

ESTIMACIÓN INDIRECTA DE LA TASA DE MORTALIDAD INFANTIL EN COLOMBIA, 1964-2008

KARINA ACOSTA ORDÓÑEZ
JULIO ROMERO PRIETO*

RESUMEN

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 Encuesta de Demografía y Salud de 1986 a 2010. Los resultados permiten establecer una reducción sustancial de la TMI en el periodo analizado y la existencia de sesgos en trabajos anteriores que investigaron la magnitud de la TMI en Colombia para la década de los noventa. Además, se encontró que la evolución de la TMI se ha caracterizado por un cierre entre la brecha rural-urbana y entre regiones. La disminución de la TMI en Colombia se ha visto reforzada por una reducción en la proporción de muertes debidas a enfermedades infecciosas.

* Los autores son economistas del Centro de Estudios Económicos Regionales (CEER) del Banco de la República, Cartagena. Correos electrónicos: kacostor@banrep.gov.co y julio.romeroprieto@gmail.com. Este artículo es una versión revisada del texto que, con el mismo título, fue publicado en la serie Documentos de Trabajo sobre Economía Regional, CEER, Banco de la República, No. 199, febrero de 2014. Los autores agradecen los comentarios de Jaime Bonet, Gerente del Banco de la República, Cartagena, y de Jhorland Ayala y Luis Armando Galvis, investigadores del CEER. Recibido: octubre 8 de 2014; aceptado: noviembre 4 de 2014.

Palabras clave: Colombia, tasa de mortalidad infantil, estimación indirecta, método Brass-Trussell, método Somoza-Rutstein, microdatos censales, ENDS.

Clasificación JEL: I14, J11, J13.

ABSTRACT

Indirect Estimation of the Infant Mortality Rate in Colombia, 1964-2008

We apply indirect and retrospective methods to analyze the time dynamics of the Infant Mortality Rate (IMR) in Colombia from 1964 to 2008, using two different sources of data. The first estimates use the Brass method on the basis of census microdata between 1973 and 2005; specifically, we calculate the IMR using the Trussell and the Coale-Trussell variants of the classical Brass equation. In our second approach, we estimate the IMR using the Somoza-Rutstein retrospective analysis and Demographic and Health Surveys from 1986 to 2010. Our results show a substantial reduction in infant mortality during the second half of the xxth century, as well as a decreasing urban-rural gap. We also provide evidence suggesting a systematic bias of previous research that analyzed the IMR during the 1990s. The decrease of the IMR in Colombia has been reinforced by a declining proportion of deaths due to infectious diseases.

Key words: Colombia, Infant Mortality Rate, indirect methods, Brass-Trussell method, Somoza-Rutstein method, infant mortality, census microdata, Colombia Demographic and Health Surveys.

JEL Classifications: I14, J11, J13

I. INTRODUCCIÓN

La mortalidad infantil es uno de los principales indicadores de desarrollo social y económico, pues es una medida del estado de salud general de la población (Preston, 1975; Hill, 1991). Su estimación es primordial para analizar la transformación demográfica de los países y las condiciones de vida. La importancia de la mortalidad infantil, a diferencia de otros grupos etarios, es más susceptible al entorno económico y social, y al mismo tiempo es más vulnerable a las enfermedades infecciosas (Organización Mundial de la Salud (OMS), 2006).

La literatura sobre 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 países que han experimentado una caída sustancial de la mortalidad adulta e infantil (Easterlin, 2004). Sin embargo, no existe consenso sobre las causas de ese descenso. McKeown y Record (1962) presentan las dos caras del debate sobre la explicación de los cambios en la mortalidad desde una perspectiva histórica.

La primera sostiene que los avances en medicina y 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 principalmente 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, los avances médicos 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 se entiende como el número de defunciones de menores de un año por cada mil nacidos vivos. Bajo esta convención, se trata de una probabilidad y no de una tasa de mortalidad propiamente definida. Las limitaciones en el estudio de este indicador provienen principalmente de que en los países y regiones de menor desarrollo económico, los registros de muertes son inexistentes o poco confiables, de manera que no es posible la estimación directa de 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 tasa de mortalidad infantil, usando 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, pág. 137).

En Colombia, al igual que en otros países latinoamericanos, la estimación de la tasa de mortalidad infantil 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). La estimación por métodos indirectos también ha permitido dimensionar la cobertura que tienen las estadísticas vitales en Colombia, bajo el supuesto de que las tasas de mortalidad estimadas por métodos indirectos son 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 continuar con las estimaciones indirectas (Flórez y Méndez, 1997; Medina y Martínez, 1999; y Organización Panamericana de la Salud, 2013).

En este trabajo se calcula y analiza la dinámica de la tasa mortalidad infantil en Colombia entre 1964 y 2008 a partir de métodos indirectos. Comparado con otras investigaciones que han estudiado el mismo fenómeno en Colombia, aquí se hacen tres contribuciones. En primer lugar, se analiza un periodo de tiempo más extenso a partir del uso de múltiples fuentes, que permite identificar cuál ha sido la trayectoria de la tasa de mortalidad infantil 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 la estimación de la tasa de mortalidad infantil 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 radica en tener un panorama de cuál sería la trayectoria de la mortalidad infantil cuando se relajan algunos de los supuestos. La tercera contribución es una discusión de 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 se llama la atención sobre los posibles sesgos que existieron en investigaciones anteriores que calcularon la tasa de mortalidad infantil para la década de los noventas.

Este artículo está organizado como sigue. La segunda sección resume los principales estudios que analizan el subregistro de datos de mortalidad y la estimación indirecta de la tasa de mortalidad infantil en Colombia. La tercera sección explica en detalle las fuentes utilizadas y describe las fuentes de información. Allí se especifican los supuestos fundamentales en este tipo de ejercicios y las variaciones utilizadas en los métodos indirectos. La cuarta sección describe los resultados a nivel nacional y desagregado por regiones y grado de urbanización. Por último, la quinta sección examina los resultados y concluye.

II. ALGUNOS ESTUDIOS SOBRE EL SUBREGISTRO Y LA MORTALIDAD INFANTIL EN COLOMBIA

Uno de los principales estudios que estableció el subregistro por áreas geográficas es 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 de 85% en las cabeceras municipales y 36% en el resto del país.¹ Los problemas de omisión más acentuados se encontraron en el departamento del Chocó, con una cobertura total de 21%.

Posteriormente, 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 un año; mientras que en 1985 el subregistro fue de 52,3%, en 1990 fue de 60,4% y en 1994, de 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 cinco años. Con base en el Censo de 1993, estas autoras estiman la cobertura en 37% en menores de cinco años, mientras que en la población adulta asciende a 66%.

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

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% en 2011. Estos valores indican que el país tiene uno de los más altos niveles de subregistro entre los principales países de América Latina. Mientras que Argentina, Chile y Brasil tienen faltantes de cerca de 3%, 1% y 8,2% en sus registros, respectivamente, los registros colombianos se asemejan a los observados en Ecuador y Bolivia, en América del Sur, y El Salvador y Nicaragua, en América Central (Bay y Orellana, 2007).

Bajo este escenario se iniciaron estudios cuyo objetivo era acercarse a las tasas reales a través de métodos indirectos para obtener las tasas ajustadas. Uno de los primeros trabajos que abordó este problema fue el de Behm y Rosero (1977), quienes utilizaron una muestra aleatoria del primer censo que permitió calcular las tasas de mortalidad por medio de métodos indirectos, es decir el Censo de Población y Vivienda de 1973. El método empleado por estos autores fue el más ampliamente usado al momento, propuesto por Brass con modificaciones de Sullivan (1972). Las estimaciones retrospectivas les permitieron concluir que, en 1968-1969, la TMI en Colombia era de 74 por cada mil nacidos vivos.² En su ejercicio hecho también para otros países, encuentran que aunque los niños colombianos menores de un 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 que 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, mortalidad y fecundidad constantes, podrían modelar adecuadamente las tasas de países desarrollados, pero no necesariamente la de países en desarrollo como Colombia y El Salvador, que experimentaban descensos en la mortalidad y fueron sus casos de estudio. Específicamente, Palloni supone patrones de mortalidad constantes para cada cohorte de edad pero 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).³

² Behm y Rosero (1977) tienen reservas 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.

