

Determinantes socioeconómicos de la mortalidad infantil en Colombia, 1993

Socioeconomic Determinants of Infant Mortality in Colombia, 1993

B. PIEDAD URDINOLA^a

DEPARTAMENTO DE ESTADÍSTICA, FACULTAD DE CIENCIAS, UNIVERSIDAD NACIONAL DE COLOMBIA, BOGOTÁ, COLOMBIA

Resumen

Este artículo estima los determinantes socioeconómicos de la mortalidad infantil en Colombia, haciendo uso de los datos censales más recientes y disponibles al público en el país (1993). Para tal fin, se estiman las tasas de mortalidad infantil (TMI) de manera indirecta siguiendo el método Brass-Trussell, dadas las altas tasas de subregistro, que pueden alcanzar el 30%. Estas estimaciones permiten una mejor medición de la TMI por diferentes características socioeconómicas, nunca antes medidas en el país, así como plantear un modelo estadístico que mide paramétricamente los principales determinantes socioeconómicos de la TMI en el país. Los resultados destacan la educación materna, la calidad de la vivienda, el acceso a servicios públicos y a servicios sanitarios como los principales determinantes de la TMI en Colombia.

Palabras clave: análisis multivariado, demografía, modelos lineales, mortalidad infantil.

Abstract

This article considers the socioeconomic determinants of infant mortality in Colombia, by using the most recent and available census to the public data in Colombia (1993). For such aim, the Infant Mortality Rate (IMR) is calculated by indirect estimation techniques following the Brass-Trussell method, given the high rates of sub-registry, which can reach 30%. These estimations allow better measurements of IMR by different socioeconomic characteristics, never measured before in Colombia, as well as to apply a statistical model that parametrically measures the main socioeconomic determinants of the IMR. The results prove maternal education, predominant housing materials, access to public and sanitary services to be the main determinants of IMR in Colombia.

Key words: Demography, Infant mortality, Linear models, Multivariate analysis.

^aProfesora asociada. E-mail: bpurdinolac@unal.edu.co

1. Introducción

La tasa de mortalidad infantil (TMI) es uno de los indicadores demográficos que mejor refleja el contexto socioeconómico de un país. Se define como la razón de defunciones a la edad de 0 a 1 año, frente a los nacimientos del mismo período. Además de ser un indicador efectivo en describir las condiciones de mortalidad, la TMI es muy eficiente en capturar diferentes problemas de bienestar social y de desarrollo socioeconómico de cualquier población, que se asocia a las mejoras en capital físico (por ejemplo infraestructura y hospitales) y humano (como la educación de los padres) que debe hacer una sociedad por mejorar sus condiciones de vida. Este trabajo busca estimar puntualmente los determinantes socioeconómicos de la mortalidad infantil en Colombia, aprovechando la riqueza de la información censal de 1993, con el fin de dar luces en la focalización de esfuerzos si la meta es reducir la TMI, tal como lo considera el cuarto objetivo de desarrollo del milenio de Naciones Unidas.

Este trabajo estima indirectamente la TMI en Colombia utilizando la información del último censo de población disponible, 1993, y aplicando métodos indirectos de estimación demográfica (Brass 1975), dado que las cifras de defunciones del país se encuentran subregistradas y en mayor proporción para los menores de un año (Somoza 1980, Pabón 1993, Flórez & Méndez 1997, Medina & Martínez 1999, PAHO 1999, Urdinola 2004). Además, los trabajos realizados hasta el momento dedicados a la medición y corrección de subregistro de la mortalidad infantil se limitan a generar estimaciones directas o indirectas por zonas, departamentos o ciertas características socioeconómicas de las madres, pero no evalúan todas estas características en conjunto bajo un modelo estadístico.

Luego de esta introducción, la segunda sección hace una revisión al estado del arte con énfasis en el contexto colombiano y latinoamericano. La tercera sección contiene la metodología de la estimación indirecta de la TMI a partir de la información censal de 1993 y el modelo estadístico escogido para hallar los determinantes socioeconómicos. Luego se exponen los resultados obtenidos de estas mediciones y por último las conclusiones y recomendaciones.

2. Antecedentes

A partir de los años 50, Colombia experimenta importantes cambios socioeconómicos que han influido positivamente en el descenso de indicadores demográficos como la fecundidad y la mortalidad general, e incluso la mortalidad infantil. En particular, el aumento en los niveles educativos, sobre todo de las mujeres, la gran migración rural-urbana, los procesos de urbanización y el aumento de la participación laboral femenina son los principales motores de dichos cambios (Bonilla & Rodríguez 1992, Flórez 2000). Sin embargo, los canales de cómo estos cambios han afectado la TMI y el impacto preciso de cada uno de estos factores aún no se ha medido con precisión en el país, trabajo que busca satisfacer este artículo.

Esta tendencia a la baja en la TMI se puede observar en la figura 1. Sin embargo, Colombia aún se encuentra lejos de los niveles alcanzados por países

desarrollados. Alrededor de 2007, según las cifras oficiales de cada país, la TMI de países desarrollados varía entre 2.4 de Islandia, 2.8 Japón y 6.5 de Estados Unidos; mientras que Colombia alcanzó 19 por cada mil nacidos vivos. En particular, para el año de análisis, 1993, en Colombia la TMI oficial fue de 20 por cada mil niños nacidos, mientras que las de países desarrollados se sitúan alrededor de 5 por cada mil niños nacidos vivos.

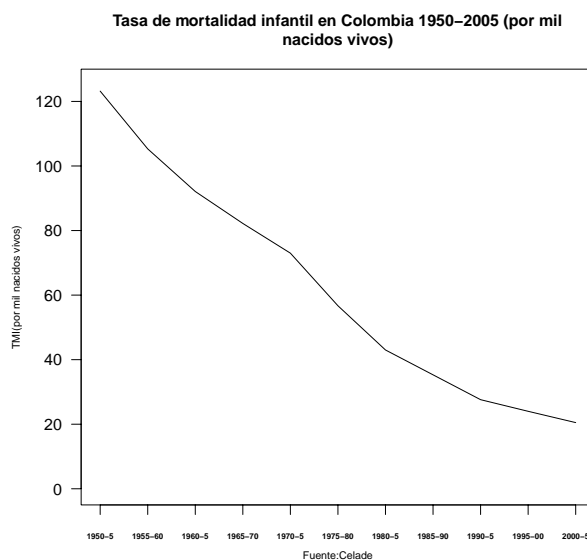


FIGURA 1: Tasa de mortalidad infantil en Colombia (por cada mil nacidos vivos), 1950–2005.

Dentro del contexto latinoamericano, Colombia se sitúa en los países con mortalidad media-baja (CELADE 1995) junto con Panamá, Argentina, Venezuela y Uruguay cuyo promedio es de 26 por mil nacidos vivos y siendo superados sólo por el grupo de países de baja mortalidad (Chile, Costa Rica y Cuba con TMI promedio de 14 por mil nacidos vivos). Dado que este artículo utilizará la información del último censo de población colombiano disponible al público, 1993, a partir de este punto las cifras harán referencia a dicho período con fines comparativos.

En el ámbito teórico, la mortalidad infantil se define como la probabilidad o riesgo de morir en el primer año de vida y se explica por factores endógenos al niño (deterioro biológico y genético) y a los exógenos a él y su familia, como condiciones sociales, económicas y ambientales. Desde el punto de vista analítico, el primer modelo que estudia los determinantes de la salud es el documento seminal de Grossman (1972). Su modelo establece una función de demanda por salud (“buena salud”), donde un individuo hereda un acervo inicial de salud, que se deprecia en el tiempo y que puede ser mejorado haciendo inversiones en salud, para producir finalmente una cantidad total de tiempo saludable que la persona dedica no sólo a sus inversiones en salud (p. ej. deporte), sino también a otras actividades lucrativas como trabajar. Esta idea, claramente, aplica mejor a adultos que a los niños y en

particular en el caso de la mortalidad infantil en el tiempo que invierten las madres al cuidado de sus hijos (Miller & Urdinola 2010).

Siguiendo el espíritu de este documento, Schultz (1984) propone un modelo analítico donde la supervivencia del niño depende de las dotaciones biológicas y de salud del niño y de los insumos en salud escogidos por la familia sujetos a los recursos de la misma. Estos insumos están determinados por la situación económica de la familia y las restricciones de la comunidad como la disponibilidad de servicios médicos, salarios y precios regionales y las condiciones ambientales. En general, sin tener en cuenta los factores biológicos, la mortalidad infantil es explicada por factores socioeconómicos como: las condiciones propias de la ocupación de aquellas personas que sean económicamente activas al interior del hogar y, sobre todo, del jefe del hogar, niveles de educación y en especial el de la madre, nutrición del niño y de la madre, niveles de fecundidad, condiciones y calidad de la vivienda, asistencia médica a la madre gestante y al niño después del nacimiento, niveles de ingreso del hogar, costumbres sociales, hábitos higiénicos y de preparación de alimentos, utilización adecuada de los programas y centros de asistencia de salud pública y privada.

Paralelamente, Mosley & Chen (1984) proponen su modelo de “determinantes próximos” a la mortalidad infantil, que hacen referencia a las variables que afectan directamente la determinación técnica de la salud del niño y a través de ellas todos los determinantes socioeconómicos deben operar. Por ejemplo, la educación no actúa directamente sobre la mortalidad infantil, pero si puede afectar una o más variables próximas o el nivel de ingreso de la familia. Así, a mayores ingresos hay mayor poder adquisitivo, mejor calidad y cantidad de las dietas consumidas por el niño y la madre gestante, mejor calidad de la vivienda, mayor capacidad de compra de bienes para higiene y vestuario y acceso a servicios de salud de buena calidad y mayor tecnología. Estos autores clasifican los determinantes socioeconómicos de acuerdo con las siguientes categorías de variables: variables a nivel individual, variables a nivel del hogar, variables a nivel comunitario y variables del sistema de salud.

Mosley & Chen (1984) definen cinco determinantes próximos: 1) factores maternos como edad de la madre, paridez, intervalo intergenésico, alimentación materna exclusiva, niveles de fecundidad y fertilidad; 2) factores ambientales que se relacionan con la generación de enfermedades infectocontagiosas, y se clasifican en aire, comida, agua, higiene personal y aseo del hogar; 3) deficiencias nutricionales, tanto de la madre como del niño; 4) accidentalidad y 5) control personal de enfermedades que incluye medidas preventivas y curativas en el niño.

Estas teorías se dan al tiempo que los primeros estudios empíricos de medición de “salud” en la infancia. Sobresale el trabajo de Rosenzweig & Schultz (1983) que estimó la función de producción de salud infantil para Estados Unidos entre 1967 y 1969. La salud infantil fue medida como peso al nacer o la duración del período gestacional. Mientras que las variables independientes incluyeron variables citadas como relevantes por la literatura médica¹, información local para los precios de

¹Los autores incluyeron las siguientes variables: atención médica prenatal, número de meses que la madre trabajó durante el embarazo, número de meses antes que la madre realizara su

insumos y bienes, infraestructura en salud, gastos públicos y condiciones del mercado laboral². El principal aporte de este trabajo fue la incorporación en el modelo de salud de los problemas de endogeneidad y autoselección de salud. Sin embargo, los autores reconocen que hay grandes debilidades por la ausencia de mediciones en diferentes variables que pueden generar confusión y poca consistencia en los parámetros, ya que varían de acuerdo con el modelo estadístico escogido.

