

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

Por: Karina Acosta
Julio Romero

Núm. 199
Febrero, 2014



Documentos de trabajo sobre
ECONOMÍA REGIONAL



BANCO DE LA REPÚBLICA

CENTRO DE ESTUDIOS ECONÓMICOS REGIONALES (CEER) - CARTAGENA

ISSN 1692 - 3715

La serie **Documentos de Trabajo Sobre Economía Regional** es una publicación del Banco de la República - Sucursal Cartagena. Los trabajos son de carácter provisional, 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.

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

Karina Acosta y Julio Romero P.^β

^α Los autores agradecen los comentarios Jaime Bonet, gerente del Banco de la República sucursal Cartagena, y de los investigadores del Centro de Estudios Económicos Regionales (CEER), Jhorland Ayala y Luis Armando Galvis.

^β Los autores son economistas del CEER del Banco de la República, sucursal Cartagena. Los comentarios o sugerencias a este documento pueden ser enviados al correo kacostor@banrep.gov.co o a la dirección calle 33 # 3-123, Cartagena.

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

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 período analizado y la existencia de sesgos en trabajos anteriores que investigaron la magnitud de la TMI en Colombia para la década de los noventas. Adicionalmente, se encontró que la TMI se ha caracterizado por un cierre entre la brecha rural-urbana y entre regiones.

Palabras clave: Colombia, Tasa de Mortalidad Infantil, estimación indirecta, método Brass-Trussell, método Somoza-Rutstein, microdatos censales, ENDS.

Clasificación JEL: I14, J11, J13.

Abstract

In this paper, we apply indirect and retrospective methods to analyze the time dynamic of the Infant Mortality Rate (IMR) in Colombia from 1964 to 2008 using two different sources of data. First estimates come through the Brass method using census microdata between 1973 and 2005; specifically, we calculate the IMR taking advantage of 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. Results show a substantial reduction of the infant mortality during the second half of the 20th 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, DHS.

JEL classification: I14, J11, J13.

1. Introducción

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 salubridad de su población. La importancia de la mortalidad infantil como indicador de desarrollo radica en que la población 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 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 descenso. 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 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 trataría 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 ha sido 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 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 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, en este trabajo 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 está en tener un panorama de cuál sería la trayectoria de la mortalidad infantil cuando se relajan algunos de los supuestos. 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. Sobre 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 se han encargado de analizar el subregistro de datos de mortalidad y la estimación indirecta de la tasa de mortalidad infantil en Colombia. La tercera sección 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 cuarta sección describe los resultados a nivel nacional y desagregado por regiones y grado de urbanización. Por último, la quinta sección discute los resultados y concluye.

2. Algunos estudios sobre el sub-registro y la mortalidad infantil en Colombia

Uno de los principales estudios que estableció el subregistro por áreas geográficas fueron los 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 país¹. Los problemas de omisión más acentuados se encontraron en el departamento de 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%, para 1990 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. Estas autoras estiman la cobertura en 37% en menores de cinco años con base en el Censo de 1993, 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% durante 2011. Estos valores posicionan al país como uno de los más altos niveles de subregistro entre los principales países de Latinoamérica. Mientras que en 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 Suramérica y El Salvador y Nicaragua en Centroamérica (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 esta problemática 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 usado 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 la TMI en Colombia se encontraba entre los años 1968-1969 en 74 por cada mil nacidos vivos². En su ejercicio hecho también para otros países, encuentran que aunque los niños colombianos menores a 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 hace el supuesto de 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. Los

² 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.

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 directo. El modelo de tabla de vida explota la alta correlación que existe entre las tasas

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 que se estimaron en 62,8 para el año 1971, reafirmando la mencionada omisión de información en las muertes de infantes.

Una fracción 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, 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 usando 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, la cual era de cerca de cuarenta muertes por cada mil nacidos vivos. Asimismo, estas investigaciones son concluyentes sobre los departamentos con mayor prevalencia de mortalidad infantil, se resaltan los casos de Chocó, Caquetá, Cauca, Nariño y La Guajira. Como observación adicional, Medina y Martínez (1999) encuentran una sobremortalidad masculina y en las áreas que no se definen como cabeceras municipales.

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; 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.

3. Métodos y materiales

3.1. 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 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, pág. 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 α . 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 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 $(0, i - \alpha)$, 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 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 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 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.

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

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 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 Trussell y Coale-Trussell 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 $i = 15 \text{ a } 19, 20 \text{ a } 24 \dots 35 \text{ a } 39$.

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).

3.2. 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, 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 garantizan 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; y 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 el que 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 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 ${}_1mq_0$, durante el segundo y tercer mes de vida ${}_2mq_{1m}$, durante el segundo trimestre de vida ${}_3mq_{3m}$, y durante el segundo semestre de vida ${}_6mq_{6m}$; como se muestra en la Ecuación 7:

$$q(12m) = {}_{12m}q_0 = 1 - (1 - {}_1mq_0)(1 - {}_2mq_{1m})(1 - {}_3mq_{3m})(1 - {}_6mq_{6m}) \quad (7)$$

3.3. 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. 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 la cual se estimó la mortalidad infantil usando el método Brass-Trussell corresponden a las muestras censales de 1973, 1985, 1993 y 2005. Esto debido a que solo hasta 1973 se incluyeron 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 de 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.

En adición a las muestras censales, se optó por realizar el ejercicio de las estimaciones de las TMI a partir de algunas las encuestas de fecundidad que se han recolectado en Colombia, estas fueron la *Encuesta de Prevalencia, Demografía y Salud* de 1986, ejecutada 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, 2010, dirigidas 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 los cálculos con base en los censos brindan una aproximación de la TMI nacional y departamental, el seguimiento de este indicador no es continuo; teniendo en cuenta que 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 que no exista una confiable fuente de datos directa en Colombia, es indispensable el uso de estas fuentes de información disponibles para la estimación de la TMI indirectamente.

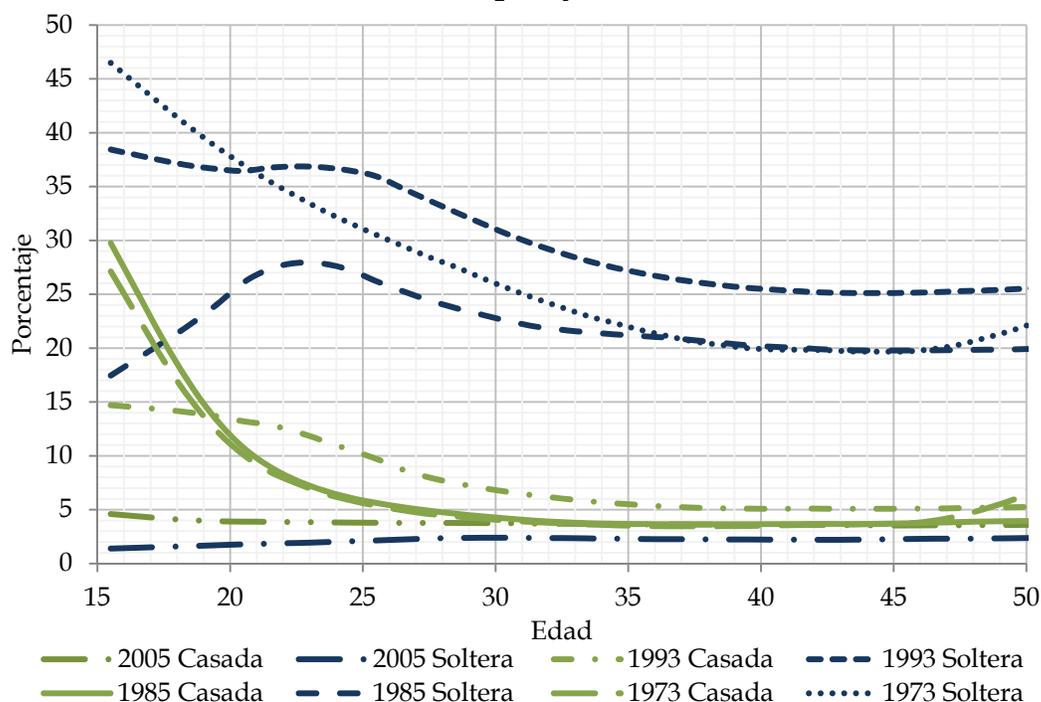
3.4. Análisis de la calidad de los datos y primeros ejercicios de estimación

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 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.

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



Fuente: 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. Nota: (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.

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 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

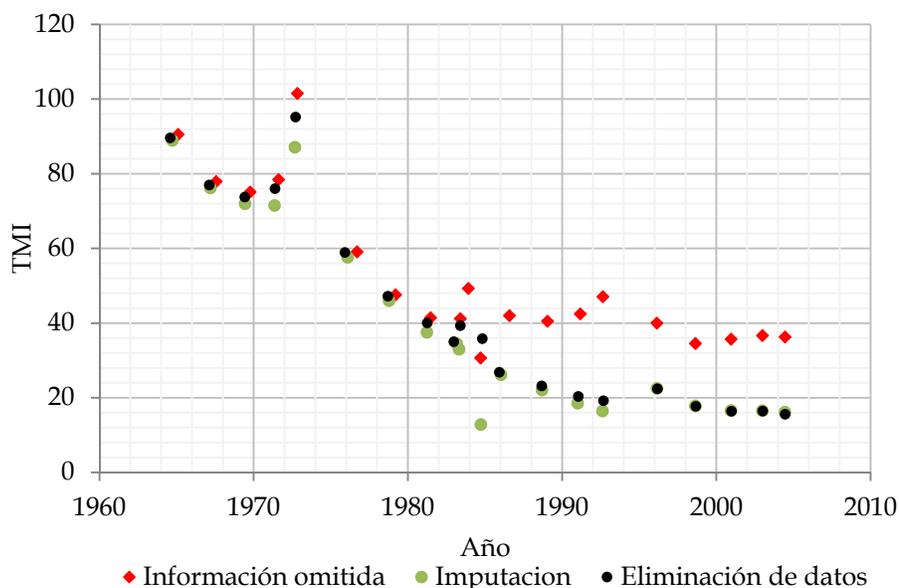
faltantes, el primer patrón de datos mal informados sesga la TMI estimada de forma indirecta pues van a existir en los cálculos menos sobrevivientes en relación con el número de nacidos, lo que resulta en una sobreestimación de la función de mortalidad. Por otra parte, segundo patrón de datos mal informados sesga la TMI en la medida 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 la obtención de estimaciones robustas de la TMI, se optó por diferentes tratamientos a los datos: (i) ignorar el problema de la deficiencia en el reporte de los datos; (ii) aplicar un modelo de imputación⁴; 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 $q(1)$, estimada a partir del método indirecto de Brass variante Trussell y con el ajuste de Coale y Trussell (1978) que permite realizar análisis retrospectivo sobre nacimientos y sobrevivientes, de manera que se llegan 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 de acuerdo al 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 1993 y 2005, el uso de los datos sin la corrección de los valores omitidos resulta en una sobreestimación de las probabilidades de muertes en los menores. Aunque el método 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 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).