³ El Modelo Regional de Tablas de Vida 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

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 1000 nacidos vivos. Estos cálculos fueron superiores a los valores oficiales, estimados en 62,8 para 1971, lo cual confirma la omisión sobre las muertes de infantes.

Un número importante de investigaciones sobre las tasas ajustadas de mortalidad infantil en Colombia está consolidado en los estudios nacionales del Ministerio de Salud, publicados en 1982 y que tuvieron por objeto ampliar la caracterización de la mortalidad en Colombia. Dentro de este grupo se encuentran los trabajos de Ochoa, Ordoñez 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 periodo 1950-1982; y Pabón (1993), reconociendo las limitaciones de los certificados médicos que eran reportados por el 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 con métodos indirectos. Los ejercicios formales más recientes que se han hecho se resumen en los trabajos 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, que era de cerca de cuarenta muertes por cada mil nacidos vivos. Asimismo, estas investigaciones son concluyentes sobre los departamentos con mayor prevalencia de mortalidad; resaltan los casos de Chocó, Caquetá, Cauca, Nariño y La Guajira. Como observación adicional, Medina y Martínez (1999) encuentran una sobremortalidad masculina en las áreas que no se definen como cabeceras municipales.

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 través 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. En particular, 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.

III. MÉTODOS Y MATERIALES

A. Método Brass

En este trabajo se 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 como 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, p. 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 bajo 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 ∞ . 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 $B_i(\quad)$, es una función integrable y sólo toma valores positivos, se puede aplicar el teorema del valor medio, de manera que existe un valor j , que pertenece al intervalo de edad $(0, i - \infty)$, 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 conectar la información reportada por el grupo de mujeres de edad i , con la probabilidad de morir antes de cumplir j años de edad.

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

Suponiendo que la probabilidad de morir antes de cumplir años de vida es una función lineal que aumenta con la edad, $q(x) = K + m \cdot x$, y reemplazando en la Ecuación 1 se obtienen 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 bajo el supuesto 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 par-

tir 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 uno 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.

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

Además, 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 periodo 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 x 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 Trussel y Coale-Trussel permiten estimar un conjunto de probabilidades de muerte $q(x)$, y un periodo 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 $i = 15 \text{ a } 19, 20 \text{ a } 24... 35 \text{ a } 39$. 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).

B. 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, en las que 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 realizara 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 alguna vez nacidos. En la práctica, el método Somoza-Rutstein plantea una serie de precisiones antes de llegar al cálculo de la tasa de mortalidad infantil. La primera de ellas es que se define un periodo de análisis de cinco años calendario que 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 realizar la encuesta. En efecto, Somoza (1980)

calcula tasas de mortalidad para cuatro periodos de cinco años cada uno. En el caso de Rutstein (1984), los datos se presionan un poco más y se analizan hasta 35 años retrospectivos de encuesta, es decir, siete periodos de cinco años cada uno. Sin embargo, al tratarse de un método retrospectivo en que los cálculos se basan en la información reportada por madres sobrevivientes, se tiene como principal supuesto que no hay selección en la moralidad entre las madres y su descendencia. En otras palabras, 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 años de análisis retrospectivo se aumenta la probabilidad de incumplir dicho supuesto, en la medida que las estimaciones hechas para los periodos más distantes a la realización de la encuesta dependerán de la información reportada por las mujeres de más edad, por ejemplo, entre 45 y 49 años de edad, grupo de la población que estaría más diezmado en la medida que acumula más años de riesgo de muerte que el grupo de mujeres entre los 25 y 29 años de edad. 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 para intervalos de edad de un año, se tengan en cuenta las variaciones en el riesgo de muerte que existen en diferentes subintervalos de edad. Teniendo en cuenta que el riesgo de muerte es más alto durante el primer mes de vida y este va decreciendo conforme aumente 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 mes de vida, ${}_2m q_{1m}$, durante el segundo trimestre de vida, ${}_3m q_{3m}$, y durante el segundo semestre de vida ${}_6m q_{6m}$, tal como se muestra en la Ecuación 7:

$$q(12m) = {}_{12m} q_0 = 1 - (1 - {}_1m q_0)(1 - {}_2m q_{1m})(1 - {}_3m q_{3m})(1 - {}_6m q_{6m}) \quad (7)$$

C. Descripción de las fuentes

Diferentes fuentes de información pueden ser usadas en Colombia para llevar a cabo las estimaciones de la TMI por métodos indirectos, entre ellas las encuestas de salud y de calidad de vida y los censos poblacionales. Las bases de datos a par-

tir de las cuales se estimó la mortalidad infantil usando el método Brass-Trussell corresponden a las muestras censales de 1973, 1985, 1993 y 2005, pues solo hasta 1973 se incluyeron en los censos las preguntas esenciales para la medición de 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 del Minnesota Population Center (2013) y agrupan el 10% de la información recolectada durante el periodo de cobertura estándar. Es decir, en los datos correspondientes al censo de 1985 no se incluyeron los resguardos indígenas y tampoco la población rural de difícil acceso.

Además de las muestras censales, se optó por estimar las TMI a partir de algunas de las encuestas de fecundidad que se han recolectado en Colombia: la Encuesta de Prevalencia, Demografía y Salud de 1986, levantada por la Corporación Centro Regional de Población y el Ministerio de Salud de Colombia; y la Encuesta Nacional de Demografía y Salud de 1990, 1995, 2000, 2005 y 2010 dirigidas por Profamilia. No se utilizó 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 también necesario recurrir a otras fuentes de datos, como las Encuestas de Demografía y Salud, que tienen una periodicidad quinquenal, pero a diferencia de los censos, estas impiden una desagregación departamental de la TMI. En otras palabras, cada fuente de datos tiene ventajas y desventajas. Por esta razón, mientras no exista en Colombia una fuente confiable de datos directos, es indispensable el uso de las fuentes de información mencionadas para la estimación de la TMI en forma indirecta.

D. 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 como propósitos detectar posibles sesgos en los resultados al aplicar métodos indirectos y analizar los datos faltantes por edad, lo cual 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.

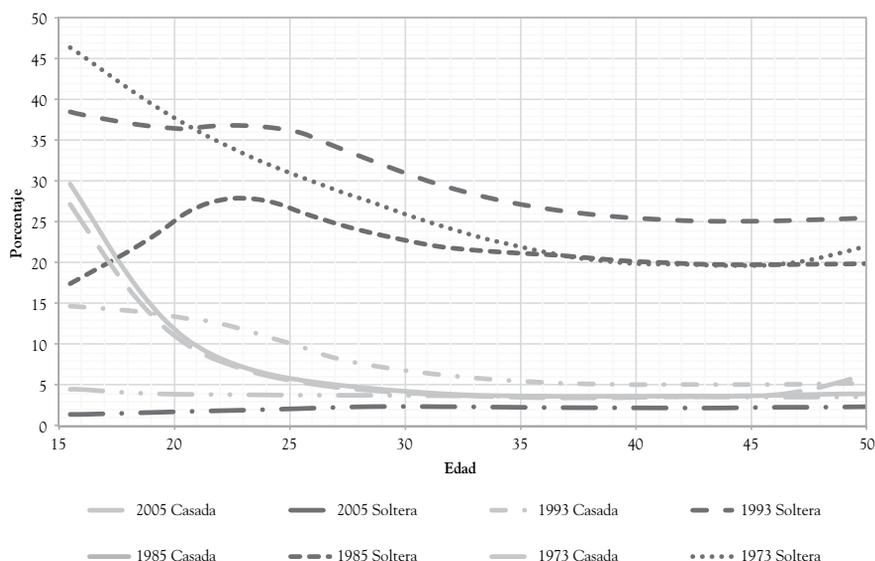
El Gráfico 1 muestra el porcentaje de mujeres con datos faltantes por edad y estado civil en cada uno de los censos analizados. Allí se observa que las mujeres más jóvenes tienen mayores porcentajes de datos faltantes. En consecuencia, las estimaciones de la TMI obtenidas a partir del grupo de edad más joven, entre 15 y 19 años, no necesariamente arrojarán 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 censo de 2005.