2.1. Mediciones para el caso colombiano

En Colombia, los primeros estimativos de mortalidad infantil se realizaron hacia finales de los años 60 con registros vitales (defunciones y nacimientos), cuyas estimaciones resultaban deficientes, pues los datos no otorgaban confiabilidad ni eficiencia en la estimación (Zlotnik 1982). La Tabla 1 sintetiza las diferentes estimaciones indirectas llevadas a cabo en el país por los diferentes estudios, que a continuación se describen.

En Rosas & Rueda (1977) realizan la primera estimación indirecta utilizando la información del Censo de 1973. Estos autores aplican el método de Brass (ver siguiente sección) y obtienen el riesgo de morir en los 2 primeros años de vida para el período 1968-69, utilizando una muestra del 4% de los hogares del censo. De esta estimación, obtienen una tasa de 88 por cada mil nacidos vivos para el total nacional, pero que los mismos autores consideran como una subestimación por deficiencias en los datos, en especial para la región Atlántica del país. Al generar las mismas estimaciones por zonas geográficas, nivel de educación de la mujer y ubicación rural-urbana, encuentran que tienen mayor probabilidad TMI quienes viven en zonas rurales y los hijos de las mujeres con menos escolaridad.

Somoza (1980) obtiene la TMI a partir de la Encuesta Mundial de Fertilidad (WFS-World Fertility Survey) de 1976. Este estudio estima dicha probabilidad por diferentes métodos y obtiene TMI decrecientes en el tiempo, con tasas mayores para los niños que para las niñas. Concluye que la muestra de la WFS es lo suficientemente buena como para obtener resultados eficientes y veraces.

Ochoa, Ordoñez & Richardson (1982) estiman la mortalidad infantil usando el módulo de Fecundidad de la Encuesta Nacional de Hogares de 1978 y 1980 y el Censo de 1973. Estiman la TMI indirectamente para los años de 1966, 1971, 1976 y 1981, que corresponden a tasas de 81, 74, 67 y 61 por cada mil nacidos vivos, respectivamente. Al estudiar la agrupación por departamentos y regiones, los resultados son coherentes con los de Rosas & Rueda (1977), así como los resultados sobre la educación materna. Este estudio concluye que las regiones con menor tasa de mortalidad infantil para 1981 fueron Bogotá, las regiones Oriental y Atlántica,

primera visita médica durante el embarazo, número de cigarrillos fumados por la madre durante el embarazo, paridez y edad de la madre al momento del parto.

²Las variables son: residencia metropolitana, raza, nivel educativo de los padres, ingreso del esposo, número de camas por hospital per capital, gastos públicos en salud per capital, número de hospitales y departamentos de salud con servicios de planificación familiar per capital, número de doctores médicos y ginecoobstetras per capital, tasa de desempleo para las mujeres entre 15-59 años, tasa total de desempleo, proporción de empleados en el sector público, gobierno e industria manufacturera, costo de los cigarrillos por paquete (incluyendo impuestos), impuesto a las ventas de los cigarrillos, precio por cuarto de leche, tamaño en población de las áreas metropolitanas.

con 45, 54 y 57 por mil nacidos vivos correspondientemente y la zona con mayor mortalidad fue la del Pacífico, por cada con 89 por mil nacidos.

TABLA 1: Resumen de las estimaciones indirectas de la tasa de mortalidad infantil. Total Colombia y según región, sexo y educación materna.

Autor	Fuente	Tasa de Mortalidad Infantil (por cada mil niños nacidos vivos)	Educación materna	Zona urbana	Sexo= hombres
Rosas & Rueda (1977)	Censo 1973	TMI*(67-68) = 88	–	–	
Ochoa, Ordóñez & Richardson (1982)	ENH 1978 ENH 1980 Censo 1973	TMI (66) = 81 TMI (71) = 74 TMI (76) = 67 TMI (81) = 61	–	–	
Bayona & Pabón (1982)	ENH 1978 ENH 1980 Censo 1973	TMI (50) = 135 TMI (82) = 57	–	–	
CCRP (1997)	Certificados de defunciones del DANE. Información censal de nacimientos y defunciones	TMI (79) = 48.26 TMI (76) = 30.94 TMI (81) = 24.42		–	+
Profamilia (1995) y Profamilia (2000)	ENDS-1986 ENDS-1990 ENDS-1995 ENDS-2000	TMI (72) = 62 TMI (76) = 47 TMI (77) = 48 TMI (82) = 37 TMI (87) = 34 TMI (92) = 28 TMI (90-95) = 27 TMI (95-00) = 21	–	–	+
Flórez & Mendez (1997)	Censo 1993	TMI (89-90) = 41.2 TMI (93) = 39.8			
Medina & Martínez (1999)	Censo 1993	TMI (85) = 44.24 TMI (90) = 32.56 TMI (94) = 34.15			

*La probabilidad de muerte se calcula entre cero y dos años de edad.

“–” representa una relación negativa en la medición de la TMI y la característica especial cuestión. Por ejemplo, a mayor nivel de educación de la madre, los autores encuentran una menor TMI y un “+” significa una relación positiva. ENH-Encuesta Nacional de Hogares.

Bayona & Pabón (1982) observaron una tendencia descendente en la TMI colombiana con grandes caídas al principio de período, que se desaceleraba hacia el final. Los resultados los presentan en rangos que varían desde una estimación máxima con valores de 146 en 1950 a 85 por cada mil en 1982, a una estimación mínima que oscila entre 135 en 1950 y 57 defunciones por cada mil nacidos vivos en 1982.

Un estudio con un enfoque diferente es el desarrollado por el Centro Corporación Regional de la Población-CCRP (1997), que evidencia las deficiencias del sistema de estadísticas vitales con el que cuenta el país. A partir de 1979, el DANE

comienza a hacer grandes esfuerzos en la recolección de las estadísticas de mortalidad apoyado por la UNICEF; sin embargo, seguía siendo la Registraduría la entidad encargada de mantener las cifras de nacimientos, lo que genera grandes inconsistencias en la medición directa de la mortalidad infantil, pues se corrige el numerador (defunciones), mas no el denominador (los nacimientos). Con fines ilustrativos, este estudio utiliza la información de los certificados de defunciones del DANE³ y la información censal para corregir los nacimientos y estructura de edad, para medir directa e indirectamente la TMI. Obtienen así tasas para 1979, 1985 y 1990 de 48.26, 30.94 y 24.42 por cada mil nacidos vivos, respectivamente. Sin embargo, los resultados obtenidos para 1985 y 1990 parecen demasiado bajos frente a la tendencia y a los niveles observados hasta ese momento. Este trabajo diferencia las estimaciones de mortalidad infantil por región, departamento, zona y sexo y estima las principales enfermedades que causan la mortalidad infantil; desde este enfoque encontró los resultados teóricamente esperados. La TMI femenina siempre estuvo por debajo de la masculina en todos los departamentos y la tasa rural siempre fue mayor a la urbana. De igual manera, para los tres años estudiados, el departamento con menor TMI fue San Andrés, seguido de Bogotá, y los de mayores tasas fueron los antiguos territorios nacionales.

Profamilia ha utilizado la información de las Encuestas Nacionales de Demografía y Salud⁴, que se llevan a cabo en el país y siguen la metodología propuesta por DHS-Macro internacional para la estimación indirecta de la TMI. Estas metodologías se han generado para poder tener una estimación comparable para los 75 países que han aplicado estas encuestas, que si bien permiten hacer comparaciones internacionales, pueden no ser las más convenientes para el país. La tabla 1 muestra una subestimación para los últimos años, cuando se comparan con los resultados de otras metodologías. Sin embargo, las estimaciones por género, zona y educación de la madre coinciden con los resultados de los demás estudios; es decir, mayores tasas para los infantes hombres, los hijos de madres menos educadas y los nacidos en zonas rurales.

Flórez & Méndez (1997) hacen una recopilación de las estimaciones hechas entre 1970 y 1992 de diferentes fuentes, y generan su propia estimación de la TMI para 1989-90 y 93 teniendo como fuente el censo de 1993. Los resultados muestran que la TMI llegó a 41.2 en 1989-90, mientras que en 1993 alcanza a 39.8 por cada mil niños nacidos vivos.

Finalmente, Medina & Martínez (1999) se concentran en evaluar la calidad de las cifras de defunciones infantiles (de 0 a 1 año) en el país, generando estimaciones indirectas usando el método Brass-Trussell. Además de la estimación de la TMI en 1985, 1990 y 1994 correspondientes a 44.24, 32.56 y 34.15, encuentran las mismas conclusiones de los estudios previos. La TMI es mayor para hombres que para mujeres, para los nacidos en zonas rurales y el departamento con mayor TMI es Chocó, mientras que las tasas más bajas se presentan en Bogotá y Valle del Cauca.

³Registros de defunciones en archivos especiales para los años: 79, 85, 89, 90, 91.

⁴Hasta el momento se han realizado cinco encuestas: 1986, 1990, 1995, 2000 y 2005. Se presentan los resultados hasta 2000, que incluyen las estimaciones para el período de referencia.

De estos dos últimos sobresalen tres resultados. Primero, la mejor fuente para la generación de estimaciones indirectas de la TMI es el censo de 1993, por cubrir el total de la población y por la consistencia que presenta en diferentes estimaciones. Segundo, paradójicamente, la calidad de los certificados de defunción hechos por el DANE parece decaer con el tiempo, hasta las fechas evaluadas por estos trabajos (1997). En particular por los cambios en la captura de las defunciones y nacimientos en el país (PAHO 1999, Urdinola 2004). Tercero, a pesar de las fallas intrínsecas de las cifras de mortalidad, la información de defunciones es de una calidad aceptable para las zonas urbanas y genera razones de sexo de credibilidad, es decir, dentro de los rangos demográficos observados en países con buenos registros vitales.

En general, esta revisión de literatura muestra un consenso entre los estudiosos de que siempre es preferible obtener medidas indirectas de la mortalidad que corrigen los graves problemas de subregistro que existen en el país. Asimismo, se puede esperar siempre encontrar mayores TMI para hombres que para mujeres, para los nacidos en zonas rurales y para los hijos de mujeres con menores niveles de educación; mayores tasas de mortalidad infantil en los llamados antiguos territorios nacionales y en el Chocó y menores en Bogotá. Finalmente, la fuente más confiable para generar estas estimaciones indirectas de mortalidad infantil resultan ser los censos nacionales, utilizando el total y no una muestra del mismo, que incluyen las preguntas necesarias para hacer esta estimación indirecta para el total de la población y dentro de los censos, el de 1993 presenta la mayor consistencia. Teniendo esto en cuenta, el presente trabajo generará las estimaciones indirectas a partir del censo de 1993.