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.

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



Fuente: 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.

En cuanto a las Encuestas de Demografía y Salud, en este trabajo no se hicieron ajustes significativos a los datos informados por las encuestas. 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.

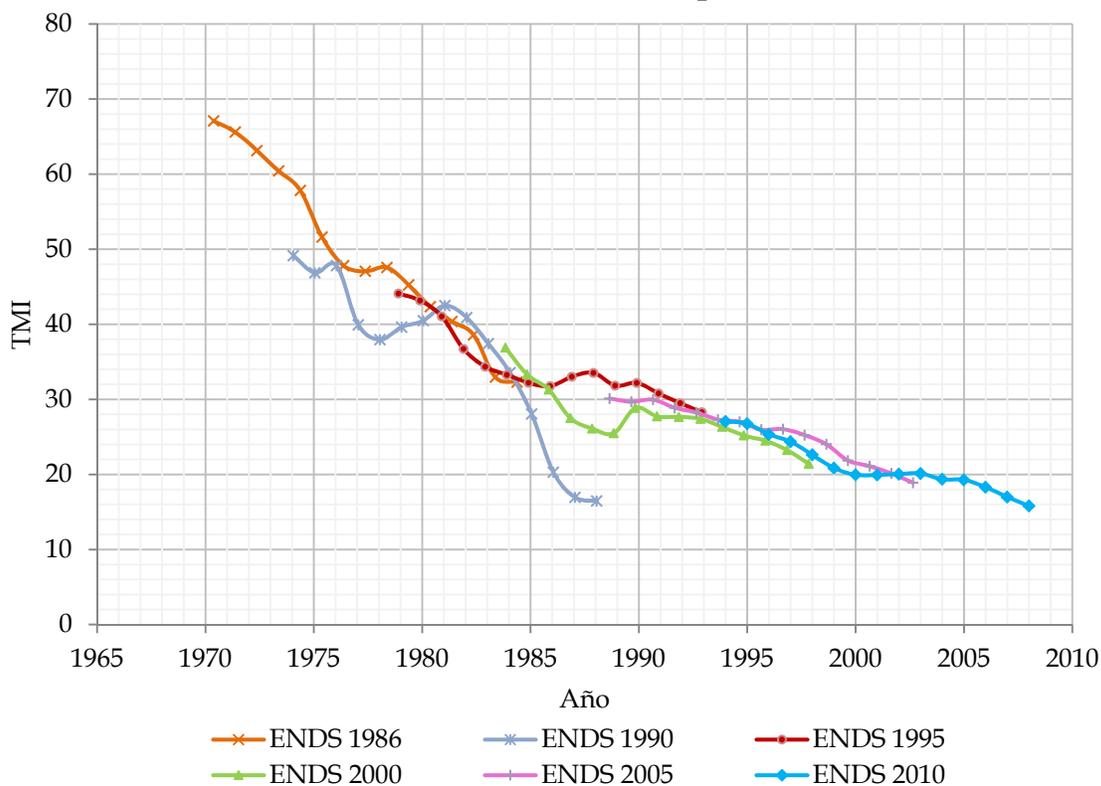
La ENDS es una fuente retrospectiva y a pesar de que existen controles para verificar la consistencia de las respuestas durante el proceso de recolección de los datos, como toda fuente de información reportada, la ENDS es susceptible a imprecisiones y omisiones en la información que podrían introducir 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 doceavo mes de vida son reportadas, por aproximación 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 la ENDS y aplicando el método retrospectivo de Somoza-Rutstein. Cada punto en el gráfico corresponde a la estimación hecha a partir de 5 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 TMI en Colombia, en la medida que lo 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. Adicionalmente, en el Gráfico 3 también 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.

Gráfico 3.

Tasa de mortalidad infantil, método retrospectivo Somoza-Rutstein



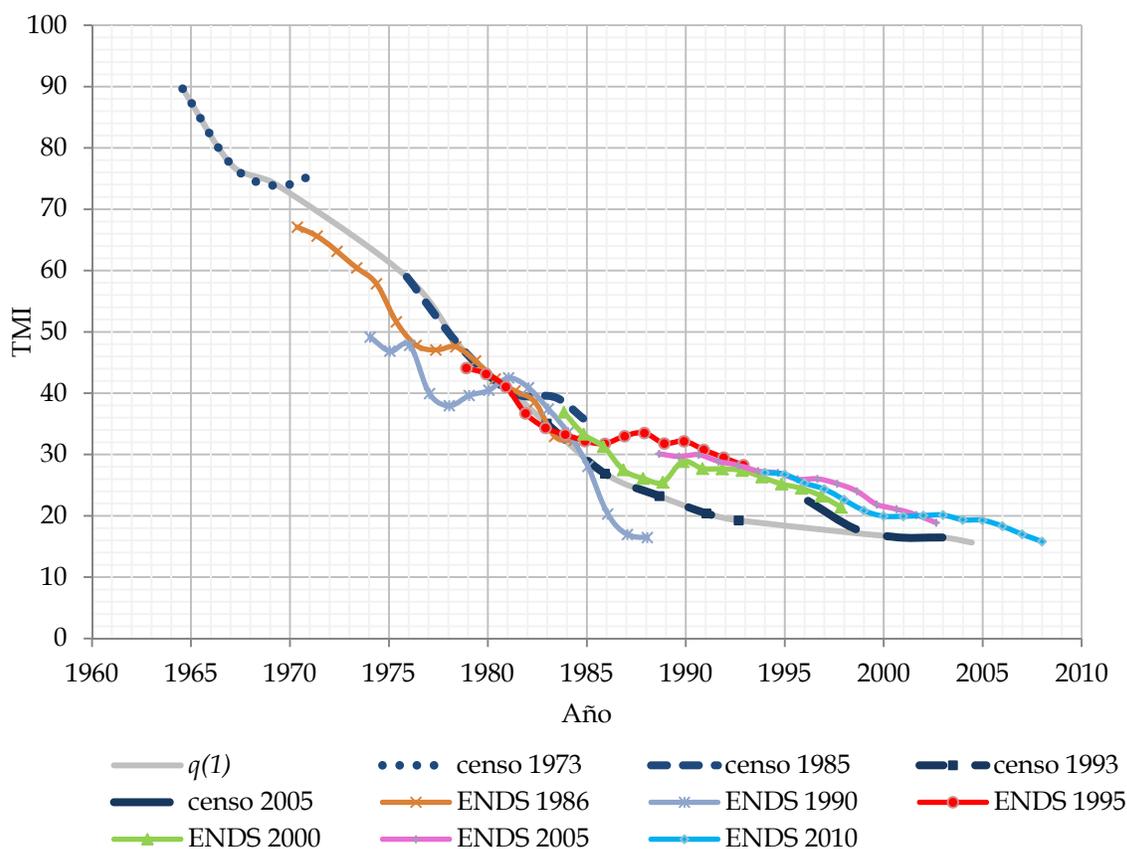
Fuente: Cálculos de los autores con base en Measure DHS. (2013). *Corporación Centro Regional de Población, Ministerio de Salud de Colombia - Encuesta de Prevalencia, Demografía y Salud: 1986; Profamilia - Encuesta Nacional de Demografía y Salud: 1990, 1995, 2000, 2005, 2010.* Measure Demographic and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

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 conseguido 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 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 en el reporte de datos.

4. Resultados

La Tasa de Mortalidad Infantil 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 parcialmente en diferentes investigaciones tales como Palloni (1979), Bayona y Pabón (1982), Ochoa, et al. (1983), Zlotnik (1982) y Flórez (2000). Analizando un periodo de tiempo más extenso en el que 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 periodos de tiempo: 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 el 2005 (Gráfico 4).

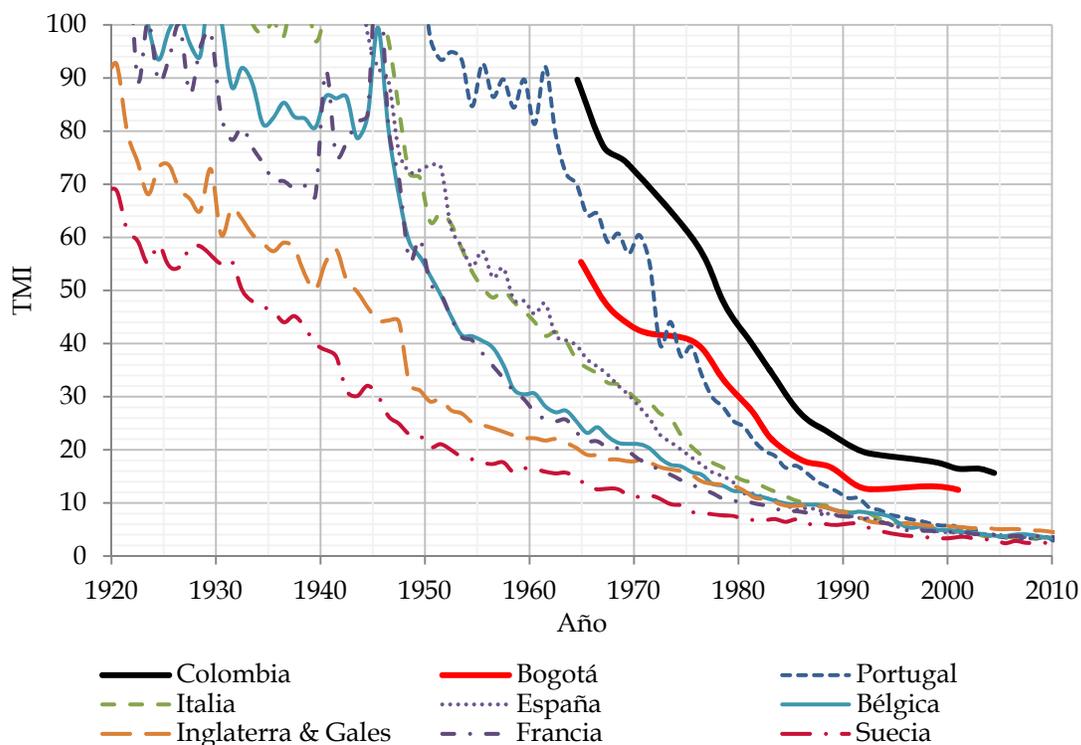
Gráfico 4.
Tendencia de la tasa de mortalidad infantil en Colombia, 1973-2008



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 aproximadamente cuarenta 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 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 divisan mayores reducciones desde la década de los noventa (Gráfico 5).

