasa de mortalidad de la población de 0 y más. Si se generaliza para cualquier edad x , es posible considerar la siguiente ecuación:

$$N(x)/N(x+) = r(x+) + (D(x+)/N(x+))$$

En la que, $N(x)$ es la población a la edad x exacta;
 $N(x+)$ la población de x y más años de edad;
 $r(x+)$ la tasa de crecimiento medio anual de la población de x y más años de edad, y
 $D(x+)$ las defunciones de x y más años de edad.

Ahora, se introducen los siguientes supuestos:

- La tasa de crecimiento medio anual de la población es constante con la edad.
- Tanto el factor de corrección por errores de cobertura de la población censada (c) como el de las defunciones (e) serían constantes con la edad; por consiguiente, el factor de corrección de las tasas de mortalidad (f) también es constante con la edad ($f = c/e$).

De estos supuestos se desprende la ecuación fundamental del método:

$$N(x)/N(x+) = r + f D(x+)/N(x+)$$

Esta es la ecuación de una línea recta con la forma $b(x+) = r + f d(x+)$, en la que $b(x+)$ es la tasa de entrada a la población de x y más años de edad y $d(x+)$ la tasa parcial de mortalidad de la población de x y más años. Sobre la

base de los valores empíricos de una población pueden calcularse, mediante una regresión lineal, los valores implícitos de r y f (coeficientes de la recta), es decir, la tasa de crecimiento medio anual estimada y el factor de corrección de las tasas de mortalidad por grupos de edad. Las segunda y tercera columnas del cuadro 6 corresponden a la información disponible mencionada antes, y en las cuarta a sexta columnas se calculan los valores utilizados en la ecuación final. El único parámetro que necesita un cálculo especial es la población de edad exacta x (sexta columna); para lo que se usa una fórmula aproximada, sugerida por Brass (1977):

$$N(x) = (N(x-5, x-1) + N(x, x+4))/10$$

En el gráfico 4 se representa la regresión lineal correspondiente. En primer lugar se verifica que se produce un alineamiento razonable de los puntos, luego se ajusta la recta.¹⁸ Asimismo, se estiman los valores de r y f correspondientes al ajuste. En este caso la solución es $r = 0,035$ y $f = 1,15$.¹⁹ Lo que aquí interesa es el resultado de f , que en este caso significa que hay que aumentar las tasas de mortalidad un 15 %, debido a que la subdeclaración de las muertes es superior a la omisión censal en ese valor. En forma general, el valor de f se debe interpretar así:

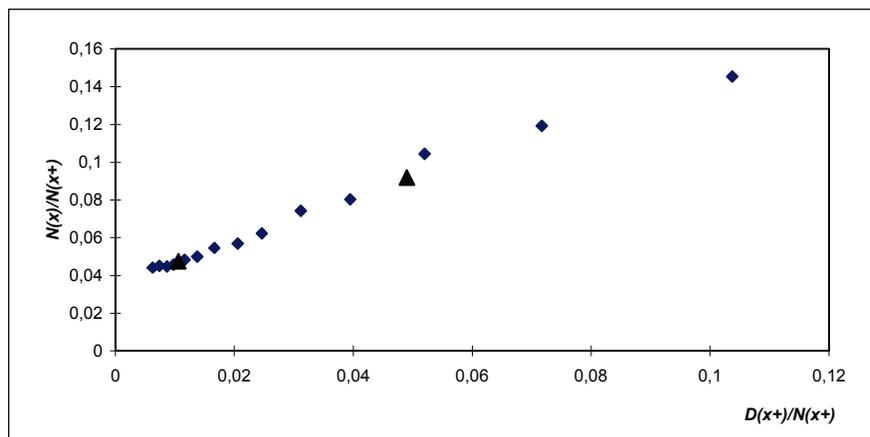
- Si $f = 1$, los datos son correctos o hay una compensación entre los errores de cobertura de la población censada y de la declaración de las defunciones;
- Si $f > 1$, significa que la subdeclaración de las defunciones es superior al porcentaje de omisión de la población en los censos, y
- Si $f < 1$, significa que el censo tiene mayor omisión de la población que la subdeclaración de las defunciones ocurridas en el hogar o que hay una sobredeclaración de defunciones, lo que es poco probable.

Una vez que se calculó y aceptó el valor del factor de corrección f , se aplica a las tasas centrales de mortalidad por grupos quinquenales de edad, lo que se hace en el cuadro 7.

¹⁸ El ajuste en esta aplicación se realizó por semipromedios (véanse las columnas 9 y 10 del cuadro 6), pero también puede hacerse por otros métodos, por ejemplo el de mínimos cuadrados.

¹⁹ La estimación de la tasa de crecimiento r no es robusta debido a que está muy afectada por los supuestos de población cerrada y de estabilidad de la población.

Gráfico 4
**PANAMÁ (CENSO DEL 2000): POBLACIÓN INDÍGENA DE AMBOS SEXOS,
 REGRESIÓN LINEAL DEL MÉTODO DE DISTRIBUCIÓN
 POR EDADES DE LAS MUERTES**



Fuente: Cuadro 6, columnas 7 y 8..

