



## Estimación indirecta de la tasa de mortalidad infantil en Colombia, 1964-2008

♦ Karina Acosta ♦ Julio Romero Prieto\* ♦

En este trabajo se analiza la dinámica de la tasa de mortalidad infantil (TMI) en Colombia entre 1964 y 2008, estimando una serie de tiempo extensa de la TMI desde dos métodos y fuentes diferentes. En el primer caso se aplicó el método indirecto Brass con las variaciones de Trussell y Coale-Trussell, usando como fuente de información los microdatos censales entre 1973 y 2005. En la segunda aproximación se empleó el método retrospectivo de Somoza-Rutstein, usando las *Encuestas nacionales de demografía y salud* de 1986 a 2010. Los resultados permiten establecer una reducción sustancial de la TMI en el período analizado y la existencia de sesgos en trabajos anteriores que investigaron la magnitud de la TMI en Colombia para la década de los noventa. Adicionalmente, se encontró que la TMI se ha caracterizado por un cierre entre la brecha rural-urbana y entre regiones.

La mortalidad infantil se ha considerado como uno de los principales indicadores de desarrollo social y económico; específicamente, es un indicador del estado de salud general de la población (Preston, 1985; Hill, 1991). Su estimación también es primordial para entender la transformación demográfica de los países, las condiciones de vida y la salubridad de su población. La importancia de este tipo de mortalidad como indicador de desarrollo radica en que la población infantil, a diferencia de otros grupos etarios, es más susceptible al entorno económico y social, así como vulnerable a

\* Los autores son economistas del Centro de Estudios Económicos Regionales (CEER) del Banco de la República, sucursal Cartagena. Agradecen los comentarios de Jaime Bonet, gerente del Banco de la República sucursal Cartagena, y de los investigadores del CEER, Jhorland Ayala y Luis Armando Galvis. Las opiniones y posibles errores son de responsabilidad exclusiva de los autores y no comprometen al Banco de la República ni a su Junta Directiva.

las enfermedades infecciosas —Organización Mundial de la Salud (OMS, 2006)—.

La literatura de demografía económica es concluyente sobre el éxito que han tenido las políticas públicas en el mundo y los avances en materia de salud en reducir la mortalidad, particularmente en los países que han experimentado una caída sustancial de la mortalidad adulta e infantil (Easterlin, 2004). Sin embargo, no existe consenso sobre los factores de ese decrecimiento. En esta línea, McKeown y Record (1962) presentan las dos caras del debate por explicar los cambios en la mortalidad desde una perspectiva histórica. La primera sostiene que los efectos de los esfuerzos médicos y la salud pública han generado avances en el control y el tratamiento de enfermedades en general y, por ende, sobre las tasas de mortalidad. Por su parte, el segundo enfoque argumenta que los descensos en mortalidad son el resultado del aumento sostenido de los niveles de vida, producto de las mejores condiciones económicas de la población general, lo cual afecta en especial la dieta y los estados nutricionales. Aunque McKeown y Record defienden la segunda hipótesis, la historia también ha demostrado que se trata de discursos que no son opuestos sino complementarios. Desde esta perspectiva, se concluye que la tendencia de la mortalidad infantil es una medida que permite deducir la evolución de las condiciones de vida de la población, pero a la vez es una buena lectura de los avances médicos, los cuales han permitido un mejor estado de salud de la población en general. Por esta razón, la estimación de la mortalidad infantil sirve como punto de partida de intervenciones de política (Hill, 1991).

La tasa de mortalidad infantil (TMI) se entiende como el número de defunciones de menores de 1 año por cada 1.000 nacidos vivos; desde esta convención se trataría de una probabilidad y no de una tasa de mortalidad propiamente definida. Las limitaciones en el estudio de este indicador provienen en particular de que en los países y regiones de menor desarrollo económico los registros de muertes son inexistentes o poco confiables,

de modo que no es posible estimar de manera directa las tasas de mortalidad adulta e infantil a partir de las estadísticas vitales (Medina y Martínez, 1999). Como una solución al problema de información se han diseñado metodologías alternativas que facilitan el estudio del nivel y la evolución de las tasas de mortalidad. Una de ellas es la estimación indirecta de la TMI, empleando como fuente de información una serie de preguntas usualmente recolectadas en censos y encuestas de población en lugar de los registros oficiales de defunciones y nacimientos (Brass, 1953: 137).

En Colombia, al igual que en otros países latinoamericanos, la estimación de la TMI se ha hecho a partir de métodos indirectos. Algunas de las investigaciones que han usado esta estrategia empírica han sido Behm y Rosero (1977), Palloni (1979), Ochoa *et al.* (1983), Flórez y Méndez (1997) y, más recientemente, Urdinola (2011). Este tipo de estimación también ha permitido dimensionar la cobertura que tienen las estadísticas vitales en Colombia, suponiendo que tal técnica logra la mejor aproximación que se puede hacer de las tasas de mortalidad calculadas de forma directa. Diferentes estudios coinciden en que los niveles de cobertura de los registros de defunciones en Colombia han sido bajos y la recomendación ha sido la de continuar con las estimaciones indirectas —Flórez y Méndez (1997), Medina y Martínez (1999) y Organización Panamericana de la Salud (OPS, 2013)—.

En este trabajo se calcula y analiza la dinámica de la TMI en Colombia entre 1964 y 2008 a partir de métodos indirectos. Comparado con otras investigaciones que han estudiado el mismo fenómeno en Colombia, este trabajo hace tres contribuciones. En primer lugar, analiza un período más extenso a partir del uso de múltiples fuentes, con el que se identifica cuál ha sido la trayectoria de la TMI en Colombia durante la segunda mitad del siglo XX. La ventaja de usar múltiples fuentes (por ejemplo, cuatro censos continuos) radica en que los resultados que se infieren retrospectivamente de un censo se pueden validar con los resultados obtenidos en censos anteriores. La segunda

contribución es estimar la TMI usando diferentes métodos demográficos y diferentes tipos de fuentes, es decir censos y encuestas. Cada método demográfico funciona a partir de supuestos específicos, así que la ventaja de comparar diferentes metodologías está en tener un panorama de cuál sería la trayectoria de la mortalidad infantil cuando se relajan algunos de los supuestos, según el caso. La tercera contribución es la de discutir los problemas metodológicos que han existido en la estimación indirecta de la mortalidad infantil en Colombia por cuenta de datos faltantes o mal definidos. En este punto llaman la atención los posibles sesgos que existieron en investigaciones anteriores que calcularon la TMI para la década de los noventa.

Este artículo está organizado como sigue. La primera sección resume los principales estudios que se han encargado de analizar el subregistro de datos de mortalidad y la estimación indirecta de la TMI en Colombia. La segunda suministra en detalle las herramientas utilizadas y la descripción de las fuentes de información. Allí se especifican los supuestos fundamentales en este tipo de ejercicios y las variaciones utilizadas en los métodos indirectos. La tercera sección describe los resultados en el ámbito nacional y desagregado por regiones y grado de urbanización. Por último, la cuarta discute los resultados y concluye.

## I. Algunos estudios sobre el subregistro y la mortalidad infantil en Colombia

Uno de los principales estudios que estableció el subregistro por áreas geográficas fue el de Flórez y Méndez (1997), con base en el cual se emprendieron diferentes ajustes en la recolección de datos en Colombia. Por medio del método Bennett-Horiuchi (1981) y la obtención de información indirecta, estas autoras encontraron que en 1990 la cobertura de las defunciones se encontraba en el orden del 85% en las cabeceras municipales y el 36% en el resto

del país<sup>1</sup>. Los problemas de omisión más acentuados se encontraron en el departamento de Chocó, con una cobertura total de 21%.

Luego, Medina y Martínez (1999) resaltan que la calidad del registro del país tuvo mejoras considerables entre 1960 y 1991; no obstante, sostienen que durante la década 1985-1994 se registraron cerca del 50% de las defunciones en menores de 1 año: mientras que en 1985 el subregistro fue de 52,3%, para 1990 fue de 60,4% y en 1994, 62,2%. En otras palabras, los resultados muestran un preocupante aumento en el subregistro de los datos que también destacan Flórez y Méndez (1997), con una mayor acentuación en los menores de 5 años. Estas últimas autoras estiman la cobertura en 37% en menores de 5 años con base en el Censo de 1993, mientras que en la población adulta asciende a 66%.

Según las bases de datos de indicadores básicos de la Organización Panamericana de Salud (OPS, 2013), el subregistro en Colombia se estimaba en 20,3% durante 2011. Estos valores posicionan al país como uno de los más altos niveles de subregistro entre las principales naciones de Latinoamérica. Mientras que en Argentina, Chile y Brasil tienen faltantes de cerca de 3%, 1% y 8,2% en sus registros, respectivamente, los de Colombia se asemejan a los observados en Ecuador y Bolivia (en Suramérica), y El Salvador y Nicaragua (en Centroamérica) (Bay y Orellana, 2007).

En este escenario se iniciaron estudios cuyo objetivo era acercarse a las tasas reales con métodos indirectos para obtener las tasas ajustadas. Uno de los primeros trabajos que abordó esta problemática fue el de Behm y Rosero (1977), quienes utilizaron una muestra aleatoria del primer censo, es decir el Censo de Población y Vivienda de 1973, que permitió calcular las tasas de mortalidad por medio de métodos indirectos. El método empleado por estos autores era el más usado del

<sup>1</sup> El método Bennett-Horiuchi se utilizó para estimar el nivel de subregistro de defunciones de los mayores de 5 años. La cobertura de la población restante (< 5) se obtiene implícitamente a partir de la estimación indirecta de las tasas reales.

momento, y había sido propuesto por Brass, con modificaciones de Sullivan (1972). Las estimaciones retrospectivas les permitieron concluir que en Colombia entre los años 1968-1969 la TMI se situaba en 74 por cada 1.000 nacidos vivos<sup>2</sup>. En su ejercicio, hecho también para otros países, encuentran que aunque los niños colombianos menores de 1 año no tenían la mayor probabilidad de morir en la región, sí tenían un claro exceso frente a los otros países latinoamericanos.

Al igual que Behm y Rosero (1977), Palloni (1979) utilizó el censo de 1973, pero propuso una nueva variación del método de Brass, el cual ya había sido mejorado por Sullivan (1972) y Trusell (1975). Las variaciones hechas por Palloni a este método parten de que los supuestos de Brass (i. e.: mortalidad y fecundidad constantes) podrían modelar adecuadamente las tasas de países desarrollados, pero no necesariamente las de países en desarrollo, como Colombia y El Salvador, que experimentaban descensos en la mortalidad (y que fueron sus casos de estudio). Específicamente, Palloni hace el supuesto de patrones de mortalidad constantes para cada cohorte de edad, pero que son variables a lo largo del tiempo, y estima el riesgo de muerte a partir del modelo regional de tablas de vida propuesto por Coale y Demeny (1966)<sup>3</sup>. Los resultados de Palloni para el caso colombiano se resumen en tres puntos: en primer lugar

las TMI correspondientes a las mujeres cuyo rango de edad se ubicaba entre 15 y 19 años son más altas que las de aquellas con mayor edad; segundo, los modelos Sur y Este son los que mejor se ajustan a los datos colombianos; por último, entre 1958 y 1973 Palloni estima una TMI entre 73 y 76 por cada 1.000 nacidos vivos. Estos cálculos fueron superiores a los valores oficiales que se estimaron en 62,8 para el año 1971, reafirmando la mencionada omisión de información en las muertes de infantes.

Un número importante de investigaciones que buscaban las tasas ajustadas de la mortalidad infantil en Colombia se encuentra consolidada en los Estudios Nacionales de Salud, del Ministerio de Salud, publicados en 1982; ejercicio que tenía el objetivo de ampliar la caracterización de la mortalidad en Colombia. Dentro de este grupo se encuentran los trabajos de Ochoa, Ordóñez y Richardson (1983), quienes obtuvieron datos discontinuos de la TMI entre 1966 y 1981. Por su parte, Bayona (1982) estima una TMI decreciente en el período 1950-1982; y Pabón (1993), reconociendo las limitaciones de los certificados médicos que eran reportados por el Departamento Administrativo Nacional de Estadística (DANE) y la ausencia de datos para diferentes años, estima una TMI decreciente entre 1953 y 1987.