Debido a que en los cálculos se utilizan dos variables, el número de nacidos y el 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 producido pero desconoce cuántos están vivos, mientras que el segundo patrón sucede cuando la mujer no reporta el número de hijas e hijos que ha tenido y, consecuentemente, 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 van a existir en los cálculos menos sobrevivientes en relación con el número de nacidos, lo que resulta en una sobreestimación de la función de mortalidad. Por otra parte, el segundo patrón de datos mal informados sesga la TMI en la medida que se contabilizan más mujeres que nacidos vivos y se subestima la función de fecundidad.

Con el fin de comparar distintas alternativas para la obtención de estimaciones robustas de la TMI, se optó por los siguientes tratamientos de datos: (1) ignorar la deficiencia en el reporte de los datos; (2) aplicar un modelo de imputación;

GRÁFICO 1

Colombia: Porcentaje de datos faltantes en las variables de nacidos o sobrevivientes por edades simples y estado civil, censos de 1973 a 2005



Notas: (1) 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 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.

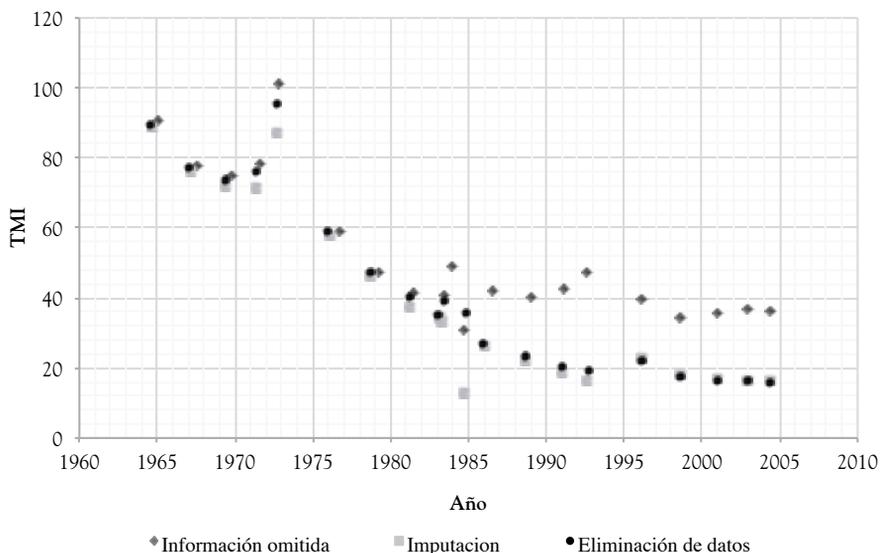
Fuentes: Cálculos de los autores basado en datos de Minnesota Population Center. (2013). *Dane – Censos de Colombia: 1973, 1985, 1993, 2005. Integrated Public Use Microdata Series, International: Version 6.2 [Machine-readable database]*. Minneapolis: University of Minnesota.

y (3) eliminar las observaciones con datos faltantes.⁴ La comparación de estos tres tratamientos permite dimensionar el tamaño del sesgo.

⁴ El modelo de imputación es una estrategia en el tratamiento de los datos en el que 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.

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). Esto permite realizar un análisis retrospectivo sobre nacimientos y sobrevivientes, de manera que se lleguen a estimaciones para cuatro momentos en el tiempo precedentes al año de recolección de cada censo. Las probabilidades de muerte en menores de un año muestran resultados diferentes según 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. Particularmente, en los censos de 1993 y 2005, el uso de los datos sin la corrección de los valores omitidos resulta en una sobreestimación de las probabilidades de muerte en los menores. Aunque los métodos de imputación y eliminación de datos arrojan resultados similares, en el tratamiento de la información presentada a continuación se utilizó el segundo procedimiento. En este

GRÁFICO 2
Colombia: Tasa de mortalidad infantil según diferentes
tratamientos de datos, método Brass-Trussell, 1964-2005



Fuentes: Cálculos de los autores basados en datos de Minnesota Population Center. (2013). Dane — Censos de Colombia: 1973, 1985, 1993, 2005. Integrated Public Use Microdata Series, International: Version 6.2 [Machine-readable database]. Minneapolis: University of Minnesota.

documento se prefiriere el modelo de eliminación de datos porque el de imputación presupone valores no observados que podrían redundar en incertidumbres innecesarias sobre los valores obtenidos (Allison, 2001).

En este trabajo no se hicieron ajustes significativos a los datos informados por las Encuestas de Demografía y Salud. 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. A pesar de que existen controles para verificar la consistencia de las respuestas durante el proceso de recolección de los datos, la ENDS, como toda fuente de información reportada, 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 se subestima la TMI si aquellas son reportadas por aproximación como si hubieran ocurrido exactamente al completar el primer año. 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 la ENDS y aplicando el método retrospectivo de So-moza-Rutstein. Cada punto en el gráfico corresponde a la estimación hecha a partir de cinco años retrospectivos de encuesta, organizados de forma consecutiva y a espacio de un año calendario, lo que permitió estimar las tasas de hasta 17,5 años previos a la elaboración de la cada encuesta. Los resultados de este ejercicio sugieren que las Encuestas de Demografía y Salud son, en conjunto, una fuente consistente para estimar la TMI en Colombia, en la medida que lo estimado a partir de una encuesta se valida por lo que se estima de las encuestas realizadas en años anteriores. Sin embargo, las estimaciones obtenidas con ENDS 1990 difieren de las otras encuestas, sugiriendo que esta encuesta tiene una calidad inferior a las

demás. Además, en el Gráfico 3 se 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 la ENDS confirman la reducción de la TMI en Colombia entre 1970 y 2008. En contraste con lo que han calculado otros autores, las estimaciones para la década de 1990 y años más recientes son marginalmente superiores en las ENDS que en las estimadas a partir del censo. Esta comparación entre dos fuentes de datos con metodologías diferentes permite identificar qué tanto varían las estimaciones de mortalidad infantil cuando se hacen supuestos diferentes y se usan métodos de recolección de datos diferentes. 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 reportados.

GRÁFICO 3
Colombia: Tasa de mortalidad infantil, método retrospectivo
Somoza-Rutstein, 1970-2010

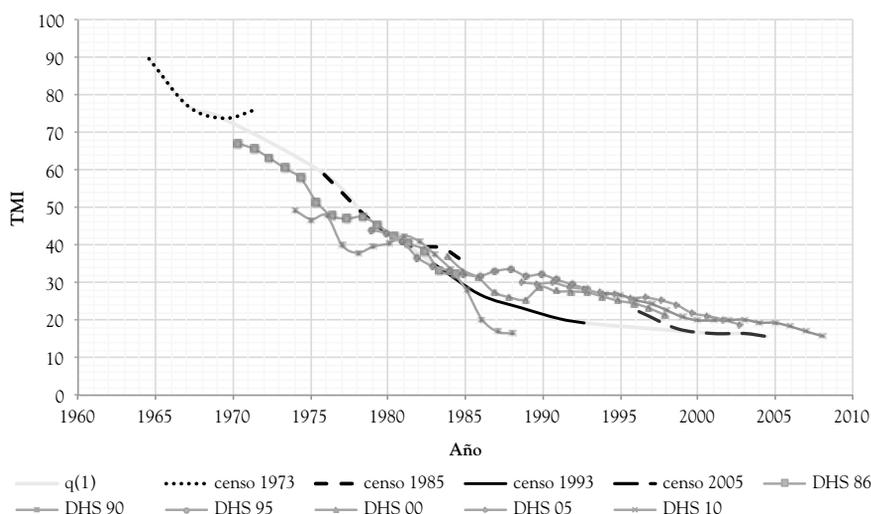


Fuentes: Cálculos de los autores con base en Measure DHS. (2013). *Corporación Centro Regional de Población, Ministerio de Salud de Colombia – Encuesta de Prevalencia, Demografía y Salud: 1986; Profamilia – Encuesta Nacional de Demografía y Salud: 1990, 1995, 2000, 2005, 2010.* Measure Demographic and Health Surveys. Obtenido de <http://www.measuredhs.com/Data/>

IV. RESULTADOS

La estimación por métodos indirectos de la TMI revela una de las transformaciones demográficas más importantes en Colombia durante el siglo xx: el descenso de la mortalidad. Esta tendencia se advierte parcialmente en diferentes investigaciones [Palloni (1979), Bayona y Pabón (1982), Ochoa, et al. (1983), Zlotnik (1982) y Flórez (2000)]. Al analizar un período de tiempo más extenso que incluye los últimos cuatro censos nacionales, el presente trabajo aporta evidencia que sugiere que la caída de la TMI se compone fundamentalmente de cambios en dos fases: una reducción acelerada entre 1965 y 1990 cuyo valor máximo fue de 89,6 en 1965; y un periodo de relativa estabilidad a partir de finales de los años noventa, alcanzando las 15,6 muertes por cada mil nacidos vivos en 2005 (Gráfico 4).