Cuadro 7
**PANAMÁ, POBLACIÓN INDÍGENA DE AMBOS SEXOS (CENSO DEL 2000): TASAS
 CENTRALES DE MORTALIDAD REGISTRADAS Y CORREGIDAS POR EL MÉTODO
 DE DISTRIBUCIÓN DE LAS MUERTES**

Edad	$N(x, x+4)$	$D(x, x+4)$	$m(x, x+4)$	$f * m(x, x+4)$
(1)	(2)	(3)	(4)=(3)/(2)	(5)
5-9	44 914	157	0,003496	0,0040339
10-14	37 449	68	0,001816	0,0020954
15-19	29 919	73	0,002440	0,0028157
20-24	23 410	91	0,003887	0,0044859
25-29	20 464	64	0,003127	0,0036091
30-34	16 052	63	0,003925	0,0045292
35-39	13 642	55	0,004032	0,0046525
40-44	11 386	54	0,004743	0,0054730
45-49	8 209	63	0,007675	0,0088564
50-54	8 121	81	0,009974	0,0115102
55-59	5 307	59	0,011117	0,0128295
60-64	4 956	98	0,019774	0,0228192
65-69	3 222	77	0,023898	0,0275785
70-74	2 269	88	0,038784	0,0447563
75-79	1 126	52	0,046181	0,0532931
80+	1 208	190	0,157285	0,1815066
$f = 1.154$				

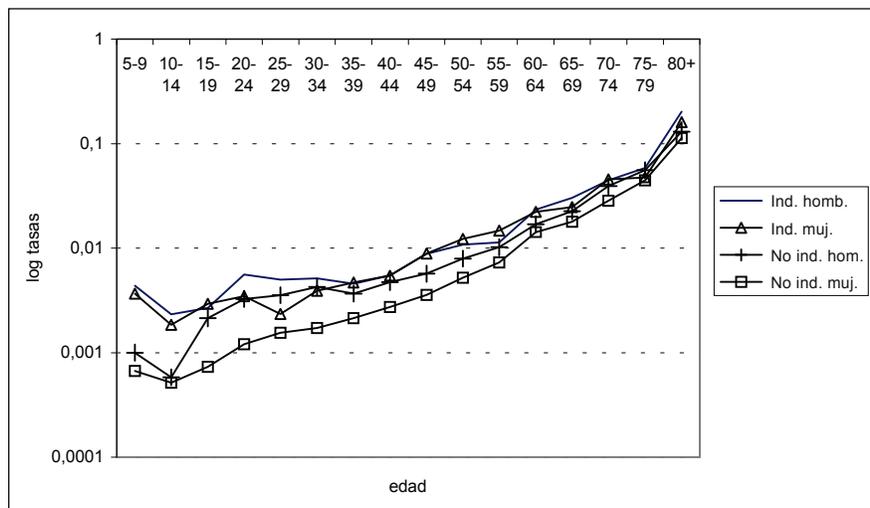
Fuente: Cuadro 6.

B. Resultados

Llama la atención la disparidad en los factores de corrección de las tasas de mortalidad según se trate de población indígena o no indígena. En los casos de población indígena, el factor es superior a uno, lo que indica la presencia de una subdeclaración de las defunciones ($f=1,19$ para hombres y $f=1,12$ para mujeres). En cambio en la población no indígena de ambos sexos el valor es levemente inferior a uno (0,91 y 0,94, respectivamente). Ello estaría indicando que la población indígena declaró mejor (respecto de la no indígena) las personas residentes que las defunciones ocurridas en dichos hogares. En forma más leve, lo contrario ocurriría con la población no indígena.

Desde el punto de vista de los resultados, la diferencia en los factores de corrección determina un aumento de las diferencias de las tasas de mortalidad originalmente observadas, en desmedro de la población indígena. Como se aprecia en el gráfico 5, las tasas de mortalidad son sistemáticamente mayores en el caso de los indígenas, tanto en lo que respecta a la población masculina como la femenina.

Gráfico 5
PANAMÁ (CENSO DEL 2000): TASAS DE MORTALIDAD
POR EDADES CORREGIDAS



Fuente: Cuadro 7 y Centro Latinoamericano y Caribeño de Demografía (CELADE) - División de Población de la CEPAL, "La población indígena de Panamá: diagnóstico sociodemográfico a partir del Censo 2000", Elena Coba (cons.), informe preliminar proyecto BID/CEPAL Los pueblos indígenas y la población afrodescendiente en los censos, Santiago de Chile, 2004, inédito.

Por una parte se observa que las diferencias de las tasas de mortalidad por sexo son más marcadas en la población no indígena, hecho que es habitual en poblaciones de baja mortalidad ya que, en general, los mayores incrementos de la esperanza de vida han correspondido a las mujeres. Por otra parte, como consecuencia de lo anterior, las mayores diferencias entre ambas poblaciones se producen en relación con el sexo femenino, lo que pone de manifiesto la menor cobertura de los servicios de salud que reciben las indígenas. Estas diferencias se apreciarán mejor en términos de brechas de esperanzas de vida, como se aprecia en la sección siguiente, mediante la construcción de tablas de mortalidad.

IV. CONSTRUCCIÓN DE LAS TABLA DE MORTALIDAD

A. Antecedentes de la aplicación del procedimiento

Una tabla de mortalidad es un modelo teórico que describe la extinción de una cohorte hipotética o ficticia de nacimientos. Permite determinar, entre otras funciones, las probabilidades de sobrevivir o de morir a una edad exacta x o entre las edades x y $x+n$. Este modelo, que implícitamente se refiere a una población estacionaria, se considera la herramienta más completa para el análisis de la mortalidad de una población en un momento dado.²⁰ El indicador sintético de la mortalidad más importante es la esperanza de vida al nacer, que se define como la duración media de la vida de los individuos de una cohorte hipotética de nacimientos, sometidos en todas las edades a las tasas de mortalidad del período en estudio.