A partir de los datos recolectados en el censo de 1993 hubo nuevas estimaciones de la TMI usando métodos indirectos. Entre los ejercicios formales más recientes que se han hecho se destacan los de Flórez y Méndez (1997), Medina y Martínez (1999), y Urdinola (2011). Al igual que la mayoría de las investigaciones, estos autores siguen la base propuesta por Brass, con algunas transformaciones. Estos tres estudios estiman una TMI similar para 1993, la cual era de cerca de 40 muertes por cada 1.000 nacidos vivos. Asimismo, estas investigaciones son concluyentes sobre los departamentos con mayor prevalencia de mortalidad infantil, donde se resaltan los casos de Chocó, Caquetá, Cauca, Nariño y La Guajira. Como observación adicional, Medina y Martínez (1999) encuentran una sobremortalidad

<sup>2</sup> Behm y Rosero (1977) presentan reserva frente a sus resultados, debido a los supuestos del modelo y posibles errores en la información. Sostienen que la TMI real podría estar por encima de dicha estimación.

<sup>3</sup> Este modelo permite estimar un conjunto de tasas específicas de mortalidad por sexo y edad, en una población que carece de los datos necesarios para realizar un cálculo directo. El modelo de tabla de vida explota la alta correlación que existe entre las tasas específicas de mortalidad observadas en diferentes países y a lo largo de la historia. En el modelo regional se calcula una función de mortalidad hipotética a partir de dos parámetros de entrada: el nivel de mortalidad y el patrón de mortalidad. Este último se resume en cuatro regiones: Norte, Sur, Este y Oeste. Particularmente, el modelo Oeste es residual y resume la experiencia de mortalidad de países que no se asemejan a los patrones que caracterizan a las demás regiones. El modelo Oeste ha sido generalmente usado como referente para estimar la mortalidad en Colombia.

para los hombres y en las áreas que no se definen como cabeceras municipales.

## II. Métodos y materiales

### 1. Método Brass

El presente documento utilizó el método indirecto propuesto por Brass para calcular la mortalidad infantil a partir de la información que puede ser recolectada en un censo o en una encuesta. El método Brass fue pionero en el análisis de las condiciones de mortalidad en países con registros vitales incompletos o inexistentes. En su versión más sencilla el método requiere, al menos, dos preguntas retrospectivas: el número de hijos nacidos vivos y el número de hijos sobrevivientes; que son respondidas por el grupo de mujeres en edad reproductiva. Debido a que esta información es reportada, podrían existir sesgos por información omitida. Teniendo en cuenta la naturaleza retrospectiva e indirecta del método, los resultados son tan válidos en tanto también lo sean la calidad y veracidad de la información recolectada.

Analíticamente, el método indirecto de Brass consiste en el cálculo de las probabilidades de morir antes de ciertas edades, usando como insumo estadísticas simples sobre el número de nacidos vivos y el número de sobrevivientes. El objetivo es establecer una correspondencia entre la edad de las madres y la edad de aquellos niños de quienes se puede determinar con mayor precisión la mortalidad (Preston, Heuveline y Guillot, 2000: 227). Dichas correspondencias dependerán de la historia reproductiva de las madres.

La información ideal debería incluir las historias reproductivas de las madres por cohortes de edad. Considerando que esta información no está disponible con facilidad, las historias reproductivas se aproximan usando acumulados de mujeres en diferentes edades con el supuesto de cohorte sintética.

Los supuestos del modelo Brass se resumen en los siguientes puntos: 1) las condiciones de mortalidad por cohorte o grupo de

edad deben ser constantes durante un pasado reciente; 2) el reporte de los niños nacidos vivos y sobrevivientes por parte de las madres es completo; 3) las condiciones de fecundidad deben ser constantes por grupo de edad, y 4) no existe selección de la mortalidad entre las madres; es decir, la mortalidad de los hijos de las mujeres fallecidas es similar a la mortalidad de los hijos de las madres sobrevivientes.

Siguiendo la exposición del método Brass presentada en Brass y Coale (1968) y Preston, Heuveline y Guillot (2000), se parte del porcentaje de hijos fallecidos  $d_i$ , calculado a partir del total de nacidos vivos  $B_i$ , y el total de sobrevivientes  $S_i$ , y que son reportados en el censo por las mujeres de edad  $i$  y que iniciaron su vida reproductiva a la edad  $\alpha$ . Como lo muestra la ecuación (1), el porcentaje de hijos fallecidos se puede expresar como una función que depende de la probabilidad de morir antes de cumplir  $x$  años de edad  $q(x)$ ; y el número de nacimientos  $B_i(x)$ , que ocurrieron  $x$  años antes de realizarse el censo.

$$d_i = \frac{B_i - S_i}{B_i} = \frac{D_i}{B_i} = \frac{\int_0^{i-\alpha} B_i(x) \cdot q(x) dx}{\int_0^{i-\alpha} B_i(x) dx} \quad (1)$$

Teniendo en cuenta que  $B_i(x)$  es una función integrable y solo toma valores positivos, se puede aplicar el teorema del valor medio, de manera que existe un valor  $j$ , que pertenece al intervalo de edad  $(0, i-\alpha)$ , tal que  $\int_0^{i-\alpha} B_i(x) \cdot q(x) dx = q(j) \cdot \int_0^{i-\alpha} B_i(x) dx$ . Como se muestra en la ecuación (2), la simplificación anterior lleva al principal objetivo del método Brass, que es el de conectar la información reportada por el grupo de mujeres de edad  $i$ , con la probabilidad de morir antes de cumplir  $j$  años de edad.

$$d_i = \frac{q(j) \cdot \int_0^{i-\alpha} B_i(x) dx}{\int_0^{i-\alpha} B_i(x) dx} = q(j) \quad (2)$$

Asumiendo que la probabilidad de morir antes de cumplir  $x$  años de vida es una función lineal, que aumenta con la edad, tal que:  $q(x) = K + m \cdot x$ ; y reemplazando en la ecuación (1) se llega a las ecuaciones (3.1) y (3.2):

$$d_i = \frac{\int_0^{i-\alpha} B_i(x) \cdot [K+m \cdot x] dx}{\int_0^{i-\alpha} B_i(x) dx} \\ = K+m \cdot \frac{\int_0^{i-\alpha} B_i(x) \cdot x dx}{\int_0^{i-\alpha} B_i(x) dx} = K+m \cdot \tilde{x}_i \quad (3.1)$$

$$d_i = q(\tilde{x}_i) \quad (3.2)$$

La ecuación (3.2) muestra que la información reportada por las madres de edad  $i$  ofrecerá mayor precisión en el cálculo de la mortalidad de los hijos que no completaron  $\tilde{x}_i$  años de vida, donde  $\tilde{x}_i$  es la edad promedio de los hijos reportados por las madres de este grupo de edad. La correspondencia que existe entre la edad de las madres y la edad de los hijos es directa con el supuesto de que la probabilidad de muerte aumenta de manera lineal. En la práctica, el anterior supuesto podría no cumplirse, de manera que el método Brass establece que la probabilidad de morir antes de completar  $x$  años de vida se puede calcular a partir de la información reportada por las mujeres de edad  $i$ , es decir  $d_i$ , teniendo en cuenta un factor de ajuste  $k_i$ , que toma valores cercanos a 1 y depende de la estructura de las funciones de fecundidad. En síntesis, el método Brass consiste en la estimación indirecta de la probabilidad de muerte a partir de la información recolectada en un censo sobre el número de hijos nacidos vivos y el número de hijos sobrevivientes y un factor de ajuste que es calibrado con los datos de un conjunto de poblaciones que sí cuenta con estadísticas vitales confiables.

$$q(x) = k_i \cdot d_i \quad (4)$$

La variación sugerida por Trussell (1975) consiste en la forma como se estima el factor de ajuste  $k_i$ , de la ecuación (4), usando tres parámetros de entrada  $P_1$ ,  $P_2$  y  $P_3$ ; que corresponden al promedio de nacidos vivos reportados por las mujeres de tres grupos de edad específicos. El parámetro  $P_1$  se calcula a partir de la información reportada por las mujeres entre 15 y 19 años de edad;  $P_2$  en el caso de las mujeres entre 20 y 24 años, y  $P_3$  es el valor correspondiente al grupo de edad de

25 a 29 años. Como se muestra en la ecuación (5), la variante Trussell del método Brass radica en la estimación de los factores de ajuste a partir de los cocientes entre parámetros que son sensibles a cambios en el nivel de fecundidad.

$$k_i = a_i + b_i \cdot \frac{P_1}{P_2} + c_i \cdot \frac{P_2}{P_3} \quad (5)$$

Adicionalmente, Feeney (1980) y Coale y Trussell (1978) investigan el efecto que tienen los cambios recientes en la mortalidad sobre las estimaciones hechas a partir del método Brass. En el caso particular de Coale y Trussell (1978), los cambios recientes en el nivel de la mortalidad para un período son modelados a partir de aumentos o reducciones en la mortalidad de cohortes reales, lo que permite relajar el supuesto de cohorte sintética. Esta variación en el modelo les permite hallar un conjunto de multiplicadores con los que establecen correspondencia entre las estimaciones de la mortalidad hechas a partir de información de corte transversal y los niveles de mortalidad que se observarían  $t(x)$  años antes de ser recolectado el censo o la encuesta. La ecuación (6) resume la variante Coale-Trussell del método Brass, que permite relacionar la probabilidad de morir antes de cumplir años de edad, es decir  $q(x)$ , con un número de años anteriores a la recolección del censo  $t(x)$ , a partir de los cocientes entre los parámetros que dependen del nivel de fecundidad.

$$t(x) = a_i + b_i \cdot \frac{P_1}{P_2} + c_i \cdot \frac{P_2}{P_3} \quad (6)$$

En resumen, las variaciones de Trussell y Coale-Trussell permiten estimar un conjunto de probabilidades de muerte  $q(x)$ , y un período de referencia  $t(x)$ , para las edades simples de los menores  $x = 1, 2, 3, 5, 10$ ; usando la información reportada por madres de diferentes grupos de edad  $i = 15$  a 19, 20 a 24... 35 a 39. Una vez estimadas las probabilidades de muerte  $q(x)$ , se calculó su valor equivalente

en términos de la mortalidad infantil, es decir  $q(1)$ , usando como sistema de tablas de vida relacionales el modelo Oeste de Coale y Demeny (1966).

## 2. Método retrospectivo Somoza-Rutstein

El método sugerido por Somoza (1980) y posteriormente modificado por Rutstein (1984) ha sido aplicado con cierta frecuencia en el análisis de las condiciones de mortalidad a partir de las encuestas de fecundidad, como la ENDS, donde se incluyen preguntas diseñadas para estimar las historias reproductivas de las mujeres encuestadas y la mortalidad de su descendencia. Se trata de un método retrospectivo, en el que todos los nacimientos reportados por las mujeres encuestadas se organizan en un diagrama de Lexis, compuesto por líneas de supervivencia que inician en la fecha de nacimiento y culminan en la edad exacta al morir, en el caso de los que fueron reportados como nacidos pero que fallecieron antes de que se aplicara la encuesta. A diferencia del método Brass, no se requieren supuestos sobre las funciones de mortalidad y fecundidad.

A partir de esta información, las tasas de mortalidad se podrían calcular usando una ecuación simple que corresponde al número de fallecidos sobre el número de nacidos en determinada fecha. En la práctica, el método Somoza-Rutstein plantea una serie de precisiones antes de llegar al cálculo de la TMI. La primera de ellas es que se define un período de análisis de cinco años calendario, el cual garantiza mayor estabilidad en el cálculo de las tasas de mortalidad.

La segunda precisión es que, teniendo en cuenta que las encuestadas hacen parte de la población de mujeres en edades reproductivas, un porcentaje no despreciable de las mujeres incluidas en el análisis experimentó la fecundidad y la mortalidad de sus hijos varios años atrás, lo que permite realizar estimaciones para varios años anteriores al momento de aplicar la encuesta. En efecto, Somoza

(1980) calcula tasas de mortalidad para cuatro períodos de cinco años cada uno; y en el caso de Rutstein (1984) los datos se presionan un poco más y se analizan hasta 35 años retrospectivos; es decir, siete períodos de cinco años cada uno. Sin embargo, al tratarse de un método retrospectivo donde los cálculos se basan en la información reportada por madres sobrevivientes, se tiene como principal supuesto que no hay selección en la mortalidad entre las madres y su descendencia; es decir, que la TMI de los hijos de las mujeres fallecidas es similar a la TMI de los hijos de las madres sobrevivientes. Cuando se incluyen demasiados períodos de análisis retrospectivo se aumenta la probabilidad de incumplir dicho supuesto, por cuanto las estimaciones hechas para los períodos más distantes a la aplicación de la encuesta dependerán de la información reportada por las mujeres de más edad; por ejemplo, entre 45 y 49 años, grupo de población que estaría más diezmado en la medida en que acumula más años de riesgo de muerte, frente al grupo de mujeres entre los 25 y 29 años. Por tal motivo, en este documento se optó por un cálculo conservador y no se realizaron estimaciones usando más de 17,5 años retrospectivos de encuesta.