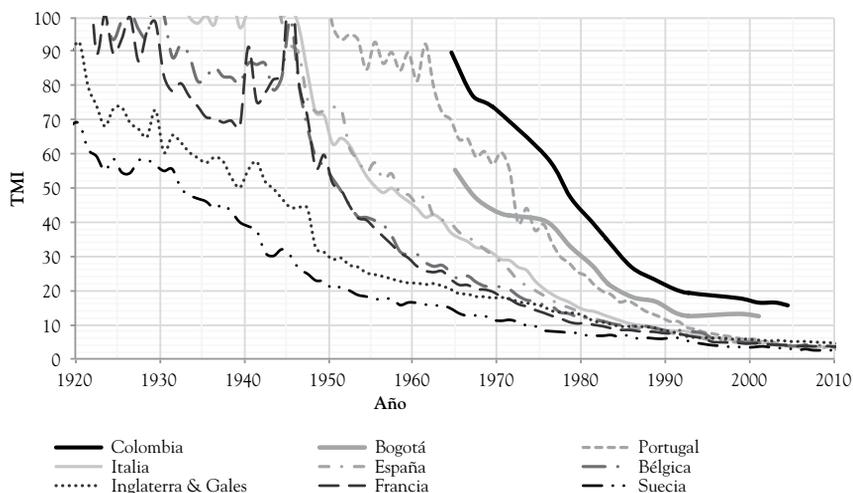
GRÁFICO 4
Colombia: Tasa de mortalidad infantil, 1973-2008



Fuente: Cálculos de los autores basados en Minnesota Population Center. (2013). Dane – Censos de Colombia: 1973, 1985, 1993, 2005. Integrated Public Use Microdata Series, International: Version 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. Obtenido de <http://www.measuredhs.com/Data/>

En un lapso de unos 40 años, la tasa de mortalidad infantil en Colombia se contrajo 5,7 veces. Sin embargo, entre 1965 y 1995 ya se había reducido 4,8 veces. Una reducción similar a la observada en Colombia entre 1965 y 2005 es comparable a 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 deberá 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 divisan mayores reducciones desde la década de 1990 (Gráfico 5).

GRÁFICO 5
La mortalidad infantil en Colombia comparada
con la de algunos países europeos,
1920-2010



Fuente: Cálculos de los autores con base en Minnesota Population Center (2013) y University of California, Berkeley, and Max Planck Institute for Demographic Research (Germany) (s.f.). *Human Mortality Database*. Recuperado el 17 de febrero de 2014, de www.mortality.org.

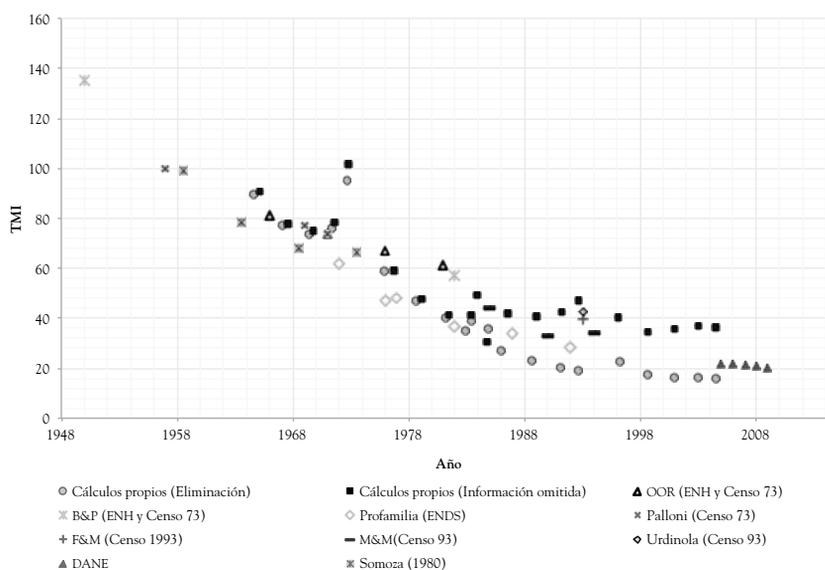
A. ¿Cómo difieren las estimaciones de la TMI en Colombia?

El Gráfico 6 resume los resultados de algunas investigaciones que han estimado la TMI en Colombia. Allí es evidente que hasta la década de 1980 los resultados de los diferentes estudios se asemejan a los encontrados en este trabajo. No obstante, después de 1990 se observa una brecha en 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 era la estimación indirecta de la TMI en Colombia están en línea con los resultados de este trabajo. Ochoa, et al. (1983), usando el

GRÁFICO 6

Colombia: Resumen de estimaciones de TMI de diferentes autores



Nota: Los autores reseñados en la gráfica son los siguientes: (a) B&P: Bayona y Pabón (b) F&M: Flórez y Méndez (c) M&M: Medina y Martínez. (d) OOR: Ochoa, Ordoñez y Richardson. (e) Los cálculos de Somoza (1980) son a partir de la Encuesta Nacional de Fecundidad (1976).

Fuente: Varios documentos y cálculos de los autores con base en Minnesota Population Center (2013). Dane – Censos de Colombia: 1973, 1985, 1993, 2005.

método de Brass con las correcciones de Trussell y Feeney, obtuvieron una TMI de 81 defunciones por cada mil nacidos en 1967 y 74 en 1971. Como se observa en el Gráfico 6, sus resultados son semejantes a los obtenidos en el presente estudio. No obstante, se percibe un distanciamiento en los resultados para los siguientes años, 1976 y 1981. Esto se puede deber a que para dichos años estos autores se basaron principalmente en las encuestas de salud llevadas a cabo 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 del obtenido por el método utilizado en el ejercicio de este documento. Las mismas conclusiones se obtienen en comparaciones con Zlotnik (1982) y Bayona (1982). Este último autor comparte el método de este trabajo pero, además de 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 la estimación de 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 1993 se observa una caída en la TMI en comparación a las primeras estimaciones con el censo 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 en 1985, 32,56 en 1990 y 34,15 en 1994. Pese a que estos autores comparten la misma fuente de datos y metodología estándar con el presente estudio, 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), que usaron el método de Trussell con el ajuste propuesto por Badry, hallan una TMI de 41,2 en Colombia en 1993, similar a la obtenida por Urdinola (2011) para el mismo año, 42,2. La TMI resultante de estos autores es aproximadamente el doble de la que se obtiene en el presente estudio, donde se usa un procedimiento diferente para la información omitida. Pese a que los diferentes trabajos comparten el mismo método, de estas comparaciones se deducen principalmente dos hechos. Primero, la diferencia en el trata-

miento de los datos faltantes lleva a divergencias en los resultados. Segundo, estos se hacen más evidentes o cobran una mayor importancia cuando las TMI son relativamente bajas, como se observa en el caso colombiano después de 1990. De lo anterior se puede concluir que las estimaciones indirectas de la TMI durante la década de los noventa que resultan en valores cercanos o superiores a 40 muertes por cada mil nacidos vivos pueden presentar problemas de sesgos por las razones expuestas en la metodología.