Se elaboraron tablas de mortalidad para cada sexo; para usar el programa PANDEM (CEPAL/CELADE, 1988) se contaba con información sobre las probabilidades de morir hasta los 5 años ($q(1)$ y $q(1,4)$)²¹ y de las tasas centrales de mortalidad de 5 años en adelante ($m(x,x+4)$), calculadas por los métodos descritos en las secciones II y III de este estudio. Las tasas de mortalidad se desprenden directamente de la aplicación del procedimiento a datos de mujeres y hombres, pero en el caso de las probabilidades de morir en la niñez no se dispone de información por sexo, ya que la pregunta se refirió a nacidos vivos y sobrevivientes, sin distinción de sexos. En este

²⁰ La población estacionaria es aquella que resulta de una fecundidad y mortalidad constantes, tal que las tasas brutas de natalidad y mortalidad son iguales y, por lo tanto, la tasa de crecimiento de la población es nula.

²¹ Las probabilidades de morir hasta los 5 años se refieren a la probabilidad de morir en el primer año de vida, $q(1)$, y entre las edades cumplidas 1 y 4, $q(1,4)$.

último caso se optó por considerar la información de ambos sexos implícita en las probabilidades de muerte estimadas e interpolar los parámetros necesarios en las tablas modelo de Coale y Demeny (familia oeste), aceptando el diferencial por sexo implícito en ellas.

Brindar el detalle de los pasos requeridos para la construcción de las tablas supera las posibilidades de este artículo; estos pueden consultarse en el Manual del Usuario de PANDEM y en la bibliografía especializada (Ortega, 1987). La tabla de mortalidad correspondiente a la población indígena por sexo se incluye en el anexo 2 (tablas 6 y 7).

B. Resultados

Si bien las diferentes funciones de la tabla permiten un análisis muy detallado de la mortalidad por sexo y edades de la población, aquí solo se considera, con propósitos ilustrativos, la esperanza de vida al nacer y a los 15 y 60 años de edad (véase el cuadro 8).

Tal como demuestra el análisis de las secciones II y III, en el cuadro 8 también se observa que las mayores diferencias de mortalidad entre indígenas y no indígenas se dan en las edades tempranas, lo que explica las mayores diferencias en la esperanza de vida al nacer.

Se confirma, además, que la población femenina indígena presenta las mayores desigualdades ante la muerte. En los indicadores que figuran en el cuadro 8, la brecha étnica en lo que respecta a la duración media de la vida es más amplia en el caso de las mujeres indígenas que en el de los hombres. La población femenina indígena vive, en promedio, desde el nacimiento,

Cuadro 8
PANAMÁ (CENSO DEL 2000): ESPERANZA DE VIDA AL NACER, A LOS 15
Y A LOS 60 AÑOS DE EDAD, DERIVADAS DE LAS TABLAS DE MORTALIDAD

Población	Esperanza de vida (años)					
	Al nacer*		A los 15 años de edad		A los 60 años de edad	
	Hombre	Mujer	Hombre	Mujer	Hombre	Mujer
Indígena	61,1	63,6	53,5	54,8	17,9	18,6
No indígena	69,6	75,1	56,9	61,8	19,4	21,2
Diferencia	8,5	11,5	3,4	7,0	1,5	1,8

Fuente: Centro Latinoamericano y Caribeño de Demografía (CELADE) - División de Población de la CEPAL.

* Estas estimaciones de la esperanza de vida al nacer difieren de las presentadas en el documento de CEPAL/CELADE (2004) debido a que en este último estudio se aceptaron los diferenciales estimados, pero se ajustaron los valores respecto del valor oficial del país.

11,5 años menos que la no indígena y 7 años menos en términos de la esperanza de vida a los 15 años. En los hombres la diferencia es notoriamente menor, aunque también significativa. Por otra parte, la diferencia entre las esperanzas de vida entre sexos es mucho menor en la población indígena, lo que es propio de las poblaciones de más alta mortalidad.

Si se toma como elemento de comparación el contexto latinoamericano, la esperanza de vida al nacer de la población indígena de Panamá se asemeja a la de los países que presentan una mortalidad más elevada. Sus valores serían similares a los de Bolivia que, de acuerdo con las estimaciones existentes para 1995-2000, registraría una esperanza de vida al nacer de 62 años (CEPAL/CELADE 2004a). Según esta fuente, el promedio nacional de Panamá tiene un valor cercano a los 74 años.

V. REFLEXIONES FINALES

La conclusión más importante en relación con los objetivos del presente estudio es que los censos de población constituyen una poderosa fuente de información en lo que respecta a los estudios del comportamiento demográfico de diversas subpoblaciones, en particular de la población indígena.

Existe un conjunto de procedimientos de estimaciones demográficas indirectas desarrollados con el fin de lograr un conocimiento, aunque sea aproximado, de las tendencias demográficas de países que presentan carencias en lo que respecta a datos confiables de registros administrativos como las estadísticas vitales. Esos métodos también han sido de gran utilidad para el estudio de las desigualdades en los países y servido de base para calcular las diferencias demográficas según características socioeconómicas, geográficas y étnicas.