2.2. Determinantes socioeconómicos de la mortalidad infantil en Colombia

Como ya se mencionó, no existe un estudio sistemático de los determinantes de la mortalidad infantil en Colombia. Las mejores aproximaciones fueron hechas por los estudios anteriormente descritos que, si bien no siguen un modelo estadístico para su medición, dan algunas luces.

Ochoa et al. (1982) muestran que la variable con mayores diferenciales en la mortalidad infantil es la educación de la madre y el grado de urbanización, seguido de los niveles de ingreso. De hecho, la TMI estimada varía entre 58.3 y 64.8 por cada mil entre los hogares de mayores y menores ingresos. Somoza (1980) muestra que la TMI se incrementa con la edad de la madre al momento de la encuesta, en parte porque existe la tendencia de las madres a omitir el número de hijos nacidos vivos, con un patrón de tasas relativamente alta para mujeres menores de 20 años, baja para aquellas entre 25 y 35 años y con tendencia a subir para mujeres mayores. Adicionalmente, que los hijos de mujeres con mayor educación dentro de una misma cohorte tienen mayor probabilidad de sobrevivir.

García (1986) estudia los diferenciales de la TMI por niveles de ingresos para el caso de Medellín durante la década del 70. Con la información de Censo de 1973

y la ENH de 1981 observó que el censo subestima la TMI⁵ y que la calidad de la información para una población tan pequeña, comparada al total nacional, genera una menor calidad de la TMI. A pesar de esto, encuentra grandes diferenciales entre clases sociales, para ambos años, y que a mayor fecundidad de la madre mayor es el riesgo de muerte en los infantes. Sin embargo, este último hallazgo se hace endógeno, pues coincide con que son las mujeres de más bajo nivel social quienes tienen mayor número de hijos.

Flórez & Hogan (1990) estudian las zonas rurales del área cundiboyacense conectando las características demográficas y sociales y el estatus de la mujer con la mortalidad infantil en la zona. Los datos son tomados de un estudio longitudinal rural que cubre a los hogares cubiertos por el plan de Desarrollo Rural Integrado entre octubre y noviembre de 1986. Para la estimación dividen a la población de mujeres en 2 cohortes: 25-31 y 40-49 años. Este estudio calculó a través de un modelo logit de máxima verosimilitud con variable dependiente la TMI, y muestra un efecto negativo entre la TMI y el trabajo remunerado de las madres en trabajos agrícolas o del hogar y un efecto negativo pero muy pequeño de la lactancia al recién nacido y la educación secundaria. No se encontró alguna diferencia estadísticamente significativa en las probabilidades de supervivencia entre los hijos de mujeres con educación primaria y sin ninguna educación⁶.

En síntesis, estos trabajos dan singular importancia al nivel de educación de la mujer y la zona, siendo menos estudiadas otras características sociales como los niveles de ingresos y la ocupación de los padres. Básicamente, falta ahondar en los determinantes socioeconómicos de la mortalidad infantil a nivel nacional, de acuerdo con las características de la familia y la vivienda.

2.3. Mediciones en el resto de Latinoamérica

Brass & Macrae (1985) estiman indirectamente la TMI siguiendo el método del “Hijo Previo” en Bolivia, Honduras, Argentina y República Dominicana. Esta práctica de medición indirecta consiste en preguntar a las mujeres que asisten a consulta durante el embarazo si su hijo anterior aún vive. Entonces, en una población con un intervalo intergenésico (diferencia de edad entre hijos consecutivos) medio cercano a los 30 meses, la división del número de madres con hijo previo fallecido por el número de madres con hijo previo vivo, proporcionaría una estimación de la probabilidad de morir entre el nacimiento y una edad x , que los autores recomiendan sea de 2 años. Sin embargo, también encontró que la población entrevistada tenía educación y edad menor al promedio de la población total, a excepción de un caso boliviano, que contaba con una sobrerrepresentación de mujeres universitarias, quizás porque ellas son las que tienen mayor información y acceso a los servicios médicos hospitalarios. Esto llevaba a unos sesgos en la estimación indirecta, que implicaban tasas de mortalidad infantil muchísimo más altas que las de estadísticas vitales en los casos de sobrerrepresentación de mujeres más

⁵Pues el censo no contabiliza las comunas 8 y 9 como urbanas y así se tuvo que hacer la estimación.

⁶Cabe anotar que a diferencia de los demás trabajos, el nivel de educación que aquí se toma es en el momento del nacimiento del niño y no en el momento en que se realiza la encuesta.

jóvenes y en el caso boliviano sucedió lo contrario. La TMI estimada era inferior a la reportada por las estadísticas vitales, por tener el sesgo de mujeres altamente educadas, quienes son las principales usuarias del sistema de hospitales.

Taucher (1988) investiga la relación entre fecundidad y mortalidad infantil para cinco países en largos períodos que culminan en los años 70: Costa Rica 1955-75, Chile 1972-78, México 1955-75, Paraguay 1958-78 y Perú 1956-76. Este estudio encuentra que el aumento en la mortalidad infantil tiene una relación ambigua en el número de hijos por mujer, mientras que la fecundidad tiene una relación negativa con la supervivencia infantil. Para todos los países se estimaron los diferenciales de mortalidad infantil por paridad (orden de nacimiento), edad y nivel de instrucción de la madre y en los países que los datos lo permitían se incluyó la longitud del intervalo intergenésico previo. Se observó, para todos los países, que la mortalidad infantil aumenta con la paridad, a excepción de México donde el primer hijo resultó más propenso a morir frente al resto, y que los hijos de madres muy jóvenes o de mayores edades tienen mayor probabilidad de morir antes del primer año. Cuando se incluyó el intervalo intergenésico, éste fue el principal determinante de la mortalidad con una relación negativa. En cuanto a la educación de la madre, se encontró que los países con mayor fecundidad son los mismos con menores niveles de educación femenina: Perú y México. A su vez, se comprobó que los diferenciales en educación son más notorios en países de baja mortalidad que en los de alta.

Naciones Unidas aplica en Costa Rica, Honduras y Paraguay el modelo de regresión planteado por Guzmán (1990), que mide la influencia de ciertos factores sociales sobre la mortalidad infantil. En cada país la selección de estos factores depende de la información disponible⁷. En general, concluye que la mortalidad es menor en los hijos de padres en grupos ocupacionales de mayor rango y en ocupaciones manufactureras, para los hijos de asalariados, seguramente porque tienen completo acceso a la seguridad social. Asimismo, la mortalidad es menor para los residentes urbanos frente a los rurales y una vez más el determinante más importante es la educación de la madre. Sin embargo, a mayor participación materna en el mercado laboral menor es la salud del niño y la educación paterna no resultó significativa al controlar por otras variables en el análisis. Finalmente, que la vivienda no sea moderna, las condiciones sanitarias deficientes y la falta de electricidad aumentan la probabilidad de muerte en los infantes.

Por último, Castañeda (1994) usa datos agregados en una serie de tiempo entre 1975 y 1982 para Chile y encontró que el menor número de hijos, el aumento del consumo de leche en madres gestantes, el incremento en las consultas médicas y la mayor cobertura urbana de alcantarillado público reducen la TMI. Mientras que a mayor leche consumida por los menores, mayor es la mortalidad infantil, resultado que quizás se explica por sesgos de simultaneidad.

En resumen, la experiencia latinoamericana muestra que la TMI está negativamente relacionada con la educación materna e ingresos del padre y positivamente

⁷En Costa Rica se tomó el grupo socioocupacional del padre: agrario y no agrario; educación materna y paterna; lugar de residencia; en Honduras: las mismas que para Costa Rica y adiciónó servicio de agua y servicio sanitario; y en Paraguay: fue igual a Honduras sin lugar de residencia y adiciónó sistema de eliminación de basuras y calidad de la vivienda.

con los niveles de fecundidad e inexistencia de los servicios de salud y públicos. Hay que tener en cuenta que dentro de estos estudios de determinantes socioeconómicos no se encuentra ningún país con la estructura demográfica de mortalidad infantil semejante a la colombiana (grupo de países con TMI media-baja), por lo que este trabajo, en este sentido, constituye también una innovación para los países de la región.

3. Estimaciones indirectas de mortalidad y modelo estadístico

3.1. Mediciones indirecta de la TMI

La falta de estadísticas vitales confiables, sobre todo en los países en desarrollo, incitaron a demógrafos como William Brass a la creación de técnicas indirectas de medición de la mortalidad. La recolección de las Encuestas Mundiales de Fecundidad, desde los años 70, y la inclusión de las preguntas necesarias para su medición en censos de población han hecho posible estas mediciones en la mayoría de los países con falencias en sus registros vitales.

Este artículo aplica el método desarrollado por Brass (1964)⁸, modificado posteriormente por Trusell (1975), especificando el modelo oeste de las tablas de Coale & Demeny (1966), dado que es el que mejor explica el comportamiento y la tendencia de los patrones de mortalidad en Colombia, describiendo el patrón más general de mortalidad.

El método de Brass mide la proporción de niños muertos clasificados por cohortes de edad de las mujeres con al menos un nacimiento vivo y éstas son ponderadas por el número de hijos nacidos tenidos vivos. De allí se estima D_i , que es la proporción de niños muertos con respecto a los vivos en grupos de edad de las mujeres en edad fértil ($i : 1 = 15 - 19, 2 = 20 - 24, \dots$). Brass convirtió los valores de D_i en estimaciones de la probabilidad de morir entre el nacimiento y la edad x , en nuestro caso igual a 1, denotado por $q(x)$ y lo expresa de la forma específica:

$$q(x) = k_i D_i \quad (1)$$

donde k_i ajusta los factores de no-mortalidad, determinando el valor de D_i . Brass (1975) encontró que la proporción de niños muertos, D_i , y la medida de mortalidad en tablas de vida, $q(x)$, está principalmente influenciado por los patrones etarios de la fecundidad. Este determina la distribución de los niños en un grupo de mujeres de acuerdo con la exposición del riesgo de morir. Entonces, desarrolló un grupo de multiplicadores que convierte los valores observados de D_i en estimaciones de $q(x)$, con multiplicadores que son seleccionados según la razón del número promedio de niños nacidos reportados por las mujeres de los dos primeros grupos de edad, $P1/P2$,⁹ que es un buen indicador de las condiciones de fecundidad en

⁸Explicado en: Naciones Unidas. Manual X: Indirect techniques for demographic estimation. 1983.

⁹P1 = mujeres de edades 15-19 y P2 = mujeres de edades 20-24.

los años más jóvenes. Finalmente Brass estimó k_i usando un polinomio de tercer grado de forma fija, pero con asignación de la edad variable. Y para representar la fecundidad obtuvo un sistema Logit generado por el estándar general de mortalidad y así obtuvo el elemento de mortalidad y una tasa de crecimiento del 2% por año, con una distribución estable de las mujeres.

El supuesto esencial de este método es que el riesgo de muerte de un niño es una función que depende sólo de la edad del niño y no influyen otros factores como la edad materna o el orden de nacimiento del niño. Sin embargo, en la práctica se observa que los hijos de mujeres menores de 20 años y mayores de 35 años son más propensos a morir. Es por esto que para evitar sobre estimaciones en la TMI el rango de edad recomendado, y utilizado en este artículo, es el de mujeres de 20 a 34 años, así como para cada uno de los grupos quinquenales dentro de este rango.