B. Causas de la reducción de la mortalidad infantil

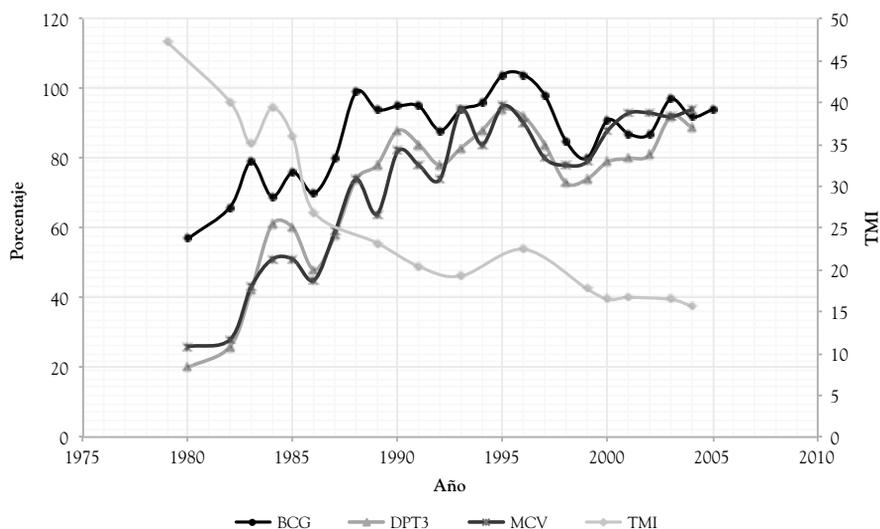
Aunque no existe unanimidad en las estimaciones de la TMI entre 1950 y 2005 en Colombia, es indiscutible la reducción de la TMI y su estabilidad en los últimos años analizados. Estos resultados son un indicador de los avances en la calidad de vida de los colombianos. Algunas de las hipótesis que explican este fenómeno son el aumento de coberturas prenatales y postnatales, el incremento de las coberturas de vacunación asociada a la reducción de la propagación de enfermedades infecciosas y la mejora de las condiciones sanitarias, como el agua tratada, la disposición de 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 explicativos de 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 como lo señalan estos autores, dichas asociaciones contribuyen en cierta medida a entender la mortalidad en el país. Una de las razones para abrigar reservas sobre el estudio de los determinantes de la mortalidad a partir de censos de población es 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 factores demográficos que pueden actuar en conjunto 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 y el lugar de residencia.

La relación entre la mortalidad infantil en Colombia y las condiciones socioeconómicas también ha sido estudiada por Palacio (2013). Utilizando como fuente de datos todas las ENDS llevadas a cabo entre 1986 y 2010, Palacio encuentra una tasa de mortalidad socialmente estratificada en Colombia, en línea con la evidencia internacional y los hallazgos de Baldión y Rincón (1998). En particular, como es de esperarse, para aquellos grupos que se encuentran en la parte inferior de la distribución del ingreso y nivel educativo, la mortalidad en menores de un año es más frecuente. La inequidad encontrada por Palacio 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 a través de reducciones sostenidas en las tasas de mortalidad. Easterlin (2004) subraya que las técnicas sanitarias, el desarrollo de algunas vacunas que protegen a las personas contra algunas enfermedades y el desarrollo de curas de algunas de ellas fueron definitivos en la transformación mundial del control de las enfermedades infecciosas en un poco más de un siglo. 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 de 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 de la transmisión de algunas enfermedades pudo haber sido definitiva en el subsecuente control de las muertes de infantes, especialmente el de las enfermedades prevenibles. Las vacunas de que trata el Gráfico 7 permitieron 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 ochentas en Colombia (Apéndice 3). El ejercicio con otro tipo de vacunas y en un periodo de tiempo más extenso puede ser valioso, pero dadas las restricciones en la disponibilidad de información solo se optó por tres vacunas (BCG, DPT3 y MCV).

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 entre las causas de muertes de los menores, las enfermedades infecciosas intestinales que cobraban un importante número de muertes en los

GRÁFICO 7
Colombia: Mortalidad infantil y
cobertura de las principales vacunas, 1980-2005



Fuentes: Cálculos de los autores con base en Minnesota Population Center (2013). Dane – Censos de Colombia: 1973, 1985, 1993, 2005; y cobertura de enfermedades prevenibles disponibles en la Organización Mundial de la Salud (OMS) http://apps.who.int/immunization_monitoring/global-summary/coverages?c=COL

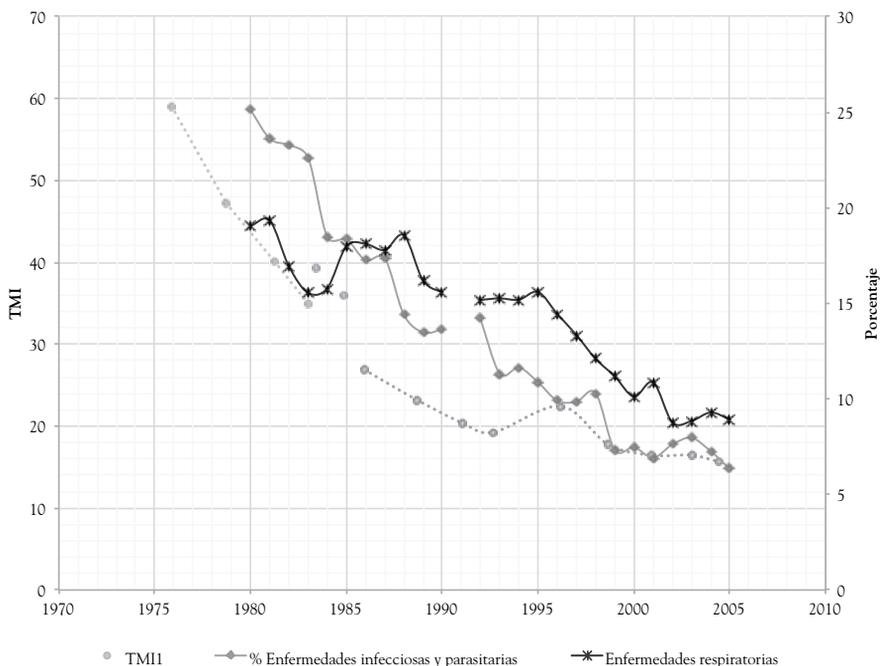
años sesentas han disminuido con el tiempo, al igual que las enfermedades respiratorias (Pabón, 1993). Este fenómeno es evidente en el Gráfico 8, donde la velocidad de la reducción de la participación de muertes por enfermedades infecciosas y respiratorias en niños menores a un año se asemeja a la tasa de reducción de la TMI nacional.⁵

Según la Organización Mundial de la Salud (OMS, s.f.), los mayores causantes de muertes neonatales en el mundo son los nacimientos prematuros, la asfixia perinatal y las infecciones. Este mismo comportamiento se observa en Colombia, donde la mayor proporción de muertes en menores de un año se explica,

⁵ Para un análisis más detallado de las principales causas de la mortalidad infantil, ver Apéndice 3.

GRÁFICO 8

Colombia: Mortalidad infantil y porcentaje de muertes por enfermedades infecciosas y respiratorias en menores de un año, 1976-2005



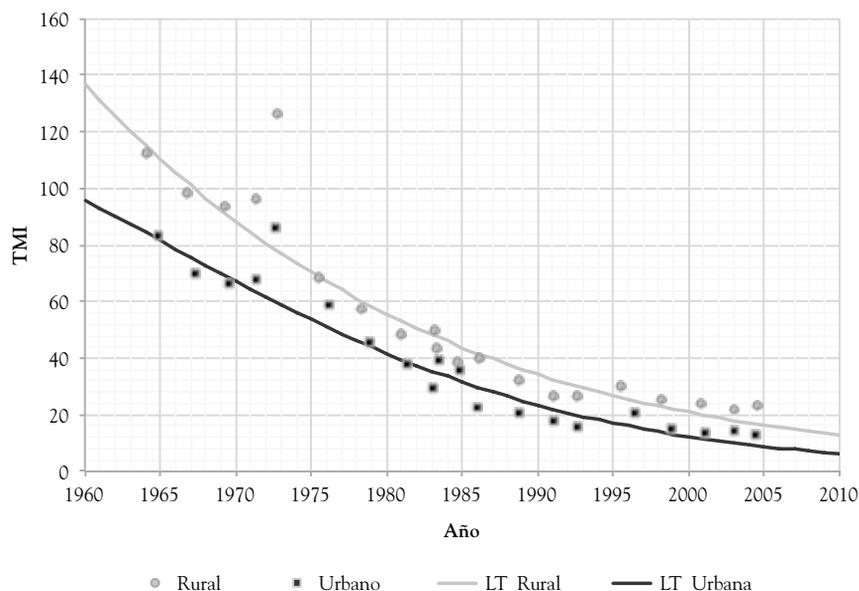
Fuentes: Cálculos de los autores con base en Minnesota Population Center (2013). *Dane – Censos de Colombia: 1973, 1985, 1993, 2005*; y registros oficiales de muertes por causa en Colombia. Disponibles en Latin American Human Mortality Database. B. Piedad Urdinola and Bernardo L. Queiroz. (2013). www.lamortalidad.org.

primero, por causas perinatales y, segundo, por causas transmisibles (Rodríguez, et al. 2000; Universidad del Rosario, 2013). Además, Rodríguez et al. (2000) encuentran diferenciales en las causas según las condiciones de vida de los municipios de residencia. En aquellos municipios con mayor pobreza, las muertes en menores de un año son principalmente explicadas por enfermedades no definidas y causas trasmisibles, indicando así la dificultad que existe para acceder a un diagnóstico y tratamiento oportunos.