Los procedimientos presentados en este trabajo ponen de relieve que su aplicación no es una actividad mecánica sino que es necesario analizar la calidad de la información básica y sus sesgos. En general, las técnicas usadas aprovechan aquellas características de la información que se suponen mejor declaradas, lo que hace que se requiera un buen criterio de parte del investigador para seleccionar los factores de corrección involucrados. Es el caso de la elección de los valores de $P(i)/F(i)$ que se emplean para la estimación de las tasas de fecundidad, o del mejor ajuste para el cálculo del factor f usado en la corrección de las tasas de mortalidad correspondientes a edades adultas.

Cabe notar que, a pesar de la multiplicidad de supuestos básicos de los métodos de estimación, estos parecen ser capaces de brindar valores

razonables. Si bien los supuestos son aparentemente rígidos –esto es, son válidos para poblaciones cerradas o en las que se asume que ciertos parámetros demográficos son constantes– ya existe una larga experiencia que demuestra que los resultados son confiables para establecer el orden de magnitud de los indicadores buscados. En el caso de los pueblos indígenas se da esta situación, ya que es posible que las aplicaciones se vean aún menos afectadas por variaciones de la fecundidad y mortalidad y que, incluso, se trate de poblaciones con menores movimientos migratorios. De todas maneras, estos aspectos deben considerarse al momento de interpretar los resultados.

Por último y en el caso particular de Panamá, los datos del censo de población del año 2000 han permitido documentar la brecha étnica existente tanto en relación con la fecundidad como con la mortalidad. Mientras que los indígenas registran una tasa global de fecundidad de 6,6 hijos y una esperanza de vida al nacer de 62 años, propia de poblaciones de menor desarrollo, los no indígenas presentan una fecundidad inferior a la mitad (2,9) y más de diez años adicionales de esperanza de vida (70 años en el caso de los hombres y 75 en el de las mujeres). Lo mismo ocurre con la mortalidad infantil, que en la población indígena es de 56 por 1.000 y en la no indígena de 16 por 1.000. Como se muestra en el estudio de CEPAL/CELADE (2004a), las mayores inequidades se registran en las estimaciones realizadas en pueblos indígenas específicos y al considerar el área de residencia urbana y rural.

BIBLIOGRAFÍA

- Behm, H. y otros (s/f), *La mortalidad en los primeros años de vida en América Latina*, San José, Centro Latinoamericano y Caribeño de Demografía (CELADE), varios informes de países en la Serie A de la década de 1970.
- Brass, W. (1974), *Métodos para estimar la fecundidad y la mortalidad en poblaciones con datos limitados*, Santiago de Chile, Centro Latinoamericano y Caribeño de Demografía (CELADE).
- _____(1977), *Cuatro lecciones de William Brass*, Santiago de Chile, Centro Latinoamericano y Caribeño de Demografía (CELADE).
- Brass, W. y K. Hill (1973), “Estimating adult mortality from orphanhood”, *Proceedings of the International Conference*, Lieja, Unión Internacional para el Estudio Científico de la Población (UIECP).
- CEPAL/CELADE (Centro Latinoamericano y Caribeño de Demografía (CELADE) - División de Población de la CEPAL) (1988), *PANDEM. Manual del usuario* (LC/DEM/G.69), Santiago de Chile.

- (1993), *El procedimiento del hijo previo para estimar la mortalidad infantil*, serie E, N° 36, Santiago de Chile.
- (2004a), “La población indígena de Panamá: diagnóstico sociodemográfico a partir del Censo 2000”, Elena Coba (cons.), informe preliminar proyecto BID/CEPAL Los pueblos indígenas y la población afrodescendiente en los censos, Santiago de Chile, inédito.
- (2004b), *Boletín demográfico. América Latina y El Caribe: estimaciones y proyecciones de población: 1950-2050*, N° 73 (LC/G.2225-P), Santiago de Chile.
- Chackiel, J. (2004), “La dinámica demográfica de América Latina”, *serie Población y desarrollo*, N° 52 (LC/L.2127-P), Santiago de Chile, Centro Latinoamericano y Caribeño de Demografía (CELADE) - División de Población de la CEPAL.
- Coale, A. y P. Demeny (1983), *Regional Model Life Tables and Stable Populations*, Princeton University Press.
- Coale, A. y J. Trussell (1974), “Model fertility schedules: variations in the age structure of childbearing in human populations”, *Population Index*, vol. 40 N° 2, Princeton University.
- Guzmán, J. M. (1985), “Algunos problemas que se presentan en la selección del modelo de mortalidad más apropiado para la estimación indirecta de la mortalidad infantil”, *Notas de población*, N° 39, San José, Centro Latinoamericano y Caribeño de Demografía (CELADE) - División de Población de la CEPAL.
- Hakkert, R. (1999), “Preguntas destinadas a investigar la fecundidad y la mortalidad en la niñez y mortalidad de adultos”, *América Latina: aspectos conceptuales de los censos del 2000*, serie Manuales, N° 1 (LC/L.1204-P), Santiago de Chile, Centro Latinoamericano y Caribeño de Demografía (CELADE) - División de Población de la CEPAL.
- Hill, K. (1977), “Estimating adult mortality levels from information on widowhood”, *Population Studies*, vol. 31, N° 1, Londres.
- Naciones Unidas (1983), *Manual X. Indirect Techniques for Demographic Estimation* (ST/ESA/SER.A/81), Nueva York.
- Ortega, A. (1987), *Tablas de mortalidad*, serie E, N° 1004, San José, Centro Latinoamericano y Caribeño de Demografía (CELADE).
- Peysen, A. y J. Chackiel (1999), “La identificación de poblaciones indígenas en los censos de América Latina”, *América Latina: aspectos conceptuales de los censos del 2000*, serie Manuales, N° 1 (LC/L.1204-P), Santiago de Chile, Centro Latinoamericano y Caribeño de Demografía (CELADE) - División de Población de la CEPAL .
- Schkolnik, S. y F. Del Popolo (2005), “Los censos y los pueblos indígenas en América Latina: Una metodología regional”, documento presentado al seminario “Pueblos indígenas y afrodescendientes en América Latina:

relevancia y pertinencia de la información sociodemográfica para políticas y programas”, Santiago de Chile, 27 al 29 de abril.

Trussell, J. (1975), “A re-estimation of the multiplying factors for the Brass technique for determining childhood survivorship rates”, *Population Studies*, vol. 29, N° 1, Londres.

ANEXO 1

PREGUNTAS PERTINENTES EN EL CENSO DE PANAMÁ 2000

Pregunta destinada a identificar población indígena.²²

Pregunta 6. ¿A qué grupo indígena pertenece?

- Kuna..... 01
- Ngöbe..... 02
- Buglé..... 03
- Teribe..... 04
- Bokota..... 05
- Emberá..... 06
- Wounaan..... 07
- Bri Bri..... 08
- Ninguno..... 09

Con el fin de estimar la fecundidad y la mortalidad en la niñez, en el formulario del censo del 2000 se incluyeron las preguntas que se muestra a continuación, destinadas a las mujeres de 12 años y más de edad.

VIII. CARACTERÍSTICAS DE FECUNDIDAD Y MORTALIDAD:
Para las mujeres de 12 y más años de edad

24. ¿CUÁNTOS HIJOS E HIJAS NACIDOS VIVOS HA TENIDO? (Continúa con la pregunta 25)

Total hijos(as) tenidos..... _____

Ninguno..... 00 (Pase a la siguiente persona)

25. ¿DE ÉSTOS, CUÁNTOS ESTÁN VIVOS?

Total hijos(as) vivos..... _____

SÓLO PARA MUJERES DE 12 A 49 AÑOS DE EDAD, CON DECLARACION DE HIJOS NACIDOS VIVOS TENIDOS

26. ¿DE SUS HIJOS E HIJAS NACIDOS VIVOS, TUVO ALGUNO EN LOS ÚLTIMOS 12 MESES? (Continúa con la pregunta 27)

Fecha de nacimiento:

Sí 1 _____

Día Mes Año

No 2 (Pase a la siguiente persona)

27. ¿ESTÁ VIVO ESE NIÑO O NIÑA? Sí 1

No 2

²² Esta pregunta se realiza en la sección V. "Características Generales: Para todas las personas del hogar".

Para estimar la mortalidad adulta de cada sexo, se averiguó en cada hogar acerca de las defunciones ocurridas en el año anterior al censo efectuado el 14 de mayo:

21. ¿DEL 15 DE MAYO DE 1999 A LA FECHA, MURIÓ ALGÚN MIEMBRO DE ESTE HOGAR?

Sí 1 No 2 → Continúe con la Lista de Ocupantes. (Capítulo IV)

1. Nombre de la persona	2. ¿Qué edad tenía cuando murió?	3. Sexo Hombre (H) o Mujer (M)	
_____	_____	H <input type="radio"/> 1	M <input type="radio"/> 2
_____	_____	H <input type="radio"/> 1	M <input type="radio"/> 2
_____	_____	H <input type="radio"/> 1	M <input type="radio"/> 2
_____	_____	H <input type="radio"/> 1	M <input type="radio"/> 2

ANEXO 2

Tabla 1
**COEFICIENTES PARA INTERPOLAR LA FECUNDIDAD ACUMULADA
 PARA ESTIMAR LA PARIDEZ MEDIA EQUIVALENTE, NACIMIENTOS
 EN LOS ÚLTIMOS 12 MESES**

Grupo de edad	Índice (i)	a(i)	b(i)	c(i)
15-19	1	2,531	-0,188	0,0024
20-24	2	3,321	-0,754	0,0161
25-29	3	3,265	-0,627	0,0145
30-34	4	3,442	-0,563	0,0029
35-39	5	3,518	-0,763	0,0006
40-44	6	3,862	-2,481	-0,0001
45-49	7	3,828	0,016 (*)	-0,0002

Fuente: Naciones Unidas, Manual X. Indirect Techniques for Demographic Estimation (ST/ESA/SER.A/81), Nueva York, 1983.

$$F(i) = \Phi(i-1) + a(i)f(i) + b(i)f(i+1) + c(i) \Phi(7)$$

(*) Este coeficiente se multiplica por $f(i-1)$ y no por $f(i+1)$, es decir, por $f(6)$.