La tercera precisión propone que, en lugar de calcular probabilidades de muerte por cada año, se tengan en cuenta las variaciones en el riesgo de muerte que existen en diferentes subintervalos de edad. Lo anterior significa que, teniendo en cuenta que el riesgo de muerte es más alto durante el primer mes de vida y este va decreciendo conforme aumenta la edad de los infantes, Rutstein (1984) sugiere que la probabilidad de morir durante el primer año de vida  $q(12m)$  sea calculada a partir de las probabilidades de muerte estimadas individualmente para el primer mes de vida  ${}_{1m}q_0$ , durante el segundo y tercer meses de vida  ${}_{2m}q_{1m}$ , durante el segundo trimestre de vida  ${}_{3m}q_{3m}$ , y durante el segundo semestre de vida  ${}_{6m}q_{6m}$ ; como se muestra en la ecuación (7):

$$q(12m) = {}_{12m}q_0 = 1 - (1 - {}_{1m}q_0)(1 - {}_{2m}q_{1m})(1 - {}_{3m}q_{3m})(1 - {}_{6m}q_{6m}) \quad (7)$$

### 3. Descripción de las fuentes

Diferentes fuentes de información pueden ser consultadas en Colombia para estimar la TMI por métodos indirectos. Algunas de ellas son las encuestas de salud, las encuestas de calidad de vida y los censos poblacionales. Las bases de datos a partir de las cuales se estimó la mortalidad infantil usando el método Brass-Trussell corresponden a las muestras censales de 1973, 1985, 1993 y 2005, debido a que solo desde 1973 se incluyeron las preguntas esenciales para medir la fecundidad en el país. En efecto, a partir de ese año se le preguntó a cada mujer censada el número de hijos nacidos y el número de hijos sobrevivientes. Las muestras censales fueron tomadas de Minnesota Population Center (2013) y agrupan el 10% de la información recolectada durante el período de cobertura estándar. Es decir, en los datos correspondientes al censo de 1985 no se incluyeron los resguardos indígenas ni la población rural de difícil acceso.

Sumado a las muestras censales, se optó por estimar las TMI a partir de algunas encuestas de fecundidad recolectadas en Colombia, a saber: la *Encuesta de prevalencia, demografía y salud* de 1986, aplicada por la Corporación Centro Regional de Población y el Ministerio de Salud de Colombia; y la *Encuesta nacional de demografía y salud* (ENDS) de 1990, 1995, 2000, 2005 y 2010, aplicada por Profamilia. Es decir que se queda por fuera del análisis la *Encuesta nacional de fecundidad* de 1976, también recolectada por la Corporación Centro Regional de Población. Las encuestas fueron tomadas de Measure DHS (2013).

Si bien es cierto que los cálculos con base en los censos brindan una aproximación de la TMI nacional y departamental, el seguimiento de este indicador no es continuo, pues la recolección de información censal en Colombia puede tardar más de diez años. Por ello, es necesario recurrir a otras fuentes de datos como las ENDS que tienen una periodicidad quinquenal pero, a diferencia de los censos, estas impiden una desagregación departamental de la TMI. En otras palabras, cada

f fuente de datos tiene ventajas y desventajas; por esta razón, mientras que no exista una confiable fuente de datos directa en Colombia, es indispensable el uso de estas fuentes de información disponibles para estimar la TMI indirectamente.

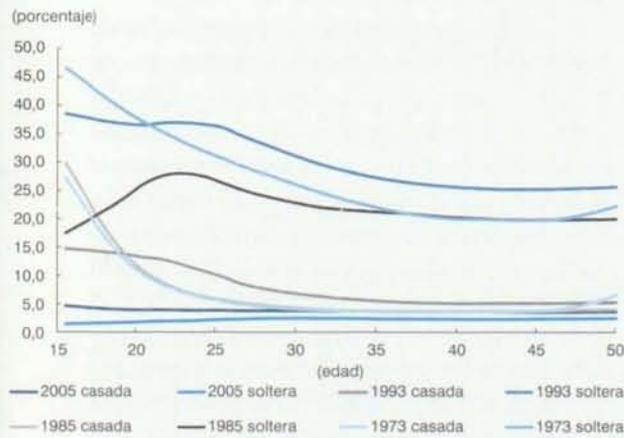
### 4. Análisis de la calidad de los datos y primeros ejercicios de estimación

El primer ejercicio que se realizó con la información censal fue un análisis de los datos faltantes en las variables relevantes para el modelo, es decir, el número de hijos nacidos vivos y el número de hijos sobrevivientes. El ejercicio tiene principalmente el objetivo de detectar posibles sesgos en los resultados al aplicar métodos indirectos y, en segundo lugar, el análisis de los datos faltantes por edad ayudaría a entender la naturaleza de los sesgos. En el ejercicio fueron clasificadas como mujeres con datos faltantes aquellas que no reportaron un número de nacidos, así como las que habiendo respondido por el número de nacidos vivos no reportaron cuántos de estos se encontraban con vida para el momento del censo.

El Gráfico 1 muestra el porcentaje de mujeres con datos faltantes por edad y estado civil en cada uno de los censos analizados. En él se observa que las mujeres más jóvenes son las que tienen mayores porcentajes de datos faltantes. En consecuencia, las estimaciones de la TMI que se obtengan a partir del grupo de edad más joven, entre 15 y 19 años, no necesariamente mostrarán resultados robustos usando métodos indirectos. El Gráfico 1 también es concluyente con respecto al hecho de que las mujeres que jamás se han casado tienen mayores porcentajes de datos faltantes en todos los censos, con excepción del de 2005.

Debido a que en los cálculos se utilizan dos variables (el número de nacidos y número de sobrevivientes), el sesgo puede provenir de dos patrones en los datos faltantes (o mal informados). El primer patrón de mal informados ocurre cuando la mujer reporta el número de hijas e hijos que ha procreado, pero

Gráfico 1  
Porcentaje de datos faltantes en las variables de nacidos o sobrevivientes por edades simples y estado civil



Notas: 1) Los porcentajes fueron suavizados usando el filtro *variable span smoother* propuesto por Jerome Friedman, algoritmo conocido como *super smoother* programado por Douglas Schwarz en lenguaje Matlab. 2) En la variable *casadas* se agruparon a todas las mujeres que alguna vez estuvieron casadas, de este grupo hacen parte viudas, separadas o divorciadas. En *solteras* se agrupan todas las mujeres que reportaron que nunca se habían casado.

Fuentes: Minnesota Population Center (2013); DANE (*censos de Colombia*: 1973, 1985, 1993, 2005); Integrated Public Use Microdata Series, International (*versión 6.2* [Machine-readable database]). Minneapolis: University of Minnesota; cálculos de los autores.

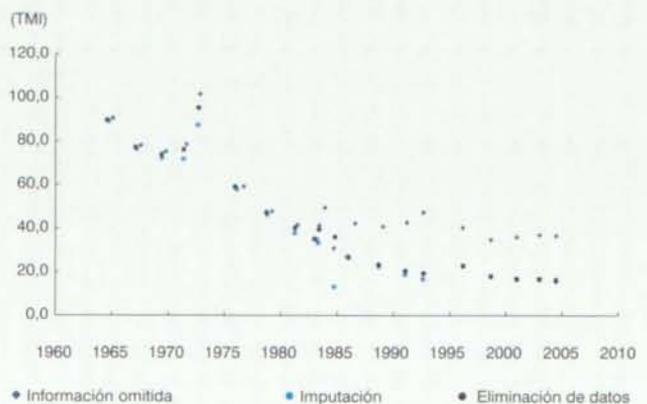
desconoce cuántos están vivos; mientras que el segundo patrón sucede cuando la mujer no reporta su número de hijas e hijos y, en consecuencia, no aplica a la pregunta sobre el número de sobrevivientes. Cuando no se corrige el problema de datos faltantes, el primer patrón de datos mal informados sesga la TMI estimada de forma indirecta, pues en los cálculos se encontrarán menos sobrevivientes en relación con el número de nacidos, lo que resulta en una sobreestimación de la función de mortalidad. Por otra parte, un segundo patrón de datos mal informados sesga la TMI, en la medida en que se van a contabilizar más mujeres que nacidos vivos y se subestima la función de fecundidad.

Con el fin de comparar distintas alternativas para obtener estimaciones robustas de la TMI, se optó por tratar de manera diferente a los datos: i) ignorar el problema de la deficiencia en el reporte de los datos; ii) aplicar

un modelo de imputación<sup>4</sup>, y iii) eliminar las observaciones con datos faltantes. La comparación de estos tres tratamientos permite dimensionar el tamaño del sesgo.

El Gráfico 2 muestra la probabilidad de morir antes de cumplir el primer año de vida, estimada a partir del método indirecto de Brass variante Trussell y con el ajuste de Coale y Trussell (1978), lo que permite un análisis retrospectivo sobre nacimientos y sobrevivientes, de manera que resultan estimaciones para cuatro momentos anteriores al año de recolección de cada censo. Las probabilidades de muerte en menores de un año muestran resultados diferentes de acuerdo con el tratamiento de los datos. Aunque las distorsiones no son evidentes en los resultados de los primeros dos censos utilizados (1973 y 1985), sí lo son en los últimos dos. En particular, en los censos de 1993 y 2005 el uso de los datos sin la corrección de los valores omitidos resulta en

Gráfico 2  
Tasa de mortalidad infantil según diferentes tratamientos de datos, método Brass-Trussell



Fuentes: Minnesota Population Center (2013); DANE (*censos de Colombia*: 1973, 1985, 1993, 2005); Integrated Public Use Microdata Series, International (*versión 6.2* [Machine-readable database]). Minneapolis: University of Minnesota; cálculos de los autores.

<sup>4</sup> Esta es una estrategia en el tratamiento de los datos donde se sustituyen los valores omitidos por las respuestas de individuos de similares características. En este caso, a las observaciones con datos faltantes se les imputó el valor promedio que reportaron mujeres del mismo rango de edad, en el mismo departamento y con el mismo nivel educativo.

una sobreestimación de las probabilidades de muertes en los menores. Aunque los métodos de imputación y eliminación de datos muestran resultados similares, en el tratamiento de la información presentada a continuación se utilizó el segundo procedimiento. En este documento se prefirió el modelo de eliminación de datos debido a que el de imputación presupone valores no observados que podrían redundar en incertidumbres innecesarias sobre los valores obtenidos (Allison, 2001).

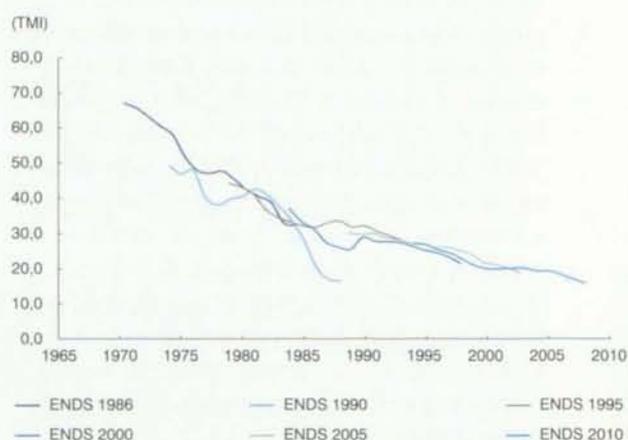
En cuanto a las *Encuestas nacionales de demografía y salud*, en este trabajo no se hicieron ajustes significativos a los datos informados en ellas; de hecho, la ENDS está diseñada para reconstruir con precisión las historias reproductivas de cada mujer encuestada. Cada registro corresponde a la fecha de nacimiento (mes y año) de cada uno de los hijos reportados por las encuestadas. Únicamente se eliminaron las observaciones en las que no se pudo determinar la edad de los infantes al momento de morir.