C. La brecha entre centros urbanos y áreas rurales⁶

Las diferencias en la mortalidad infantil también son perceptibles entre las áreas urbanas y rurales y entre las diferentes 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 embargo, las diferencias urbano-rurales no son un patrón exclusivo de Colombia, también se observan en otros países, especialmente en aquellos en vía de desarrollo, donde se han encontrado, en promedio, claras desventajas de los números de niños sobrevivientes en áreas rurales en comparación con su contraparte urbana. Algunas de las características más

GRÁFICO 9
Colombia: Brecha rural-urbana en la tasa de mortalidad infantil,
1960-2010



Fuentes: Cálculos de los autores con base en Minnesota Population Center (2013). Dane – Censos de Colombia: 1973, 1985, 1993, 2005.

⁶ Las TMI de referencia se establecieron de acuerdo al lugar de residencia.

relevantes a las que se atribuye esta brecha son las condiciones de los hogares y los accesos 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, la accesibilidad en los servicios de salud y demás factores ligados al bienestar social en las áreas rurales podrían ser las principales razones por la 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 lo anterior, 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. Son los casos de los nuevos migrantes, por ejemplo, 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 al interior de las ciudades, pero debería ser un tema primordial para futuras investigaciones.

La «penalidad» rural observada en Colombia también ha sido analizada por otros trabajos que, además, han verificado su existencia a nivel departamental. Entre otros estudios, se encuentran los de Flórez y Méndez (1997), Ordóñez y Jaramillo (1998) y Urdinola (2011). Específicamente, esta última autora resalta que cuando las comparaciones se hacen a nivel departamental, la brecha entre la TMI de áreas urbanas y rurales pueden ser más pronunciadas que en el agregado nacional, como ocurre en los casos de Putumayo y Caquetá.

Una observación adicional sobre 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 sesentas, la TMI rural (104,6) superaba en gran magnitud a la urbana (78,3), una brecha que equivalía a 26 muertes por cada 1000 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 (World Bank, 2011).⁷ Pero, a partir de la primera década del siglo XXI, en Colombia se observa una brecha entre centros urbanos y las áreas rurales cercana a las diez muertes por cada mil nacidos vivos.

⁷ Países como la República Centroafricana, Níger y Guinea tenían entre 1995 y 1999 TMI en sus áreas urbanas de 107,5, 160,4 y 139,3, respectivamente.

D. Las diferencias regionales

En el marco de una comparación intrarregional, Alarcón y Robles (2007) sostienen que Colombia es el país de América Latina con la mayor desigualdad en la TMI, reconociendo incluso que otros países del área también muestran grandes diferencias entre sus regiones. El Gráfico 10 muestra la evolución de las diferencias internas de la TMI en Colombia.

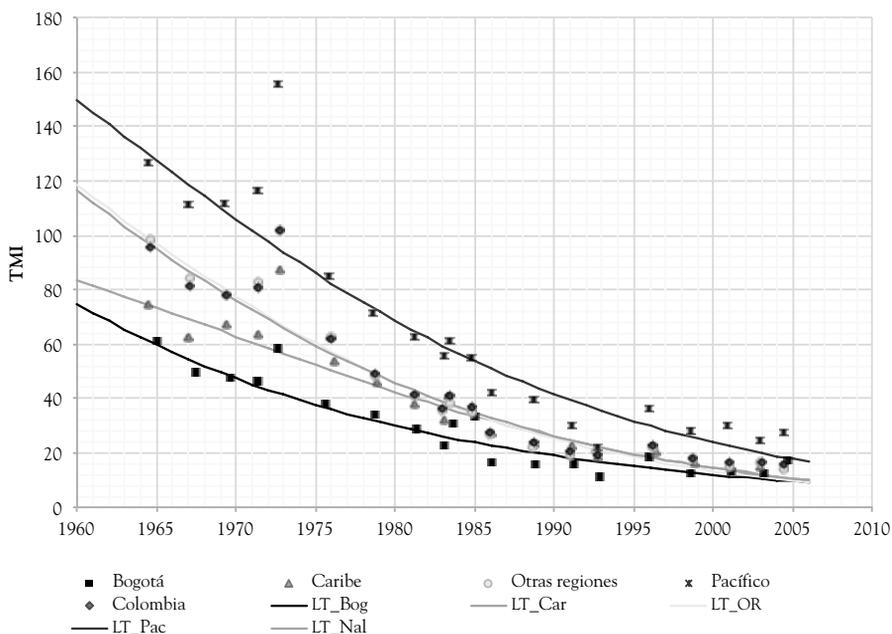
El análisis de la evolución de la TMI en los territorios se centra en dos regiones colombianas donde ha existido un rezago económico y social relativo en comparación con el centro del país a lo largo del tiempo, Pacífico y Caribe, y la que presenta los mejores indicadores es Bogotá.⁸ En el Gráfico 10 es notable la reducción en la mortalidad infantil en todas las regiones en los 40 años estudiados. A su vez, es evidente la rápida reducción de las diferencias regionales entre mediados del siglo XX y comienzos del siglo XXI. Sin embargo, las brechas inter-regionales son persistentes a lo largo del tiempo. El caso más notorio es el de Pacífico, región donde la probabilidad de que un niño nacido vivo muera durante el primer año de vida es dos veces superior al promedio nacional. No obstante, esta región ha presentado una sustancial caída de la TMI: entre 1965 y 2005 la tasa disminuyó de 121,5 a 25,5. Aunque este cambio es significativo, la TMI observada en el último año continúa siendo muy superior a la del país como un todo (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 su mayor desarrollo frente al resto de Colombia. Aunque la TMI nacional era de 89,6 en 1965, la de Bogotá era de 55,3, tasa que es alcanzada por la región Pacífica sólo hasta mediados de los años ochenta. En periodos 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 periodos y a diferentes ritmos. Particularmente, el paso de una sociedad netamente rural a urbana fue una de las mayores transformaciones de Co-

⁸ La región Caribe se compone de los departamentos San Andrés, La Guajira, Cesar, Magdalena, Atlántico, Bolívar, Sucre, Córdoba; y la región Pacífica comprende la población censada en Chocó, Nariño, Cauca y el municipio de Buenaventura.

GRÁFICO 10
 Colombia: Diferencias regionales en la mortalidad infantil,
 1960-2005



Fuentes: Cálculos de los autores; Minnesota Population Center. (2013); Dane – Censos de Colombia: 1973, 1985, 1993, 2005.

lombia a lo largo del siglo xx. Sin embargo, las primeras regiones que contribuyeron a este cambio fueron las del interior andino, donde se ubican las principales ciudades (Flórez, 2000, pág. 63).

Así, los efectos positivos de la aglomeración urbana se presentaron más tempranamente en Bogotá que en el resto de regiones. Mientras que en Bogotá 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 en las TMI han sido ampliamente estudiadas y documentadas en la literatura internacional. La relación causal es resumida por Lalou y Legrand (1997, pág. 148), quienes sostienen que

las ventajas de las urbes son esencialmente una mayor disponibilidad de servicios de salud y un control más efectivo de las enfermedades transmisibles.

De otra parte, aún con el latente rezago económico de la Costa Caribe frente a otras zonas del país, esta región presentó tasas de mortalidad infantil inferiores a las nacionales entre 1965 y 1980. Una explicación de este comportamiento son los adelantos en herramientas modernas de prevención y tratamiento de enfermedades endémicas propias de la región. Otra es el grado de urbanización comparativa del departamento de Atlántico frente a otras zonas del país. Meisel (2009, pág. 194) señala que los adelantos en la medicina tropical durante el siglo xx fueron primordiales para el control del cólera y enfermedades endémicas como la malaria y la fiebre amarilla, que tenían mayor incidencia en el Caribe por su clima y sus facilidades portuarias. Los puertos, y específicamente las regiones tropicales, son más propensas a focos de epidemias, debido a sus condiciones climáticas y porque allí confluyen poblaciones de distintos orígenes portadoras de enfermedades.

