

Descenso y transición epidemiológica de la mortalidad infantil en América Latina y el Caribe

Alejandro Aguirre¹
Fortino Vela Peón²

Recibido: 27/05/2015
Aceptado: 10/08/2015

Resumen

En décadas recientes, América Latina ha logrado importantes avances en la reducción de la mortalidad infantil, tanto desde el punto de vista cuantitativo como cualitativo. Por una parte, los niveles de la tasa de mortalidad infantil (TMI) han descendido en la mayoría de los países a menos de 30 defunciones por 1.000 nacidos vivos, y en algunos otros son similares a las del mundo desarrollado. Además, se ha ido modificando el perfil de causas de la mortalidad infantil: las infecciones intestinales y las respiratorias pierden terreno ante las afecciones perinatales y las anomalías congénitas. En este trabajo se analiza la situación (nivel y perfil epidemiológico) de la mortalidad infantil en varios países de la región utilizando datos de las estadísticas vitales e información censal proveniente de la plataforma Integrated Public Use Microdata Series, International (IPUMS).

Palabras clave: mortalidad infantil, estimación indirecta, Brass, transición epidemiológica, América Latina, IPUMS.

¹ Profesor-Investigador de El Colegio de México, Doctor en Demografía Médica por la Escuela de Higiene y Medicina Tropical de la Universidad de Londres. Sus principales áreas de investigación son: mortalidad infantil, mortalidad materna y mortalidad por causas. Correo electrónico: aguirre@colmex.mx.

² Profesor-Investigador en el Departamento de Producción Económica de la Universidad Autónoma Metropolitana Xochimilco (UAMX). Sus principales áreas de investigación son: mercado laboral, mortalidad y población y desarrollo. Correo electrónico: fvela@correo.xoc.uam.mx.

Abstract

In recent decades, Latin America has made significant progress in reducing infant mortality, from in both quantitative and qualitative terms. The infant mortality rate (IMR) has fallen to fewer than 30 deaths per 1,000 live births in most of the countries, and in some comes close to developed-country rates. The causes of infant mortality have also changed—deaths are increasingly the result of perinatal conditions and congenital malformations rather than intestinal and respiratory infections. This paper analyses infant mortality (rates and epidemiological profile) in several countries of the region using vital statistics and census data taken from the international Integrated Public Use Microdata Series (IPUMS).

Keywords: infant mortality; indirect estimation; Brass; epidemiological transition; Latin America; Integrated Public Use Microdata Series (IPUMS).

Résumé

Au cours des dernières décennies, des progrès substantiels ont été accomplis en Amérique latine dans la réduction de la mortalité infantile, à la fois en termes quantitatifs et qualitatifs. D'une part, les niveaux du taux de mortalité infantile (TMI) sont tombés, dans la majorité des pays, à moins de 30 décès sur 1000 nés vivants et, dans certains pays, sont proches des taux observés dans le monde développé. De plus, le profil des causes de la mortalité infantile a également évolué : les infections intestinales et les infections respiratoires perdent du terrain face aux affections périnatales et aux anomalies congénitales. Dans cette étude, l'auteur analyse la situation (niveau et profil épidémiologique) de la mortalité infantile dans plusieurs pays de la région, sur la base des données des statistiques vitales et de l'information censitaire issue de la plateforme *Integrated Public Use Microdata Series, International (IPUMS)*.

Mots clés: mortalité infantile, estimation indirecte, Brass, transition épidémiologique, Amérique latine, IPUMS.

Introducción

En décadas recientes, América Latina ha logrado importantes avances en la reducción de la mortalidad infantil, tanto desde el punto de vista cuantitativo como cualitativo. Por una parte, los niveles de la tasa de mortalidad infantil (TMI) han descendido en la mayoría de los países a menos de 30 defunciones por 1.000 nacidos vivos, y en algunos otros son similares a las del mundo desarrollado. Además, se ha ido modificando el perfil de las causas de la mortalidad infantil: las infecciones intestinales y las respiratorias pierden terreno ante las afecciones perinatales y las anomalías congénitas. Lo anterior se evidencia en la literatura sobre el tema. En este sentido, Ahmad y otros (2000), considerando un total de 120 países en el período 1950-2000, tanto desarrollados como no desarrollados, señalan una clara tendencia descendente de la TMI. En el caso de América Latina y el Caribe, los autores resumen sus hallazgos mostrando una caída de este indicador de 140 a 38 defunciones de niños menores de 1 año por cada 1.000 nacidos vivos en el período comprendido entre 1955 y 1990, considerando que esta reducción inicialmente fue lenta, más pronunciada a partir de la década de 1970 y se atenuó a finales de la década de 1990. De igual manera, Aguirre (2009) muestra que, en el caso de México en particular, cuando se considera el perfil epidemiológico de la mortalidad infantil existe evidencia de una transformación de las causas de muerte, que en 1980 fueron, en orden de importancia, las afecciones perinatales, las infecciones intestinales, las infecciones respiratorias y las anomalías congénitas, mientras que en 2005 su orden fue el siguiente: afecciones perinatales, anomalías congénitas, infecciones respiratorias e infecciones intestinales. Como se verá más adelante, transformaciones similares ocurrieron en prácticamente todos los países de América Latina y el Caribe.

Para contar con un panorama completo, tanto de los niveles como de las causas de la mortalidad en general y la infantil en particular, se requiere de la información más precisa posible que permita identificar los cambios en ambas dimensiones. Sin lugar a dudas, los sistemas de información demográfica han observado mejoras tanto en la cobertura como en la calidad de los datos en casi todo los países de la región. Por lo tanto, cabe evaluar la utilidad de seguir utilizando métodos indirectos para la estimación de la mortalidad infantil. En este sentido, resulta de interés comparar la estimación derivada de la aplicación de métodos indirectos a la información censal con la que se obtiene directamente sobre la base de las estadísticas vitales, a fin de conocer si a lo largo del tiempo se observa cierta convergencia en estos dos tipos de cálculo. De ocurrir la convergencia, se evidenciaría la pérdida de utilidad de los métodos indirectos.