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



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

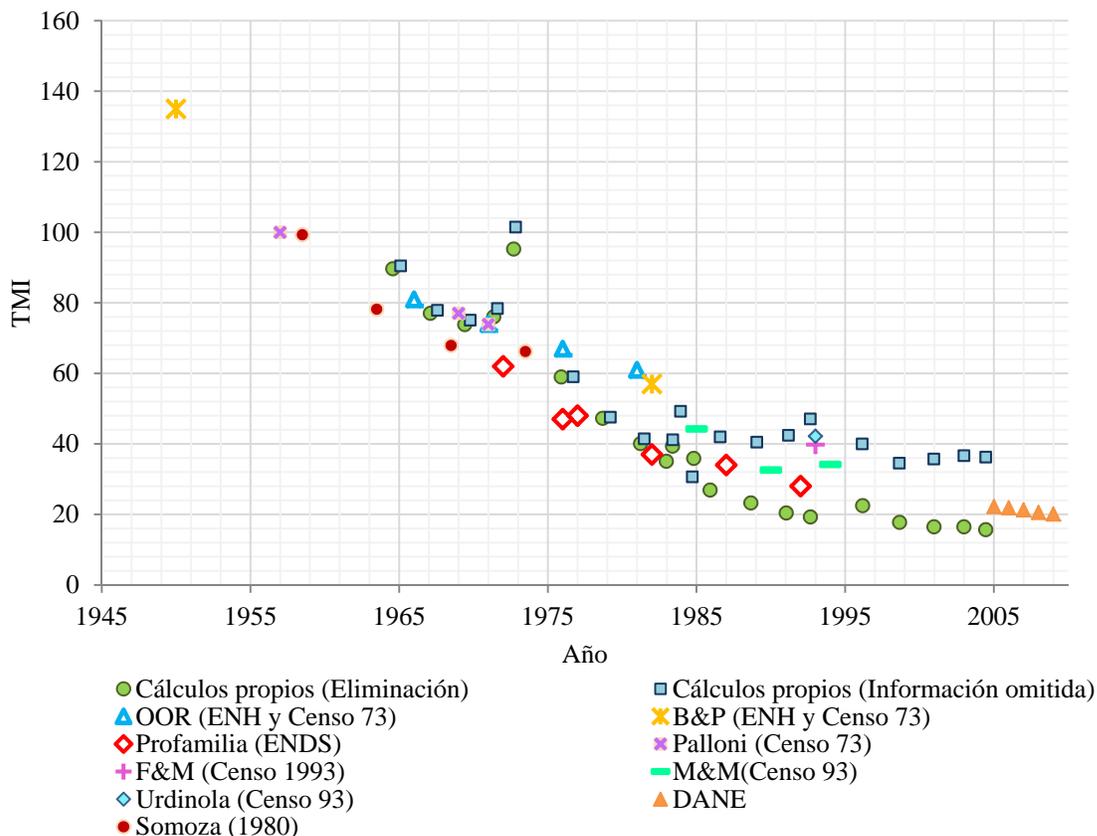
4.1. ¿Cómo difieren las estimaciones de la TMI en Colombia?

El Gráfico 6 resume los resultados de algunas investigaciones en las que se ha estimado la TMI en Colombia. Allí es evidente que hasta la década de los años ochenta los resultados de los diferentes estudios se asemejan a los encontrados en este trabajo. No obstante, a partir de los 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.

Particularmente, los primeros estudios que usaron el censo de 1973 como fuente de información y cuyo objetivo la estimación indirecta de la TMI en Colombia están en línea 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 mil nacidos en 1967 y 74 en 1971. Como se observa en el Gráfico 6, sus resultados son semejantes a los obtenidos en este documento. 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.

Gráfico 6.
Resumen de estimaciones de TMI de diferentes autores



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

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 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, adicionalmente a los datos censales de 1973, se basa en la información ajustada de los registros de mortalidad. Las TMI

obtenida 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 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 al obtenido 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 este documento, 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 tratamiento 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 en la década de los noventa. 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.

4.2. 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 en análisis. Estos resultados dan indicios de los avances en términos de

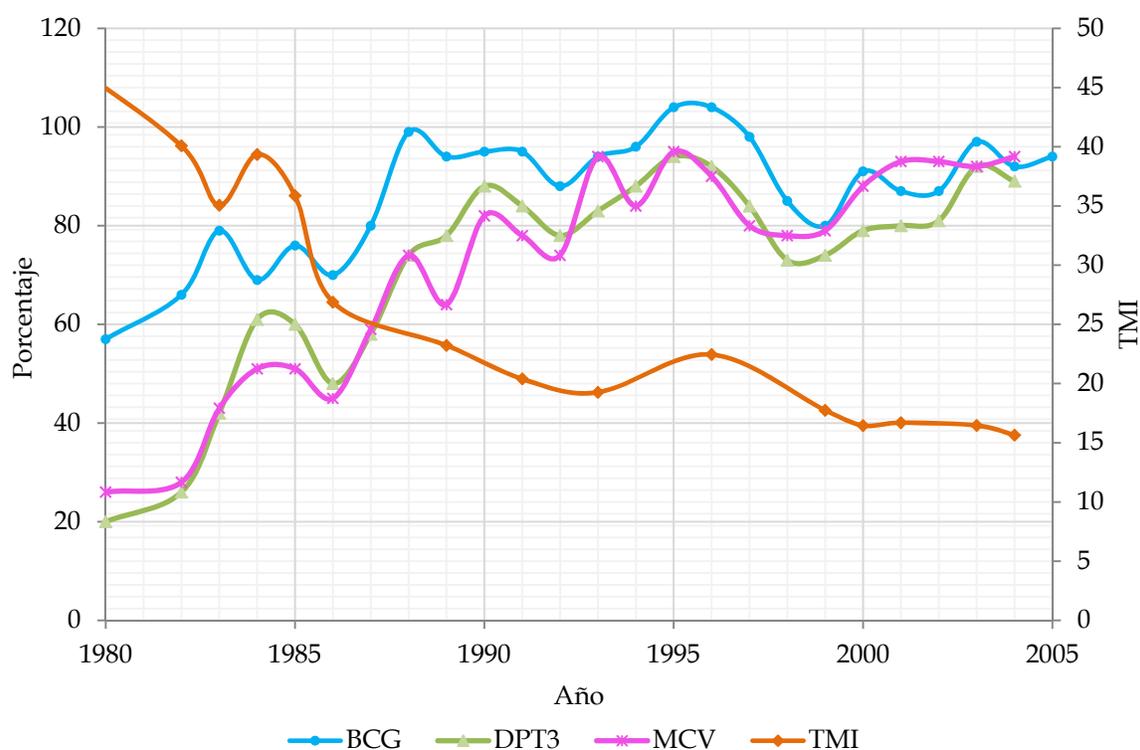
calidad de vida del país. Algunas de las hipótesis y estudios que justifican este comportamiento está relacionado con el aumento de la cobertura de controles prenatales y posnatales, el incremento de las coberturas de vacunación, asociada a la reducción de la propagación de enfermedades infecciosas y la mejora de las condiciones sanitarias como el agua tratada, la deposición 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 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 y como lo discuten los autores, dichas asociaciones contribuyen en cierta medida a entender 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 factores demográficos que pueden actuar en conjunto con los anteriores. Con este punto de partida, los autores sostienen que uno 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 se encuentra estudiada en 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). Particularmente, 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 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 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 de contraer algunas enfermedades y el desarrollo de curas de algunas 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 puede 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, especialmente el de las enfermedades prevenibles. Las vacunas expuestas en 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).

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

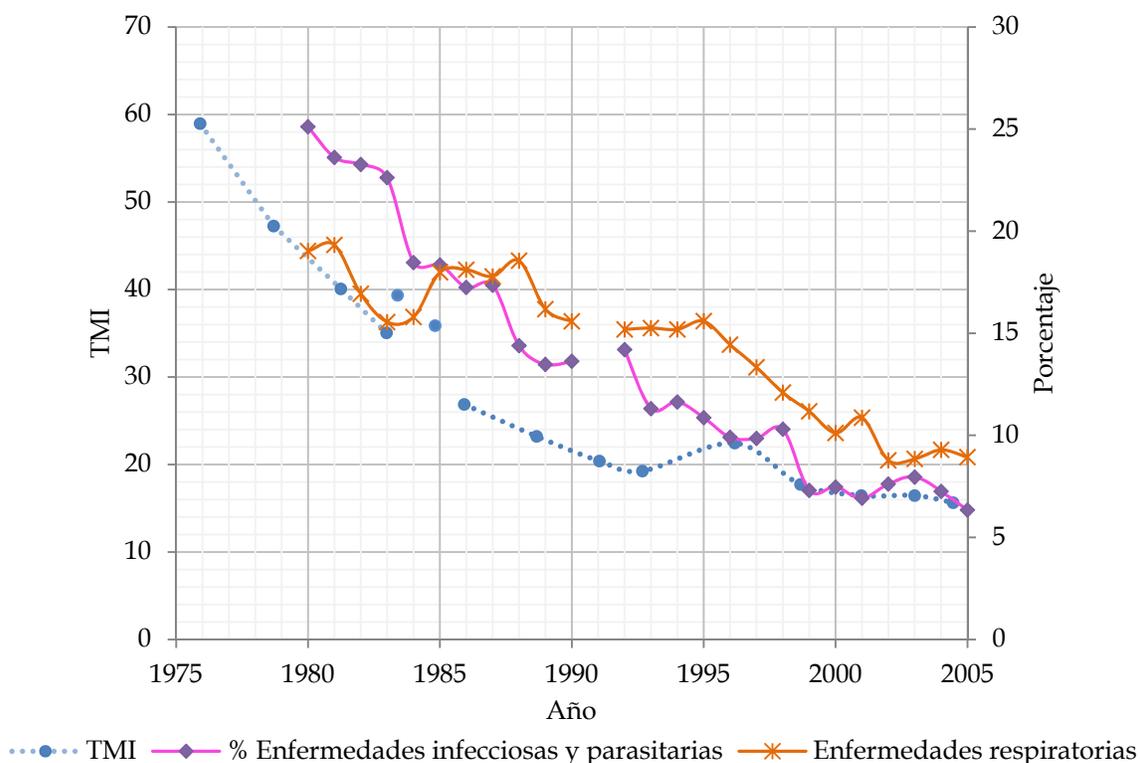


Fuente: cálculos de los autores con base en Minnesota Population Center (2013). *Dane - Censos de Colombia: 1973, 1985, 1993, 2005*; y cobertura de enfermedades prevenibles disponibles en la Organización Mundial de la Salud (OMS) http://apps.who.int/immunization_monitoring/globalsummary/coverages?c=COL

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 sesentas 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 un año se asemeja a la tasa de reducción de la TMI nacional⁵.