Según Sachs (2005), el uso de insecticidas, angeos de camas y medicinas apropiadas afectan positivamente 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. De acuerdo con las estimaciones basadas en el censo de 1973, el Caribe tenía, en promedio, 18,1 menos muertes por cada mil nacidos vivos que Colombia como un todo. 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, y coinciden en que las tasas de mortalidad infantil del Caribe y de Bogotá fueron inferiores en todo su periodo de análisis, aunque en niveles de mortalidad difieran a los calculados en este documento. Además, al igual que Urdinola (2011), resaltan que para 1993 las tasas en el Pacífico son muy superiores a la nacional.

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.

V. CONCLUSIONES

El análisis desarrollado en este trabajo revela un importante descenso de la mortalidad infantil durante la segunda mitad del siglo xx en Colombia. En un contexto temporal más extenso que el de otras investigaciones, sugiere que la caída de la tasa de mortalidad infantil se compone principalmente 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 noventas, se encontró un posible sesgo en las estimaciones para esa década que sugeriría la necesidad de una revisión de los datos utilizados.

La reducción de la tasa de mortalidad infantil y su estabilidad en los últimos años de análisis pueden estar relacionadas con el aumento de la cobertura de controles prenatales y postnatales, el incremento de las coberturas de vacunación y la mejora en las condiciones sanitarias de las viviendas, además de la transición epidemiológica, pues la reducción de la tasa de mortalidad infantil 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 un año está asociada con los nacimientos prematuros, la asfixia perinatal y las infecciones, según 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 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-rurales. Mientras que a mediados de la década de 1960 esta brecha correspondía a 29 muertes por cada mil nacidos vivos, a comienzos de la primera década del siglo xx fue de solo diez 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, acceso a servicios de salud, y las condiciones materiales de los hogares.

A nivel regional, los resultados evidencian el decrecimiento de la TMI en todas las regiones del país en los aproximadamente cuarenta años que abarca este estudio. Sin embargo, las brechas inter-regionales son persistentes a lo largo del tiempo. El caso más llamativo es el del Pacífico donde, a pesar de que la TMI ha presentado una sustancial caída, a principios del siglo xxi la probabilidad de que

un niño nacido vivo muera es dos veces mayor al promedio nacional. Bogotá, por su parte, ha tenido 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 más tempranamente en Bogotá que en el resto de regiones. Por su parte, la Costa Caribe presentó una TMI inferior al promedio nacional entre 1965 y 1980, mientras que en lo transcurrido del siglo XXI ha tendido a convergir con las cifras nacionales.

La reducción de la tasa de mortalidad infantil y el cierre de las brechas entre regiones demuestra 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. Entre los problemas que aún deben solucionarse se cuentan las persistentes diferencias entre las áreas urbanas y rurales, y el notable rezago de la región Pacífica frente al resto del país. La TMI estimada de esta región para el último año se encuentra distante en doce muertes por cada mil de los Objetivos de Desarrollo del Milenio (que, específicamente, propone reducir a 14 muertes por mil nacidos vivos la mortalidad en menores de un año entre 1990 y 2015). Por lo 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 neonatal (primer mes de vida), como la supervisión del 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., y M. Robles (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., y M. Rincón (1998), *Colombia, la mortalidad infantil. Algunos factores de riesgo 1993*, Bogotá: Departamento Nacional de Planeación.
- Bay, G., y H. Orellana (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: Edad, sexo y causas*, Bogotá: Ministerio de Salud, Instituto Nacional de Salud, Asociación Colombiana de Facultades de Medicina.
- Bayona, A., y A. Pabón (1982), *La mortalidad en Colombia. Edad, sexo y causas* (Vol. II), Bogotá: Ministerio de Salud, Instituto Nacional de Salud y Asociación Colombiana de Facultades de Medicina.
- Behm, H., y L. Rosero (1977), *La mortalidad en los primeros años de vida en países de América Latina: Ecuador 1969-1970*, San José, Costa Rica: Centro Latinoamericano y Caribeño de Demografía, CELADE.
- Bennett, N. G., and S. Horiuchi (1981), «Estimating the Completeness of Death Registration in a Closed Population», *Population Index*, 47(2).
- Brass, W. (1953), «The Derivation of Fertility and Reproduction Rates from Restricted Data on Reproductive Histories», *Population Studies*, 7(2).
- Brass, W. (1996), «Demographic Data Analysis in Less Developed Countries: 1946-1996. *Population Studies*, 50(3), 451-467.
- Brass, W., and Coale, A. J. (1968), «Methods of Analysis and Estimation», in W. Brass, A. J. Coale, P. Demeny, D. F. Heisel, F. Lorimer, A. Romaniuk, and E. van de Wale, *The Demography of Tropical Africa*, Princeton, N.J.: Princeton University Press.
- Chackiel, J. (2004), *La dinámica demográfica en América Latina*, Centro Latinoamericano y Caribeño de Demografía (CELADE). Santiago de Chile: CEPAL.
- Coale, A. J., and P. Demeny (1966), *Regional Model Life Tables and Stable Populations*, Princeton: Princeton University Press.
- Coale, A. J., and J. Trussell, J. (1978), «Estimating the Time to Which Brass Estimates Apply», in S. H. Preston and A. Palloni, *Fine-tuning Brass-type Mortality Estimates with Data on Ages of Children Surviving*, Population Bulletin of the United Nations No. 10-1977.
- Easterlin, R. (2004), «How Beneficent Is the Market? A Look at the Modern History of Mortality», in R. Easterlin, *The Reluctant Economist. Perspectives on Economics, Economic History, and Demography*, Cambridge: Cambridge University Press.
- Feeney, G. (1980), «Estimating Infant Mortality Trends from Child Survivorship Data», *Population Studies*, 34(1).
- Flórez, C. (2000), *Las transformaciones sociodemográficas en Colombia durante el siglo XX*, Bogotá: Banco de la República y Tercer Mundo Editores.
- Flórez, C., y R. Méndez (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*, 57(3).
- Lalou, R., and T. Legrand (1997), «Child Mortality in the Urban and Rural Sahel», *Population: An English Selection*, 9.
- Latin American Human Mortality Database (2013), B. Piedad Urdinola and Bernardo L. Queiroz, www.lamortalidad.org.
- McKeown, T., and R.G. Record (1962), «Reasons for the Decline of Mortality in England and Wales During the Nineteenth Century», *Population Studies*, 94-122.
- 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. Obtenido de <http://www.measuredhs.com/Data/>
- Medina, M., y C. Martínez (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.
- Minnesota Population Center (2013), *Dane - Censos de Colombia: 1973, 1985, 1993, 2005. Integrated Public Use Microdata Series, International: Version 6.2 [Machine-readable database]*, Minneapolis: University of Minnesota.
- Ochoa, L., M. Ordoñez y P. Richardson (1983), *La mortalidad en Colombia. Tendencias y diferencias 1963-1983* (Vol. III), Bogotá: Ministerio de Salud; Instituto Nacional de Salud; Asociación Colombiana de Facultades de Medicina.
- Ordóñez, M. y L. Jaramillo (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: 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