A partir de lo anterior, este trabajo tiene como propósito dar respuesta a las siguientes interrogantes: ¿se mide adecuadamente la mortalidad infantil?; ¿las estadísticas vitales son una fuente confiable para estimar la TMI o todavía es necesario emplear la técnica de Brass para contar con estimaciones fidedignas?; y ¿qué utilidad tienen las estadísticas vitales para el conocimiento del perfil epidemiológico de la mortalidad infantil? A tal fin, este artículo se encuentra organizado de la siguiente manera: en primer lugar, se analiza la pertinencia

de continuar utilizando la técnica indirecta de Brass y Coale (1968), que consiste en dividir el número de hijos nacidos vivos por el número de hijos sobrevivientes, para contar con estimaciones confiables de la mortalidad infantil. Para esto se comparan las estimaciones obtenidas mediante esta metodología con las que se obtienen directamente de las estadísticas vitales. Si bien hay más fuentes de información en los países de la región, a fin de lograr resultados comparables³, las estimaciones indirectas que se presentan en este trabajo se obtuvieron aplicando el método de Brass exclusivamente a la información de los censos contenidos en las bases de datos de Integrated Public Use Microdata Series (IPUMS) en los que se realizaron preguntas sobre hijos nacidos vivos y sobrevivientes. Los países considerados fueron los siguientes: Argentina, Bolivia (Estado Plurinacional de), Brasil, Chile, Colombia, Costa Rica, Ecuador, El Salvador, Jamaica, México, Nicaragua, Panamá, Perú y Uruguay. El único criterio para su inclusión fue la disponibilidad de la información en IPUMS. En cuanto a las causas de muerte, se analiza la evolución de los primeros cuatro grupos de causas en el marco de la transición epidemiológica de la mortalidad infantil de estos mismos países⁴. En este caso, se emplearon las estadísticas vitales tal y como los países las reportan a la Organización Mundial de la Salud (OMS)⁵.

A. Niveles de mortalidad infantil en América Latina y el Caribe

William Brass (Brass y Coale, 1968) desarrolló el método indirecto de hijos nacidos vivos e hijos sobrevivientes para estimar la mortalidad infantil y juvenil, que ha permitido conocer de manera más fidedigna los niveles reales de la mortalidad infantil de unas tres cuartas partes de la población mundial. Este método consiste en utilizar información (generalmente censal, aunque puede provenir de encuestas) del total de hijos nacidos vivos y los sobrevivientes de estos que han tenido las mujeres durante toda su vida, hasta el momento en que son entrevistadas. La información se clasifica por la edad de la madre. Se espera que entre mayor sea la mujer, sus hijos sean (en promedio) mayores, que hayan estado expuestos al riesgo de muerte durante un período más largo y que, por ende, la proporción de hijos fallecidos aumente con la edad de la mujer. El método se basa en la similitud de los valores de las proporciones de hijos fallecidos, según la edad de la madre, en grupos quinquenales del período reproductivo (es decir, del grupo de mujeres de 15 a 19 años al grupo de 45 a 49 años) y las probabilidades de fallecer entre el nacimiento y las edades de 1, 2, 3, 5, 10, 15 y 20 años, respectivamente.

Según la formulación original de Brass, el método está basado en varios supuestos de los cuales ninguno llega a cumplirse plenamente en cualquier población, y cuya violación,

³ Es importante señalar que una de las características de la información de IPUMS consiste en que las bases de datos han sido previamente armonizadas, de modo que es posible su comparación directa.

⁴ A excepción del Estado Plurinacional de Bolivia, país sobre el cual no fue posible obtener la información pertinente.

⁵ Esta información se encuentra disponible públicamente [en línea] <http://apps.who.int/whosis/database/mort/table2>.

de una u otra manera, no llega a producir sesgos muy importantes en la mayoría de los casos. En general, la metodología produce —en las poblaciones con datos incompletos— estimaciones más cercanas a la realidad en comparación con las subestimaciones que ofrecen las estadísticas vitales. A continuación se enuncian los supuestos y una breve explicación de por qué, salvo excepciones, su no cumplimiento no afecta de manera considerable las estimaciones.

- Hay una fecundidad constante. Aunque las cohortes quinquenales en determinado momento censal tengan diferentes niveles de fecundidad, en última instancia el método se basa en el cociente de hijos fallecidos respecto de los hijos nacidos vivos, que no se ve afectado por el nivel de fecundidad de cada cohorte en particular.
- Existe una mortalidad constante. Este supuesto se cumplía en las poblaciones africanas a mediados del siglo pasado, con las que Brass y Coale (1968) trabajaron originalmente. Dado que había una mortalidad constante, el método estimaba la mortalidad de la población en estudio. La aplicación del método fue extendiéndose a otras regiones del mundo en desarrollo y permitió obtener estimaciones razonables de la mortalidad infantil en el último cuarto del siglo pasado de países donde habita alrededor de las tres cuartas partes de la población mundial, como ya se señaló. Sin embargo, en algunas de estas regiones la mortalidad infantil se encontraba en descenso. Posteriormente se fueron desarrollando algunas variantes del método original entre las que destacan las de Sullivan (1972), Trussell (1975) y Feeney (1980). Este último introdujo —considerando cambios en la mortalidad— la ubicación en el tiempo de las estimaciones de cada uno de los grupos quinquenales de edad de las mujeres de quienes se obtiene la información de hijos nacidos vivos e hijos sobrevivientes. De esta manera, lo que en la propuesta original podría considerarse como una limitación, con las adaptaciones de Feeney se convirtió en una virtud del método, ya que permite obtener estimaciones en varios momentos y así conocer las tendencias del indicador.
- Hay independencia entre la mortalidad de los niños y la edad de la madre. La mortalidad de los hijos depende, entre otras variables, de la edad de la madre. Los hijos de las mujeres muy jóvenes están más expuestos al riesgo de morir. Esto se debe a razones tanto biológicas como socioculturales. Por una parte, algunas de estas mujeres aún no terminan su propio desarrollo cuando ya están ejerciendo la maternidad, lo que compromete la sobrevivencia de sus hijos (y la propia). Por otra parte, puede ser que no estén preparadas de manera óptima para el cuidado del infante. Esto resulta más notorio para los hijos nacidos vivos de madres de 15 a 19 años. Sin embargo, en los demás grupos de edad el supuesto no se separa demasiado de la realidad. El incumplimiento de este supuesto se subsana al eliminar las estimaciones de mortalidad infantil que provienen de las mujeres más jóvenes, como se detalla más adelante.
- Hay independencia entre la mortalidad de los niños y la mortalidad de la madre. Un niño huérfano experimenta una mayor probabilidad de morir ante la falta de atención y de cuidados que una madre podría proporcionarle. El caso extremo sucede cuando la madre fallece al momento de dar a luz, con lo que el infante se ve privado de la

lactancia materna, la que además de constituir un valioso alimento lo protege contra infecciones. Afortunadamente, la mortalidad materna es un evento relativamente raro, y aun la mortalidad de las mujeres en edad fértil es baja; por lo tanto, no hay tantos huérfanos y, por ende, el no cumplimiento de este supuesto no tiene una repercusión mayor en las estimaciones.

- La población está cerrada a la migración. La información que utiliza el método de Brass refleja la experiencia de mortalidad de los hijos de las informantes en cualquier momento del pasado. Así, una mujer puede estar informando en el lugar donde es censada la mortalidad (o sobrevivencia) de sus hijos ocurrida en un lugar en donde residió con anterioridad. Este sesgo será importante en la medida en que exista un diferencial considerable entre la localidad de origen y la de destino de quien haya migrado. Entre mayor sea la escala geográfica considerada, habrá menos movimientos migratorios y, por tanto, la suposición no produce distorsiones que afecten de manera significativa los resultados obtenidos. En cambio, entre menor sea la escala geográfica analizada, puede haber un mayor efecto del no cumplimiento del supuesto. Tratándose de poblaciones nacionales, resulta difícil que el supuesto afecte demasiado las estimaciones que se producen con el método.