La ENDS es una fuente retrospectiva y, a pesar de que existen controles para verificar la consistencia de las respuestas durante el proceso de recolección de los datos (como en toda fuente de información reportada), aquella herramienta es susceptible de imprecisiones y omisiones en la información, que podrían introducir algunos sesgos. Específicamente, puede existir omisión en el reporte de nacidos vivos cuando han muerto durante las primeras semanas o meses de vida y también puede existir imprecisión en la edad de los infantes al momento de morir. El problema anterior no es exclusivo de las encuestas y también afecta las estimaciones hechas a partir de censos. Sin embargo, la omisión en el reporte de nacidos necesariamente lleva a una subestimación de la TMI, mientras que la imprecisión en la edad reportada tiene un efecto ambiguo, dado que implicaría una transferencia en el número de muertes entre diferentes grupos de edad (Sullivan, Rutstein y Bicego, 1994). Cuando las muertes que ocurren justo antes de completar el duodécimo mes de vida son reportadas, aproximándolas por exceso,

como si hubieran ocurrido exactamente al completar el primer año, se subestima la TMI. Si la aproximación es por defecto, el sesgo operaría en sentido contrario.

El Gráfico 3 muestra la probabilidad de morir antes de completar el primer año de vida estimada a partir de las ENDS y aplicando el método retrospectivo de Somoza-Rutstein. Cada punto en el gráfico corresponde a la estimación hecha a partir de cinco años retrospectivos de encuesta, organizados de forma consecutiva y por año calendario, lo que permitió estimar las tasas de hasta 17,5 años previos a la elaboración de cada ENDS. Los resultados de este ejercicio sugieren que las *Encuestas nacionales de demografía y salud* son, en conjunto, una fuente consistente para estimar la TMI en Colombia, en la medida en que lo estimado a partir de una encuesta se valida por lo que se estima de las encuestas realizadas en años anteriores. No obstante, las estimaciones obtenidas con la ENDS de 1990 difieren de las otras encuestas, sugiriendo que esta tiene una calidad inferior a las demás. Adicionalmente, en el Gráfico 3 también se

Gráfico 3  
Tasa de mortalidad infantil, método retrospectivo Somoza-Rutstein



Fuentes: Measure DHS (2013); Corporación Centro Regional de Población, Ministerio de Salud de Colombia (*Encuesta de prevalencia, demografía y Salud*: 1986); Profamilia (*Encuesta nacional de demografía y salud*: 1990, 1995, 2000, 2005, 2010); Measure Demographic and Health Surveys (<http://www.measuredhs.com/Data/>).

muestra la coherencia entre las estimaciones hechas a partir de los censos de población (usando el modelo de eliminación de datos faltantes) y los resultados obtenidos a partir de las ENDS.

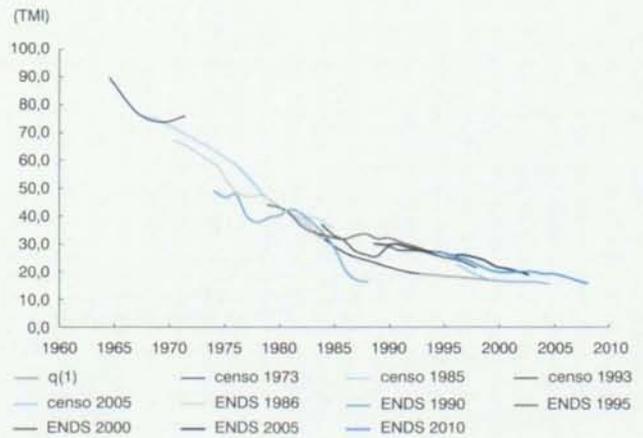
En síntesis, las estimaciones hechas a partir de las ENDS confirman la reducción de la TMI en Colombia entre 1970 y 2008. En contraste con lo que han reportado otros autores, las estimaciones para la década de los noventa y años más recientes son marginalmente superiores en las ENDS que en las estimadas con las del censo. Esta comparación entre dos fuentes de datos con metodologías diferentes permite identificar qué tanto varían las estimaciones de la mortalidad infantil cuando se hacen supuestos diferentes y se usan métodos de recolección de datos distintos. A diferencia del método Somoza-Rutstein, el método Brass-Trussell hace supuestos específicos sobre la fecundidad y la mortalidad; sin embargo, ambos métodos dependen de la calidad de los datos.

### III. Resultados

La TMI estimada por métodos indirectos revela una de las transformaciones demográficas más importantes en Colombia durante el siglo XX: el descenso de la mortalidad. Esta tendencia se advierte de manera parcial en diferentes investigaciones, tales como Palloni (1979), Bayona y Pabón (1982), Ochoa *et al.* (1983), Zlotnik (1982) y Flórez (2000). Analizando un período más extenso donde se incluyen los últimos cuatro censos de Colombia, este artículo aporta evidencia que sugiere que la caída en la TMI se compone fundamentalmente de cambios en dos lapsos: una reducción acelerada entre 1965 y 1990, cuyo valor máximo fue de 89,6 en 1965; y un período de relativa estabilidad a partir de finales de los años noventa, alcanzando las 15,6 muertes por cada 1.000 nacidos vivos en el año 2005 (Gráfico 4).

En cerca de cuarenta años la TMI en Colombia se contrajo 5,7 veces; sin embargo, entre

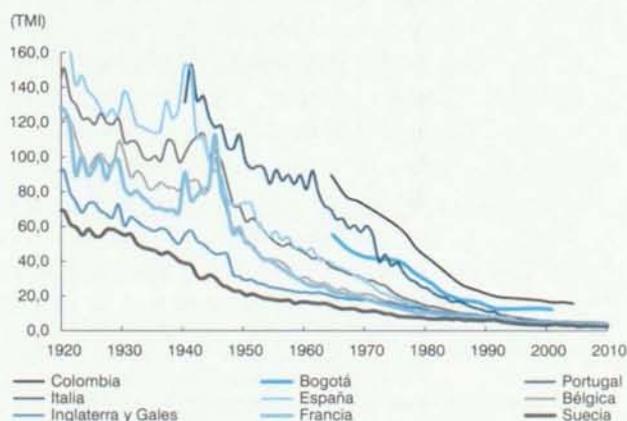
Gráfico 4  
Tendencia de la tasa de mortalidad infantil (TMI) en Colombia, 1973-2008



Fuentes: Minnesota Population Center (2013); DANE (*censos de Colombia: 1973, 1985, 1993, 2005*); Integrated Public Use Microdata Series, International (*versión 6.2* [Machine-readable database]. Minneapolis: University of Minnesota; y Measure DHS (2013); Corporación Centro Regional de Población, Ministerio de Salud de Colombia (*Encuesta de prevalencia, demografía y salud: 1986*); Profamilia (*Encuesta nacional de demografía y salud: 1990, 1995, 2000, 2005, 2010*); Measure Demographic and Health Surveys (<http://www.measuredhs.com/Data/>); cálculos de los autores.

1965 y 1995 ya se había reducido 4,8 veces. Una reducción similar a la observada en Colombia entre 1965 y 2005 es comparable con la experimentada por Portugal entre 1959 y 1986, España entre 1946 y 1977, e Italia entre 1947 y 1979; tres países que, además de estar representados en el modelo Sur de Coale y Demeny (1966), iniciaron tardíamente su proceso de transición demográfica en comparación con otros países europeos y se caracterizaron por tasas de mortalidad infantil más altas. Sin embargo, la TMI en Colombia observada en 2005 necesitará contraerse 4,7 veces más para acercarse a los niveles a los cuales converge la mortalidad infantil en algunos países europeos al finalizar el siglo XX. La pregunta es, ¿cuántos años le tomará a Colombia alcanzar dicho nivel, teniendo en cuenta que, según lo que se puede inferir del modelo Brass, no se reportan mayores reducciones desde la década de los noventa? (Gráfico 5).

Gráfico 5  
La mortalidad infantil en Colombia y Bogotá comparada con la experiencia de algunos países europeos



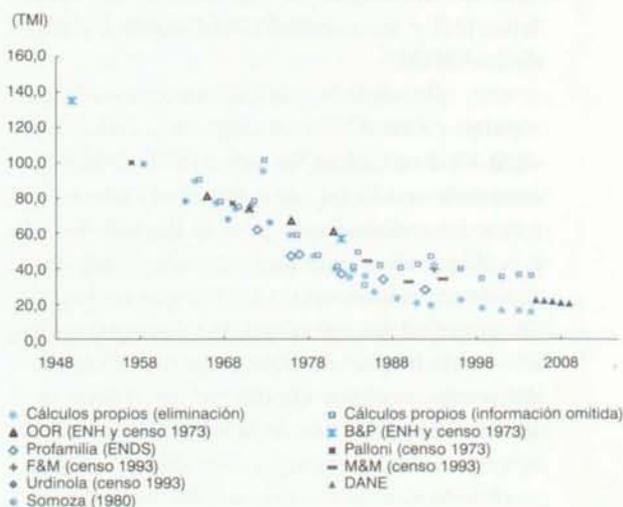
Fuentes: Minnesota Population Center (2013), University of California, Berkeley (EE. UU.) y Max Planck Institute for Demographic Research (Alemania); Human Mortality Database ([www.mortality.org](http://www.mortality.org)); cálculos de los autores.

### 1. ¿Cómo difieren las estimaciones de la TMI en Colombia?

El Gráfico 6 resume los resultados de algunas investigaciones donde se ha estimado la TMI en Colombia. Allí es evidente que hasta la década de los ochenta los resultados de los diferentes estudios se asemejan a lo encontrado en este trabajo; no obstante, a partir de los años noventa se observa una brecha entre las estimaciones. Esta evidencia sugiere que los tratamientos dados al censo de 1993 en Colombia resultaron en tasas que se alejan de la realidad demográfica del país.

En particular, los primeros estudios que usaron el censo de 1973 como fuente de información, y cuyo objetivo fue estimar indirectamente la TMI en Colombia, son afines con los resultados de este trabajo. Ochoa *et al.* (1983), usando el método de Brass con las correcciones de Trussell y Feeney, obtuvieron una TMI de 81 defunciones por cada 1.000 nacidos en 1967 y 74 en 1971. Como se observa en el Gráfico 6, sus resultados son semejantes a los de este documento; no obstante, se percibe un distanciamiento para los siguientes años: 1976 y

Gráfico 6  
Resumen de las estimaciones de la TMI de diferentes autores



Notas: 1) B&P: Bayona y Pabón; F&M: Flórez y Méndez; M&M: Medina y Martínez; OOR: Ochoa, Ordóñez y Richardson; ENH.

2) Los cálculos de Somoza (1980) son a partir de la Encuesta Nacional de Fecundidad (1976).

Fuentes: Minnesota Population Center (2013); DANE (censos de Colombia: 1973, 1985, 1993, 2005).

1981. Esto se puede deber a que para tal época los autores se basaron principalmente en las encuestas de salud aplicadas entre 1978 y 1980.

Los resultados obtenidos a partir del censo de 1973 también son comparables con los de Palloni (1979). La variación que este autor propuso al método de Brass resulta en una reducción constante de la TMI de Colombia entre 1958 y 1973 y un valor de 73,9 en 1971, que no difiere significativamente de la obtenida aquí. Las mismas conclusiones se obtienen en comparaciones con Zlotnik (1982) y Bayona (1982). Este último autor comparte el método de este trabajo pero, adicional a los datos censales de 1973, se basa en la información ajustada de los registros de mortalidad. Las TMI obtenidas por este autor se ubican en el orden de 86, 75 y 57 en 1965, 1970 y 1982, respectivamente (Gráfico 6).

Después del censo de 1973 los estudios nacionales para estimar la TMI se concentraron en el censo de 1993. Es allí donde se perciben las más grandes diferencias con este

trabajo. Aunque en los diferentes estudios que usan el censo de 1993 se observa una caída en la TMI en comparación con las primeras estimaciones con el censo de 1973, la magnitud de dicho cambio difiere de la obtenida por este estudio. Medina y Martínez (1999), con base en los censos de 1985 y 1993 y las certificaciones médicas, encuentran tasas de 44,24 para 1985, de 32,56 para 1990 y de 34,15 para 1994. Pese a que estos autores comparten la misma fuente de datos y metodología estándar con el presente documento, la diferencia en los resultados se puede deber al manejo de los datos faltantes o mal informados. Como sugiere el Gráfico 6, los resultados de estos autores se asemejan a la tendencia que resulta de no hacer un tratamiento a las observaciones con datos faltantes. En otras palabras, sus resultados son similares a las estimaciones graficadas con cuadrados en el Gráfico 6.