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

Gráfico 8.
Mortalidad infantil y el porcentaje de muertes por enfermedades infecciosas y respiratorias en menores de un año



Fuente: 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.

De acuerdo a 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, en donde la mayor proporción de muertes en menores de un año se explican por causas perinatales y en segundo lugar las causas transmisibles (Rodríguez, et al. 2000; Universidad del Rosario, 2013). Adicionalmente, 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 oportuno.

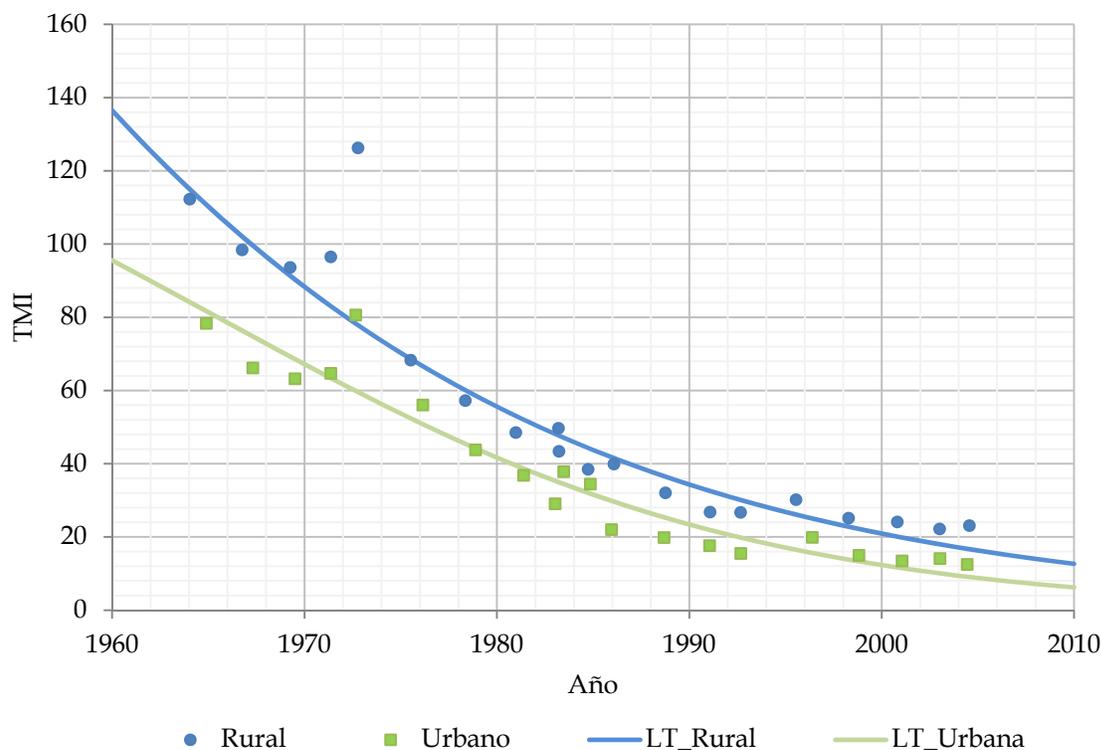
4.3. La brecha entre centros urbanos y las áreas rurales⁶

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-rural no son un patrón exclusivo de Colombia, pues también se verifica en otros países, especialmente en aquellos en vía de desarrollo, en 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 relevantes a las que se atribuyen esta brecha son las condiciones de los hogares y 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 atados al bienestar social en las áreas rurales, podrían ser las principales razones por las que la 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 a nivel interno de las urbes, pero debería ser un tema primordial para futuras investigaciones en torno a este tema.

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

Gráfico 9.
Brecha rural-urbana en la tasa de mortalidad infantil



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

La “penalidad” rural observada en Colombia también ha sido analizada por otros trabajos que, además, han verificado su existencia a nivel departamental. 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 a nivel departamental, la brecha entre la TMI de áreas urbanas y rurales pueden ser más pronunciadas que en el agregado nacional, allí se resaltan los casos de Putumayo y Caquetá.

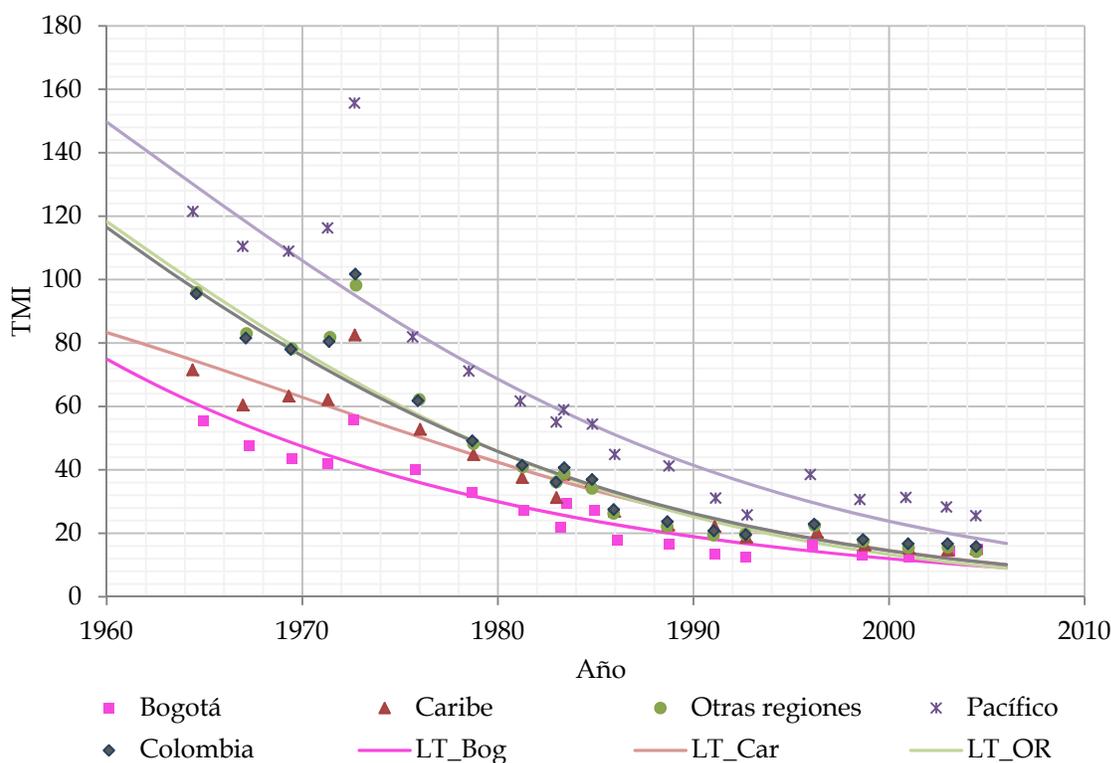
Una observación adicional que se distingue en el Gráfico 9 es la reducción en el tiempo de la diferencia en las tasas de mortalidad rural y urbana. A mediados de los años sesentas, la TMI rural (104,6) superaba en gran magnitud a la urbana (78,3), esta brecha correspondía a 26 muertes por cada 1000 nacidos 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 mundo⁷ (Banco Mundial, 2011). Pero comenzando la primera década del siglo XX, en Colombia se observa una brecha entre centros urbanos y las áreas rurales cercana a las diez muertes por cada mil nacidos vivos.

4.4. 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. Reconociendo incluso los otros países latinoamericanos también tienen grandes diferencias regionales. Parcialmente, el Gráfico 10 verifica la existencia de diferencias internas de la TMI.

Gráfico 10.
Diferencias regionales en la mortalidad infantil



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

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.

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 Caribe⁸; y la que presenta los mejores indicadores, Bogotá. En el Gráfico 10 es notable la reducción en la mortalidad infantil en todas las regiones del país en los cuarenta 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 preocupante es el de Pacífico, región en la que la probabilidad de que un niño nacido vivo muera durante el primer año de vida es dos veces superior a la del promedio nacional. No obstante, esta región ha presentado una sustancial caída de la TMI, mientras que en 1965 presentaba una tasa de 121,5 por cada mil nacidos vivos, en 2004 tuvo una tasa de 25,5. Aunque este cambio es significativo, la TMI observada en el último año 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 Pacífico, Bogotá ha experimentado una TMI relativamente baja, reflejo de las ventajas comparativas de esta región del país en comparación con el resto de Colombia. Aunque el promedio nacional presentaba una TMI de 89,6 en 1965, la de Bogotá correspondía a cerca de 55,3 muertes por cada mil nacidos vivos, 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 Colombia a lo largo del siglo XX. Sin embargo, las primeras regiones que contribuyeron a este cambio fueron aquellas ubicadas sobre los Andes, donde están ubicadas las principales ciudades (Flórez, 2000, pág. 63).

Bajo este panorama, se considera que los efectos positivos de los conglomerados urbanos se presentaron más tempranamente en Bogotá que en el resto de regiones.