Como se señaló, los supuestos no llegan a cumplirse cabalmente, por lo que las estimaciones no pueden tener una exactitud absoluta. Sin embargo, producen estimaciones de la mortalidad infantojuvenil más cercanas a la realidad en poblaciones en las que las estadísticas vitales son deficientes.

Para este trabajo se utilizó el programa de estimación de la mortalidad infantil por microcomputadora (QFIVE), desarrollado por la División de Población de las Naciones Unidas. Este programa se sustenta en la variante de Trussell (1975) del método de hijos nacidos vivos y sobrevivientes, y produce resultados acordes con los cuatro modelos de las tablas regionales de mortalidad de Coale y Demeny (1966), y con los cinco patrones de mortalidad de las tablas de las Naciones Unidas para países en desarrollo (1982). En un primer panel de resultados, QFIVE produce la serie de las probabilidades de morir entre el nacimiento y la edad exacta x ($q(x)$) para los valores de x de 1, 2, 3, 5, 10, 15 y 20 años, derivados respectivamente de la información acerca de la sobrevivencia de los hijos que suministran las mujeres de los grupos etarios 15-19, 20-24, 25-29, 30-34, 35-39, 40-44 y 45-49 años, respectivamente (véase el cuadro 1). Estas probabilidades van acompañadas de su ubicación en el tiempo, expresado en años antes del censo. Cuanto mayores son las mujeres, habrán tenido (en promedio) a sus hijos antes. En el cuadro 1 se presenta el ejemplo del Brasil en 1980.

Por otra parte, las tablas de vida modelo permiten, para un cierto patrón y nivel de mortalidad, establecer otros parámetros de la tabla correspondiente. Así, es posible obtener otros parámetros de la mortalidad a partir de las estimaciones originales de las $q(x)$. Es decir, QFIVE produce tres paneles adicionales de resultados con las $q(1)$, las ${}_4q_1$ y las $q(5)$ que corresponden al nivel de mortalidad de cada $q(x)$ (véase el cuadro 2). En estos paneles el tiempo de las estimaciones se establece en años calendario.

Cuadro 1

Brasil: listado del panel 1 de resultados del programa QFIVE sobre las probabilidades de morir entre el nacimiento y la edad exacta x bajo el método de Brass de hijos nacidos vivos e hijos sobrevivientes, junio de 1980

Grupo de edad de la madre (en años)	Número promedio de hijos		Proporción de hijos	Modelos de Coale y Demeny (ecuaciones de Trussell)								
	Nacidos vivos	Sobrevivientes	Fallecidos	Edad x	Norte		Sur		Este		Oeste	
					q(x)	t(x)	q(x)	t(x)	q(x)	t(x)	q(x)	t(x)
15-19	0,146	0,129	0,116	1	0,121	(1,0)	0,117	(1,0)	0,125	(1,0)	0,124	(1,0)
20-24	0,906	0,812	0,104	2	0,104	(2,3)	0,109	(2,3)	0,109	(2,4)	0,109	(2,3)
25-29	1,905	1,706	0,104	3	0,099	(4,1)	0,106	(4,2)	0,105	(4,3)	0,104	(4,3)
30-34	2,960	2,623	0,114	5	0,112	(6,3)	0,116	(6,5)	0,114	(6,7)	0,114	(6,6)
35-39	3,967	3,457	0,129	10	0,135	(8,7)	0,134	(9,1)	0,132	(9,3)	0,132	(9,1)
40-44	4,664	3,988	0,145	15	0,150	(11,3)	0,147	(11,9)	0,147	(12,2)	0,147	(11,8)
45-49	4,979	4,196	0,157	20	0,159	(14,2)	0,158	(15,1)	0,158	(15,4)	0,158	(14,8)

Fuente: Elaboración propia.

Cuadro 2

Brasil: listado del panel 2 de resultados del programa QFIVE sobre q(1), 4q1 y q(5), según diferentes patrones y niveles de mortalidad infantil, mediante el método de Brass de hijos nacidos vivos e hijos sobrevivientes, 1980

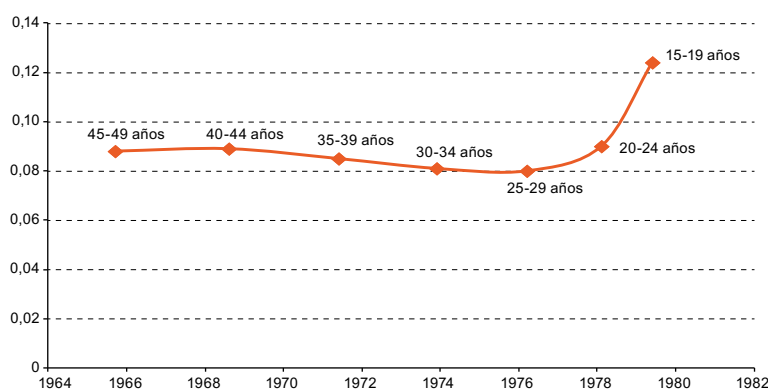
Edad de la mujer	Modelos de Coale y Demeny							
	Norte		Sur		Este		Oeste	
	Fecha de referencia ^a	q	Fecha de referencia ^a	q	Fecha de referencia ^a	q	Fecha de referencia ^a	q
Tasa de mortalidad infantil: q(1)								
15-19	1979,4	0,121	1979,4	0,117	1979,4	0,125	1979,4	0,124
20-24	1978,2	0,084	1978,2	0,090	1978,1	0,095	1978,1	0,090
25-29	1976,4	0,072	1976,3	0,083	1976,1	0,087	1976,2	0,080
30-34	1974,2	0,071	1973,9	0,085	1973,8	0,089	1973,9	0,081
35-39	1971,8	0,074	1971,4	0,091	1971,1	0,096	1971,4	0,085
40-44	1969,1	0,076	1968,5	0,095	1968,3	0,101	1968,6	0,089
45-49	1966,2	0,074	1965,4	0,096	1965,0	0,102	1965,7	0,088
Probabilidad de morir entre las edades de 1 a 5 años: 4q1								
15-19	1979,4	0,094	1979,4	0,072	1979,4	0,046	1979,4	0,067
20-24	1978,2	0,055	1978,2	0,039	1978,1	0,030	1978,1	0,042
25-29	1976,4	0,045	1976,3	0,032	1976,1	0,026	1976,2	0,035
30-34	1974,2	0,044	1973,9	0,034	1973,8	0,027	1973,9	0,036
35-39	1971,8	0,046	1971,4	0,040	1971,1	0,031	1971,4	0,039
40-44	1969,1	0,048	1968,5	0,044	1968,3	0,033	1968,6	0,041
45-49	1966,2	0,046	1965,4	0,045	1965,0	0,034	1965,7	0,040
Probabilidad de morir a la edad de 5 años: q(5)								
15-19	1979,4	0,203	1979,4	0,181	1979,4	0,165	1979,4	0,183
20-24	1978,2	0,134	1978,2	0,125	1978,1	0,122	1978,1	0,128
25-29	1976,4	0,114	1976,3	0,112	1976,1	0,111	1976,2	0,113
30-34	1974,2	0,112	1973,9	0,116	1973,8	0,114	1973,9	0,114
35-39	1971,8	0,117	1971,4	0,127	1971,1	0,123	1971,4	0,121
40-44	1969,1	0,120	1968,5	0,135	1968,3	0,131	1968,6	0,127
45-49	1966,2	0,117	1965,4	0,137	1965,0	0,132	1965,7	0,125

Fuente: Elaboración propia.