Tabla 2
**COEFICIENTES PARA EL CÁLCULO DE FACTORES
 DE PONDERACIÓN CON EL FIN DE ESTIMAR LAS TASAS DE FECUNDIDAD
 POR EDAD PARA GRUPOS CONVENCIONALES, A PARTIR DE GRUPOS
 DESPLAZADOS SEIS MESES**

Grupo de edad	Índice (i)	x(i)	y(i)	z(i)
15-19	1	0,031	2,287	0,114
20-24	2	0,068	0,999	-0,233
25-29	3	0,094	1,219	-0,977
30-34	4	0,120	1,139	-1,531
35-39	5	0,162	1,739	-3,592
40-44	6	0,270	3,454	-21,497

Fuente: Naciones Unidas, Manual X. Indirect Techniques for Demographic Estimation (ST/ESA/SER.A/81), Nueva York, 1983.

$$w(i) = x(i) + y(i)f(i) / \Phi(7) + z(i)f(i+1) / \Phi(7)$$

$$f(i) = (1-w(i-1))f(i) + w(i)f(i+1)$$

Tabla 3
**ECUACIÓN Y COEFICIENTES DE REGRESIÓN DE TRUSSELL PARA
 CALCULAR EL MULTIPLICADOR K(i)**

Modelo de mortalidad	Grupos de edad	Índice (i)	Razón de mortalidad $q(x)/D(i)$	Coeficientes		
				a(i)	b(i)	c(i)
Norte	15-19	1	$q(1)/D(1)$	1,1119	-2,9287	0,8507
	20-24	2	$q(2)/D(2)$	1,2390	-0,6865	-0,2745
	25-29	3	$q(3)/D(3)$	1,1884	0,0421	-0,5156
	30-34	4	$q(5)/D(4)$	1,2046	0,3037	-0,5656
	35-39	5	$q(10)/D(5)$	1,2586	0,4236	-0,5898
	40-44	6	$q(15)/D(6)$	1,2240	0,4222	-0,5456
	45-49	7	$q(20)/D(7)$	1,1772	0,3486	-0,4624
Sur	15-19	1	$q(1)/D(1)$	1,0819	-3,0005	0,8689
	20-24	2	$q(2)/D(2)$	1,2846	-0,6181	-0,3024
	25-29	3	$q(3)/D(3)$	1,2223	0,0851	-0,4704
	30-34	4	$q(5)/D(4)$	1,1905	0,2631	-0,4487
	35-39	5	$q(10)/D(5)$	1,1911	0,3152	-0,4291
	40-44	6	$q(15)/D(6)$	1,1564	0,3017	-0,3958
	45-49	7	$q(20)/D(7)$	1,1307	0,2596	-0,3538
Este	15-19	1	$q(1)/D(1)$	1,1461	-2,2536	0,6259
	20-24	2	$q(2)/D(2)$	1,2231	-0,4301	-0,2245
	25-29	3	$q(3)/D(3)$	1,1593	0,0581	-0,3479
	30-34	4	$q(5)/D(4)$	1,1404	0,1991	-0,3487
	35-39	5	$q(10)/D(5)$	1,1540	0,2511	-0,3506
	40-44	6	$q(15)/D(6)$	1,1336	0,2556	-0,3428
	45-49	7	$q(20)/D(7)$	1,1201	0,2362	-0,3268
Oeste	15-19	1	$q(1)/D(1)$	1,1415	-2,7070	0,7663
	20-24	2	$q(2)/D(2)$	1,2563	-0,5381	-0,2637
	25-29	3	$q(3)/D(3)$	1,1851	0,0633	-0,4177
	30-34	4	$q(5)/D(4)$	1,1720	0,2341	-0,4272
	35-39	5	$q(10)/D(5)$	1,1865	0,3080	-0,4452
	40-44	6	$q(15)/D(6)$	1,1746	0,3314	-0,4537
	45-49	7	$q(20)/D(7)$	1,1639	0,3190	-0,4435

Fuente: Naciones Unidas, Manual X. Indirect Techniques for Demographic Estimation (ST/ESA/SER.A/81), Nueva York, 1983.

Ecuación de estimación:

$$k(i) = a(i) + b(i) [p(1) / P(2)] + c(i) [P(2) / P(3)]$$

$$q(x) = k(i) D(i)$$

Tabla 4
**ECUACIÓN Y COEFICIENTES DE REGRESIÓN DE TRUSSELL
 PARA CALCULAR EL TIEMPO t(x) AL QUE CORRESPONDEN
 LAS ESTIMACIONES DE q(x)**