⁸ La región Caribe se compone de los siguientes departamentos: San Andrés, 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.

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. 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. Ese comportamiento también se puede presentar por el grado de urbanización comparativa del departamento de Atlántico frente a otras zonas del país. Meisel (2009, pág. 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 más particularmente las regiones tropicales son más propensas a la presencia de focos de epidemias, por las condiciones climáticas y porque allí confluyen poblaciones de distintos orígenes que traen consigo enfermedades.

De acuerdo con 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. 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 periodo de análisis, aunque en niveles de mortalidad, difieran a los calculados en este documento. Además, resaltan tasas en Pacífico muy superiores a la nacional, al igual que Urdinola (2011) para 1993.

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.

5. 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. 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 la revisión de los tratamientos en los datos utilizados.

La reducción de la tasa de mortalidad infantil y su estabilidad en los últimos años de análisis puede estar relacionada 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 en 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, de acuerdo con 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 allí 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-rural. Mientras que a mediados de los sesentas esta brecha correspondía a 29 muertes por cada mil nacidos vivos, a comienzo 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 tasa en todas las regiones del país en los aproximadamente cuarenta años de estudio. Sin embargo, las brechas inter-regionales son persistentes a lo largo del 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 más tempranamente en Bogotá que en el resto de regiones. Por su parte, la región Caribe presentó una TMI inferior al promedio nacional entre 1965 y 1980, mientras que a lo largo del siglo veintiuno 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. Algunos puntos que aún necesitan solución son: las persistentes diferencias entre las áreas urbanas y rurales, el notable rezago de la región Pacífica frente al resto del país, y la tasa estimada de esta región para el último año se encuentra distante en doce muertes por cada mil de los Objetivos de Desarrollo del Milenio (específicamente, este objetivo 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.

Bibliografía

- 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 1993*. Bogotá: Departamento Nacional de Planeación.
- Banco Mundial. (2011). *Africa Development Indicators*. Washington DC: The World Bank.
- 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, & 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., & Pabón, A. (1982). *La mortalidad en Colombia. Edad, sexo y causas* (Vol. II). (L. Carlos, & H. Valdés, Edits.) Bogotá, Colombia: 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*. Centro Latinoamericano de Demografía. San José, Costa Rica: CELADE.
- Bennett, N. G., & Horiuchi, S. (1981). Estimating the Completeness of Death Registration in a Closed Population. *Population Index*, 47(2), 207-221.
- Brass, W. (1953). The Derivation of Fertility and Reproduction Rates from Restricted Data on Reproductive Histories. *Population Studies*, 7(2), 137-166.
- Brass, W. (1996). Demographic Data Analysis in Less Developed Countries: 1946-1996. *Population Studies*, 50(3), 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, & E. van de Wale, *The Demography of Tropical Africa* (págs. 88-150). Princeton, NJ: 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., & Demeny, P. (1966). *Regional Model Life Tables and Stable Populations*. Princeton: Princeton University Press.

- Coale, A. J., & Trussell, J. (1978). Estimating the Time to which Brass Estimates Apply. En S. H. Preston, & A. Palloni, *Fine-tuning Brass-type Mortality Estimates with Data on Ages of Children Surviving* (págs. 87-89). 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. En R. Easterlin, *The Reluctant Economist. Perspectives on Economics, Economic History, and Demography* (págs. 101-138). Cambridge: Cambridge University Press.
- Feeney, G. (1980). Estimating Infant Mortality Trends from Child Survivorship Data. *Population Studies*, 34(1), 109-128.
- Flórez, C. (2000). *Las transformaciones sociodemográficas en Colombia durante el siglo XX*. Bogotá: Banco de la República en coedición con 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*, 57(3), 368-382.
- Lalou, R., & Legrand, T. (1997). Child Mortality in the Urban and Rural Sahel. *Population: An English Selection*, 9, 147-168.
- Latin American Human Mortality Database. B. Piedad Urdinola and Bernardo L. Queiroz. (2013). *www.lamortalidad.org*.
- McKeown, T., & Record, R. G. (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., & 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* (págs. 169-202). 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.

- Naciones Unidas. (1983). *Manual X: Indirect Techniques for Demographic Estimation*. New York: United Nations.
- Ochoa, L., Ordoñez, M., & Richardson, P. (1983). *La mortalidad en Colombia. Tendencias y diferencias 1963-1983* (Vol. III). Bogotá, Colombia: 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: 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), 455-473.
- Preston, S. H. (1975). The Changing Relation between Mortality and Level of Economic Development. *Population Studies*, 29(2), 231-248.

- Preston, S. H., Heuveline, P., & Guillot, M. (2000). *Demography: Measuring and Modeling Population Processes*. Malden: Blackwell Publishers Inc.
- 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. En *WFS Comparative Studies Cross-National Summaries No. 43*. London: International Statistical Institute.
- Sachs, J. (2005). The Voiceless Dying: Africa and Disease. En J. Sachs, *The End of Poverty: Economic Possibilities for Our Time* (págs. 188-209). New York: The Penguin Press.
- Somoza, J. L. (1980). Illustrative Analysis: Infant and Child Mortality in Colombia. En *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), 79-97.
- Sullivan, J., Rutstein, S. O., & Bicego, G. T. (1994). Infant and Child Mortality. En *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), 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 Universidad, Ciencia y Desarrollo Tomo V: <http://www.urosario.edu.co/asfixiaperinatal/#about>
- University of California, Berkeley (USA), 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), 39-72.
- van de Poel, E., O'Donnell, O., & van Doorslaer, E. (Noviembre de 2009). What Explains the Rural-Urban Gap in Infant Mortality: Household or Community Characteristics? *Demography*, 46(4), 827-850.
- Zlotnik, H. (1982). *Levels and Recent Trends in Fertility and Mortality in Colombia*. Committee on Population and Demography. Washington, D.C.: National Academy Press.

Apéndice 1.

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

Censo 1973

| <i>Edad</i> | <i>i</i> | <i>W_i</i> | <i>B_i</i> | <i>S_i</i> | <i>D_i</i> | <i>d_i</i> | <i>P_i</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 |

| <i>Edad</i> | <i>a_i</i> | <i>b_i</i> | <i>c_i</i> | <i>k_i</i> | <i>d_i</i> | <i>x</i> | <i>q(x)</i> | <i>l(x)</i> | Mortalidad <i>Oeste</i> |
|-------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------|-------------|-------------|----------------------------|
| 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 |

| <i>Edad</i> | <i>i</i> | <i>x</i> | <i>a_i</i> | <i>b_i</i> | <i>c_i</i> | <i>t(x)</i> | Año ref. | <i>q(1) 000</i> |
|-------------|----------|----------|----------------------|----------------------|----------------------|-------------|----------------|-----------------|
| 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

| <i>Edad</i> | <i>i</i> | <i>W_i</i> | <i>B_i</i> | <i>S_i</i> | <i>D_i</i> | <i>d_i</i> | <i>P_i</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 |

| <i>Edad</i> | a_i | b_i | c_i | k_i | d_i | x | $q(x)$ | $l(x)$ | Mortalidad <i>Oeste</i> |
|-------------|--------|---------|---------|--------|--------|-----|--------|--------|----------------------------|
| 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 |

| <i>Edad</i> | 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 | 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

| <i>Edad</i> | 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 |

| <i>Edad</i> | a_i | b_i | c_i | k_i | d_i | x | $q(x)$ | $l(x)$ | Mortalidad <i>Oeste</i> |
|-------------|--------|---------|---------|--------|--------|-----|--------|--------|----------------------------|
| 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 |

| <i>Edad</i> | 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 | 1.1432 | 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 |

$$P_1/P_2 = 0.2348$$

$$P_2/P_3 = 0.5442$$

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; 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.

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.

Apéndice 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:

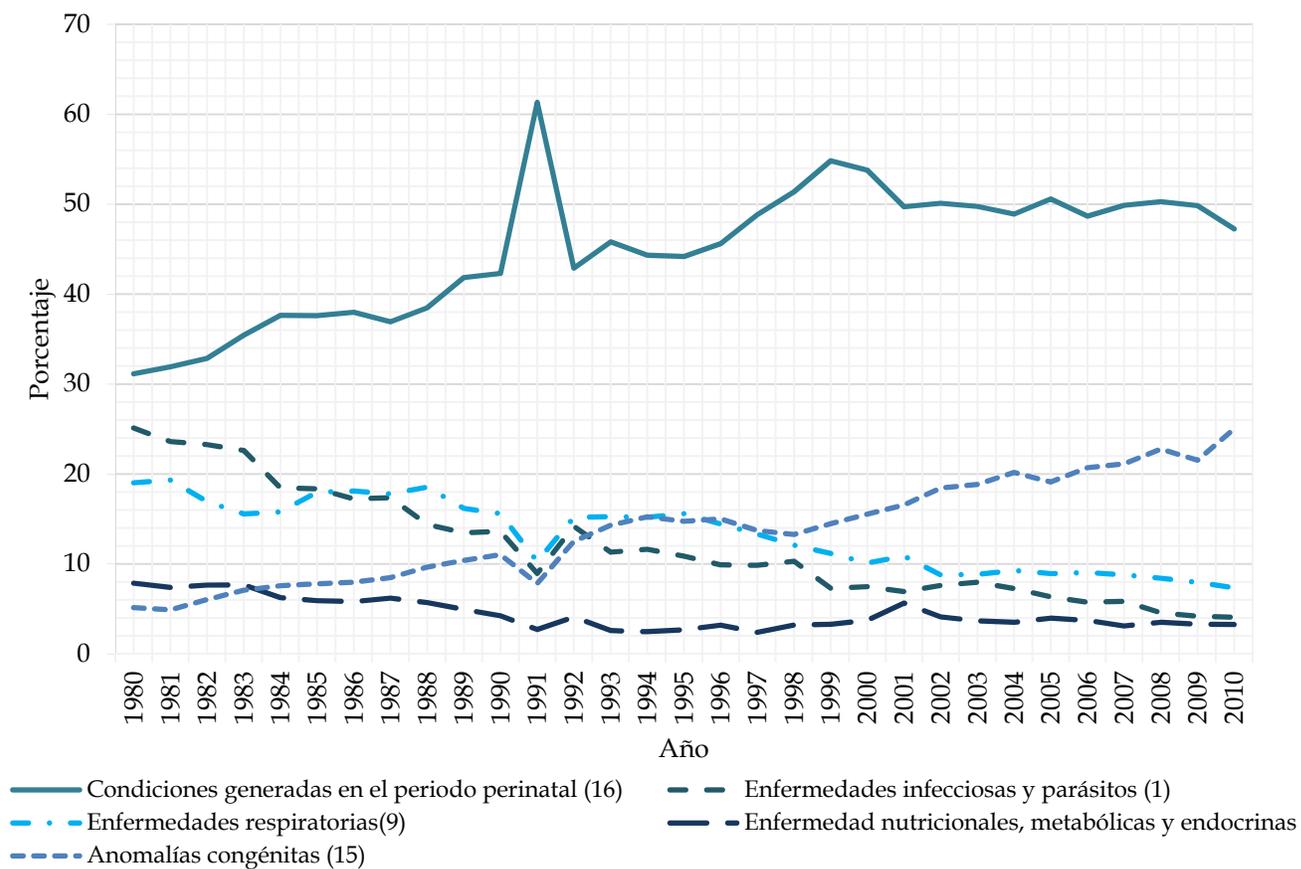
$$TMI = \frac{b1}{(1 + e^{-b2(año-b3)})}$$

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 |

Apéndice 3.