^a La fecha de referencia se considera como una variable continua. Por ejemplo, la cifra 1965,0 se refiere al inicio de ese año, es decir, el 1 de enero de 1965. Cada decimal representa 36,5 días, esto es, aproximadamente un mes y una semana.

En el segundo panel se muestran los resultados en términos de la mortalidad infantil, datos que más interesan para nuestros propósitos, ya que permiten observar la tendencia de la $q(1)$ en un período de aproximadamente 15 años antes del censo. Estas estimaciones con su ubicación temporal son el insumo para proyectar la tendencia de la TMI hasta el momento de cada censo. Las proyecciones se realizaron ajustando una curva exponencial negativa, dado que el ritmo de descenso de la mortalidad es cada vez más lento. Este tipo de curva además asegura que no se alcanzan valores negativos aun en el caso de una caída pronunciada de la TMI. Por otra parte, existe el cuarto supuesto aludido anteriormente, referido a la independencia del nivel de la mortalidad de los niños y la edad de la madre. En los hechos, los hijos de las mujeres muy jóvenes experimentan una mortalidad mayor. Esto se ve reflejado en el repunte de la tendencia de la mortalidad infantil en la estimación derivada de los datos de las mujeres de 15 a 19 años de edad. Para superar esta situación, resulta más conveniente ignorar esta última estimación del ajuste que se hace para la proyección. El procedimiento se muestra en el gráfico 1 aplicado al caso del Brasil en el período 1964-1980.

Gráfico 1
Brasil: estimaciones de la tasa de mortalidad infantil ($q(1)$) utilizando el modelo Oeste y la variante de Trussell del método de Brass, 1964-1980



Fuente: Elaboración propia.

Este procedimiento se repitió 43 veces —para cada uno de los censos disponibles en la base de datos de IPUMS—. Finalmente, se tomaron las estimaciones derivadas de las estadísticas vitales de cada país y año (o la más cercana disponible) a fin de comparar las estimaciones de mortalidad infantil directas con las indirectas de las mismas poblaciones y en los mismos años.

Se utilizaron todas las bases de datos disponibles de IPUMS sobre países latinoamericanos en que hay información de hijos nacidos vivos y sobrevivientes. Algunas pueden parecer relativamente antiguas; sin embargo, dado que uno de los objetivos de este trabajo es analizar la transición de la mortalidad, consideramos indispensable incluirlas junto con los resultados más recientes.

De los supuestos de la formulación original del método de Brass, uno de los que más claramente quedan desestimados para muchos países es el de la mortalidad constante. El programa QFIVE produce estimaciones que tienen un momento de referencia en el pasado reciente: las estimaciones derivadas de datos de las mujeres que se encuentran en los siete grupos quinquenales (entre los 15 y los 49 años de edad) se ubican en los 15 años previos al censo. Así, es posible observar las tendencias recientes de la mortalidad infantil.

A partir de cada una de estas fuentes de información se obtuvo una estimación de la TMI para cada uno de los países en los años de levantamiento censal. Se procedió entonces de la siguiente manera. En primer lugar, se aplicó el programa QFIVE a la información de hijos nacidos vivos e hijos sobrevivientes por grupo quinquenal de edad de las mujeres (15-19 a 45-49 años) correspondiente a cada censo disponible en IPUMS en el que se hicieron las preguntas sobre hijos nacidos vivos y sobrevivientes. El QFIVE produjo siete estimaciones de la TMI con su ubicación en el tiempo (aproximadamente desde 15 hasta 1,5 años antes de cada censo). Con esas estimaciones, se proyectó la tendencia de la TMI hasta el momento de cada censo.

Como se señaló anteriormente, existe una mortalidad diferencial por edad de la madre. Los hijos de las mujeres de 15 a 19 años experimentan una sobremortalidad, por lo tanto, la estimación derivada de este grupo de edad fue eliminada de la proyección, ya que rompe con la tendencia que se observa en las estimaciones correspondientes a los otros seis grupos de edad (20-24 a 45-49 años).

Dado que en general la mortalidad disminuye a un ritmo cada vez más lento, y para garantizar que la proyección no produjera cifras negativas, se ajustó en cada caso una curva exponencial negativa para la proyección. En algunos casos en particular, tal vez podría haberse realizado un ajuste mejor, pero se prefirió utilizar un protocolo estándar en todas las proyecciones de la TMI. En efecto, la curva logística en contados casos ofreció un mejor ajuste con un mayor coeficiente de correlación. Por ejemplo, en el caso del Brasil, de los cinco censos utilizados, solo en el de 1991 fue mejor el ajuste obtenido con la curva logística que con la exponencial negativa, como se muestra en el cuadro 3.

Cuadro 3
Brasil: coeficientes de correlación correspondientes a los ajustes exponencial negativo y logístico

Año	Ajuste exponencial	Ajuste logístico
1960	0,7552	-0,7549
1970	-0,2381	-0,2379
1980	-0,3270	-0,3262
1991	-0,9915	-0,9917
2000	-0,9881	-0,9850

Fuente: Elaboración propia.

B. La calidad de la información de IPUMS

El conjunto de bases de datos de IPUMS comprende más de 150 censos realizados en poco más de 50 países a lo largo de medio siglo (de 1960 a 2010). Se trata de muestras de los microdatos que han sido armonizados en la mayoría de las variables para facilitar, entre otras cosas, su comparación. Para este trabajo se utilizaron las bases de datos de los países de América Latina y el Caribe en los que se indagó sobre hijos nacidos vivos y sobrevivientes, un total de 43 censos de 14 países de la región (véase el cuadro 4).

En todo censo se captan una serie de variables y esta información puede tener distintos grados de calidad. Existen formas de evaluar la calidad de la información en ciertos aspectos. Las más conocidas son las que se refieren a la declaración de la edad, como los índices de Whipple y de Myers.