Desde que Brass publicó su trabajo han surgido diferentes variantes a su método de estimación. La que se estimará en este artículo es la propuesta por Trusell (1975) que calcula los multiplicadores, k_i , diferentes al método original de Brass. En lugar de estimar un Logit, se obtienen de una regresión lineal por mínimos cuadrados ordinarios para articular la ecuación (1) a los datos generados de las tablas de vida de Coale & Demeny (1966) y al comportamiento de la fecundidad observada desarrollado por Coale & Demeny (1966) y Trusell (1975). El supuesto principal en esta estimación es que la mortalidad infantil y la fecundidad permanecen constantes en el pasado reciente. Este supuesto concuerda con la realidad demográfica colombiana y no afecta el análisis a realizar pues se está estimando la TMI para un año específico. Los estimativos de mortalidad indirecta se realizaron con el software especializado en fecundidad y mortalidad infantil "AFEMO 2" y el modelo de regresión se corrió en SAS.

3.2. Modelo estadístico

El modelo a utilizar expresa un indicador de mortalidad infantil como una función lineal del conjunto de variables socioeconómicas escogidas, representativas de la población a estudiar de acuerdo con la información obtenida del censo, que sigue la ecuación:

$$MI = C + \sum_{k=1}^K \sum_{j=1}^{J_{k-1}} b_{jk} X_{jk} + \varepsilon \quad (2)$$

donde:

MI : Indicador de mortalidad.

C : Constante de regresión.

b_{jk} : Coeficiente de la regresión de categoría j de la variable k .

X_{jk} : Variable independiente que representa la categoría j de la variable k .

J_k : Número total de categorías de la variable k .

K : Número total de variables.

ε : Término del error.

MI es una variable continua con media aproximada de 1, mientras que todas las variables independientes son categóricas y el modelo se estima por el método de

Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO). En este modelo, cada mujer está ponderada por el número de niños que haya tenido, por tanto es el niño y no la mujer la unidad del análisis. La variable dependiente representa la mortalidad de los hijos de cada mujer con relación al nivel nacional de mortalidad, estandarizado por la duración de exposición al riesgo de muerte, lo que es el principio de estimación del método de Brass, expuesto anteriormente, y que dentro del modelo explica el exceso relativo de riesgo de muerte en el primer año de vida de los hijos de una mujer particular con respecto a la probabilidad esperada para las madres de su misma edad en la población total. Su análisis es sencillo, por ejemplo, si la única variable explicativa fuera la ocupación materna, entonces sería el riesgo de muerte de los hijos de mujeres a cada subgrupo ocupacional con respecto al total nacional.

Se tomarán los grupos quinquenales de las mujeres: $i : 1 = 20 - 24$, $2 = 25 - 29$ y $3 = 30 - 34$; pues existe evidencia que al tomar los grupos más jóvenes de la población se asegura que la estimación de la mortalidad pertenece a períodos muy cercanos al momento del censo y además minimiza los errores que frecuentemente se cometen por incluir las mujeres de mayor edad, que tienden a ocultar o distorsionar la información de fecundidad. De igual manera, lo más recomendable es excluir las mujeres menores de 20 años por la tendencia marcada de mayor TMI.

Para cada grupo i , el indicador de mortalidad se puede expresar como:

$$MI_i(a) = \frac{PD_i^o(a)}{PD^e(a)} \quad (3)$$

donde:

- $PD_i^o(a)$: Es el número de hijos fallecidos por el total de hijos nacidos vivos.
- $PD^e(a)$: Es la proporción esperada de hijos fallecidos para una mujer de edad a si tiene el riesgo de morir promedio del país.

Para todas las mujeres, MI tiene un promedio cercano a 1, si toma un valor por encima de la unidad, entonces la cantidad de niños que murieron fue mayor a la esperada y si es inferior a 1 ocurre lo contrario.

Entonces, la proporción esperada de niños muertos se obtiene aplicando el método inverso de Brass que estima la probabilidad de morir de las proporciones promedio:

$$PD^e(a) = \frac{q_s(x)}{k_i} \quad (4)$$

donde:

- $q_s(x)$: Es la probabilidad estándar de morir desde que nace hasta la edad x , estimado con la ecuación (1).
- k_i : Es el factor multiplicador que convierte el porcentaje de niños fallecidos en la probabilidad de muerte tomado del método de Brass (1975) con la modificación de Trusell (1975).

4. Resultados

El análisis se basa en la totalidad de los hogares registrados en el Censo Nacional de Población de Colombia en 1993¹⁰. El censo por definición cubre el 100 % de la población colombiana y la calidad del censo ha sido considerada como buena por diferentes especialistas por reducir errores y problemas en la medición (Brass 1996). Sin embargo, la experiencia ha demostrado la omisión de información sobre nacimientos y defunciones de niños, para las mujeres de mayor edad y una tendencia de mayor TMI en las madres adolescentes por razones biológicas, más que sociales, razón por la que se ha excluido estos grupos extremos de edad.

Las variables explicativas son dicotómicas, construidas para representar las diferentes categorías j de todas las k -variables. Cada variable k es expresada por un conjunto de $J - 1$ variables dicotómicas que supone el valor de 1 si la mujer pertenece a la categoría y 0 si no. Las categorías con el menor nivel esperado de mortalidad infantil son las seleccionadas como categorías de referencia. Si la variable tiene un signo positivo, quiere decir que el riesgo de muerte en el niño se incrementa con respecto a la categoría de referencia y lo contrario sucederá si el signo es negativo.

Las variables incluidas para este artículo se pueden clasificar en 1) Variables de la vivienda: que incluyen la tenencia de sanitario, servicio de recolección de basuras, electricidad, acueducto, tipo de vivienda (igual a 1 si es casa o apartamento), material predominante de las paredes (con 4 variables dicotómicas: 1 si es tapia o bahareque, 2 si es madera burda o guadua caña, 3 si es zinc, tela, cartón o no tiene paredes, y la categoría de referencia que es si es bloque o ladrillo), material predominante de los pisos (igual a 1 si es de cemento y 0 para tierra o arena, madera burda u otro), distribución no hacinada (se define como número normal de cuartos el equivalente a la mitad del número de personas que habitan la vivienda más uno). 2) Variables individuales: nativo, nivel de educación materna (4 variables dicotómicas: 1 si no tiene ningún grado de educación o de preescolar, 2 si cursó primaria, 3 si alcanzó secundaria y la categoría de referencia que es si realizó estudios universitarios y de postgrado), nivel de educación paterna (se clasificó de manera idéntica que para la madre y además se incluyó una categoría adicional en la que se incorporan hogares sin información del padre), ocupación paterna (5 variables dummies: trabajador asalariado, trabajador independiente, no trabaja, sin compañero y finalmente la categoría de referencia trabajador familiar). 3) Variables geográficas: zona urbana, región geográfica (6 variables dicotómicas: 1 si es de la región Atlántica, 2 si pertenece a la región Oriental, 3 si vive en la región Central, 4 si es de la Pacífica, 5 si habita en Territorios Nacionales, y 6 la categoría de referencia si vive en Bogotá o en el Valle).

¹⁰Se utiliza la información del formulario de viviendas y hogares exclusivamente (formulario 1) por ser el que contiene las principales características socioeconómicas del hogar y la vivienda, así como las preguntas de fecundidad y mortalidad necesarias para el cálculo de la TMI indirecta.

4.1. Estimaciones de la tasa de mortalidad infantil y sus diferenciales

Los resultados fueron los teóricamente esperados y para todos los casos resultan coherentes con los estimativos recientes realizados por otros autores y además consistentes con la estructura de mortalidad infantil colombiana. La tasa nacional se estimó en 42.2 por cada mil niños nacidos vivos. El departamento con menor TMI es Atlántico, con 25.9, y el de mayor, Chocó con 79.1, con una tasa muy elevada frente a los demás departamentos del país si se considera que la tasa anterior es la de Caquetá de 60.3 por cada mil niños nacidos vivos. Además, la TMI para la mayoría de los departamentos (13) se concentra entre 40 y 50 por mil niños nacidos vivos.

La mayor TMI femenina a nivel nacional (ver Apéndice) fue la de Chocó: 71.1 y la menor la de Atlántico con 24.6. Mientras que las masculinas oscilaron entre 86.9 de Chocó y 25.9 de Atlántico. La TMI femenina siempre se encontró por debajo de la masculina, menos para San Andrés, donde fueron de 54.4 para las niñas y 46.5 por mil niños nacidos vivos, lo que puede deberse a la composición poblacional de alta inmigración en la isla o a fallas en los reportes de mortalidad de las madres.

Así mismo, a nivel rural las tasas femeninas estuvieron entre 72.3 de Chocó y 30.1 de Atlántico, y las masculinas entre 107.4 de Putumayo y 32.2 de Atlántico. A nivel urbano, las mayores tasas fueron las de Chocó: 69.5 en la femenina y 82.9 en la masculina; mientras que las menores fueron para Atlántico: 24.4 femenina y 26.5 masculina. Pero para las zonas urbanas las excepciones fueron San Andrés, y Casanare, con 41.4 para la TMI femenina, frente a 38 por mil niños nacidos vivos en la masculina y tasas casi iguales para los departamentos de Córdoba, Cundinamarca y Sucre, condiciones que se explican mejor por la proporción de niños nacidos vivos y sobrevivientes entre sexos, en lugar que por alguna condición social especial en estos departamentos.

Para el caso rural, se encontró que la mayor tasa fue la de Putumayo con 107.4, precedida por Chocó 81.1, y Caquetá 70.1. Los demás departamentos se encuentran entre el 61.8 de Nariño y el 32.2 de Atlántico; mientras que para el caso urbano, la mayor tasa se encuentra en 76.3 del Chocó muy lejos de los demás departamentos ubicados entre el 25.4 de Atlántico y 57.7 de Vichada. De todas formas, para todos los departamentos se encontró que la TMI rural es mayor; fue la urbana menos para Córdoba, donde la rural es de 40.8 y la urbana de 45.3 por cada mil niños nacidos vivos, y Quindío, donde la rural es de 38.2 y la urbana de 43.6 por cada mil niños nacidos vivos, y en Caldas casi se igualan las tasas en 39 por mil. Vale resaltar dos casos donde la TMI rural está muy por encima a la urbana, estos son Putumayo con una donde es más que el doble: 107.4 y 48 por cada mil niños nacidos vivos, respectivamente, y Caquetá, donde la rural es de 70.1, mientras que la urbana es de 46.7; poniendo en claro los problemas de la población rural colombiana; sobre todo para estos dos departamentos, pues es bien sabido que las áreas rurales cuentan con menor distribución y calidad de los servicios públicos básicos, así como los de salud, menores ingresos familiares y bajos niveles de educación, todos ellos factores determinantes en la supervivencia infantil. Asimismo, un departamento con graves dificultades, frente a los demás departamentos, es el Chocó. Pues no importa cuál

sea la medición de la TMI (rural, urbano, femenina, masculina o ambos sexos), siempre tiene una de las tasas más elevadas, lo que demuestra las bajas condiciones de este departamento en términos de desarrollo.