Evolución de las principales cinco causas de mortalidad en niños y niñas menores a un año



Fuente: cálculos de los autores con base en *Latin American Human Mortality Database*. B. Piedad Urdinola and Bernardo L. Queiroz. Available at www.lamortalidad.org (data downloaded on [date]).

ÍNDICE "DOCUMENTOS DE TRABAJO SOBRE ECONOMÍA REGIONAL"

| <u>No.</u> | <u>Autor</u> | <u>Título</u> | <u>Fecha</u> |
|------------|---|---|-----------------|
| 1 | Joaquín Viloría de la Hoz | Café Caribe: la economía cafetera en la Sierra Nevada de Santa Marta | Noviembre, 1997 |
| 2 | María M. Aguilera Díaz | Los cultivos de camarones en la costa Caribe colombiana | Abril, 1998 |
| 3 | Jaime Bonet Morón | Las exportaciones de algodón del Caribe colombiano | Mayo, 1998 |
| 4 | Joaquín Viloría de la Hoz | La economía del carbón en el Caribe colombiano | Mayo, 1998 |
| 5 | Jaime Bonet Morón | El ganado costeño en la feria de Medellín, 1950 – 1997 | Octubre, 1998 |
| 6 | María M. Aguilera Díaz Joaquín Viloría de la Hoz | Radiografía socio-económica del Caribe Colombiano | Octubre, 1998 |
| 7 | Adolfo Meisel Roca | ¿Por qué perdió la Costa Caribe el siglo XX? | Enero, 1999 |
| 8 | Jaime Bonet Morón Adolfo Meisel Roca | La convergencia regional en Colombia: una visión de largo plazo, 1926 – 1995 | Febrero, 1999 |
| 9 | Luis Armando Galvis A. María M. Aguilera Díaz | Determinantes de la demanda por turismo hacia Cartagena, 1987-1998 | Marzo, 1999 |
| 10 | Jaime Bonet Morón | El crecimiento regional en Colombia, 1980-1996: Una aproximación con el método <i>Shift-Share</i> | Junio, 1999 |
| 11 | Luis Armando Galvis A. | El empleo industrial urbano en Colombia, 1974-1996 | Agosto, 1999 |
| 12 | Jaime Bonet Morón | La agricultura del Caribe Colombiano, 1990-1998 | Diciembre, 1999 |
| 13 | Luis Armando Galvis A. | La demanda de carnes en Colombia: un análisis econométrico | Enero, 2000 |
| 14 | Jaime Bonet Morón | Las exportaciones colombianas de banano, 1950 – 1998 | Abril, 2000 |
| 15 | Jaime Bonet Morón | La matriz insumo-producto del Caribe colombiano | Mayo, 2000 |
| 16 | Joaquín Viloría de la Hoz | De Colpuertos a las sociedades portuarias: los puertos del Caribe colombiano | Octubre, 2000 |
| 17 | María M. Aguilera Díaz Jorge Luis Alvis Arrieta | Perfil socioeconómico de Barranquilla, Cartagena y Santa Marta (1990-2000) | Noviembre, 2000 |
| 18 | Luis Armando Galvis A. Adolfo Meisel Roca | El crecimiento económico de las ciudades colombianas y sus determinantes, 1973-1998 | Noviembre, 2000 |
| 19 | Luis Armando Galvis A. | ¿Qué determina la productividad agrícola departamental en Colombia? | Marzo, 2001 |
| 20 | Joaquín Viloría de la Hoz | Descentralización en el Caribe colombiano: Las finanzas departamentales en los noventas | Abril, 2001 |
| 21 | María M. Aguilera Díaz | Comercio de Colombia con el Caribe insular, 1990-1999. | Mayo, 2001 |
| 22 | Luis Armando Galvis A. | La topografía económica de Colombia | Octubre, 2001 |
| 23 | Juan David Barón R. | Las regiones económicas de Colombia: Un análisis de <i>clusters</i> | Enero, 2002 |
| 24 | María M. Aguilera Díaz | Magangué: Puerto fluvial bolivarense | Enero, 2002 |
| 25 | Igor Esteban Zuccardi H. | Los ciclos económicos regionales en Colombia, 1986-2000 | Enero, 2002 |
| 26 | Joaquín Viloría de la Hoz | Cereté: Municipio agrícola del Sinú | Febrero, 2002 |
| 27 | Luis Armando Galvis A. | Integración regional de los mercados laborales en Colombia, 1984-2000 | Febrero, 2002 |

| | | | |
|----|---|--|------------------|
| 28 | Joaquín Viloría de la Hoz | Riqueza y despilfarro: La paradoja de las regalías en Barrancas y Tolú | Junio, 2002 |
| 29 | Luis Armando Galvis A. | Determinantes de la migración interdepartamental en Colombia, 1988-1993 | Junio, 2002 |
| 30 | María M. Aguilera Díaz | Palma africana en la Costa Caribe: Un semillero de empresas solidarias | Julio, 2002 |
| 31 | Juan David Barón R. | La inflación en las ciudades de Colombia: Una evaluación de la paridad del poder adquisitivo | Julio, 2002 |
| 32 | Igor Esteban Zuccardi H. | Efectos regionales de la política monetaria | Julio, 2002 |
| 33 | Joaquín Viloría de la Hoz | Educación primaria en Cartagena: análisis de cobertura, costos y eficiencia | Octubre, 2002 |
| 34 | Juan David Barón R. | Perfil socioeconómico de Tubará: Población dormitorio y destino turístico del Atlántico | Octubre, 2002 |
| 35 | María M. Aguilera Díaz | Salinas de Manaure: La tradición wayuu y la modernización | Mayo, 2003 |
| 36 | Juan David Barón R. Adolfo Meisel Roca | La descentralización y las disparidades económicas regionales en Colombia en la década de 1990 | Julio, 2003 |
| 37 | Adolfo Meisel Roca | La continentalización de la Isla de San Andrés, Colombia: Panyas, raizales y turismo, 1953 – 2003 | Agosto, 2003 |
| 38 | Juan David Barón R. | ¿Qué sucedió con las disparidades económicas regionales en Colombia entre 1980 y el 2000? | Septiembre, 2003 |
| 39 | Gerson Javier Pérez V. | La tasa de cambio real regional y departamental en Colombia, 1980-2002 | Septiembre, 2003 |
| 40 | Joaquín Viloría de la Hoz | Ganadería bovina en las Llanuras del Caribe colombiano | Octubre, 2003 |
| 41 | Jorge García García | ¿Por qué la descentralización fiscal? Mecanismos para hacerla efectiva | Enero, 2004 |
| 42 | María M. Aguilera Díaz | Aguachica: Centro Agroindustrial del Cesar | Enero, 2004 |
| 43 | Joaquín Viloría de la Hoz | La economía ganadera en el departamento de Córdoba | Marzo, 2004 |
| 44 | Jorge García García | El cultivo de algodón en Colombia entre 1953 y 1978: una evaluación de las políticas gubernamentales | Abril, 2004 |
| 45 | Adolfo Meisel R. Margarita Vega A. | La estatura de los colombianos: un ensayo de antropometría histórica, 1910-2002 | Mayo, 2004 |
| 46 | Gerson Javier Pérez V. | Los ciclos ganaderos en Colombia, 1950-2001 | Junio, 2004 |
| 47 | Gerson Javier Pérez V. Peter Rowland | Políticas económicas regionales: cuatro estudios de caso | Agosto, 2004 |
| 48 | María M. Aguilera Díaz | La Mojana: Riqueza natural y potencial económico | Octubre, 2004 |
| 49 | Jaime Bonet | Descentralización fiscal y disparidades en el ingreso regional: experiencia colombiana | Noviembre, 2004 |
| 50 | Adolfo Meisel Roca | La economía de Ciénaga después del banano | Noviembre, 2004 |
| 51 | Joaquín Viloría de la Hoz | La economía del departamento de Córdoba: ganadería y minería como sectores clave | Diciembre, 2004 |
| 52 | Juan David Barón Gerson Javier Pérez V Peter Rowland. | Consideraciones para una política económica regional en Colombia | Diciembre, 2004 |
| 53 | José R. Gamarra V. | Eficiencia Técnica Relativa de la ganadería doble propósito en la Costa Caribe | Diciembre, 2004 |
| 54 | Gerson Javier Pérez V. | Dimensión espacial de la pobreza en Colombia | Enero, 2005 |
| 55 | José R. Gamarra V. | ¿Se comportan igual las tasas de desempleo de las siete principales ciudades colombianas? | Febrero, 2005 |