La calidad de las series de hijos nacidos vivos y sobrevivientes puede evaluarse comparando las estimaciones que produce el método de Brass, por una parte, con las tendencias obtenidas de los censos y, por la otra, con las estimaciones derivadas de las estadísticas vitales. La primera prueba se fundamenta en el hecho de que, salvo excepciones, la mortalidad tiene una tendencia descendente. Así, se espera que la serie de estimaciones censales de la TMI siga esta tendencia esperada, lo que ocurre en la mayoría de los países analizados en este trabajo. Sin embargo, hay casos como el de Nicaragua, donde las estimaciones indirectas arrojan una TMI de 129 por 1.000 en 1971, 80 por 1.000 en 1975 y 146 por 1.000 en 2005. Resulta poco plausible que esta sea la tendencia real, a pesar de las turbulencias políticas por las que atravesó ese país. Otro caso es el de Chile, donde la TMI habría aumentado de 11 por 1.000 a 19 por 1.000 entre 1992 y 2002. En el Estado Plurinacional de Bolivia, las cifras son de 168, 62 y 83 defunciones por 1.000 para 1976, 1992 y 2001, respectivamente. En este último caso, según Villarroel (2012), el aparente aumento de la mortalidad infantil de 1992 a 2001 se debe a la forma en que se realizaron las preguntas en cada uno de los censos de esos años: mientras en 1992 se hicieron preguntas acerca de los hijos nacidos vivos y los hijos sobrevivientes, en 2001 se indagó sobre los hijos nacidos vivos, los hijos sobrevivientes y explícitamente sobre los hijos fallecidos. Esta última pregunta permitió recuperar información de hijos fallecidos que de otra manera se habría perdido por confusión del entrevistador o la entrevistada. Por ello resulta más confiable la estimación correspondiente al año 2001 que la de 1992.

La técnica de hijos nacidos vivos e hijos sobrevivientes fue elaborada por Brass para contar con estimaciones más confiables de la TMI en poblaciones con datos deficientes. Esto significa que las estimaciones indirectas corrigen hacia arriba las estimaciones directas a partir de las estadísticas vitales. La segunda forma de evaluar consiste en comparar las estimaciones directas con las indirectas. Si las primeras son mayores que las segundas, es probable que las segundas estén por debajo de la realidad. Por ejemplo, en el caso del Estado Plurinacional de Bolivia, la estimación indirecta ubica a la TMI de 1992 en 62 por 1.000, en tanto que con la directa se obtiene 72 por 1.000, pero la situación fue distinta en 1976 y en 2001, es decir, en estos últimos años la estimación directa no fue superior a la indirecta (véase el cuadro 4). Lo mismo ocurre con Chile, con estimaciones de 11 (indirecta) y 14 (directa) por 1.000 en 1992, y con Colombia, cuyas estimaciones arrojan un resultado de 37 (indirecta) y 50 (directa) por 1.000 en 1985.

Cuadro 4
**América Latina y el Caribe (países seleccionados): tasas de mortalidad infantil
 derivadas de censos de población y estadísticas vitales**

País	Año	Según censos	Según estadísticas vitales ^a	Diferencia	Diferencia (en porcentajes)
Argentina	1970	69	59	10	14
	1980	44	33	11	25
	1991	21	25	-4	-19
Bolivia (Estado Plurinacional de)	1976	168	138 ^b		
	1992	62	72	-10	-17
	2001	83	61	22	27
Brasil	1960	145	70	75	52
	1970	109	79 ^b		
	1980	83	62	21	25
	1991	44	35	9	21
	2000	27	20	7	25
Chile	1970	86	79	7	8
	1982	44	24	20	45
	1992	11	14	-3	-28
	2002	19	8	11	57
Colombia	1973	74	53	21	29
	1985	37	50 ^c	...	...
	1993	38	37	1	2
	2005	37	16	21	56
Costa Rica	1973	64	45	19	
	1984	21	19	2	9
	2000	14	10	4	27
	1974	102	76	26	25
Ecuador	1982	77	61	16	21
	1990	60	40	20	33
	2001	26	25	1	3
El Salvador	1992	31		46 ^d	...
	2007	30	9	21	70
Jamaica	1982	26	21	5	19
	2002	27	18	9	33
México	1990	36	24	12	33
	2000	33	14	19	58
	2005	19		19	100
Nicaragua	1971	129	45	84	65
	1975	80	46	34	42.5
	2005	146		146	100
Panamá	1980	62	22	40	65
	1990	25	25 ^d	...	...
Perú	1993	50	75	-25	-49
	2003	22	20	2	9
Uruguay	1975	55	49	6	...
	1985	36	28 ^e	8	22
	1995	27	...	...	...

Fuente: Elaboración propia, sobre la base de Minnesota Population Center, "Integrated Public Use Microdata Series, International: Version 6.1", 2011 [base de datos en línea], Minneapolis, University of Minnesota; IPUMS; y Naciones Unidas, *Demographic Yearbook*, varios años [en línea] http://unstats.un.org/unsd/demographic/products/dyb/2000_round.htm.

^a Las estimaciones basadas en las estadísticas vitales se calcularon directamente a partir de las cifras de defunciones infantiles y de nacimientos publicados en las ediciones de Naciones Unidas, *Demographic Yearbook*.

^b La cifra corresponde a 1978.

^c La cifra corresponde a 1983.

^d La cifra corresponde a 1993.

^e La cifra corresponde a 1986.

La conclusión de los párrafos anteriores es que no se puede confiar ciegamente en que las estimaciones indirectas de la mortalidad infantil vayan invariablemente a producir buenos resultados, si bien en la mayoría de los casos permiten obtener una estimación de la TMI más cercana a la realidad.

En la diversidad de países analizados (14) y en el horizonte temporal considerado (desde 1960 en el Brasil hasta 2005 en Colombia, México y Nicaragua) existe un amplio abanico de situaciones en lo que respecta a la cobertura de las estadísticas vitales. En este artículo solo se señala como un indicio de la subestimación de la TMI la diferencia entre las estimaciones indirectas y las directas.

C. Transición epidemiológica de la mortalidad infantil en América Latina y el Caribe

El presente análisis de la evolución de la mortalidad infantil y sus perspectivas se llevó a cabo en el marco de la transición epidemiológica de la mortalidad infantil. Omran (1971) definió la transición epidemiológica de la mortalidad (en todas las edades) como el paso de una situación en la que predominan las enfermedades infectocontagiosas a otra en la que los padecimientos crónico-degenerativos se convierten en las principales causas de muerte. Pero ¿qué acontece con la mortalidad infantil?

Por definición, la mortalidad infantil es la que ocurre en el primer año de vida. Un año suele ser (salvo excepciones) un período demasiado corto para desarrollar una enfermedad crónico-degenerativa. No obstante, el descenso de la mortalidad infantil va acompañado de una drástica modificación del patrón de causas de muerte.

Para analizar la transición epidemiológica de la mortalidad infantil, las causas de muerte se pueden agrupar según el grado de dificultad para evitarlas (Aguirre, 2009). De menor a mayor grado, la clasificación sería la siguiente: i) enfermedades inmunoprevenibles, ii) enfermedades diarreicas agudas, iii) infecciones respiratorias agudas, iv) afecciones perinatales y v) anomalías congénitas.