- 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/
- 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), Recuperado el 15 de octubre de 2013, de 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», Designación del trabajo de grado (PhD Economic History). Lund University. Lund, Scania, Sweden.
- Palloni, A. (1979), «A New Technique to Estimate Infant Mortality with an Application for El Salvador and Colombia», *Demography*, 16(3).
- Preston, S. H. (1975), «The Changing Relation between Mortality and Level of Economic Development», *Population Studies*, 29(2).
- Preston, S. H., P. Heuveline and M. Guillot (2000), *Demography: Measuring and Modeling Population Processes*, Malden: Blackwell Publishers Inc.
- Rodríguez, R., P. Sánchez, C. Hincapié y M. Perdomo (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», en *WFS Comparative Studies Cross-National Summaries*, No. 43, London: International Statistical Institute.
- Sachs, J. (2005), «The Voiceless Dying: Africa and Disease», in J. Sachs, *The End of Poverty: Economic Possibilities for Our Time*, New York: The Penguin Press.
- Somoza, J. L. (1980), «Illustrative Analysis: Infant and Child Mortality in Colombia», *WFS Scientific Report*, No. 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*, 26(1).
- Sullivan, J., S. O. Rutstein and G. T. Bicego (1994), «Infant and Child Mortality», *Demographic and Health Surveys Comparative Studies*, No 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*, 29(1).
- United Nations (1983), *Manual x: Indirect Techniques for Demographic Estimation*, New York: United Nations.
- 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 Universidad, Ciencia y Desarrollo Tomo V: <http://www.urosario.edu.co/asfixiaperinatal/#about>]
- University of California, Berkeley, and Max Planck Institute for Demographic Research (Germany). (s.f.), *Human Mortality Database* [Recuperado el 17 de febrero de 2014, de www.mortality.org]
- Urdinola, B. P. (2011), «Determinantes socioeconómicos de la mortalidad infantil en Colombia, 1993», *Revista Colombiana de Estadística*, 34(1).
- van de Poel, E., O. O'Donnell and E. van Doorslaer (2009), «What Explains the Rural-Urban Gap in Infant Mortality: Household or Community Characteristics?», *Demography*, 46(4).
- World Bank (2011), *Africa Development Indicators*, Washington D.C.: The World Bank.
- Zlotnik, H. (1982), *Levels and Recent Trends in Fertility and Mortality in Colombia*, Washington, D.C.: Committee on Population and Demography, National Academy Press.

ANEXO A

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

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	0.2440
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	2.7800
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 Oeste
15 a 19	1.1415	-2.7070	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	1.1720	0.2341	-0.4272	1.0033	0.1071	5	0.1075	0.8925	17.1405
35 a 39	1.1865	0.3080	-0.4452	1.0221	0.1246	10	0.1274	0.8726	16.0614

Edad	i	x	a_i	b_i	c_i	$t(x)$	Año ref.	$q(1) 000$
15 a 19	1	1	1.0970	5.5628	-1.9956	1.1050	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	2.8870
35 a 39	5	777,992	2,955,916	2,722,457	233,459	0.0790	3.7994

Edad	a_i	b_i	c_i	k_i	d_i	x	$q(x)$	$l(x)$	Mortalidad Oeste
15 a 19	1.1415	-2.7070	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	0.0470	0.9530	20.5978
30 a 34	1.1720	0.2341	-0.4272	0.9856	0.0617	5	0.0608	0.9392	19.9050
35 a 39	1.1865	0.3080	-0.4452	1.0032	0.0790	10	0.0792	0.9208	18.7725

Edad	i	x	a_i	b_i	c_i	$t(x)$	Año ref.	$q(l)$ 000
15 a 19	1	1	1.0970	5.5628	-1.9956	0.9926	1984.82	35.8721
20 a 24	2	2	1.3062	5.5677	0.2962	2.4180	1983.39	39.3500
25 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	1978.70	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
25 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	2.5090
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 Oeste
15 a 19	1.1415	-2.7070	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
25 a 29	1.1851	0.0633	-0.4177	0.9411	0.0277	3	0.0260	0.9740	22.4106
30 a 34	1.1720	0.2341	-0.4272	0.9615	0.0334	5	0.0321	0.9679	21.9904
35 a 39	1.1865	0.3080	-0.4452	0.9819	0.0438	10	0.0430	0.9570	21.1024

Edad	i	x	a_i	b_i	c_i	$t(x)$	Año ref.	$q(I)$ 000
15 a 19	1	1	1.0970	5.5628	-1.9956	1.1432	1992.67	19.2610
20 a 24	2	2	1.3062	5.5677	0.2962	2.7721	1991.04	20.3988
25 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	7.8950	1985.92	26.8751
35 a 39	5	10	2.7632	-8.4065	16.1787	10.8408	1982.97	35.0560
			$P_1/P_2 = 0.2304$ $P_2/P_3 = 0.6190$					

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	0.0170	0.1800
20 a 24	2	1,760,638	1,350,099	1,326,170	23,928	0.0177	0.7668
25 a 29	3	1,598,626	2,252,455	2,210,650	41,805	0.0186	1.4090
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	0.0260	2.4224

Edad	a_i	b_i	c_i	k_i	d_i	x	$q(x)$	$l(x)$	Mortalidad Oeste
15 a 19	1.1415	-2.7070	0.7663	0.9230	0.0170	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	23.2480
25 a 29	1.1851	0.0633	-0.4177	0.9726	0.0186	3	0.0181	0.9819	23.2493
30 a 34	1.1720	0.2341	-0.4272	0.9945	0.0206	5	0.0204	0.9796	23.0816
35 a 39	1.1865	0.3080	-0.4452	1.0165	0.0260	10	0.0264	0.9736	22.5014

Edad	i	x	a_i	b_i	c_i	$t(x)$	Año ref.	$q(1) 000$
15 a 19	1	1	1.0970	5.5628	-1.9956	1.3170	2004.45	15.6500
20 a 24	2	2	1.3062	5.5677	0.2962	2.7746	2003.00	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, pág. 77).

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

$q(x) = k_i \cdot d_i$ 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 (en tercera tabla de cada censo). Valores tomados de Naciones Unidas (1983, pág. 78).

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

Fuentes: Cálculos de los autores basados en Minnesota Population Center (2013); United Nations (1983); y Coale and Demeny (1966).

ANEXO B

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:

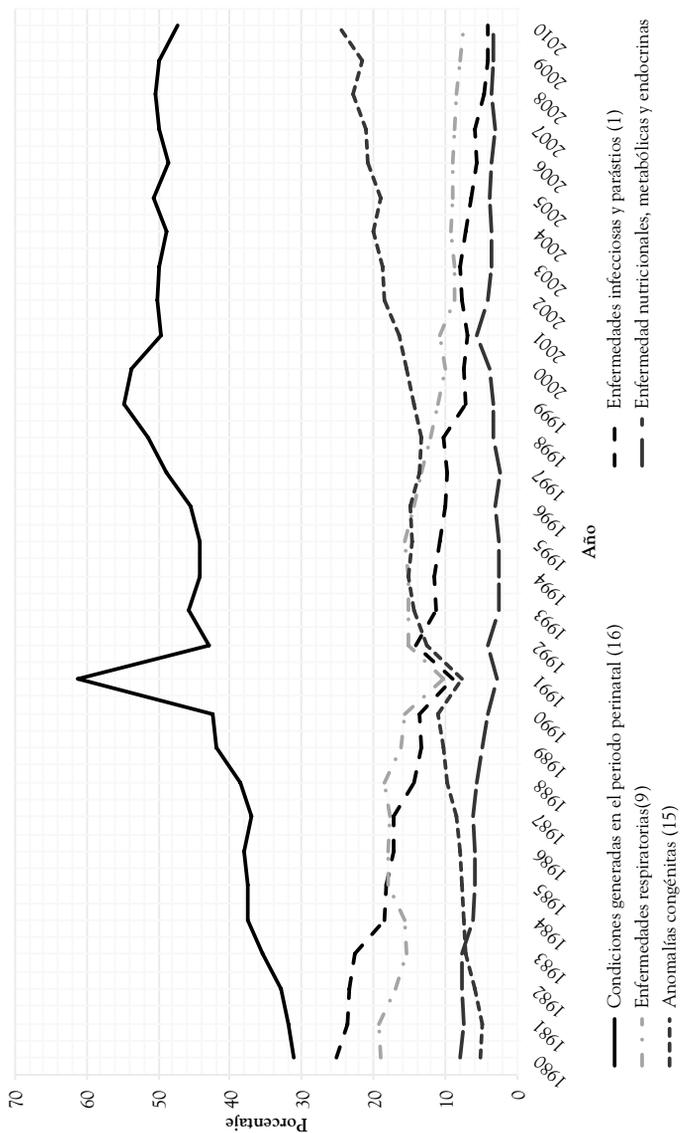
$$TMI = \frac{b1}{(1 + e^{-b2(\text{año}-b3)})}$$

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 la siguiente tabla:

	b1	b2	b3
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	0,730	-0,051	1931,4
Urbano	0,159	-0,072	1965,7

ANEXO C

Evolución de las principales cinco causas de mortalidad en niños y niñas menores de un año, 1980-2010



Fuentes: Cálculos de los autores con base en Latin American Human Mortality Database (2013).