| | | | |
|----|--|--|-----------------|
| 56 | Jaime Bonet | Inequidad espacial en la dotación educativa regional en Colombia | Febrero, 2005 |
| 57 | Julio Romero P. | ¿Cuánto cuesta vivir en las principales ciudades colombianas? Índice de Costo de Vida Comparativo | Junio, 2005 |
| 58 | Gerson Javier Pérez V. | Bolívar: industrial, agropecuario y turístico | Julio, 2005 |
| 59 | José R. Gamarra V. | La economía del Cesar después del algodón | Julio, 2005 |
| 60 | Jaime Bonet | Desindustrialización y terciarización espuria en el departamento del Atlántico, 1990 - 2005 | Julio, 2005 |
| 61 | Joaquín Viloria De La Hoz | Sierra Nevada de Santa Marta: Economía de sus recursos naturales | Julio, 2005 |
| 62 | Jaime Bonet | Cambio estructural regional en Colombia: una aproximación con matrices insumo-producto | Julio, 2005 |
| 63 | María M. Aguilera Díaz | La economía del Departamento de Sucre: ganadería y sector público | Agosto, 2005 |
| 64 | Gerson Javier Pérez V. | La infraestructura del transporte vial y la movilización de carga en Colombia | Octubre, 2005 |
| 65 | Joaquín Viloria De La Hoz | Salud pública y situación hospitalaria en Cartagena | Noviembre, 2005 |
| 66 | José R. Gamarra V. | Desfalcos y regiones: un análisis de los procesos de responsabilidad fiscal en Colombia | Noviembre, 2005 |
| 67 | Julio Romero P. | Diferencias sociales y regionales en el ingreso laboral de las principales ciudades colombianas, 2001-2004 | Enero, 2006 |
| 68 | Jaime Bonet | La terciarización de las estructuras económicas regionales en Colombia | Enero, 2006 |
| 69 | Joaquín Viloria de la Hoz | Educación superior en el Caribe Colombiano: análisis de cobertura y calidad. | Marzo, 2006 |
| 70 | José R. Gamarra V. | Pobreza, corrupción y participación política: una revisión para el caso colombiano | Marzo, 2006 |
| 71 | Gerson Javier Pérez V. | Población y ley de Zipf en Colombia y la Costa Caribe, 1912-1993 | Abril, 2006 |
| 72 | María M. Aguilera Díaz | El Canal del Dique y su sub región: una economía basada en su riqueza hídrica | Mayo, 2006 |
| 73 | Adolfo Meisel R. Gerson Javier Pérez V. | Geografía física y poblamiento en la Costa Caribe colombiana | Junio, 2006 |
| 74 | Julio Romero P. | Movilidad social, educación y empleo: los retos de la política económica en el departamento del Magdalena | Junio, 2006 |
| 75 | Jaime Bonet Adolfo Meisel Roca | El legado colonial como determinante del ingreso per cápita departamental en Colombia, 1975-2000 | Julio, 2006 |
| 76 | Jaime Bonet Adolfo Meisel Roca | Polarización del ingreso per cápita departamental en Colombia | Julio, 2006 |
| 77 | Jaime Bonet | Desequilibrios regionales en la política de descentralización en Colombia | Octubre, 2006 |
| 78 | Gerson Javier Pérez V. | Dinámica demográfica y desarrollo regional en Colombia | Octubre, 2006 |
| 79 | María M. Aguilera Díaz Camila Bernal Mattos Paola Quintero Puentes | Turismo y desarrollo en el Caribe colombiano | Noviembre, 2006 |
| 80 | Joaquín Viloria de la Hoz | Ciudades portuarias del Caribe colombiano: propuestas para competir en una economía globalizada | Noviembre, 2006 |
| 81 | Joaquín Viloria de la Hoz | Propuestas para transformar el capital humano en el Caribe colombiano | Noviembre, 2006 |
| 82 | Jose R. Gamarra Vergara | Agenda anticorrupción en Colombia: reformas, logros y recomendaciones | Noviembre, 2006 |
| 83 | Adolfo Meisel Roca Julio Romero P | Igualdad de oportunidades para todas las regiones | Enero, 2007 |
| 84 | Centro de Estudios Económicos Regionales CEER | Bases para reducir las disparidades regionales en Colombia Documento para discusión | Enero, 2007 |

| | | | |
|-----|--|---|------------------|
| 85 | Jaime Bonet | Minería y desarrollo económico en El Cesar | Enero, 2007 |
| 86 | Adolfo Meisel Roca | La Guajira y el mito de las regalías redentoras | Febrero, 2007 |
| 87 | Joaquín Viloría de la Hoz | Economía del Departamento de Nariño: ruralidad y aislamiento geográfico | Marzo, 2007 |
| 88 | Gerson Javier Pérez V. | El Caribe antioqueño: entre los retos de la geografía y el espíritu paisa | Abril, 2007 |
| 89 | Jose R. Gamarra Vergara | Pobreza rural y transferencia de tecnología en la Costa Caribe | Abril, 2007 |
| 90 | Jaime Bonet | ¿Porqué es pobre el Chocó? | Abril, 2007 |
| 91 | Gerson Javier Pérez V. | Historia, geografía y puerto como determinantes de la situación social de Buenaventura | Abril, 2007 |
| 92 | Jaime Bonet | Regalías y finanzas públicas en el Departamento del Cesar | Agosto, 2007 |
| 93 | Joaquín Viloría de la Hoz | Nutrición en el Caribe Colombiano y su relación con el capital humano | Agosto, 2007 |
| 94 | Gerson Javier Pérez V. Irene Salazar Mejía | La pobreza en Cartagena: Un análisis por barrios | Agosto, 2007 |
| 95 | Jose R. Gamarra Vergara | La economía del departamento del Cauca: concentración de tierras y pobreza | Octubre, 2007 |
| 96 | Joaquín Viloría de la Hoz | Educación, nutrición y salud: retos para el Caribe colombiano | Noviembre, 2007 |
| 97 | Jaime Bonet Jorge Alvis | Bases para un fondo de compensación regional en Colombia | Diciembre, 2007 |
| 98 | Julio Romero P. | ¿Discriminación o capital humano? Determinantes del ingreso laboral de los afrocartageneros | Diciembre, 2007 |
| 99 | Julio Romero P. | Inflación, costo de vida y las diferencias en el nivel general de precios de las principales ciudades colombianas. | Diciembre, 2007 |
| 100 | Adolfo Meisel Roca | ¿Por qué se necesita una política económica regional en Colombia? | Diciembre, 2007 |
| 101 | Jaime Bonet | Las finanzas públicas de Cartagena, 2000 – 2007 | Junio, 2008 |
| 102 | Irene Salazar Mejía | Lugar encantados de las aguas: aspectos económicos de la Ciénega Grande del Bajo Sinú | Junio, 2008 |
| 103 | Joaquín Viloría de la Hoz | Economía extractiva y pobreza en la ciénega de Zapatosa | Junio, 2008 |
| 104 | Eduardo A. Haddad Jaime Bonet Geofrey J.D. Hewings Fernando Perobelli | Efectos regionales de una mayor liberación comercial en Colombia: Una estimación con el Modelo CEER | Agosto, 2008 |
| 105 | Joaquín Viloría de la Hoz | Banano y revaluación en el Departamento del Magdalena, 1997-2007 | Septiembre, 2008 |
| 106 | Adolfo Meisel Roca | Albert O. Hirschman y los desequilibrios económicos regionales: De la economía a la política, pasando por la antropología y la historia | Septiembre, 2008 |
| 107 | Julio Romero P. | Transmisión regional de la política monetaria en Colombia | Octubre, 2008 |
| 108 | Leonardo Bonilla Mejía | Diferencias regionales en la distribución del ingreso en Colombia | Diciembre, 2008 |
| 109 | María Aguilera Díaz Adolfo Meisel Roca | ¿La isla que se repite? Cartagena en el censo de población de 2005 | Enero, 2009 |
| 110 | Joaquín Viloría De la Hoz | Economía y conflicto en el Cono Sur del Departamento de Bolívar | Febrero, 2009 |
| 111 | Leonardo Bonilla Mejía | Causas de las diferencias regionales en la distribución del ingreso en Colombia, un ejercicio de micro-descomposición | Marzo, 2009 |
| 112 | María M. Aguilera Díaz | Ciénega de Ayapel: riqueza en biodiversidad y recursos hídricos | Junio, 2009 |

| | | | |
|-----|--|--|------------------|
| 113 | Joaquín Viloría De la Hoz | Geografía económica de la Orinoquia | Junio, 2009 |
| 114 | Leonardo Bonilla Mejía | Revisión de la literatura económica reciente sobre las causas de la violencia homicida en Colombia | Julio, 2009 |
| 115 | Juan D. Barón | El homicidio en los tiempos del Plan Colombia | Julio, 2009 |
| 116 | Julio Romero P. | Geografía económica del Pacífico colombiano | Octubre, 2009 |
| 117 | Joaquín Viloría De la Hoz | El ferroníquel de Cerro Matoso: aspectos económicos de Montelíbano y el Alto San Jorge | Octubre, 2009 |
| 118 | Leonardo Bonilla Mejía | Demografía, juventud y homicidios en Colombia, 1979-2006 | Octubre, 2009 |
| 119 | Luis Armando Galvis A. | Geografía económica del Caribe Continental | Diciembre, 2009 |
| 120 | Luis Armando Galvis A Adolfo Meisel Roca. | Persistencia de las desigualdades regionales en Colombia: Un análisis espacial | Enero, 2010 |
| 121 | Irene Salazar Mejía | Geografía económica de la región Andina Oriental | Enero, 2010 |
| 122 | Luis Armando Galvis A Adolfo Meisel Roca. | Fondo de Compensación Regional: Igualdad de oportunidades para la periferia colombiana | Enero, 2010 |
| 123 | Juan D. Barón | Geografía económica de los Andes Occidentales de Colombia | Marzo, 2010 |
| 124 | Julio Romero | Educación, calidad de vida y otras desventajas económicas de los indígenas en Colombia | Marzo, 2010 |
| 125 | Laura Cepeda Emiliani | El Caribe chocoano: riqueza ecológica y pobreza de oportunidades | Mayo, 2010 |
| 126 | Joaquín Viloría de la Hoz | Finanzas y gobierno de las corporaciones autónomas regionales del Caribe colombiano | Mayo, 2010 |
| 127 | Luis Armando Galvis | Comportamiento de los salarios reales en Colombia: Un análisis de convergencia condicional, 1984-2009 | Mayo, 2010 |
| 128 | Juan D. Barón | La violencia de pareja en Colombia y sus regiones | Junio, 2010 |
| 129 | Julio Romero | El éxito económico de los costeños en Bogotá: migración interna y capital humano | Agosto, 2010 |
| 130 | Leonardo Bonilla Mejía | Movilidad inter-generacional en educación en las ciudades y regiones de Colombia | Agosto, 2010 |
| 131 | Luis Armando Galvis | Diferenciales salariales por género y región en Colombia: Una aproximación con regresión por cuantiles | Septiembre, 2010 |
| 132 | Juan David Barón | Primeras experiencias laborales de los profesionales colombianos: Probabilidad de empleo formal y salarios | Octubre, 2010 |
| 133 | María Aguilera Díaz | Geografía económica del Archipiélago de San Andrés, Providencia y Santa Catalina | Diciembre, 2010 |
| 134 | Andrea Otero | Superando la crisis: Las finanzas públicas de Barranquilla, 2000-2009 | Diciembre, 2010 |
| 135 | Laura Cepeda Emiliani | ¿Por qué le va bien a la economía de Santander? | Diciembre, 2010 |
| 136 | Leonardo Bonilla Mejía | El sector industrial de Barranquilla en el siglo XXI: ¿Cambian finalmente las tendencias? | Diciembre, 2010 |
| 137 | Juan David Barón | La brecha de rendimiento académico de Barranquilla | Diciembre, 2010 |
| 138 | Luis Armando Galvis | Geografía del déficit de vivienda urbano: Los casos de Barranquilla y Soledad | Febrero, 2011 |
| 139 | Andrea Otero | Combatiendo la mortalidad en la niñez: ¿Son las reformas a los servicios básicos una buena estrategia? | Marzo, 2011 |
| 140 | Andrés Sánchez Jabba | La economía del mototaxismo: el caso de Sincelejo | Marzo, 2011 |
| 141 | Andrea Otero | El puerto de Barranquilla: retos y recomendaciones | Abril, 2011 |