Esto grupos de causas provocan más de dos tercios de las defunciones infantiles registradas en los países de la región.

El grupo de causas en el que es más fácil abatir la mortalidad es el de las enfermedades inmunoprevenibles. Con la aplicación de una o varias dosis de vacunas, es posible evitar estas enfermedades en la mayoría de los casos. Entre los padecimientos contra los que se protege a los niños con vacunas figuran la tuberculosis, la poliomielitis, la difteria, la tos ferina, el tétanos y el sarampión. En muchos casos, las defunciones causadas por enfermedades inmunoprevenibles pueden evitarse aun cuando no haya un sustancial mejoramiento en las demás condiciones de vida de la población.

Las enfermedades diarreicas pueden prevenirse con medidas de saneamiento ambiental, como suministro de agua potable y establecimiento de redes de alcantarillado. Esto requiere de inversiones en infraestructura. Sin embargo, incluso sin estas medidas puede evitarse, si no la morbilidad, sí la mortalidad por enfermedad diarreica aguda de una manera relativamente fácil con la terapia de hidratación oral. Desde la aplicación de esta terapia, desarrollada por el Centro Internacional de Investigaciones sobre Enfermedades Diarreicas en Bangladesh en 1968, el número de defunciones por enfermedad diarreica aguda ha disminuido considerablemente aun en poblaciones donde, por el rezago económico, se carece de infraestructura sanitaria básica.

Para las infecciones respiratorias agudas no existe una prevención similar a las vacunas o la terapia de hidratación oral. Sin embargo, muchas defunciones por esta causa pueden evitarse con una serie de medidas de atención primaria de salud, tanto en el hogar como en centros sanitarios. El punto clave parece ser la oportuna identificación de los casos que se agravan, así como su adecuada referencia a los centros de salud.

Para evitar defunciones por afecciones originadas en el período perinatal, se requieren medidas más costosas, como una adecuada atención prenatal y atención (de preferencia médica) durante el parto. Esto implica contar con una infraestructura hospitalaria y con recursos humanos capacitados, elementos asociados al desarrollo económico.

Finalmente, las anomalías congénitas son condiciones no solamente difíciles de evitar, sino también, en ocasiones, de detectar, por lo que es poco lo que en este campo puede hacerse para disminuir la mortalidad infantil. Entre las medidas que pueden tomarse en este sentido, y que ya se aplican en algunos países desarrollados, se encuentra la detección mediante tecnología avanzada (por ejemplo, imágenes de ultrasonido) de malformaciones del feto. Si después se procede a la interrupción del embarazo, se logra bajar la mortalidad infantil de manera un tanto artificial, evitando el nacimiento y la muerte por una anomalía congénita. Esto reduce la TMI, ya que disminuye en la misma cantidad su numerador (defunciones infantiles) y su denominador (nacimientos).

Para analizar las causas de muerte es inevitable el uso de estadísticas vitales, ya que las otras fuentes de información que permiten corregir su nivel no captan las causas de defunción. Es posible que el patrón epidemiológico que revelan las estadísticas vitales distorsione la distribución real de las causas de defunción. Se podría pensar que, dado que el subregistro es mayor en zonas rurales, y que las enfermedades diarreicas y las infecciones respiratorias agudas son más frecuentes en este medio, en el patrón epidemiológico derivado de las estadísticas vitales estas causas estarían subrepresentadas. No obstante, el subregistro de defunciones infantiles también tiende a concentrarse en la mortalidad neonatal y en general en las edades más jóvenes. En este tramo de edades es frecuente la mortalidad por afecciones perinatales. Así, se produce un subregistro en al menos tres de los grupos de causas de muerte, con lo cual la distorsión deja de ser tan marcada. En otras palabras, hay un subregistro de defunciones por enfermedades diarreicas agudas,

infecciones respiratorias agudas y afecciones perinatales, por lo que el subregistro queda repartido entre ellas.

Durante la transición epidemiológica de la mortalidad infantil, los grupos de causas de muerte van cambiando de posición según el orden de importancia. Se pueden identificar seis etapas de la transición, que van desde el predominio de las enfermedades diarreicas agudas hasta el predominio de las anomalías congénitas (véase el cuadro 5).

Cuadro 5
Evolución de las principales causas de muerte en la transición epidemiológica de la mortalidad infantil

Etapas	Causas			
	Primera	Segunda	Tercera	Cuarta
I	Enfermedad diarreica aguda	Infección respiratoria aguda	Enfermedad inmunoprevenible	Afección perinatal
II	Enfermedad diarreica aguda	Infección respiratoria aguda	Afección perinatal	Anomalía congénita
III	Afección perinatal	Enfermedad diarreica aguda	Infección respiratoria aguda	Anomalía congénita
IV	Afección perinatal	Anomalía congénita	Infección respiratoria aguda	Enfermedad diarreica aguda
V	Afección perinatal	Anomalía congénita		
VI	Anomalía congénita	Afección perinatal		

Fuente: Alejandro Aguirre, "La mortalidad infantil y la mortalidad materna en el siglo XXI", *Papeles de Población*, vol. 15, N° 61, Toluca, Universidad Autónoma del Estado de México, 2009, pág. 82.

México, por ejemplo, se encuentra en la cuarta etapa de la transición epidemiológica de la mortalidad infantil. Es decir, las principales causas de muerte en orden jerárquico son: i) afecciones originadas en el período perinatal, ii) anomalías congénitas, iii) infecciones respiratorias agudas y iv) enfermedades diarreicas agudas (Aguirre, 2009).

Cabe destacar que durante la quinta etapa de la transición, las afecciones perinatales y las anomalías congénitas se mantienen en las dos primeras posiciones, aunque en niveles inferiores, en tanto que las infecciones respiratorias agudas y las enfermedades diarreicas agudas bajan a tal grado que dejan de figurar entre las primeras cinco causas de mortalidad infantil. Esta es la situación que prevalece en la mayoría de los países desarrollados, donde la tasa de mortalidad infantil es de 10 muertes por 1.000 o menos, nivel al que la región aspira a llegar cuanto antes. Entre las causas de mortalidad infantil que ascienden del tercero al quinto lugar figuran los accidentes, el síndrome de muerte infantil súbita, las enfermedades del sistema nervioso y las deficiencias de la nutrición.