Modelo de mortalidad	Grupos de edad	Índice (i)	Edad x	Parámetro estimado q(x)	Coeficientes		
					a'(i)	b'(i)	c'(i)
Norte	15-19	1	1	q(1)	1,0921	5,4732	-1,9672
	20-24	2	2	q(2)	1,3207	5,3751	0,2133
	25-29	3	3	q(3)	1,5996	2,6268	4,3701
	30-34	4	5	q(5)	2,0779	-1,7908	9,4126
	35-39	5	10	q(10)	2,7705	-7,3403	14,9352
	40-44	6	15	q(15)	4,1520	-12,2448	19,2349
	45-49	7	20	q(20)	6,9650	-13,9160	19,9542
Sur	15-19	1	1	q(1)	1,0900	5,4443	-1,9721
	20-24	2	2	q(2)	1,3079	5,5568	0,2021
	25-29	3	3	q(3)	1,5173	2,6755	4,7471
	30-34	4	5	q(5)	1,9399	-2,2739	10,3876
	35-39	5	10	q(10)	2,6157	-8,4819	16,5163
	40-44	6	15	q(15)	4,0794	-13,8308	21,1866
	45-49	7	20	q(20)	7,1796	-15,3880	21,7892
Este	15-19	1	1	q(1)	1,0959	5,5864	-1,9949
	20-24	2	2	q(2)	1,2921	5,5897	0,3631
	25-29	3	3	q(3)	1,5021	2,4692	5,0927
	30-34	4	5	q(5)	1,9347	-2,6419	10,8533
	35-39	5	10	q(10)	2,6197	-8,9693	17,0981
	40-44	6	15	q(15)	4,1317	-14,3550	21,8247
	45-49	7	20	q(20)	7,3657	-15,8083	22,3005
Oeste	15-19	1	1	q(1)	1,0970	5,5628	-1,9956
	20-24	2	2	q(2)	1,3062	5,5677	0,2962
	25-29	3	3	q(3)	1,5305	2,5528	4,8962
	30-34	4	5	q(5)	1,9991	-2,4261	10,4282
	35-39	5	10	q(10)	2,7632	-8,4065	16,1787
	40-44	6	15	q(15)	4,3468	-13,2436	20,1990
	45-49	7	20	q(20)	7,5242	-14,2013	20,0162

Fuente: Naciones Unidas, Manual X. Indirect Techniques for Demographic Estimation (ST/ESA/SER.A/81), Nueva York, 1983.

Ecuación de estimación:

$$t(x) = a'(i) + b'(i) [p(1) / P(2)] + c'(i) [P(2) / P(3)]$$

Tabla 5

**PROBABILIDADES DE SOBREVIVIR DESDE EL NACIMIENTO, $l(x)$, HASTA LAS
EDADES 1 A 20 AÑOS, AMBOS SEXOS, MODELO OESTE DE COALE-DEMENY**

(Índice de masculinidad 1,05)

<i>Nivel</i>	<i>Probabilidad de supervivencia $l(x)$</i>						
	<i>l(1)</i>	<i>l(2)</i>	<i>l(3)</i>	<i>l(5)</i>	<i>l(10)</i>	<i>l(15)</i>	<i>l(20)</i>
1	0,60722	0,48996	0,48996	0,44896	0,41738	0,39531	0,36781
2	0,64086	0,52850	0,52850	0,48922	0,45788	0,43584	0,40817
3	0,67118	0,56425	0,56425	0,52688	0,49611	0,47434	0,44682
4	0,69872	0,59758	0,59758	0,56223	0,53229	0,51099	0,48386
5	0,72392	0,62876	0,62876	0,59551	0,56661	0,54594	0,51942
6	0,74711	0,65806	0,65806	0,62694	0,59923	0,57932	0,55359
7	0,76856	0,68566	0,68566	0,65669	0,63030	0,61125	0,58646
8	0,78849	0,71175	0,71175	0,68492	0,65994	0,64184	0,61811
9	0,80708	0,73645	0,73645	0,71176	0,68828	0,67119	0,64860
10	0,82447	0,75989	0,75989	0,73733	0,71540	0,69937	0,67802
11	0,84080	0,78220	0,78220	0,76173	0,74139	0,72647	0,70642
12	0,85617	0,80345	0,80345	0,78503	0,76632	0,75255	0,73385
13	0,87087	0,82489	0,82489	0,80881	0,79185	0,77939	0,76204
14	0,88476	0,84547	0,84547	0,83174	0,81658	0,80540	0,78938
15	0,89740	0,86388	0,86388	0,85205	0,83858	0,82857	0,81406
16	0,90962	0,88157	0,88157	0,87145	0,85966	0,85085	0,83785
17	0,92137	0,89862	0,89862	0,88998	0,87985	0,87222	0,86076
18	0,93265	0,91479	0,91479	0,90766	0,89916	0,89270	0,88278
19	0,94343	0,93011	0,93011	0,92454	0,91763	0,91234	0,90395
20	0,95372	0,94462	0,94462	0,940065	0,93531	0,93117	0,92429
21	0,96395	0,95821	0,95821	0,95560	0,95169	0,94856	0,94324
22	0,97321	0,96967	0,96967	0,96798	0,96524	0,96301	0,95907
23	0,98162	0,97970	0,97970	0,97875	0,97702	0,97558	0,97288
24	0,98881	0,98795	0,98795	0,98751	0,98658	0,98575	0,98412

Fuente: Naciones Unidas, Manual X. Indirect Techniques for Demographic Estimation (ST/ESA/SER.A/81), Nueva York, 1983.

Tabla 6
PANAMÁ (CENSO DEL 2000): TABLA DE MORTALIDAD DE INDÍGENAS HOMBRES
 (Con factor de corrección 1,185945)