Asimismo, Flórez y Méndez (1997), quienes usaron el método de Trussell con el ajuste propuesto por Badry, hallan una TMI de 41,2 en Colombia en 1993, semejante a la obtenida por Urdinola (2011) para el mismo año: 42,2. La TMI resultante de estos autores es casi el doble de la de este documento, donde se usa un procedimiento diferente para la información omitida. Pese a que todos los trabajos comparten el mismo método, de estas comparaciones se deducen dos hechos: primero, la diferencia en el tratamiento de los datos faltantes lleva a divergencias en los resultados, y segundo, estos se hacen más evidentes o cobran una mayor importancia cuando las TMI son relativamente bajas, como se observa en el caso colombiano en la década de los noventa. De lo anterior se puede concluir que las estimaciones indirectas de la TMI para la década de los noventa que resultan en valores cercanos o superiores a 40 muertes por cada 1.000 nacidos vivos pueden presentar problemas de sesgos por las razones expuestas.

## 2. Causas de la reducción de la mortalidad infantil

Aunque no existe unanimidad en las estimaciones de la TMI entre 1950 y 2005 en Colombia,

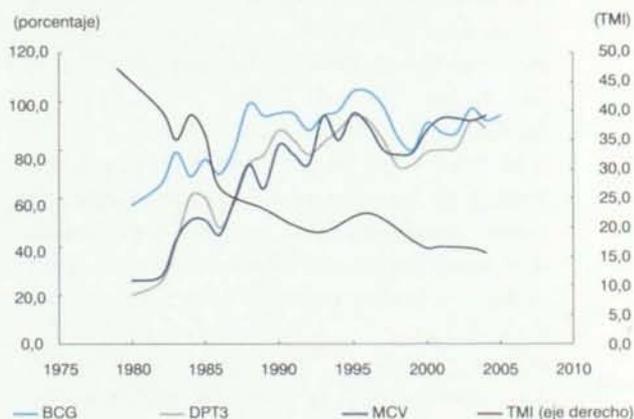
es indiscutible la reducción de la TMI y su estabilidad en los últimos años de análisis. Estos resultados dan indicios de los avances en términos de calidad de vida del país. Algunas de las hipótesis y estudios que justifican este comportamiento están relacionados con el aumento de la cobertura de controles prenatales y posnatales, el incremento de las coberturas de vacunación (asociado con la reducción de la propagación de enfermedades infecciosas), y la mejora de las condiciones sanitarias (como el agua tratada, la disposición de las basuras y la presencia de suelos de baldosa en lugar de pisos de tierra que evitarían problemas respiratorios e intestinales). En esta línea, Baldión y Rincón (1998) encuentran evidencia de algunos factores que explican la mortalidad infantil en Colombia, usando como fuente de datos el censo de 1993. Aunque el censo no es el mejor instrumento para establecer asociaciones entre la TMI y sus determinantes directos, tal y como lo discuten los autores, dichas relaciones contribuyen en cierta medida a entender la tendencia de la mortalidad en el país. Uno de los argumentos para mantener reserva sobre el estudio de los determinantes de la mortalidad a partir de censos de población indica que en este tipo de fuentes la mortalidad es definida como un fenómeno retrospectivo, mientras que las características con las que se asocia pueden hacer énfasis en condiciones actuales. Baldión y Rincón (1998) separan las condiciones que afectan la sobrevivencia de los niños en dos grupos: los aspectos de salud y nutrición del niño y de la madre, y los factores demográficos que pueden actuar junto con los anteriores. Con este punto de partida, los autores sostienen que una de las principales causas de la mortalidad infantil es la fecundidad, medida como el número de hijos nacidos. A su vez, resaltan la importancia de las condiciones socioeconómicas y de vivienda, así como el lugar de residencia.

La relación entre la mortalidad infantil en Colombia y las condiciones socioeconómicas también se encuentra estudiada en Palacio (2013). Utilizando como fuente de datos todas las ENDS aplicadas entre 1986 y 2010, el autor

encuentra una tasa de mortalidad socialmente estratificada en Colombia de acuerdo con la evidencia internacional y los hallazgos de Baldión y Rincón (1998). En particular, como cabría esperar, para aquellos grupos que se encuentran en la parte inferior de la distribución del ingreso y nivel educativo, la mortalidad en menores de 1 año es más frecuente. La iniquidad encontrada por este autor se mantiene estable en los años analizados.

Por otro lado, se encuentran factores más próximos que definen el estado de salud del individuo. En esta línea, están los avances de la medicina y su efecto directo sobre la esperanza de vida mediante reducciones sostenidas en las tasas de mortalidad. Easterlin (2004) subraya que las técnicas sanitarias, algunas vacunas que protegen a las personas de contraer algunas enfermedades y la cura de varias enfermedades fueron definitivos en la transformación del control de las enfermedades infecciosas en un poco más de un siglo en el mundo. En el Gráfico 7 es evidente esta transformación en el caso colombiano. De allí se pueden deducir las tendencias opuestas entre el incremento de las tasas de cobertura en las principales vacunas requeridas en los primeros años de vida y la mortalidad de infantes. El comportamiento se asemeja a un efecto espejo, brindando elementos de juicio sobre la posibilidad de que las mayores tasas de vacunación han contribuido a la reducción de las tasas de mortalidad en los niños colombianos, así como en el resto del mundo. La prevención temprana en la transmisión de algunas enfermedades pudo haber sido definitiva en el subsecuente control de las muertes de infantes, en especial el de las enfermedades prevenibles. Las vacunas expuestas en el Gráfico 7 permiten el control de algunas enfermedades infecciosas como la tuberculosis, difteria y tos ferina, que representaban la cuarta parte de las muertes de infantes durante la década de los ochenta en Colombia (Anexo 1). El ejercicio con otro tipo de vacunas y en un período más extenso puede ser valioso, pero dadas las restricciones en la disponibilidad de información solo se optó por tres vacunas (BCG, DPT3 y MCV).

Gráfico 7  
Mortalidad infantil y la cobertura de las principales vacunas en Colombia



Fuentes: Minnesota Population Center (2013); DANE (*censos de Colombia: 1973, 1985, 1993, 2005*), y cobertura de enfermedades prevenibles disponibles según la Organización Mundial de la Salud ([http://apps.who.int/immunization\\_monitoring/globalsummary/coverages?c=COL](http://apps.who.int/immunization_monitoring/globalsummary/coverages?c=COL)); cálculos de los autores.

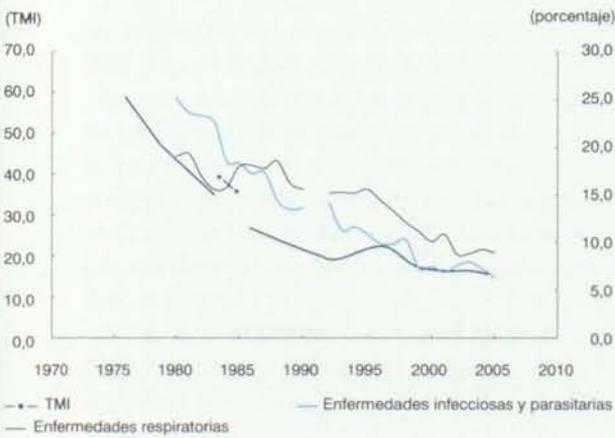
Además de los beneficios en términos de la mortalidad infantil, los avances de la medicina en el país han ido acompañados de una transición epidemiológica. Mientras que las condiciones generales perinatales han ganado importancia relativa en el tiempo en las causas de muertes de los menores, las enfermedades infecciosas intestinales, que cobraban un importante número de muertes en los años sesenta, se han disminuido con el tiempo, al igual que las enfermedades respiratorias (Pabón, 1993). Este fenómeno es evidente en el Gráfico 8, donde la velocidad de la reducción de la participación de muertes por enfermedades infecciosas y respiratorias en niños menores a 1 año se asemeja a la tasa de reducción de la TMI nacional<sup>5</sup>.

De acuerdo con la Organización Mundial de la Salud (OMS) (s. f.), los mayores causantes de muertes neonatales en el mundo están asociados con los nacimientos prematuros, la asfixia perinatal y las infecciones. Este mismo comportamiento se observa en Colombia,

<sup>5</sup> Para un análisis más detallado de las principales causas de la mortalidad infantil, véase el Gráfico A.1.

Gráfico 8

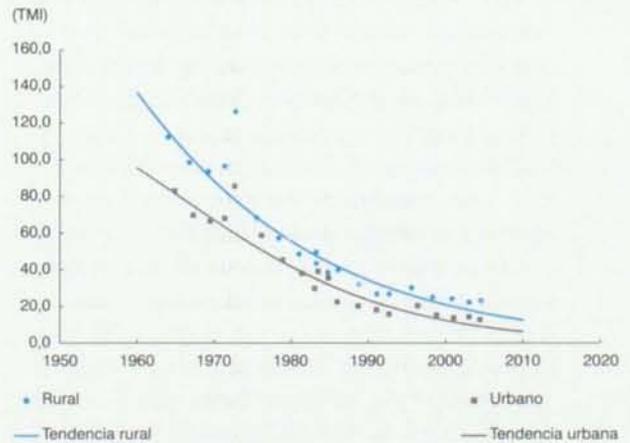
Mortalidad infantil y el porcentaje de muertes por enfermedades infecciosas y respiratorias en menores de 1 año



Fuentes: Minnesota Population Center (2013); DANE (*censos de Colombia: 1973, 1985, 1993, 2005*), y registros oficiales de muertes por causa en Colombia ([www.lamortalidad.org](http://www.lamortalidad.org)); cálculos de los autores.

Gráfico 9

Brecha rural-urbana en la tasa de mortalidad infantil



Fuentes: Minnesota Population Center (2013) y DANE (*censos de Colombia: 1973, 1985, 1993, 2005*); cálculos de los autores.

donde la mayor proporción de muertes en menores de un año se explica por causas perinatales y en segundo lugar las causas transmisibles (Rodríguez *et al.*, 2000; Universidad del Rosario, 2013). Adicionalmente, Rodríguez *et al.* (2000) encuentran diferencias en las causas según las condiciones de vida de los municipios de residencia: en aquellos lugares con mayor pobreza, las muertes en menores de 1 año son principalmente explicadas por enfermedades no definidas y causas transmisibles, indicando así la dificultad que existe para acceder a un diagnóstico y tratamiento oportunos.

### 3. La brecha entre centros urbanos y las áreas rurales<sup>6</sup>

Las diferencias en la mortalidad infantil también son perceptibles entre áreas urbanas y rurales y entre las regiones de Colombia. Del análisis de las áreas urbanas y rurales entre 1965 y 2005, se destaca la persistente brecha entre estas dos zonas (Gráfico 9). Sin embar-

<sup>6</sup> Las TMI de referencia se establecieron de acuerdo con el lugar de residencia.

go, las diferencias urbano-rurales no son un patrón exclusivo de Colombia, pues también se verifica en otros países, en especial en aquellos en vía de desarrollo, donde se han encontrado, en promedio, claras desventajas del número de niños sobrevivientes en áreas rurales, en comparación con su contraparte urbana. Algunas de las causas más relevantes a las que se atribuye esta brecha son las condiciones de los hogares y el acceso a servicios públicos, principalmente de salud (Van de Poel *et al.*, 2009). En efecto, la oferta y calidad de servicios públicos, la incompleta vacunación de las madres, la alimentación inadecuada o insuficiente, algunos patrones epidemiológicos, el acceso a los servicios de salud y demás factores atados al bienestar social en las áreas rurales podrían ser las principales razones por las que las TMI en los centros urbanos se hayan mantenido siempre por debajo de las del resto del país (Medina y Martínez, 1999).

No obstante, cabe mencionar que también existe una “mortalidad oculta” en los centros urbanos, definida como el exceso de riesgo de muerte que enfrentan las minorías dentro de las grandes urbes, pero que no logran sobresalir en los cálculos generales. Por ejemplo, es el caso de los nuevos migrantes,

quienes al llegar a las ciudades se ubican en áreas en desventaja, marginalidad y en difíciles condiciones de vida que exponen a la población infantil a un alto riesgo de muerte. Los alcances de la información no permiten hacer desagregaciones dentro de las urbes, pero debería ser un tema primordial para futuras investigaciones en torno de este tema.