D. Resultados

En el cuadro 4 se presentan las estimaciones realizadas con el método de hijos nacidos vivos e hijos sobrevivientes y el cálculo directo del cociente de defunciones de niños menores de 1 año entre el total de hijos nacidos vivos reportados en las estadísticas vitales en diferentes años del período 1960-2005. Tanto las estimaciones directas como las indirectas muestran una clara tendencia descendente de la mortalidad infantil en todos los países analizados, aunque en niveles distintos (salvo algunas inconsistencias señaladas en la sección B, observadas en Bolivia (Estado Plurinacional de), Chile y Nicaragua). Por ejemplo, en el caso del Ecuador, en 1974 la estimación indirecta de la TMI es de 102 por 1.000 mientras que la directa es de 76 por 1.000 en ese mismo año; para 2001 estas cifras fueron, respectivamente, de 26 por 1.000 y 25 por 1.000. Como se puede apreciar, salvo cinco excepciones (Argentina (1991), Bolivia (Estado Plurinacional de) (1992), Chile (1992), Colombia (1985) y Perú (1993)), las estimaciones indirectas en todos los años y países considerados superan las estimaciones directas, lo que estaría indicando un grado mayor o menor de subestimación. Al calcular estas diferencias en términos absolutos y relativos, se puede señalar que los datos de 1960 del Brasil presentan la mayor la diferencia en términos absolutos (75 por 1.000). En términos relativos, los datos de El Salvador de 2007 son los que presentan la mayor diferencia, de un 70%, seguidos por los de Panamá correspondientes a 1980, de un 65%. El patrón esperado es que tanto las diferencias absolutas como las relativas fuesen disminuyendo en el tiempo, como ocurre en el Brasil entre 1960 y 2000, lo que implicaría de alguna forma la convergencia entre las estimaciones directas e indirectas debida a una mejora en la calidad de las estadísticas vitales.

Sin embargo, dadas las persistentes diferencias entre las estimaciones, sería prematuro afirmar que los métodos indirectos resultan innecesarios para la estimación de la TMI en la región. Esto se hace más patente al estudiar subpoblaciones de un país donde la calidad de la información es todavía más deficiente.

Considerando razonables la mayoría de las estimaciones indirectas, se corrobora el descenso de la tasa de mortalidad infantil en la región, a diferentes niveles: de 168 a 83 por 1.000 en un cuarto de siglo en el Estado Plurinacional de Bolivia; de 145 a 27 por 1.000 entre 1960 y 2000 en el Brasil; de 55 a 27 por 1.000 en el Uruguay entre 1975 y 1995, y de 69 a 21 por 1.000 en la Argentina entre 1970 y 1991.

En el cuadro 6 se muestra su evolución de la transición epidemiológica de la mortalidad infantil en los países de América Latina y el Caribe en el período de 1980 a 2005. El análisis se basó solo en los datos provenientes de las estadísticas vitales, si bien se tiene en cuenta que la calidad de la información sobre las causas de muerte no es homogénea entre países y períodos. Sin embargo, como se ha mencionado anteriormente, se espera que la distorsión en el patrón epidemiológico de la mortalidad infantil no sea tan acentuada, dado que el subregistro afecta a por lo menos tres grupos de causas de muerte (enfermedades diarreicas agudas, infecciones respiratorias agudas y afecciones perinatales).

Cuadro 6
**América Latina y el Caribe (países seleccionados): principales causas
 de muerte infantil y etapa de la transición epidemiológica**

País	Año	Causa de muerte				Etapa
		Primera	Segunda	Tercera	Cuarta	
Argentina	1980	Afección perinatal	Anomalía congénita	Infección respiratoria aguda	Enfermedad diarreica aguda	4
	1986	Afección perinatal	Anomalía congénita	Infección respiratoria aguda	Enfermedad diarreica aguda	4
	1990	Afección perinatal	Anomalía congénita	Infección respiratoria aguda	Enfermedad diarreica aguda	4
	2003	Afección perinatal	Anomalía congénita	Infección respiratoria aguda	Enfermedad diarreica aguda	4
Brasil	1980	Afección perinatal	Enfermedad diarreica aguda	Infección respiratoria aguda	Anomalía congénita	3
	1991	Afección perinatal	Enfermedad diarreica aguda	Infección respiratoria aguda	Anomalía congénita	3
	2000	Afección perinatal	Anomalía congénita	Infección respiratoria aguda	Enfermedad diarreica aguda	4
	2004	Afección perinatal	Anomalía congénita	Infección respiratoria aguda	Enfermedad diarreica aguda	4
Chile	1982	Afección perinatal	Anomalía congénita	Infección respiratoria aguda	Enfermedad diarreica aguda	4
	1992	Afección perinatal	Anomalía congénita	Infección respiratoria aguda	Enfermedad diarreica aguda	4
	2002	Afección perinatal	Anomalía congénita	Infección respiratoria aguda	Enfermedad diarreica aguda	4
Colombia	1984	Afección perinatal	Enfermedad diarreica aguda	Infección respiratoria aguda	Anomalía congénita	3
	1997	Afección perinatal	Anomalía congénita	Infección respiratoria aguda	Enfermedad diarreica aguda	4
	2005	Afección perinatal	Anomalía congénita	Infección respiratoria aguda	Enfermedad diarreica aguda	4
Costa Rica	1984	Afección perinatal	Anomalía congénita	Infección respiratoria aguda	Enfermedad diarreica aguda	4
	2000	Afección perinatal	Anomalía congénita	Infección respiratoria aguda	Enfermedad diarreica aguda	4
	2005	Afección perinatal	Anomalía congénita	Infección respiratoria aguda	Enfermedad diarreica aguda	4
Ecuador	1984	Afección perinatal	Enfermedad diarreica aguda	Infección respiratoria aguda	Anomalía congénita	3
	1991	Afección perinatal	Enfermedad diarreica aguda	Infección respiratoria aguda	Anomalía congénita	3
	2001	Afección perinatal	Infección respiratoria aguda	Anomalía congénita	Enfermedad diarreica aguda	3/4
	2005	Afección perinatal	Anomalía congénita	Infección respiratoria aguda	Enfermedad diarreica aguda	4
El Salvador	1984	Afección perinatal	Enfermedad diarreica aguda	Infección respiratoria aguda	Anomalía congénita	3
	1999	Afección perinatal	Anomalía congénita	Infección respiratoria aguda	Enfermedad diarreica aguda	4

Cuadro 6 (conclusión)

País	Año	Causa de muerte				Etapa
		Primera	Segunda	Tercera	Cuarta	
Jamaica	1982	Afección perinatal	Enfermedad diarreica aguda	Infección respiratoria aguda	Anomalía congénita	3
	1991	Afección perinatal	Enfermedad diarreica aguda	Anomalía congénita	Infección respiratoria aguda	3/4
México	1988	Afección perinatal	Enfermedad diarreica aguda	Infección respiratoria aguda	Anomalía congénita	3
	2000	Afección perinatal	Anomalía congénita	Infección respiratoria aguda	Enfermedad diarreica aguda	4
	2005	Afección perinatal	Anomalía congénita	Infección respiratoria aguda	Enfermedad diarreica aguda	4
Nicaragua	1998	Afección perinatal	Infección respiratoria aguda	Enfermedad diarreica aguda	Anomalía congénita	3
Panamá	1980	Afección perinatal	Anomalía congénita	Enfermedad diarreica aguda	Infección respiratoria aguda	4
	1989	Afección perinatal	Anomalía congénita	Enfermedad diarreica aguda	Infección respiratoria aguda	4
	2004	Afección perinatal	Anomalía congénita	Infección respiratoria aguda	Enfermedad diarreica aguda	4
Perú	1992	Afección perinatal	Infección respiratoria aguda	Enfermedad diarreica aguda	Anomalía congénita	3
	2000	Afección perinatal	Infección respiratoria aguda	Anomalía congénita	Anomalía congénita	3/4
Uruguay	1980	Afección perinatal	Anomalía congénita	Enfermedad diarreica aguda	Infección respiratoria aguda	4
	1987	Afección perinatal	Anomalía congénita			4/5
	2004	Afección perinatal	Anomalía congénita			5

Fuente: Elaboración propia, sobre la base de datos de la Organización Mundial de la Salud (OMS) [en línea] <http://apps.who.int/whosis/database/mort>; y de la Organización Panamericana de la Salud (OPS), *Las Condiciones de Salud en las Américas*, varios años.