Edad	N	$m_{x,n}$	$q_{x,n}$	l_x	dx,n	$l_{x,n}$	T_x	e_x	$P_{x,x+n}$
									P(b): 0,92995
0	1	0,0661	0,06287	100 000	6 287	95 117	6 108 697	61,09	0,97585
1	4	0,00532	0,02101	93 713	1 969	369 858	6 013 580	64,17	---
5	5	0,00438	0,02169	91 744	1 989	453 747	5 643 722	61,52	0,98328
10	5	0,00234	0,01165	89 755	1 045	446 159	5 189 975	57,82	0,98753
15	5	0,00268	0,0133	88 709	1 179	440 597	4 743 816	53,48	0,97965
20	5	0,00558	0,02751	87 530	2 408	431 629	4 303 219	49,16	0,97387
25	5	0,00501	0,02472	85 122	2 104	420 349	3 871 590	45,48	0,97493
30	5	0,00515	0,02543	83 018	2 111	409 811	3 451 241	41,57	0,97592
35	5	0,00459	0,0227	80 907	1 837	399 942	3 041 430	37,59	0,97517
40	5	0,00548	0,02701	79 070	2 135	390 012	2 641 488	33,41	0,96495
45	5	0,00885	0,04331	76 935	3 332	376 343	2 251 477	29,26	0,95208
50	5	0,01083	0,05273	73 602	3 881	358 309	1 875 134	25,48	0,94606
55	5	0,01136	0,05522	69 721	3 850	338 982	1 516 825	21,76	0,91777
60	5	0,02346	0,11082	65 872	7 300	311 109	1 177 842	17,88	0,875
65	5	0,03033	0,14095	58 572	8 256	272 221	866 734	14,8	0,83158
70	5	0,04454	0,20039	50 316	10 083	226 374	594 513	11,82	0,7748
75	5	0,05877	0,25622	40 233	10 309	175 395	368 138	9,15	---
80	w	0,15526	1	29 925	29 925	192 743	192 743	6,44	---
									P(75,w): 0,52356
		$f(0) = 0,2233$	$k = 1,4636$						

Fuente: Centro Latinoamericano y Caribeño de Demografía (CELADE) - División de Población de la CEPAL.

Notas:

$m(x,n)$ es la tasa central de mortalidad entre la edad x y la edad $x+n$. En la tabla de mortalidad se calcula como el cociente entre las defunciones en las edades exactas x y $x+n$, $d(x,n)$ y la población estacionaria $L(x,n)$;

$q(x,n)$ es la probabilidad que tiene una persona de edad exacta x de morir antes de cumplir la edad $x+n$;

$l(x)$ son los sobrevivientes a la edad exacta x de un grupo inicial de 100 000 nacimientos, que se consideran la raíz de la tabla de mortalidad;

$d(x,n)$ son las defunciones de los sobrevivientes de edad exacta x entre las edades exactas x y $x+n$;

$L(x,n)$ es el tiempo vivido por los sobrevivientes $l(x)$ entre las edades x y $x+n$. Representa, además, la población estacionaria de una tabla de mortalidad entre las edades x y $x+n$;

$T(x)$ es el tiempo que le resta por vivir al total de sobrevivientes de edad exacta x , $l(x)$;

$e(x)$ esperanza de vida a la edad exacta x . Es el número promedio de años que le resta por vivir a cada sobreviviente de edad exacta x y se calcula como el cociente entre $T(x)$ y $l(x)$, y

$P(x,x+n)$ es la probabilidad que tienen las personas entre x y $x+n$ años de sobrevivir 5 años más.

$P(b)$, la probabilidad que tiene un recién nacido de sobrevivir 5 años, **$P(75,w)$** , la probabilidad que tienen los de 75 y más años de sobrevivir otros 5 años.

Tabla 7
PANAMÁ (CENSO DEL 2000): TABLA DE MORTALIDAD DE INDÍGENAS MUJERES
 (Con factor de corrección 1,12)

Edad	n	m(x,n)	q(x,n)	l(x)	D(x,n)	L(x,n)	T(x)	e(x)	P(x,x+n)
								<i>P(b):</i>	0,94282
0	1	0,05202	0,04994	100 000	4 994	96 004	6 355 248	63,55	0,97949
1	4	0,00481	0,019	95 006	1 805	375 408	6 259 244	65,88	---
5	5	0,00369	0,01828	93 201	1 704	461 745	5 883 836	63,13	0,98622
10	5	0,00185	0,00919	91 497	841	455 384	5 422 091	59,26	0,98811
15	5	0,00294	0,01461	90 656	1 324	449 971	4 966 707	54,79	0,98408
20	5	0,00348	0,01725	89 332	1 541	442 809	4 516 735	50,56	0,98552
25	5	0,00235	0,01166	87 791	1 024	436 396	4 073 927	46,4	0,98446
30	5	0,00393	0,01946	86 767	1 688	429 616	3 637 530	41,92	0,97865
35	5	0,00471	0,02328	85 079	1 980	420 444	3 207 914	37,71	0,97491
40	5	0,00546	0,02694	83 099	2 238	409 897	2 787 470	33,54	0,96497
45	5	0,00886	0,04336	80 860	3 506	395 536	2 377 573	29,4	0,94861
50	5	0,01233	0,05979	77 354	4 625	375 208	1 982 037	25,62	0,93465
55	5	0,01478	0,07127	72 729	5 183	350 687	1 606 829	22,09	0,91218
60	5	0,0223	0,10563	67 546	7 135	319 891	1 256 142	18,6	0,88928
65	5	0,02472	0,11641	60 411	7 033	284 472	936 251	15,5	0,84201
70	5	0,0457	0,20505	53 378	10 945	239 527	651 779	12,21	0,79123
75	5	0,04779	0,21345	42 433	9 057	189 520	412 252	9,72	---
80	w	0,14985	1	33 375	33 375	222 731	222 731	6,67	---
								<i>P(75,w):</i>	0,54028

$f(0) = 0,1998$ $K = 1,4428$

Fuente: Centro Latinoamericano y Caribeño de Demografía (CELADE) - División de Población de la CEPAL.