La “penalidad” rural observada en Colombia también ha sido analizada por otros trabajos que, además, han verificado su existencia en los departamentos. Entre otros trabajos, se encuentran el de Flórez y Méndez (1997), Ordóñez y Jaramillo (1998) y Urdinola (2011). Específicamente, esta última autora resalta que, cuando las comparaciones se hacen por departamento, la brecha entre la TMI de áreas urbanas y rurales puede ser más pronunciada que en el total nacional. Allí resalta los casos de Putumayo y Caquetá.

Una observación adicional que se distingue en el Gráfico 9 es la reducción en el tiempo de la diferencia en las tasas de mortalidad rural y urbana. A mediados de los años sesenta, la TMI rural (104,6) superaba en gran magnitud a la urbana (78,3), con una brecha que correspondía a 26 muertes por cada 1.000 nacidos vivos. Las muertes infantiles en las áreas rurales eran similares a las observadas en algunos países africanos, los cuales tienen unas de las mayores TMI en el mundo<sup>7</sup> (Banco Mundial, 2011). Pero, comenzando la primera década del siglo XX, en Colombia se observa una brecha entre centros urbanos y áreas rurales cercana a las 10 muertes por cada 1.000 nacidos vivos.

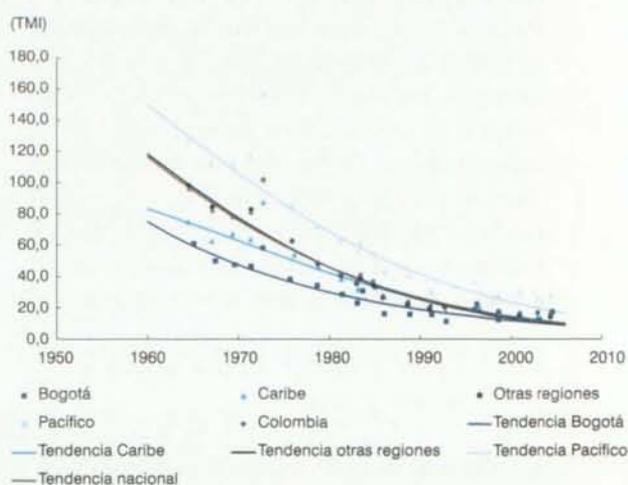
#### 4. Las diferencias regionales

En el marco de una comparación intrarregional, Alarcón y Robles (2007) sostienen que Colombia es el país de Latinoamérica con la mayor desigualdad en la TMI; incluso, reconociendo que los otros países latinoamerica-

nos también tienen grandes diferencias regionales. Parcialmente, el Gráfico 10 verifica la existencia de diferencias internas para la TMI colombiana.

El análisis de la evolución de las TMI se centra en dos regiones colombianas donde ha existido un rezago económico y social relativo, en comparación con el centro del país a lo largo del tiempo, Pacífico y Caribe<sup>8</sup>; y la que presenta los mejores indicadores, Bogotá. En el Gráfico 10 es notable la reducción en la mortalidad infantil de todas las regiones del país en los cuarenta años estudiados. A su vez, es evidente la rápida disminución de las diferencias regionales entre mediados del siglo XX y comienzos del siglo XXI; sin embargo, las brechas interregionales son persistentes a lo largo del tiempo. El caso más preocupante es el de Pacífico, región donde la probabilidad de que un niño nacido vivo muera durante el primer año de vida es de dos veces más a la del promedio nacional. No obstante, esta región

Gráfico 10  
Diferencias regionales en la mortalidad infantil



Fuentes: Minnesota Population Center (2013) y DANE (*censos de Colombia: 1973, 1985, 1993, 2005*); cálculos de los autores.

<sup>7</sup> Entre 1995 y 1999 países como la República Centroafricana, Níger y Guinea tenían TMI en sus áreas urbanas de 107,5, 160,4 y 139,3, respectivamente.

<sup>8</sup> La región Caribe se compone de los siguientes departamentos: San Andrés y Providencia, La Guajira, Cesar, Magdalena, Atlántico, Bolívar, Sucre, Córdoba; y la región Pacífica tiene en cuenta la población censada en Chocó, Nariño, Cauca y el municipio de Buenaventura.

ha presentado una sustancial caída de su TMI: mientras que en 1965 presentaba una tasa de 121,5 por cada 1.000 nacidos vivos, en 2004 tuvo una tasa de 25,5. Aunque este cambio es significativo, la TMI observada en el último año de estudio continúa siendo muy superior a la de Colombia (15,6). Por su parte, el resto de regiones han convergido a la tasa nacional.

En contraste con el Pacífico, Bogotá ha experimentado una TMI relativamente baja, reflejo de las ventajas comparativas de esta ciudad frente al resto del país. Aunque el promedio nacional presentaba una TMI de 89,6 en 1965, la de Bogotá correspondía a cerca de 55,3, tasa que es alcanzada por la región Pacífica solo desde mediados de los años ochenta. En períodos más recientes se debe resaltar que la brecha observada entre Bogotá y el promedio nacional es cercana a cero.

Los resultados anteriores no son sorprendentes debido a que las regiones colombianas han iniciado procesos de urbanización, desarrollo social y económico en distintos períodos y a diferentes ritmos. En particular, el paso de una sociedad netamente rural a urbana fue una de las mayores transformaciones de Colombia a lo largo del siglo XX. Sin embargo, las primeras regiones que contribuyeron a este cambio fueron aquellas ubicadas sobre la cordillera de los Andes, donde se asentaron las principales ciudades (Flórez, 2000: 63).

Con este panorama se considera que los efectos positivos de los conglomerados urbanos se presentaron más temprano en Bogotá que en el resto de regiones. Mientras que en la ciudad capital el crecimiento acelerado de la urbanización comenzó en los años treinta, en el resto de Colombia se presentó a mediados de siglo, hecho que concuerda con la tendencia de la TMI nacional. Las ventajas de las ciudades frente a sus bajas TMI han sido ampliamente estudiadas y documentadas en la literatura internacional, cuya relación causal es resumida por Lalou y Legrand (1997: 148), quienes sostienen que las urbes cuentan con una mayor disponibilidad de servicios de salud y un control más efectivo de las enfermedades transmisibles.

Por otra parte, aun con el latente rezago económico de la costa Caribe frente a otras zonas del país, esta región presentó TMI inferiores a las nacionales entre 1965 y 1980. Algunas de las hipótesis que justifican este comportamiento son los adelantos en herramientas modernas de prevención y tratamiento de enfermedades endémicas propias de la región Caribe. También, esto se puede justificar por el grado de urbanización comparativa del departamento de Atlántico frente a otras zonas del país. Meisel (2009: 194) señala que los adelantos de la medicina tropical durante el siglo XX fueron primordiales en el control del cólera y enfermedades endémicas como la malaria y la fiebre amarilla, las cuales cobraban mayor importancia en el Caribe por su clima y condición portuaria. Los puertos y en particular las regiones tropicales son más propensos a la presencia de focos de epidemias, por las condiciones climáticas y porque allí confluyen poblaciones de distintos orígenes que traen enfermedades.

De acuerdo con Sachs (2005), el uso de insecticidas, mosquiteros para camas y medicinas apropiadas afectan de manera positiva a las personas que están en riesgo de malaria en cualquier parte del mundo. Esta clase de medidas también pudo tener efectos sobre las condiciones de vida en la costa Caribe en la medida en que la medicina lograba avances. Según las estimaciones basadas en el censo de 1973, el Caribe tenía, en promedio, 18,1 menos muertes por cada 1.000 nacidos vivos que Colombia. Esta diferencia se ha hecho cada vez más reducida e imperceptible en los últimos años. Similares resultados encuentran Ochoa *et al.* (1983) entre 1966 y 1981, quienes coinciden en que las tasas de mortalidad infantil del Caribe y de Bogotá fueron inferiores en todo su período de análisis, aunque en niveles de mortalidad difieran a los calculados en este documento. Además, para 1993 en el Pacífico observan tasas muy superiores a la nacional, al igual que lo hace Urdinola (2011).

En suma, si se entiende la TMI como un indicador de desarrollo, es evidente que en los últimos años Colombia ha experimentado

importantes cambios: la reducción acelerada de las tasas de muertes en los menores y el cierre de las brechas entre regiones, donde aún la región Pacífica presenta un rezago frente al resto del país. Sin embargo, las diferencias entre las áreas urbanas y rurales persisten en niveles altos si se contrastan con aquellas observadas entre las regiones.

#### IV. Discusión y conclusiones

Los resultados del presente análisis revelan un importante descenso de la mortalidad infantil durante la segunda mitad del siglo XX en Colombia. Con un rango temporal más extenso que el de otras investigaciones, sugiere que la caída de la TMI se compone en especial de dos cambios: una reducción acelerada entre 1965 y 1990, y una estabilidad relativa entre 1990 y 2005. No obstante, en comparaciones con investigaciones que estudian la década de los noventa, se encontró un posible sesgo en las estimaciones, que sugeriría la necesidad de revisar los tratamientos de los datos, según cada investigación.

La reducción de la TMI y su estabilidad en los últimos años de análisis puede estar relacionada con el aumento de la cobertura de controles prenatales y posnatales, el incremento de las coberturas de vacunación y la mejora en las condiciones sanitarias de las viviendas, además de la transición epidemiológica. De hecho, la reducción en la TMI coincide con una disminución en el porcentaje de muertes relacionadas con infecciones y enfermedades respiratorias. En los últimos años analizados la mayor proporción de muertes en menores de 1 año está asociada con los nacimientos prematuros, la asfixia perinatal y las infecciones, análisis afín con lo encontrado por la Organización Mundial de la Salud (2013).

La reducción en la mortalidad infantil no ha sido un fenómeno exclusivo de las cifras nacionales. Es importante resaltar allí ese mismo comportamiento en las cabeceras urbanas y las áreas rurales. A su vez, se advirtió

una reducción en el tiempo de la diferencia en las tasas de mortalidad urbano-rural. Mientras que a mediados de los años sesenta esta brecha correspondía a 29 muertes por cada 1.000 nacidos vivos, a comienzos de la primera década del siglo XX fue de solo 10 muertes. Este hecho sugiere un importante avance en términos de bienestar social en las áreas rurales. Pese a los avances, la mortalidad infantil en las zonas diferentes a los conglomerados urbanos mantiene tasas superiores, muestra de los persistentes rezagos en el acceso a servicios básicos, a servicios de salud, y a las condiciones materiales de los hogares.

En lo regional los resultados evidencian el decrecimiento de la tasa en todas las regiones del país en los cerca de cuarenta años de estudio. Sin embargo, las brechas interregionales son persistentes en el tiempo. El caso más preocupante es el de Pacífico, donde, a pesar de que la tasa ha presentado una sustancial caída, la probabilidad de que un niño nacido vivo muera a comienzos del siglo XXI es dos veces superior a la del promedio nacional. Bogotá, por su parte, ha experimentado una tasa relativamente baja, hasta alcanzar una brecha cercana a cero con respecto al promedio nacional en años más recientes. Este hecho refleja que los efectos positivos de los centros urbanos, atados a una mayor disponibilidad de servicios de salud y un control más efectivo de las enfermedades transmisibles, se presentaron primero en Bogotá que en el resto de regiones. Por su parte, Caribe mostró una TMI inferior al promedio nacional entre 1965 y 1980, mientras que en lo corrido del siglo XXI ha tendido a convergir con las cifras nacionales.