Ahora, al comparar las tasas femeninas urbanas y rurales se halló que la TMI rural siempre estuvo por debajo de la urbana menos en los casos de Arauca (36.1 frente a 48.3 por mil niños nacidos vivos, respectivamente); Caldas (37.8 y 33.9 correspondientemente) y Córdoba (38.9 y 45 por mil). Un caso excepcional vuelve a ser Putumayo, con una tasa rural de 198, mientras que la urbana sólo fue de 45. De igual forma, en el caso de las TMI masculinas la rural fue siempre inferior menos para Arauca, Córdoba, Quindío y San Andrés, y unas diferencias considerables (por encima de 14 puntos) para los departamentos de Caquetá, Casanare, Norte de Santander y, obviamente, Putumayo.

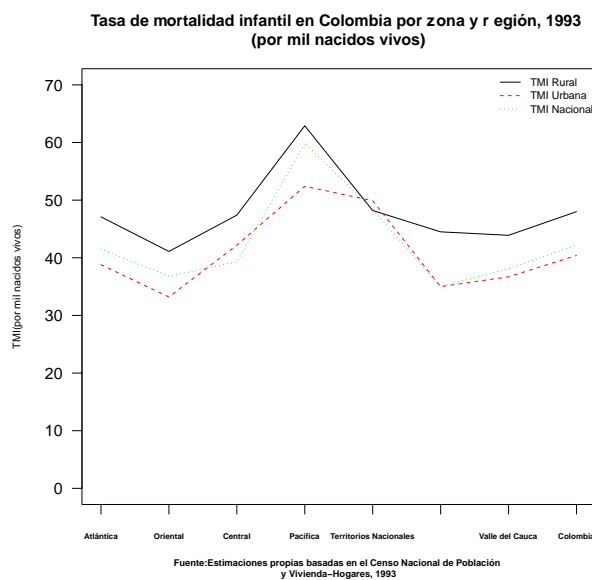


FIGURA 2: TMI por región geográfica y zona de residencia, 1993.

- 1=Región Atlántica = Atlántico, Bolívar, Cesar, Córdoba, Guajira, Magdalena, San Andrés y Sucre.
- 2=Región Oriental = Boyacá, Cundimarca, Norte Santander, Santander y Meta.
- 3=Región Central = Antioquia, Caldas, Caquetá, Huila, Quindío, Risaralda y Tolima.
- 4=Región Pacífica = Cauca, Chocó y Nariño.
- 5=Territorios Nacionales = Amazonas, Arauca, Casanare, Guaviare, Putumayo y Vichada.

Al agrupar los departamentos por regiones geográficas (figura 1), se encontró que la región con mayor TMI fue, como se esperaba la región Pacífica, 59.9 por cada mil y la de menor fue el Distrito Capital con 35 por mil niños nacidos vivos, seguida por la región Oriental y el Valle del Cauca: 36.8 y 38.1, respectivamente. Si miramos por zona, vemos que la mayor TMI rural y urbana fue la región Pacífica: 62.9 y 52.4, respectivamente, y que las menores fueron las de la región oriental: 41.1 en el área rural y 33.2 en la urbana. Esto nos lleva a concluir la zona del

pacífico, los antiguos territorios nacionales y, sobre todo, las áreas rurales son las que necesitan con premura, mejorar las condiciones socioeconómicas de sus habitantes y encontrar soluciones prontas al problema en estudio.

Al realizar estimaciones de mortalidad infantil de acuerdo con características socioeconómicas del hogar (figura 3), se encontró para todos los rangos de edad y para el total nacional que los niveles más altos se presentan en los hogares donde la mujer no tiene compañero y donde no tuvo ningún grado de educación.

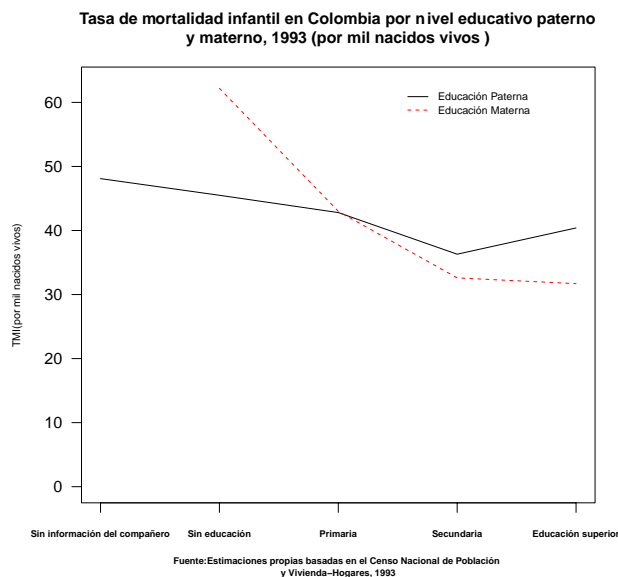


FIGURA 3: TMI por educación de la madre y del padre, 1993.

Las mediciones por otras características del hogar, que no han sido medidas en Colombia, muestran que para el total nacional todos los grupos de edad, las TMI más altas corresponden a las de hogares de mujeres sin compañero, sin ninguna educación y sin un adecuado servicio de sanitario (48.1, 62.2, y 48 por cada mil niños nacidos vivos, respectivamente). Además, siempre se encontró que a medida que se avanza en la educación materna, se reduce el riesgo de muerte del niño. En contraste, las mediciones de la TMI por educación paterna, muestra una menor TMI para padres con bachillerato, seguida por estudios superiores, primaria, sin educación y sin compañero. En este orden de ideas, la educación paterna puede ser una característica importante sobre la mortalidad infantil, pero que no se refleja directamente, sino a través de otros canales como la ocupación y, por consiguiente, los ingresos percibidos por el compañero o incluso la educación materna.

4.2. Resultados del modelo de regresión: determinantes socioeconómico de la mortalidad infantil en Colombia

Esta sección muestra los resultados del modelo de regresión¹¹. Los resultados son muy similares para los tres grupos de edad y en el agregado, razón por la que sólo se presentan los resultados de mujeres entre 25 y 29 años (ver tablas en Apéndice para los demás grupos de edad). Como se muestra en la tabla 2, la variable más importante y significativa resultó ser, tal como se esperaba, la educación materna. Siempre el mayor coeficiente fue el de las mujeres sin ningún grado de educación con respecto a aquellas mujeres que alcanzan niveles universitarios o mayores 0.6915; seguidos de los coeficientes de educación primaria de 0.2489 y, por último, aquellas que alcanzan niveles de secundaria 0.3285. Esto quiere decir que a medida que se incrementa el grado de educación, el riesgo de morir disminuye, independientemente del rango de edad al que pertenezca la mujer; y el hecho de que en el agregado no sea significativo que la mujer alcance niveles de secundaria, implica que el mayor efecto de la educación se da entre las mujeres que no alcanzan ningún nivel de educación. Lo anterior, combinado con las estimaciones de TMI de acuerdo con la educación materna, confirma el hecho de que esta característica es la pieza clave dentro de los determinantes socioeconómicos de la mortalidad infantil.

En cuanto a la educación paterna, a pesar de que no pudo incluirse en la regresión final por generar problemas de multicolinealidad con la ocupación paterna, en los ejercicios de regresión previos al modelo definitivo se encontró que los coeficientes son siempre inferiores a los de educación materna, pero significativamente diferentes a cero. Es posible, entonces, que los efectos culturales e ideológicos estén bien representados en la educación materna, mientras que los de ingresos se relacionan con la educación paterna y los canales a través de los que se refleja no son directos.

Con respecto a la ocupación paterna, si el compañero es trabajador independiente, se incrementa riesgo de muerte relativo en 0.0496 y que no exista un compañero, lo hace en 0.0409. Aunque teóricamente esta variable se asocia a mayores ingresos en el hogar, este hecho no se puede asegurar con los datos a la mano. Bien puede ser que los trabajadores independientes y familiares sean predominantemente las personas que se dedican a labores propias de la economía informal, y por tanto, no perciban mayores ingresos o tengan acceso a los servicios de seguridad social.

Los resultados sobre la ocupación paterna pueden explicarse por dos posibles factores. Primero, las limitaciones existentes de información sobre ingresos como tal, éstos no están perfectamente representadas en grupos homogéneos y no se reflejan directamente a través de las categorías ocupacionales del padre. Segundo, manejar información de corte transversal no permite tener las características precisas del hogar en el momento en que el niño tenía un año de vida o menos, sino la información en el momento del censo.

¹¹El método seguido para la estimación fue el de introducción o enter, en el que todas las variables del bloque se añaden como un grupo a la ecuación. Es decir, en un bloque subsiguiente se añadirán las variables para dicho bloque como un grupo al modelo final del bloque precedente.

TABLA 2: Coeficientes de regresión para las variables estudiadas, de acuerdo con la edad de la madre, 1993.

Variable	Mujeres entre 20 y 24 años	Mujeres entre 25 y 29 años	Mujeres entre 30 y 34 años	Total
1. VARIABLES DEL HOGAR				
Con servicio sanitario	-.107869*	-.139561*	-.168418*	-.141009*
Con Recolección de basuras	-.090218*	-.122449*	-.115794*	-.110780*
Con servicio de electricidad	-.082027*	-.069795*	-.097012*	-.082253*
Con servicio de acueducto	-.085137*	-.011809	-.028712*	-.035421*
Casa o apartamento	-.107037*	-.042265	-.067984*	-.060184*
Pisos en cemento	.031282*	.034186*	.062809*	.040897*
Material de las paredes (a)				
Tapia o bahareque	-.005738	.038918*	.028091*	.022107*
Madera burda o guadua cana	.194136*	.236716*	.247366*	.230479*
Zinc, tela, cartón o sin paredes	.156556*	.302824*	.160865*	.216974*
Sin hacinamiento	-.038793*	-.064079*	-.060508*	-.055262*
2. VARIABLES INDIVIDUALES				
No inmigrantes	-.033369*	-.053519*	-.045277*	-.045721*
Nivel de educación materna (b)				
Sin educación	.538216*	.691593*	.656799*	.655831*
Primaria	.119754*	.248947*	.252178*	.228989*
Secundaria	-.105921*	.032855*	.043330*	.011051
Ocupación paterna (c)				
Sin compañero	.071606*	.040914*	.027068	.041638*
No trabaja	.028583	.013262	.031534*	.019684*
Trabajador asalariado	.037506	.022000	.036220*	.030264*
Trabajador independiente	.048268*	.049648*	.050130*	.048340*
3. VARIABLES GEOGRÁFICAS (d)				
Residencia urbana	-.012618	.003847	-.010175	-.003351
Región Atlántica	-.187216*	-.115596*	-.121862*	-.126347*
Región Oriental	-.184248*	-.085066*	-.125220*	-.108452*
Región Central	-.206224*	-.121150*	-.137467*	-.134073*
Región Pacífica	-.312569*	-.251208*	-.296461*	-.270705*
Antiguos Territorios Nacionales	-.247710*	-.155302*	-.195229*	-.181753*
4. ESTADÍSTICOS DE LA REGRESIÓN				
Número de casos	626.114	1.046.748	1.247.708	2.920.570
Constante	1.080080*	.840323*	.962125*	.911169*
R-cuadrado	.00420	.00582	.00786	.00578
R-cuadrado ajustado	.00415	.00580	.00784	.00577
F	90.06821	213.31006	313.34778	595.87781
Significancia de la prueba F	.0000	.0000	.0000	.0000

* Variable significativamente diferente de cero al 95 % de confianza.