| | | | |
|-----|---|--|------------------|
| 142 | Laura Cepeda Emiliani | Los sures de Barranquilla: La distribución espacial de la pobreza | Abril, 2011 |
| 143 | Leonardo Bonilla Mejía | Doble jornada escolar y la calidad de la educación en Colombia | Abril, 2011 |
| 144 | María Aguilera Díaz | Habitantes del agua: El complejo lagunar de la Ciénaga Grande de Santa Marta | Mayo, 2011 |
| 145 | Andrés Sánchez Jabba | El gas de La Guajira y sus efectos económicos sobre el departamento | Mayo, 2011 |
| 146 | Javier Yabrudy Vega | Raizales y continentales: un análisis del mercado laboral en la isla de San Andrés | Junio, 2011 |
| 147 | Andrés Sánchez Jabba | Reformas fiscales verdes y la hipótesis del doble dividendo: un ejercicio aplicado a la economía colombiana | Junio, 2011 |
| 148 | Joaquín Vilorio de la Hoz | La economía anfibia de la isla de Mompox | Julio, 2011 |
| 149 | Juan David Barón | Sensibilidad de la oferta de migrantes internos a las condiciones del mercado laboral en las principales ciudades de Colombia | Julio, 2011 |
| 150 | Andrés Sánchez Jabba | Después de la inundación | Agosto, 2011 |
| 151 | Luis Armando Galvis Leonardo Bonilla Mejía | Desigualdades regionales en la dotación de docentes calificados en Colombia | Agosto, 2011 |
| 152 | Juan David Barón Leonardo Bonilla Mejía | La calidad de los maestros en Colombia: Desempeño en el examen de Estado del ICFES y la probabilidad de graduarse en el área de educación | Agosto, 2011 |
| 153 | Laura Cepeda Emiliani | La economía de Risaralda después del café: ¿Hacia dónde va? | Agosto, 2011 |
| 154 | Leonardo Bonilla Mejía Luis Armando Galvis | Profesionalización docente y la calidad de la educación en Colombia | Septiembre, 2011 |
| 155 | Adolfo Meisel Roca | El sueño de los radicales y las desigualdades regionales en Colombia: La educación de calidad para todos como política de desarrollo territorial | Septiembre, 2011 |
| 156 | Andrés Sánchez Jabba | Etnia y rendimiento académico en Colombia | Octubre, 2011 |
| 157 | Andrea Otero | Educación para la primera infancia: Situación en el Caribe Colombiano | Noviembre, 2011 |
| 158 | María Aguilera Díaz | La yuca en el Caribe colombiano: De cultivo ancestral a agroindustrial | Enero, 2012 |
| 159 | Andrés Sánchez Jabba | El bilingüismo en los bachilleres colombianos | Enero, 2012 |
| 160 | Karina Acosta Ordoñez | La desnutrición en los primeros años de vida: Un análisis regional para Colombia | Enero, 2012 |
| 161 | Javier Yabrudy Vega | Treinta años de finanzas públicas en San Andrés Islas: De la autosuficiencia a la dependencia fiscal. | Enero, 2012 |
| 162 | Laura Cepeda Emiliani Juan David Barón | Segregación educativa y la brecha salarial por género entre los recién graduados universitarios en Colombia | Febrero, 2012 |
| 163 | Andrea Otero | La infraestructura aeroportuaria del Caribe colombiano | Febrero, 2012 |
| 164 | Luis Armando Galvis | Informalidad laboral en las áreas urbanas de Colombia | Febrero, 2012 |

| | | | |
|-----|---|---|------------------|
| 165 | Gerson Javier Pérez Valbuena | Primera versión de la Política de Seguridad Democrática: ¿Se cumplieron los objetivos? | Marzo, 2012 |
| 166 | Karina Acosta Adolfo Meisel Roca | Diferencias étnicas en Colombia: Una mirada antropométrica | Abril, 2012 |
| 167 | Laura Cepeda Emiliani | ¿Fuga interregional de cerebros? El caso colombiano | Abril, 2012 |
| 168 | Yuri C. Reina Aranza | El cultivo de ñame en el Caribe colombiano | Junio, 2012 |
| 169 | Andrés Sánchez Jabba Ana María Díaz Alejandro Peláez et al. | Evolución geográfica del homicidio en Colombia | Junio, 2012 |
| 170 | Karina Acosta | La obesidad y su concentración según nivel socioeconómico en Colombia | Julio, 2012 |
| 171 | Javier Yabrudy Vega | El aguacate en Colombia: Estudio de caso de los Montes de María, en el Caribe colombiano. | Agosto, 2012 |
| 172 | Andrea Otero | Cali a comienzos del Siglo XXI: ¿Crisis o recuperación? | Agosto, 2012 |
| 173 | Luis Armando Galvis Bladimir Carrillo | Un índice de precios espacial para la vivienda urbana en Colombia: Una aplicación con métodos de emparejamiento. | Septiembre, 2012 |
| 174 | Andrés Sánchez Jabba | La reinención de Medellín. | Octubre, 2012 |
| 175 | Karelys Katina Guzmán | Los subsidios de oferta y el régimen subsidiado de salud en Colombia. | Noviembre, 2012 |
| 176 | Andrés Sánchez Jabba | Manejo ambiental en Seaflower, Reserva de Biosfera en el Archipiélago de San Andrés, Providencia y Santa Catalina. | Noviembre, 2012 |
| 177 | Luis Armando Galvis Adolfo Meisel | Convergencia y trampas espaciales de pobreza en Colombia: Evidencia reciente. | Diciembre, 2012 |
| 178 | Karina Acosta | Cartagena, entre el progreso industrial y el rezago social. | Diciembre, 2012 |
| 179 | Gerson Javier Pérez V. | La Política de Seguridad Democrática 2002-2006: efectos socioeconómicos en las áreas rurales. | Diciembre, 2012 |
| 180 | María Aguilera Díaz | Bucaramanga: capital humano y crecimiento económico. | Enero, 2013 |
| 181 | Andrés Sánchez Jabba | Violencia y narcotráfico en San Andrés | Febrero, 2013 |
| 182 | Luis Armando Galvis | ¿El triunfo de Bogotá?: desempeño reciente de la ciudad capital. | Febrero, 2013 |
| 183 | Laura Cepeda y Adolfo Meisel | ¿Habrán una segunda oportunidad sobre la tierra? Instituciones coloniales y disparidades económicas regionales en Colombia. | Marzo, 2013 |
| 184 | Karelys Guzmán Finol | La industria de lácteos en Valledupar: primera en la región Caribe. | Marzo, 2013 |

| | | | |
|-----|--|--|-----------------|
| 185 | Gerson Javier Pérez Valbuena | Barranquilla: avances recientes en sus indicadores socioeconómicos, y logros en la accesibilidad geográfica a la red pública hospitalaria. | Mayo, 2013 |
| 186 | Luis Armando Galvis | Dinámica de crecimiento económico y demográfico regional en Colombia, 1985-2011 | Mayo, 2013 |
| 187 | Andrea Otero | Diferencias departamentales en las causas de mortalidad en Colombia | Mayo, 2013 |
| 188 | Karelys Guzmán Finol | El río Cesar | Junio, 2013 |
| 189 | Andrés Sánchez | La economía del bajo San Jorge | Julio, 2013 |
| 190 | Andrea Otero | Río Ranchería: Entre la economía, la biodiversidad y la cultura | Julio, 2013 |
| 191 | Andrés Sánchez Jabba | Bilingüismo en Colombia | Agosto, 2013 |
| 192 | Gerson Javier Pérez Valbuena Adolfo Meisel Roca | Ley de Zipf y de Gibrat para Colombia y sus regiones:1835-2005 | Octubre, 2013 |
| 193 | Adolfo Meisel Roca Leonardo Bonilla Mejía Andrés Sánchez Jabba | Geografía económica de la Amazonia colombiana | Octubre, 2013 |
| 194 | Karina Acosta | La economía de las aguas del río Sinú | Octubre, 2013 |
| 195 | María Aguilera Díaz | Montes de María: Una subregión de economía campesina y empresarial | Diciembre, 2013 |
| 196 | Luis Armando Galvis Adolfo Meisel Roca | Aspectos regionales de la movilidad social y la igualdad de oportunidades en Colombia | Enero, 2014 |
| 197 | Andrés Sánchez Jabba | Crisis en la frontera | Enero, 2014 |
| 198 | Jaime Bonet Joaquín Urrego | El Sistema General de Regalías: ¿mejoró, empeoró o quedó igual? | Enero, 2014 |
| 199 | Karina Acosta Julio Romero | Estimación indirecta de la tasa de mortalidad infantil en Colombia, 1964-2008 | Febrero, 2014 |