La reducción de la TMI y el cierre de las brechas entre regiones demuestran los avances en términos de salud pública reflejados en una mayor calidad de vida y bienestar social de los colombianos entre 1965 y 2005. Sin embargo, quedan espacios por mejorar en esta materia. Algunos puntos que aún necesitan solución son: las persistentes diferencias entre las áreas urbanas y rurales, y el notable rezago de la región Pacífica frente al resto del país,

pues la tasa estimada de esta región para el último año se encuentra distante en 12 muertes por cada 1.000 nacidos vivos de los Objetivos de Desarrollo del Milenio (específicamente, este objetivo propone reducir a 14 la mortalidad en menores de 1 año entre 1990 y 2015). Por tanto, los esfuerzos deben ir encaminados a: continuar mejorando las condiciones habitacionales de los hogares y el acceso a servicios de salud; ampliar la cobertura de controles prenatales y neonatales (primer mes de vida), tales como supervisar el peso del infante y de la madre; alcanzar y mantener la cobertura universal de vacunación en la población objetivo, y ejercer un control más efectivo de las enfermedades transmisibles y prevenibles. ☉

## Referencias

- Alarcón, D.; Robles, M. (2007). *Los retos para medir la mortalidad infantil con registros incompletos*, Washington, D. C.: Banco Interamericano de Desarrollo.
- Allison, P. (2001). *Missing Data. Thousand Oaks*, California: SAGE Publications, Inc.
- Baldión, E.; Rincón, M. (1998). "Colombia, la mortalidad infantil. Algunos factores de riesgo", Bogotá: Departamento Nacional de Planeación.
- Banco Mundial (2011). *Africa Development Indicators*, Washington, D. C.: Banco Mundial.
- Bay, G.; Orellana, H. (2007). *La calidad de las estadísticas vitales en la América Latina*, Santiago de Chile: Comisión Económica para América Latina y el Caribe (Cepal).
- Bayona, A. (1982). "Estimación de la mortalidad infantil en 1982", en A. Bayona y A. Rodríguez, *Estudio nacional de salud, la mortalidad en Colombia*, vol. II: La mortalidad en Colombia: edad, sexo y causas, Bogotá: Ministerio de Salud; Instituto Nacional de Salud; Asociación Colombiana de Facultades de Medicina.
- Bayona, A.; Pabón, A. (1982). "La mortalidad en Colombia: edad, sexo y causas" (vol. II), en A. Bayona y A. Rodríguez, *Estudio nacional de salud, la mortalidad en Colombia*, Bogotá: Ministerio de Salud; Instituto Nacional de Salud; Asociación Colombiana de Facultades de Medicina.
- Behm, H.; Rosero, L. (1977). *La mortalidad en los primeros años de vida en países de América Latina: Ecuador 1969-1970*, San José de Costa Rica: Centro Latinoamericano de Demografía (Celade).
- Bennett, N. G.; Horiuchi, S. (1981). "Estimating the Completeness of Death Registration in a Closed Population", *Population Index*, vol. 47, núm. 2, pp. 207-221.
- Brass, W. (1953). "The Derivation of Fertility and Reproduction Rates from Restricted Data on Reproductive Histories", *Population Studies*, vol. 7, núm. 2, pp. 137-166.
- Brass, W. (1974). *Métodos para estimar la fecundidad y la mortalidad en poblaciones con datos limitados*, San José de Costa Rica: Centro Latinoamericano de Demografía (Celade).
- Brass, W. (1974). "Perspective in Population Prediction: Illustrated by statistics of England and Wales", *Journal of the Royal Statistical Society*, vol. 137, pp. 532-583.
- Brass, W. (1996). "Demographic Data Analysis in Less Developed Countries: 1946-1996", *Population Studies*, vol. 50, núm. 3, pp. 451-467.
- Brass, W.; Coale, A. J. (1968). "Methods of Analysis and Estimation", en W. Brass, A. J. Coale, P. Demeny, D. F. Heisel, F. Lorimer, A. Romaniuk y otros, *The Demography of Tropical Africa*, Princeton: Princeton University Press, pp. 88-150.
- Chackiel, J. (2004). *La dinámica demográfica en América Latina*, Santiago de Chile: Cepal y Celade.
- Coale, A. J.; Demeny, P. (1966). *Regional Model Life Tables and Stable Populations*, Princeton: Princeton University Press.
- Coale, A. J.; Trussell, J. (1978). "Anex I: Estimating the Time to which Brass Estimates

Apply”, *Population Bulletin of the United Nations*, núm. 10-1977, pp. 87-88.

Corporación Centro Regional de Población; Ministerio de Salud de Colombia (1986). *Encuesta de prevalencia, demografía y salud*, consultado en Measure Demographic and Health Surveys.

DANE (varios años). Censo (1973, 1985, 1993 y 2005), consultado en Minnesota Population Center, Integrated Public Use Microdata Series, International: Version 6.2 [Machine-readable database]. Minneapolis: University of Minnesota.

Easterlin, R. (2004). “How Beneficent Is the Market? A Look at the Modern History of Mortality”, en R. Easterlin (ed.), *The Reluctant Economist. Perspectives on Economics, Economic History, and Demography*, Cambridge: Cambridge University Press, pp. 101-138.

Feeney, G. (1980). “Estimating Infant Mortality Trends from Child Survivorship Data”, *Population Studies*, vol. 34, núm. 1, pp. 109-128.

Flórez, C. (2000). *Las transformaciones sociodemográficas en Colombia durante el siglo XX*, Bogotá: Banco de la República; Tercer Mundo Editores.

Flórez, C.; Méndez, R. (1997). *La cobertura de las defunciones en 1993* (informe final para el Ministerio de Salud), Bogotá: Universidad de los Andes.

Hill, K. (1991). “Approaches to the Measurement of Childhood Mortality: A Comparative Review”, *Population Index*, vol. 57, núm. 3, pp. 368-382.

Lalou, R.; Legrand, T. (1997). “Child Mortality in the Urban and Rural Sahel”, *Population: An English Selection*, vol. 9, 147-168.

McKeown, T.; Record, R. G. (1962). “Reasons for the Decline of Mortality in England and Wales during the Nineteenth Century”, *Population Studies*, pp. 94-122.

Medina, M.; Martínez, C. (1999). *Geografía de la mortalidad infantil en Colombia 1985-1994*, Bogotá: Departamento Administrativo Nacional de Estadística (DANE).

Meisel, A. (2009). “¿Por qué perdió la costa Caribe el siglo XX?”, en A. Meisel, *¿Por*

*qué perdió la costa Caribe el siglo XX? y otros ensayos*, Cartagena: Banco de la República, pp. 169-202.

Naciones Unidas (1983). *Manual X: Indirect Techniques for Demographic Estimation*, New York: United Nations.

Ochoa, L.; Ordóñez, M.; Richardson, P. (1983). “La mortalidad en Colombia. Tendencias y diferencias 1963-1983” (vol. III), en A. Bayona y A. Rodríguez, *Estudio nacional de salud, la mortalidad en Colombia*, Bogotá: Ministerio de Salud; Instituto Nacional de Salud; Asociación Colombiana de Facultades de Medicina.

Ordóñez, M.; Jaramillo, L. (1998). *La mortalidad infantil en Colombia según el censo de 1993. Estimaciones departamentales y municipales*, Bogotá: Departamento Administrativo Nacional de Estadística (DANE).

Organización Mundial de la Salud (OMS) (2006). *Neonatal and Perinatal Mortality: Country, Regional and Global Estimates*, obtenido de Iris: Repositorio Institucional para Compartir información, disponible en [http://apps.who.int/iris/bitstream/10665/43444/1/9241563206\\_eng.pdf?ua=1](http://apps.who.int/iris/bitstream/10665/43444/1/9241563206_eng.pdf?ua=1)

Organización Mundial de la Salud (OMS) (2013). *Ending preventable child deaths from pneumonia and diarrhoea by 2025*, obtenido de [http://apps.who.int/iris/bitstream/10665/79200/1/9789241505239\\_eng.pdf?ua=1](http://apps.who.int/iris/bitstream/10665/79200/1/9789241505239_eng.pdf?ua=1)

Organización Mundial de la Salud (OMS) (s. f.). *Global Health Observatory (GHO)*, recuperado el 23 de septiembre de 2013, de Infant mortality: [http://www.who.int/gho/urban\\_health/outcomes/infant\\_mortality\\_text/en/](http://www.who.int/gho/urban_health/outcomes/infant_mortality_text/en/)

Organización Panamericana de la Salud (OPS) (2000). *Regional Initiative of Core Data and Country Profiles*, Washington, D. C.: PAHO.

Organización Panamericana de la Salud (OPS) (2013). “Iniciativa regional de datos básicos en salud y perfiles de país”, recuperado el 15 de octubre de 2013, disponible en [http://www.paho.org/hq/index.php?option=com\\_](http://www.paho.org/hq/index.php?option=com_)

content&view=category&layout=blog&id=1775&Itemid=3632

Pabón, A. (1993). *La mortalidad en Colombia 1953-1991. Frecuencias por edad y sexo*, Bogotá: Instituto Nacional de Salud.

Palacio, A. (2013). "Social Inequalities in Health in Colombia between 1967 and 2010: SES and Child Mortality: Evidence from Colombia", tesis para el título de PhD en Economic History, Lund University, Suecia.

Palloni, A. (1979). "A New Technique to Estimate Infant Mortality with an Application for El Salvador and Colombia", *Demography*, vol. 16, núm. 3, pp. 455-473.

Preston, S. H. (1975). "The Changing Relation between Mortality and Level of Economic Development", *Population Studies*, vol. 29, núm. 2, pp. 231-248.

Preston, S. H.; Heuveline, P.; Guillot, M. (2000). *Demography: Measuring and Modeling Population Processes*, Malden: Blackwell Publishers Inc.

Profamilia (varios años). *Encuesta nacional de demografía y salud* (1990, 1995, 2000, 2005 y 2010), consultado en Measure Demographic and Health Surveys.

Rodríguez, R.; Sánchez, P.; Hincapié, C.; Perdomo, M. (2000). *La mortalidad en Colombia según condiciones de vida*, Bogotá: Departamento Administrativo Nacional de Estadística (DANE).

Rutstein, S. O. (1984). "Infant and Child Mortality: Levels, Trends and Demographic Differentials", *WFS Comparative Studies Cross-National Summaries*, núm. 43, London: International Statistical Institute.

Sachs, J. (2005). "The Voiceless Dying: Africa and Disease", en J. Sachs (ed.), *The End of Poverty: Economic Possibilities for Our Time*, New York: The Penguin Press, pp. 188-209.

Somoza, J. L. (1980). "Illustrative Analysis: Infant and Child Mortality in Colombia",

en *WFS Scientific Report*, núm. 10, Voorburg, Netherlands: International Statistical Institute.

Sullivan, J. (1972). "Models for the Estimation of the Probability of Dying between Birth and Exact Ages of Early Childhood", *Population Studies*, vol. 26, núm. 1, pp. 79-97.

Sullivan, J.; Rutstein, S. O.; Bicego, G. T. (1994). "Infant and Child Mortality", *Demographic and Health Surveys Comparative Studies*, núm. 15, Calverton MD: Macro International Inc.

Trussell, T. J. (1975). "A Re-estimation of the Multiplying Factors for the Brass Technique for Determining Childhood Survivorship Rates", *Population Studies*, vol. 29, núm. 1, pp. 97-107.

Universidad del Rosario (2013). "Asfixia perinatal: causa de muerte y daños neurológicos, un dilema de salud mundial", recuperado el 8 de octubre de 2013 de: <http://www.urosario.edu.co/asfixiaperinatal/#about>, Universidad, Ciencia y Desarrollo, tomo V.

University of California, Berkeley (EE. UU.); Max Planck Institute for Demographic Research (Germany) (s. f.). *Human Mortality Database*, recuperado de <http://www.mortality.org/>

Urdinola, B. P. (2011). "Determinantes socioeconómicos de la mortalidad infantil en Colombia, 1993", *Revista Colombiana de Estadística*, vol. 34, núm. 1, pp. 39-72.

Urdinola, B. P.; Queiroz, B. L. (2013). *Latin American Human Mortality Database*, disponible en [www.lamortalidad.org](http://www.lamortalidad.org)

Van de Poel, E.; O'Donnell, O.; Van Doorslaer, E. (2009). "What Explains the Rural-Urban Gap in Infant Mortality: Household or Community Characteristics?", *Demography*, vol. 46, núm. 4, pp. 827-850.

Zlotnik, H. (1982). *Levels and Recent Trends in Fertility and Mortality in Colombia*, Washington, D. C.: National Academy Press, Committee on Population and Demography.



## a n e x o s

### Anexo 1

Cálculo de la tasa de mortalidad infantil utilizando información reportada de nacidos y sobrevivientes en Colombia.