- (a) Categoría de referencia: Bloque o ladrillo
 (b) Categoría de referencia: Educación superior y más
 (c) Categoría de referencia: Trabajos familiares
 (d) Categoría de referencia: Bogotá y Valle

El hecho de que la mujer no sea inmigrante, reduce el riesgo de muerte de los niños en un 0.0535; esto puede ser porque las condiciones en que viven estas mujeres no son las óptimas, quizás porque han sido desplazadas por la violencia o porque al cambiar su lugar de residencia, abandonan los posibles alternativas que

tenían en servicios de salud e higiene. En general, habría que profundizar sobre este grupo de la población y sus características, y su relación con el problema.

De otro lado, el lugar, las características de la vivienda y los servicios básicos ayudan a definir un poco mejor el estatus socioeconómico de la familia. De hecho, se encontró en todos los casos que contar con mejores servicios sanitarios, de electricidad, sistema de recolección de basuras, buenos materiales de construcción, en condiciones que no sean de hacinamiento y, cuanto más amplia sea la vivienda, menor es el riesgo de muerte para el niño. Esto se debe no sólo al mejor nivel de vida económico del hogar, sino también a mejores condiciones de higiene (haciendo referencia sólo a los servicios públicos). En el modelo, dentro de los servicios públicos básicos y de higiene, los servicios sanitarios son los más importantes, ya que contar con este servicio disminuye el riesgo de muerte en 0.1395, seguido de la recolección de basuras (0.1224) y el de electricidad (0.0697).

Sobresalen los casos de materiales de las paredes hechas en zinc, tela, cartón o sin paredes, que incrementa el riesgo en 0.3028, y cuando el material es madera burda, guadua o caña, se aumenta el riesgo en 0.2367. Estos coeficientes están por encima de todos los servicios públicos y de higiene. Adicionalmente, disminuir las condiciones de hacinamiento reduce el riesgo de muerte en 0.064, así como vivir en casa o apartamento frente a vivir en cuarto u otro tipo de vivienda reduce el riesgo de muerte en 0.0422. Finalmente, en todos los casos es significativo menos en el segundo rango de edad contar con el servicio de acueducto, tal vez debido a la estructura de datos¹².

Sin embargo, se encontró que el lugar de residencia (rural-urbana) no fue significativamente diferente de cero y para aislar mejor el efecto de este hecho, se corre el modelo para cada caso específico (ver siguiente subsección). De igual manera, los signos de las variables de región geográfica y de material de los pisos no fueron los esperados lo que puede ser aclarado por problemas de colinealidad entre variables.

En resumen, las variables que hacen referencia a la calidad de la vivienda se relacionan con ciertas enfermedades, en especial las infectocontagiosas, comprobándose que los mayores problemas a combatir son: vivir con deficiencias en los servicios públicos y sanitarios y en condiciones de pobreza reflejados en los malos materiales de construcción de la vivienda y condiciones de hacinamiento y los bajos niveles de ingresos del hogar interactuando con otras variables que afectan la mortalidad infantil determinan los grupos de mayor riesgo de muerte para los niños. No acceder a servicios básicos en la vivienda, sumados a los bajos niveles de educación paterna y sobretodo los bajos niveles de la educación materna influyen negativamente en la supervivencia infantil.

De hecho, contar con buenos materiales de construcción de las viviendas, reflejadas básicamente en los materiales del piso, o con servicios de letrinas, bajamar o simplemente no contar con servicios sanitarios higiénicos, es riesgoso, aún más que no contar con distribución de agua potable, lo que puede ser un punto de referencia a los programas de salud e higiene en el país.

¹²El 80% de los hogares de este rango cuentan con el servicio de acueducto.

4.3. La mortalidad infantil por zona

La tabla 3 muestra gran similitud entre los determinantes de la TMI para ambas zonas. Sin embargo, en el caso rural, las variables que resultaron sin relevancia estadística fueron el material de los pisos y todas las categorías del material de las paredes, a excepción de madera burda que incrementa el riesgo de muerte en 0.203, con respecto a materiales como bloque o ladrillo. Del mismo modo, vivir en casa o apartamento en lugar de cuarto u otro es bastante significativo en el área rural, ya que reduce el riesgo de muerte en 0.1467, mientras que en zonas urbanas lo reduce en 0.035. Esto se explica porque no existen grandes diferencias entre los materiales de construcción de la vivienda para la mayoría de los hogares del área rural, así como la calidad de la vivienda. En las áreas urbanas, todas las categorías del material de las paredes son relevantes y sobresale que los materiales sean madera burda o guadua caña y zinc, tela, cartón o sin paredes, incrementando el riesgo de muerte en el niño en 0.0134 y 0.0347, respectivamente. Así mismo, que los pisos sean en cemento frente a otros materiales como tierra, arena, madera burda u otro, incrementan el riesgo en 0.05, siendo ésta la variable de menor influencia en el caso urbano.

De otro lado, la variable con mayor impacto en ambos casos fue la educación materna y dentro de ésta el mayor efecto se da para las mujeres que no alcanzan ningún nivel de educación, incrementando el riesgo de muerte del niño en 0.68 en el caso rural y en 0.61 en el caso urbano, frente a 0.21 de las mujeres que alcanzan primaria en ambos casos (teniendo como categoría de referencia la educación superior y más). De manera que tiene mayor impacto esta variable en las áreas rurales que en las urbanas.

Igualmente, en el caso rural, que el hombre se desempeñe en trabajos diferentes a los familiares incrementa el peligro de muerte, a excepción del caso en que no trabaja, con efectos de 0.074 si no tiene compañero, 0.066 si es trabajador asalariado y 0.048 si es trabajador independiente, mientras que en el caso urbano esta variable no tiene significancia estadística dentro del modelo. Entonces, la categoría ocupacional del padre tiene mayor efecto en las áreas rurales que en las urbanas, en donde la relación entre ingresos y la ocupación paterna puede estar distorsionada por cuestiones ya mencionadas de la estructura de información. Así mismo, el riesgo es mayor para los niños de áreas rurales cuyas madres no cuenten con un compañero, demostrando lo explicado sobre el papel de la ocupación masculina en relación al nivel de ingresos de los hogares rurales e igualmente que las concepciones culturales se encuentran más arraigadas en tales sectores del país que conciben al hombre como principal generador de ingresos del hogar.

De otro lado, contar con servicios de recolección de basuras, servicios sanitarios y electricidad en el área rural reduce el riesgo en 0.948, 0.1585 y 0.0921, respectivamente. En las áreas urbanas, los coeficientes homólogos reducen el riesgo de muerte en 0.0941, 0.1362 y 0.0873, respectivamente. El efecto de estas variables casi igual en ambos casos y confirmándose que un adecuado servicio sanitario es el servicio público más importante en la determinación de la mortalidad infantil, sin importar el lugar de residencia. Mientras que contar con servicio de acueducto sólo es relevante para el caso rural, reduciendo el riesgo de muerte en 0.05. El impacto

de esta variable es más notorio en las áreas rurales, lo que se puede explicar porque en sectores urbanos existen mayor facilidad y acceso para obtener agua potable para la cocción, así como un servicio de acueducto más eficiente que en el caso rural.

TABLA 3: Coeficientes de regresión para las variables estudiadas, de acuerdo con la residencia, 1993.

Variable	Residencia rural	Residencia urbana
1. VARIABLES DEL HOGAR		
Con servicio sanitario	-.158595*	-.136258*
Con recolección de basuras	-.094830*	-.094141*
Con servicio de electricidad	-.092112*	-.087377*
Con servicio de acueducto	-.050505*	-.018592
Casa o apartamento	-.146756*	-.035634*
Pisos en cemento	-.020924	.050960*
Material de las paredes (a)		
Tapia o bahareque	.016601	.024735*
Madera burda o guadua cana	.203542*	.234574*
Zinc, tela, cartón o sin paredes	.078752	.265333*
Sin hacinamiento	.008221	-.074150*
2. VARIABLES INDIVIDUALES		
No inmigrantes	-.060502*	-.042105*
Nivel de educación materna (b)		
Sin educación	.680063*	.610019*
Primaria	.218633*	.216589*
Ocupación paterna (c)		
Sin compañero	.074497*	.003474
No trabaja	.018302	.019031
Trabajador asalariado	.066109*	-.013016
Trabajador independiente	.048555*	.017131
3. VARIABLES GEOGRÁFICAS (d)		
Región Atlántica	-.228575*	-.089305*
Región Oriental	-.062835*	-.128415*
Región Central	-.065741*	-.156515*
Región Pacífica	-.245112*	-.289469*
Antiguos Territorios Nacionales	-.305601*	-.132426*
4. ESTADÍSTICOS DE LA REGRESIÓN		
Número de casos	678.984	1.797.097
Constante	1.018269*	.906570*
R-cuadrado	.00507	.00403
R-cuadrado ajustado	.00504	.00402
F	156.31828	328.44988
Significancia para la prueba F	.0000	.0000

* Variable significativamente diferente de cero al 95 % de confianza.

a) categoría de referencia: bloque o ladrillo

b) categoría de referencia: educación secundaria y más

c) categoría de referencia: trabajos familiares

d) categoría de referencia: Bogotá y Valle

Finalmente, el hecho de que las mujeres no sean inmigrantes pesa más para el caso rural (0.06) que para el urbano (0.042), pues bien puede ser que al migrar del

área rural a la urbana se mejoran varias de las condiciones socioeconómicas que influyen en el proceso salud-enfermedad del niño.

5. Conclusiones y recomendaciones

Los niveles de mortalidad infantil en Colombia no son bajos frente a otros países desarrollados y algunos de la región latinoamericana. Aún se requieren esfuerzos en las áreas de salud, servicios médicos y mejorar las condiciones socioeconómicas de la población para reducir estos niveles.

Este estudio muestra novedosas mediciones indirectas de la mortalidad infantil por diferentes características socioeconómicas del hogar, no antes medidas en el país. Dentro de los determinantes socioeconómicos de la TMI se encontró a la educación materna como la principal variable. Esto coincide con los resultados de diferentes trabajos en el área, lo que no excluye la educación paterna como una variable significativa.