Un primer resultado es que todos los países analizados han dejado atrás la primera y segunda etapa de la transición epidemiológica. En el Estado Plurinacional de Bolivia dejan de registrarse más de la mitad de las defunciones infantiles (Villarreal, 2012); sin embargo, es posible que este país se encuentre en la tercera etapa de la transición con los mayores rezagos de la región. Nicaragua, por su parte, en el umbral del siglo XXI, aún se encontraba en la tercera etapa. Con un mejor desempeño, el Brasil, Colombia, el Ecuador, El Salvador y México pasaron de la tercera a la cuarta etapa, es decir que hubo una disminución considerable de la participación relativa de las enfermedades diarreicas agudas y las infecciones respiratorias agudas. Chile, Costa Rica y Panamá desde los años ochenta se encuentran en la cuarta etapa de la transición. Sin que el país hubiera llegado de lleno a la quinta etapa, en 1992, los accidentes, el síndrome de muerte súbita y las enfermedades

del sistema nervioso en Chile habían desplazado a las enfermedades diarreicas agudas al séptimo lugar entre las causas de mortalidad infantil, aunque las infecciones respiratorias agudas permanecían en el tercer lugar; esto significa que el país se encontraba en un punto intermedio entre la cuarta y la quinta etapa de la transición. También en un punto intermedio, pero entre la tercera y la cuarta etapa, se encontraban Jamaica en 1991, el Perú en 2000 y el Ecuador en 2001, si bien este último llegó a la cuarta etapa en 2005.

Además, Chile, Colombia y México, hacia 2005 se encontraban en una posición intermedia entre la cuarta y la quinta etapa de la transición al haber logrado ubicar la mortalidad por infecciones intestinales por debajo del cuarto lugar entre las causas de defunciones de niños menores de 1 año.

Finalmente, el Uruguay es uno de los países que se ha mantenido a la vanguardia tanto en los niveles de mortalidad infantil como en el patrón de causas. En 1980 se encontraba en la cuarta etapa de la transición; en 1987 alcanzó un punto intermedio entre la cuarta y la quinta etapas, ya que las infecciones respiratorias agudas aún se encontraban en el cuarto lugar (si bien las enfermedades diarreicas agudas se ubicaron alrededor del séptimo lugar). Para el año 2004, el Uruguay ya había accedido a la quinta etapa de la transición epidemiológica, dado que ni las enfermedades diarreicas agudas ni las infecciones respiratorias agudas figuraban entre las primeras cinco causas de mortalidad infantil, alcanzando así un perfil epidemiológico propio de los países desarrollados.

E. Conclusiones

En resumen, el análisis presentado en este artículo permite responder a las preguntas originalmente planteadas. En lo que respecta a la medición de la mortalidad infantil por medio de las estadísticas vitales, en algunos países de la región se observan subestimaciones de diferente magnitud, por lo que es necesario continuar empleando métodos indirectos de estimación, como la técnica de Brass, para contar con estimaciones más fidedignas. Esto se hace más patente cuando se realizan estudios a nivel subnacional. Además, cabe destacar la utilidad de las estadísticas vitales para el conocimiento del perfil epidemiológico de la mortalidad infantil, ya que, a diferencia de los censos y las encuestas, captan las causas de muerte, lo que las convierte en una fuente de información invaluable. En efecto, cuando en los censos se pregunta acerca de hijos nacidos vivos e hijos sobrevivientes, no se consignan las causas de los decesos de los niños fallecidos. Tampoco sucede así en las encuestas demográficas, que registran las muertes, pero no escudriñan las causas que las provocaron.

Bibliografía

- Aguirre, Alejandro (2009), "La mortalidad infantil y la mortalidad materna en el siglo XXI", *Papeles de Población*, vol. 15, N° 61, Toluca, Universidad Autónoma del Estado de México.
- Aguirre, Alejandro y Fortino Vela (2012), "La mortalidad infantil en México, 2010", *Papeles de Población*, vol. 18, N° 73, Toluca, Universidad Autónoma del Estado de México.
- Ahmad, Omar B. y otros (2000), "The decline in child mortality: a reappraisal", *Bulletin of the World Health Organization*, vol. 78(10).
- Brass, William y A.J. Coale (1968), "Methods of analysis and estimation", *The Demography of Tropical Africa*, W. Brass y otros (eds.), Princeton University Press.
- Coale, A.J. y P. Demeny (1966), *Regional Model Life Tables and Stable Populations*, Princeton, Nueva Jersey.
- Feeney, G. (1980), "Estimating infant mortality trends from child survivorship data", *Populations Studies*, vol. XXXIV, N° 1, Londres.
- Minnesota Population Center (2011), "Integrated Public Use Microdata Series, International: Version 6.1" [base de datos en línea], Minneapolis, University of Minnesota.
- Naciones Unidas (varios años), *Demographic Yearbook* [en línea] http://unstats.un.org/unsd/demographic/products/dyb/2000_round.htm.
- (1982), *Tablas Modelo de Mortalidad para Países en Desarrollo* (ST/ESA/Ser.A/77), Nueva York.
- (s/f), *QFIVE: Microcomputer Program for Child Mortality Estimation* [en línea] <http://www.un.org/esa/population/pubsarchive/catalogue/catdbs.htm#l>.
- Omran, A. (1971), "The epidemiologic transition. A theory of the epidemiology of population change", *Milbank Memorial Fund Quarterly*, vol. XLIX, N° 4.
- OPS (Organización Panamericana de la Salud) (varios años), *Las Condiciones de Salud en las Américas*, vol. I y vol. II, Washington, D.C.
- Sullivan, J.M. (1972), "Models for the Estimation of the Probability of Dying between Birth and Exact Ages of Early Childhood", *Population Studies*, vol. 26, N° 1.
- Trussell, J.T. (1975), "A re-estimation of the multiplying factors for the brass technique for determining childhood survivorship rates", *Population Studies*, vol. XXIX, N° 1, Londres.
- Villarroel, C. (2012), "Estimación indirecta de la mortalidad en Bolivia con base en información censal 1992-2001", tesis de Maestría en Demografía, El Colegio de México.