Cuadro A1.1									
Censo 1973									
Edad	$i$	$W_i$	$B_i$	$S_i$	$D_i$	$d_i$	$P_i$		
15 a 19	1	745.100	181.800	165.100	16.700	0,0919	0,244		
20 a 24	2	745.820	1.021.420	931.480	89.940	0,0881	1,3695		
25 a 29	3	618.370	1.719.080	1.555.200	163.880	0,0953	2,78		
30 a 34	4	522.840	2.231.240	1.992.190	239.050	0,1071	4,2675		
35 a 39	5	504.630	2.756.390	2.412.840	343.550	0,1246	5,4622		
Edad	$a_i$	$b_i$	$c_i$	$k_i$	$d_i$	$x$	$q(x)$	$l(x)$	Mortalidad modelo Oeste
15 a 19	1,1415	-2,707	0,7663	1,0367	0,0919	1	0,0952	0,9048	15,5955
20 a 24	1,2563	-0,5381	-0,2637	1,0305	0,0881	2	0,0907	0,9093	17,2269
25 a 29	1,1851	0,0633	-0,4177	0,9906	0,0953	3	0,0944	0,9056	17,4227
30 a 34	1,172	0,2341	-0,4272	1,0033	0,1071	5	0,1075	0,8925	17,1405
35 a 39	1,1865	0,308	-0,4452	1,0221	0,1246	10	0,1274	0,8726	16,0614
Edad	$i$	$x$	$a_i$	$b_i$	$c_i$	$l(x)$	Año referencia	$q(1) 000$	
15 a 19	1	1	1,097	5,5628	-1,9956	1,105	1972,71	95,2356	
20 a 24	2	2	1,3062	5,5677	0,2962	2,4441	1971,37	76,0288	
25 a 29	3	3	1,5305	2,5528	4,8962	4,3973	1969,42	73,8024	
30 a 34	4	5	1,9991	-2,4261	10,4282	6,7041	1967,11	77,0166	
35 a 39	5	10	2,7632	-8,4065	16,1787	9,2356	1964,58	89,6468	
			$P_1/P_2 =$	0,1782					
			$P_2/P_3 =$	0,4926					
Censo 1985									
Edad	$i$	$W_i$	$B_i$	$S_i$	$D_i$	$d_i$	$P_i$		
15 a 19	1	1.312.963	238.254	230.368	7.886	0,0331	0,1815		
20 a 24	2	1.248.360	1.321.032	1.264.599	56.433	0,0427	1,0582		
25 a 29	3	1.116.175	2.227.232	2.119.762	107.470	0,0483	1,9954		
30 a 34	4	878.862	2.537.318	2.380.668	156.650	0,0617	2,887		
35 a 39	5	777.992	2.955.916	2.722.457	233.459	0,079	3,7994		
Edad	$a_i$	$b_i$	$c_i$	$k_i$	$d_i$	$x$	$q(x)$	$l(x)$	Mortalidad modelo Oeste
15 a 19	1,1415	-2,707	0,7663	1,0837	0,0331	1	0,0359	0,9641	21,0182
20 a 24	1,2563	-0,5381	-0,2637	1,0242	0,0427	2	0,0438	0,9562	20,6691
25 a 29	1,1851	0,0633	-0,4177	0,9744	0,0483	3	0,047	0,953	20,5978
30 a 34	1,172	0,2341	-0,4272	0,9856	0,0617	5	0,0608	0,9392	19,905
35 a 39	1,1865	0,308	-0,4452	1,0032	0,079	10	0,0792	0,9208	18,7725

Cuadro A1.1 (continuación)

Edad	$i$	$x$	$a_i$	$b_i$	$c_i$	$t(x)$	Año referencia	$q(1) 000$
15 a 19	1	1	1,097	5,5628	-1,9956	0,9926	1984,82	35,8721
20 a 24	2	2	1,3062	5,5677	0,2962	2,418	1983,39	39,35
15 a 29	3	3	1,5305	2,5528	4,8962	4,5648	1981,24	40,0799
30 a 34	4	5	1,9991	-2,4261	10,4282	7,1134	1978,7	47,2624
35 a 39	5	10	2,7632	-8,4065	16,1787	9,9016	1975,91	58,9693

$$P_1/P_2 = 0,1715$$

$$P_2/P_3 = 0,5303$$

Censo 1993

Edad	$i$	$W_i$	$B_i$	$S_i$	$D_i$	$d_i$	$P_i$
15 a 19	1	1.119.920	292.630	286.950	5.680	0,0194	0,2613
20 a 24	2	1.205.680	1.367.570	1.336.720	30.850	0,0226	1,1343
15 a 29	3	1.290.060	2.364.050	2.298.660	65.390	0,0277	1,8325
30 a 34	4	1.219.420	3.059.510	2.957.270	102.240	0,0334	2,509
35 a 39	5	1.042.060	3.281.040	3.137.280	143.760	0,0438	3,1486

Edad	$a_i$	$b_i$	$c_i$	$k_i$	$d_i$	$x$	$q(x)$	$l(x)$	Mortalidad modelo Oeste
15 a 19	1,1415	-2,707	0,7663	0,9922	0,0194	1	0,0193	0,9807	22,8893
20 a 24	1,2563	-0,5381	-0,2637	0,9691	0,0226	2	0,0219	0,9781	22,7488
15 a 29	1,1851	0,0633	-0,4177	0,9411	0,0277	3	0,026	0,974	22,4106
30 a 34	1,172	0,2341	-0,4272	0,9615	0,0334	5	0,0321	0,9679	21,9904
35 a 39	1,1865	0,308	-0,4452	0,9819	0,0438	10	0,043	0,957	21,1024

Edad	$i$	$x$	$a_i$	$b_i$	$c_i$	$t(x)$	Año referencia	$q(1) 000$
15 a 19	1	1	1,097	5,5628	-1,9956	1,1432	1992,67	19,261
20 a 24	2	2	1,3062	5,5677	0,2962	2,7721	1991,04	20,3988
15 a 29	3	3	1,5305	2,5528	4,8962	5,1492	1988,67	23,2223
30 a 34	4	5	1,9991	-2,4261	10,4282	7,895	1985,92	26,8751
35 a 39	5	10	2,7632	-8,4065	16,1787	10,8408	1982,97	35,056

$$P_1/P_2 = 0,2304$$

$$P_2/P_3 = 0,619$$

Censo 2005

Edad	$i$	$W_i$	$B_i$	$S_i$	$D_i$	$d_i$	$P_i$
15 a 19	1	1.859.564	334.797	329.121	5.676	0,017	0,18
20 a 24	2	1.760.638	1.350.099	1.326.170	23.928	0,0177	0,7668
15 a 29	3	1.598.626	2.252.455	2.210.650	41.805	0,0186	1,409
30 a 34	4	1.431.783	2.916.435	2.856.466	59.969	0,0206	2,0369
35 a 39	5	1.438.428	3.484.493	3.393.973	90.520	0,026	2,4224

Edad	$a_i$	$b_i$	$c_i$	$k_i$	$d_i$	$x$	$q(x)$	$l(x)$	Mortalidad modelo Oeste
15 a 19	1,1415	-2,707	0,7663	0,923	0,017	1	0,0156	0,9844	23,3562
20 a 24	1,2563	-0,5381	-0,2637	0,9864	0,0177	2	0,0175	0,9825	23,248
15 a 29	1,1851	0,0633	-0,4177	0,9726	0,0186	3	0,0181	0,9819	23,2493
30 a 34	1,172	0,2341	-0,4272	0,9945	0,0206	5	0,0204	0,9796	23,0816
35 a 39	1,1865	0,308	-0,4452	1,0165	0,026	10	0,0264	0,9736	22,5014

Cuadro A1.1 (continuación)

Edad	$i$	$x$	$a_i$	$b_i$	$c_i$	$t(x)$	Año referencia	$q(1) 000$
15 a 19	1	1	1,097	5,5628	-1,9956	1,317	2004,45	15,65
20 a 24	2	2	1,3062	5,5677	0,2962	2,7746	2003	16,4614
25 a 29	3	3	1,5305	2,5528	4,8962	4,7945	2000,98	16,4517
30 a 34	4	5	1,9991	-2,4261	10,4282	7,1049	1998,67	17,7401
35 a 39	5	10	2,7632	-8,4065	16,1787	9,5945	1996,18	22,4527
$P_1/P_2 =$			0,2348					
$P_2/P_3 =$			0,5442					

Nota:  $W_i$  corresponde al número total de mujeres en el grupo de edad  $i$ ;  $B_i$  y  $S_i$  son los nacimientos y sobrevivientes reportados por las mujeres del mismo grupo, respectivamente.

$D_i$  es el número estimado de niños muertos para las mujeres en el grupo de edad  $i$  y se calcula como  $B_i - S_i$ .

$d_i$  es la proporción de niños muertos en las madres del grupo de edad  $i$ .

$P_i$  es la paridad promedio por mujer en el grupo de edad  $i$  y se calcula como  $B_i / W_i$ .

$a_i$ ,  $b_i$  y  $c_i$  son los coeficientes usados en la estimación de los multiplicadores de la mortalidad infantil (en segunda tabla de cada censo). Valores tomados de Naciones Unidas (1983: 77).

$k_i$  se calcula por medio de la siguiente expresión:  $a_i + b_i (P_1/P_2) + c_i (P_2/P_3)$ .

$q(x) = k_i d_i$ , es la probabilidad de morir antes de cumplir  $x$  años de edad.

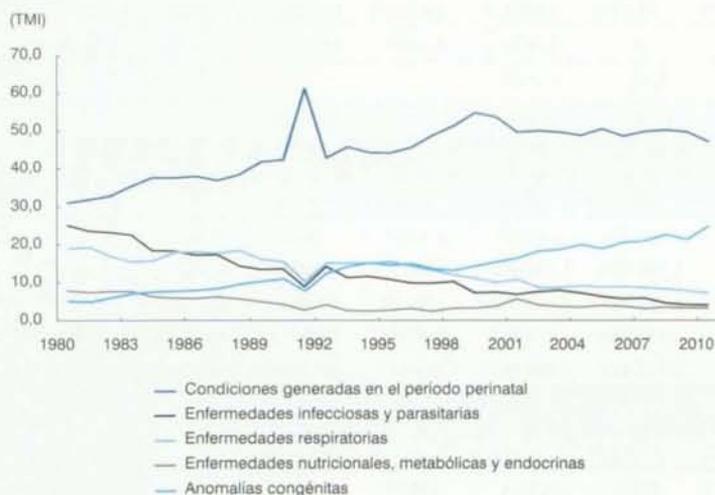
$l(x) = 1 - q(x)$  es la probabilidad de sobrevivir a la edad  $x$ .

$a_i$ ,  $b_i$  y  $c_i$  son los coeficientes usados en la estimación del periodo de referencia (tercera tabla de cada censo). Valores tomados de Naciones Unidas (1983: 78).

$t(x) = a_i + b_i (P_1/P_2) + c_i (P_2/P_3)$  es el número de años estimado antes de la fecha de recolección de los datos censales.

Fuentes: Minnesota Population Center (2013); DANE (censos de Colombia: 1973, 1985, 1993, 2005); Integrated Public Use Microdata Series, International (versión 6.2 [Machine-readable database]. Minneapolis: University of Minnesota; Naciones Unidas (1983); Manual X: Indirect Techniques for Demographic Estimation. New York: United Nations; y Coale, A. J., & Demeny, P. (1966). Regional Model Life Tables and Stable Populations. Princeton: Princeton University Press; cálculos de los autores.

Gráfico A1  
Evolución de las principales cinco causas de mortalidad en niños  
y niñas menores a 1 año



Fuente: Latin American Human Mortality Database ([www.lamortalidad.org](http://www.lamortalidad.org)); cálculos de los autores.

## Anexo 2

En la estimación de las líneas de tendencia se utilizó el comando *nl* del paquete estadístico Stata. Este comando tiene la función de estimar ecuaciones no lineales por mínimos cuadrados. Analizando el comportamiento de los datos, se determinó que la forma funcional de estos sigue el patrón de la función logística definida como *log3* en Stata, cuya forma funcional es:

$$TMI = \frac{b1}{(1 + e^{-b2(\text{año} - b3)})}$$

En los cálculos se excluyó el último año observado de cada censo, con el fin de evitar las dispersiones generadas por las mujeres más jóvenes. Los resultados de las estimaciones para cada gráfico se resumen en el Cuadro A2.1:

Cuadro A2

	<i>b1</i>	<i>b2</i>	<i>b3</i>
Nacional	0,293	-0,064	1953,5
Bogotá	98,773	-0,046	1803,4
Caribe	0,125	-0,068	1970,1
Pacífico	0,286	-0,062	1961,5
Otras regiones	0,253	-0,069	1958,2
Rural	0,73	-0,051	1931,4
Urbano	0,159	-0,072	1965,7

Fuente: cálculos de los autores.