Identificar los grupos más vulnerables de la población frente a este problema ayuda a focalizar los esfuerzos que intenten solucionar este problema. Este artículo concluye que los hogares más vulnerables son los de áreas rurales, donde las mujeres no tengan compañero o cuya ocupación representen bajos ingresos, que vivan en malas condiciones físicas de la vivienda y sin educación. Las limitaciones en cuanto a la información no permiten esclarecer diferencias significativas entre las clases sociales en el país; sin embargo, otras variables relacionadas al poder adquisitivo de los hogares como los materiales de la vivienda, la amplitud de la misma, el hacinamiento, el acceso a los servicios públicos básicos y el acceso a un servicio sanitario confirman que los hogares en peores condiciones sufren mayores riesgos de mortalidad infantil.

Los resultados del modelo demuestran que aumentar el acceso a servicios públicos como electricidad, adecuada recolección de basuras y agua potable son esfuerzos indispensables si se quiere reducir el riesgo de muerte en los infantes. Sobre todo un adecuado servicio sanitario resulta clave. Por tanto, es claro que si se quiere reducir los niveles de mortalidad infantil deben desarrollarse programas sanidad básica sumado a las actividades directas dentro del sector salud.

Otras variables resultaron determinantes como el hecho que la mujer sea inmigrante. Este resultado, sin embargo abre más interrogantes y, por ende, se propone un estudio particular para esta fracción de la población que esclarezca si es que estas personas mantienen menores condiciones socioeconómicas como escasez de recursos económicos, baja información sobre los servicios de salud y la falta de seguridad social frente al resto de la población, o si es efecto del fenómeno de desplazamiento interno, o si simplemente corresponde a un problema de autoselección, donde estas mujeres ya tenían características preexistentes que se mantienen aunque migren.

Asimismo, los resultados de la educación plantean una solución más compleja. Por un lado, la educación materna resultó ser el principal determinante de la mortalidad infantil, pero aumentar la cobertura de la misma se relaciona a condiciones

estructurales y de largo plazo. Teniendo esto en mente, lo ideal sería aumentar los niveles educativos en todas las instancias, pero dadas las limitaciones de recursos la focalización debería hacerse en los niveles de primaria y, sobre todo, en áreas rurales. Otra alternativa son las campañas educativas que toman mucho menos tiempo y recursos, y quizás tengan efectos similares. Estas campañas, sin embargo, deben dirigirse a los cuidados básicos de la madre durante el período de gestación y la alimentación y cuidados especiales de los niños en sus primeros meses de vida.

Estos esfuerzos pueden ir acompañados de la implementación de hospitales materno-infantiles en las áreas rurales y de mayor pobreza, dado que la inversión necesaria para la implementación de esta clase de hospitales es menor que la de aquellos que intentan cubrir toda clase de necesidades y pueden ser más efectivo sobre este problema.

[Recibido: enero de 2008 — Aceptado: enero de 2011]

Referencias

- Bayona, A. & Pabón, A. (1982), Niveles ajustados de mortalidad por secciones del país 1970-1982, *in* M. de Salud, ed., 'La Mortalidad en Colombia', Vol. 1, Bogotá, Colombia.
- Bonilla, E. & Rodríguez, P. (1992), *Fuera del Cerco: Mujeres, Estructura y Cambio Social en Colombia*, ACIDI - Agencia Canadiense de Desarrollo Internacional, Bogotá, Colombia.
- Brass, W. (1964), Uses of Census or Survey Data for the Estimation of Vital Rates, Seminario Africano de Estadísticas Vitales, Addis Ababa, Etiopía.
- Brass, W. (1975), *Methods for Estimating Fertility and Mortality from Limited and Defective Data*, Carolina Population Center, Laboratories for Population Statistics, North Carolina, United States.
- Brass, W. (1996), 'Demographic data analysis in less developed countries: 1946-1996', *Population Studies* **50**(3), 451-467.
*<http://dx.doi.org/10.1080/0032472031000149566>
- Brass, W. & Macrae, S. (1985), Childhood Mortality Estimated From Reports On Previous Births Given by Mothers at The Time of a Maternity I: Preceding Birth Technique, *in* W. Brass, ed., 'Advances in Methods for Estimating Fertility and Mortality From Limited and Defective Data', Centre for Population Studies, London, United Kingdom.
- Castañeda, T. (1994), Contexto socioeconómico y causa del descenso de la mortalidad infantil en Chile, Documento de trabajo 28, Centro de Estudios Públicos, Santiago de Chile, Chile.
- CCRP (1997), Geografía de la mortalidad infantil. obtención y análisis de las tasas de mortalidad infantil, Informe técnico, Corporación Centro Regional de Población, Bogotá, Colombia.

- CELADE (1995), *Mortalidad en la Niñez, una Base de Datos Actualizada en 1995. América Latina*, CELADE y UNICEF, Santiago de Chile.
- Coale, A. & Demeny, P. (1966), *Regional Model Life Tables and Stable Populations*, Princeton University Press, New Jersey.
- Flórez, C. E. (2000), *Las Transformaciones Sociodemográficas en Colombia durante el Siglo XX*, Banco de La República, Bogotá, Colombia.
- Flórez, C. E. & Hogan, D. (1990), 'Women's status and infant mortality in rural colombia', *Biología Social* **37**, 188–203.
- Flórez, C. E. & Méndez, R. (1997), *La Cobertura de las Defunciones en 1993*, Reporte Entregado al Ministerio de Salud, Bogotá, Colombia.
- García, C. (1986), *Mortalidad Infantil y Clases Sociales: el Caso de Medellín en la Década del 70*, Universidad Pontificia Bolivariana, Medellín, Colombia.
- Grossman, M. (1972), 'On the concept of health capital and the demand for health', *The Journal of Political Economy* **80**, 223–255.
- Guzmán, J. M. (1990), Metodología, in N. Unidas, ed., 'CELADE. Factores sociales de riesgo de muerte en la infancia', Santiago de Chile, Chile.
- Medina, M. & Martínez, C. (1999), *Geografía de la Mortalidad Infantil en Colombia, 1985-1994*, Departamento Administrativo Nacional de Estadística (DANE), Bogotá, Colombia. Estudios Censales No. 12.
- Miller, G. & Urdinola, B. P. (2010), 'Cyclicity, mortality, and the value of time: The case of coffee price fluctuations and child survival in Colombia', *Journal of Political Economy* **118**(1), 113–155.
- Mosley, H. & Chen, L. (1984), 'An analitical framework for the study of child survival in developing countries', *Population and Development* **10**. Supp 84.
- Ochoa, L. H., Ordoñez, M. & Richardson, P. (1982), Resumen de resultados 1963-1983, in M. de Salud, ed., 'La mortalidad en Colombia 1970-1982', Bogotá, Colombia. Estudio Nacional de Salud. V6.
- Pabón, A. (1993), *La Mortalidad en Colombia, 1953-1991*, Instituto Nacional de Salud, Bogotá, Colombia.
- PAHO (1999), *La Salud en las Americas*, Vol. 2, 1998 edn, Pan American Health Organization (PAHO), Washington, States United.
- Profamilia (1995), *Encuesta Nacional de Demografía y Salud. Resultados*, Profamilia, Bogotá, Colombia.
- Profamilia (2000), *Encuesta Nacional de Demografía y Salud. Resultados*, Profamilia, Bogotá, Colombia.
- Rosas, H. & Rueda, J. O. (1977), *La Mortalidad en los Primeros Años de Vida en Países de América Latina. Colombia 1968-1969*, Celade, San José, Colombia.

- Rosenzweig, M. & Schultz, T. P. (1983), 'Estimation a household production function: Heterogeneity, the demand for health inputs, and their effects on birth weight', *Journal of Political Economy* **91**, 723-746. Issue 5.
- Schultz, P. (1984), 'Studying the impact of household economic and community variables on child mortality', *Population and Development Review* (10), 215-235.
- Somoza, J. (1980), Illustrative Analysis. Infant and Child Mortality in Colombia, Wfs Scientific Reports 10, United Kingdom.
- Taucher, E. (1988), Efecto del Descenso de la Fecundidad en la Mortalidad Infantil, in 'Estudios sobre Mortalidad y Salud Infantil', Ottawa, Canada.
- Trusell, J. (1975), 'A re-estimation of the multiplying factors for the brass technique for determining childhood survivorship rates', *Population Studies* **29**(1), 97-108.
- Urdinola, B. P. (2004), Could Political Violence Affect Infant Mortality? The Colombian Case, PhD thesis, University of California, Berkeley, States United.
- Zlotnik, H. (1982), *Levels and Recent Trends in Fertility and Mortality in Colombia*, National Academy Press, Washington, D.C., States United.

Apéndice

TABLA 4: Tasa de mortalidad infantil (por cada mil nacidos vivos), por sexo y departamento. Colombia 1993.

Departamento	TMI Femenina	TMI Masculino	TMI Nacional
Amazonas	49.5	60.5	54.9
Antioquia	32.9	36.4	34.8
Arauca	43.9	52.1	48.1
Atlántico	24.6	27.0	25.9
Bogotá	33.3	36.4	35
Bolívar	43.6	48.5	46.2
Boyacá	35.8	41.1	38.5
Caldas	36.3	42.2	39.4
Caquetá	56.8	63.7	60.3
Casanare	44.6	45.7	45.4
Cauca	39.3	48.9	44.2
Cesar	49.3	55.4	52.4
Chocó	71.1	86.9	79.1
Córdoba	41.7	43.7	42.8
Cundinamarca	30.1	31.8	31.0
Guajira	44.9	57.0	51.0
Guaviare	47.0	54.9	42.5
Huila	41.2	46.1	43.8
Magdalena	43.0	47.3	45.3
Meta	42.6	48.1	45.5
Nariño	52.8	60.9	57.0
Norte de Santander	35.2	40.4	37.9
Putumayo	43.1	55.7	49.4
Quindío	39.6	45.3	42.5
Risaralda	40.6	44.9	42.8
San Andrés	54.4	46.5	50.6
Santander	34.4	38.2	36.5
Sucre	35.0	35.9	35.7
Tolima	42.0	43.6	43.0
Valle	36.5	39.4	38.1
Vichada	44.2	51.4	57.7
Total Colombia	39.8	44.3	42.2

TABLA 5: Tasa de mortalidad infantil (por cada mil nacidos vivos), por zona y departamento. Colombia 1993.

Departamento	TMI Rural	TMI Urbana	TMI Nacional
Amazonas	-	54.9	54.9
Antioquia	44.3	30.0	34.8
Arauca	43.4	50.9	48.1
Atlántico	32.2	25.4	25.9
Bogotá	44.5	35.0	35.0
Bolívar	53.1	42.1	46.2
Boyacá	43.1	31.1	38.5
Caldas	39.1	39.6	39.4
Caquetá	70.1	46.7	60.3
Casanare	50.4	39.9	45.4
Cauca	55.1	44.2	44.2
Cesar	54.2	51.3	52.4
Chocó	81.1	76.3	79.1
Córdoba	40.8	45.3	42.8
Cundinamarca	33.0	28.8	31.0
Guajira	52.5	50.7	51
Guaviare	-	42.5	42.5
Huila	51.6	43.7	43.8
Magdalena	47.5	44.1	45.3
Meta	48.4	43.5	45.5
Nariño	61.8	49.6	57.0
Norte de Santander	45.8	34.0	37.9
Putumayo	107.4	48.0	49.4
Quindío	38.2	43.6	42.5
Risaralda	48.5	40.6	42.8
San Andrés	58.2	47.8	50.6
Santander	43.0	32.3	36.5
Sucre	41.9	32.2	35.7
Tolima	46.6	40.1	43.0
Valle	43.9	36.7	38.1
Vichada	-	57.7	57.7
Total Colombia	48.0	40.4	42.2

TABLA 6: Tasa de mortalidad infantil (por cada mil nacidos vivos), por sexo y departamento para zonas urbanas. Colombia 1993.

Departamento	TMI Femenina	TMI Masculina	TMI Nacional urbana
Amazonas	50.0	60.0	54.9
Antioquia	29.1	30.8	30.0
Arauca	48.3	53.4	50.9
Atlántico	24.2	26.5	25.4
Bogotá	33.3	36.4	35.0
Bolívar	40.1	44.0	42.1
Boyacá	29.4	32.7	31.1
Caldas	37.8	41.3	39.6
Caquetá	44.2	49.0	46.7
Casanare	41.4	38.0	39.9
Cauca	39.3	48.9	44.2
Cesar	48.8	53.6	51.3
Chocó	69.5	82.9	76.3
Córdoba	45.0	45.2	45.3
Cundinamarca	28.8	28.6	28.8
Guajira	44.7	56.5	50.7
Guaviare	35.3	49.5	42.5
Huila	41.2	46.1	43.7
Magdalena	42.5	45.3	44.1
Meta	41.8	45.0	43.5
Nariño	46.4	52.7	49.6
Norte de Santander	32.4	35.3	34.0
Putumayo	41.5	54.4	48.0
Quindío	40.7	46.4	43.6
Risaralda	38.9	42.1	40.6
San Andrés	48.5	46.7	47.8
Santander	31.8	32.6	32.3
Sucre	32.2	32.1	32.2
Tolima	39.3	40.8	40.1
Valle	35.7	37.4	36.7
Vichada	56.0	59.2	57.7
Total Colombia	38.6	41.9	40.4

TABLA 7: Tasa de mortalidad infantil (por cada mil nacidos vivos), por sexo y departamento para zonas rurales. Colombia 1993.

Departamento	TMI Femenina	TMI Masculina	TMI Nacional rural
Antioquia	40.7	47.7	44.3
Arauca	36.1	50.2	43.4
Atlántico	30.1	34.2	32.2
Bogotá	41.4	47.5	44.5
Bolívar	49.8	56.1	53.1
Boyacá	39.8	46.1	43.1
Caldas	33.9	43.9	39.1
Caquetá	66.0	74.0	70.1
Casanare	47.9	52.7	50.4
Cauca	49.5	60.5	55.1
Cesar	50.1	58.1	54.2
Chocó	72.3	89.5	81.1
Córdoba	38.9	42.6	40.8
Cundinamarca	31.3	34.6	33.0
Guajira	45.7	59.1	52.5
Huila	47.8	55.3	51.6
Magdalena	43.9	50.7	47.5
Meta	43.8	52.6	48.4
Nariño	57.1	66.2	61.8
Norte de Santander	41.1	50.2	45.8
Putumayo	98.0	118.9	107.4
Quindío	35.2	41.0	38.2
Risaralda	45.1	51.6	48.5
San Andrés	69.2	45.9	58.2
Santander	38.6	47.1	43.0
Sucre	40.4	43.2	41.9
Tolima	45.6	47.3	46.6
Valle	40.2	47.4	43.9
Total Colombia	44.2	51.4	48.0

TABLA 8: Tasa de mortalidad infantil (por cada mil nacidos vivos), por características socioeconómicas. Colombia 1993.

Educación paterna	Femenina
Sin información del compañero	48.1
Sin educación	45.5
Primaria	42.8
Secundaria	36.3
Educación superior	40.4
Educación materna	
Sin educación	62.2
Primaria	43.0
Secundaria	32.6
Educación superior	31.7
Servicio Sanitario	
Sin Servicio	48.0
Con Servicio	34.1

TABLA 9: Tasa de mortalidad infantil (por cada mil nacidos vivos), por región Geográfica. Colombia 1993.

Región	TMI Rural	TMI Urbana	TMI Femenina	TMI Masculina	TMI Nacional
Atlántica	47.1	38.8	39.4	43.3	41.5
Oriental	41.1	33.2	34.6	38.7	36.8
Central	47.4	42.2	37.2	41.2	39.3
Pacífica	62.9	52.4	54.6	64.8	59.9
Territorios Nacionales	48.2	49.9	44.5	52.0	48.4
Distrito Capital	44.5	35.0	33.3	36.4	35.0
Valle del Cauca	43.9	36.7	36.5	39.4	38.1
Total Colombia	48.0	40.4	39.8	44.3	42.2

Atlántica= Atlántico, Bolívar, Cesar, Córdoba, Guajira, Magdalena, San Andrés y Sucre

Oriental= Boyacá, Cundinamarca, N. de Santander, Santander y Meta

Central= Antioquia, Caldas, Caquetá, Huila, Quindío, Risaralda y Tolima

Pacífica= Cauca, Chocó y Nariño

Territorios Nacionales= Amazonas, Arauca, Casanare, Guaviare, Putumayo y Vichada

TABLA 10: Determinantes socioeconómicos de la mortalidad infantil. Regresión lineal simple. Variable dependiente: MI (Indicador de mortalidad infantil).

	Total			
	Mujeres de 20-24 años	Mujeres de 25-29 años	Mujeres de 30-34 años	Mujeres de 20-34 años
1. Variables del hogar				
Con servicio sanitario	-0.107869** (0.017241)	-0.139561** (0.012493)	-0.168418** (0.011314)	-0.141009*** (0.007463)
Con recolección de basuras	-0.090218** (0.018427)	-0.122449** (0.012794)	-0.115794** (0.011372)	-0.11078 (0.007656)
Con electricidad	-0.082027** (0.019236)	-0.069795** (0.014371)	-0.097012** (0.013398)	-0.082253*** (0.0086)
Con acueducto	-0.085137** (0.018418)	-0.011809** (0.013591)	-0.028712** (0.012375)	-0.035421*** (0.008117)
Casa o apartamento	-0.107037** (0.022898)	-0.042265** (0.016936)	-0.067984** (0.01628)	-0.060184*** (0.01024)
Pisos en cemento	0.031282* (0.012474)	0.034186*** (0.008463)	0.062809*** (0.007424)	0.040897*** (0.005069)
Material de las paredes				
Tapia o bahareque	-0.005738 (0.01757)	0.038918** (0.012345)	0.028091** (0.011074)	0.022107*** (0.007378)
Madera burda o guadua caña	0.194136** (0.02241)	0.236716** (0.016384)	0.247366** (0.015054)	0.230479*** (0.009744)
Zinc, tela, cartón o sin paredes	0.156556** (0.066772)	0.302824** (0.049925)	0.160865** (0.047059)	0.216974*** (0.030185)
Sin hacinamiento	-0.038793** (0.013004)	-0.064079** (0.008834)	-0.060508** (0.007787)	-0.055262*** (0.005289)
2. Variables individuales				
Nativo	-0.033369*** (0.01208)	-0.053519*** (0.008082)	-0.045277*** (0.006978)	-0.045721*** (0.004827)
Educación materna				
Sin educación	0.538216*** (0.037902)	0.691593*** (0.023903)	0.650799*** (0.019343)	0.655831*** (0.013987)
Primaria	0.119754*** (0.028248)	0.248947*** (0.015568)	0.252178** (0.012214)*	0.228989*** (0.00922)
Secundaria	-0.105921** (0.027307)	0.032855** (0.014466)	0.043330** (0.011192)	0.011051 (0.008612)
Ocupación paterna				
Sin compañero	0.071606*** (0.022165)	0.040914*** (0.015968)	0.027068*** (0.014078)	0.041638*** (0.009513)
No trabaja	0.028583*** (0.01909)	0.013262*** (0.015483)	0.031534*** (0.013282)	0.019684** (0.009238)
Trabajador asalariado	0.037506*** (0.020884)	0.02200*** (0.014999)	0.03622*** (0.013388)	0.030264*** (0.008993)
Trabajador independiente	0.048268*** (0.021016)	0.049648*** (0.015194)	0.05013*** (0.013523)	0.04834*** (0.009087)
3. Variables geográficas				
Residencia urbana	-0.012618 (0.019344)	0.003847 (0.013757)	-0.010175 (0.012427)	-0.003351 (0.00822)
Región Atlántica	-0.187216*** (0.022352)	-0.115596*** (0.013079)	-0.121862*** (0.011128)	-0.126347*** (0.007805)
Región Oriental	-0.184248*** (0.022594)	-0.085066*** (0.012522***)	-0.12522*** (0.0108452***)	-0.108452***

TABLA 10: Determinantes Socioeconómicos de la mortalidad infantil. Regresión lineal simple. Variable dependiente: MI (Indicador de mortalidad infantil). (continuación)

	Total			
	Mujeres de 20-24 años	Mujeres de 25-29 años	Mujeres de 30-34 años	Mujeres de 20-34 años
Región Central	-0.206224*** (0.020837)	-0.12115** (0.011522)	-0.13746*** (0.00969)	-0.134073*** (0.006869)
Región Pacífica	-0.312569*** (0.026852)	-0.251208*** (0.017883)	-2.96461*** (0.015680)	-0.270705*** (0.010652)
Territorios Nacionales	-0.24771*** (0.056529)	-0.155302*** (0.034858)	-0.195229*** (0.031585)	-0.181753*** (0.020745)
Estadísticos de la regresión				
Número de casos	626114	1046748	1247708	
Constante	1.08008**	0.840323***	0.962125***	2.920570***
R-cuadrado	0.0042	0.00582	0.00786	0.911169
R-cuadrado ajustado	0.00415	0.0058	0.00784	0.00578
F	90.06821	213.31006	313.34778	0.00577
Significancia prueba F	0	0	0	595.87781

*** Variables significativas al 99%

TABLA 11: Determinantes socioeconómicos de la mortalidad infantil. Regresión lineal simple por zona. Variable dependiente: MI (Indicador de mortalidad infantil).

	Zona Rural	Zona Urbana
1. Variables del hogar		
Con Servicio sanitario	-0.158595*** (0.012402)	-0.136258*** (0.00964)
Con Recolección de basuras	-0.09483*** (0.023588)	-0.094141*** (0.008405)
Con electricidad	-0.092112*** (0.012098)	-0.087377*** (0.013681)
Con acueducto	-0.050505*** (0.011274)	-0.018592* (0.01261)
Casa o apartamento	-0.146756*** (-0.026097)	-0.035634*** (0.011051)
Pisos en cemento	-0.020924*** (0.010854)	0.05096*** (0.005775)
Material de las paredes		
Tapia o bahareque	0,016601** (0,012104)	0.024735*** (0.009886)
Madera burda o guadua caña	0.203542*** (0.015736)	0.234574*** (0,013429)
Zinc, tela, cartón o sin paredes	0,078752* (0,060906)	0.265333*** (0.03473)
Sin hacinamiento	0,008221 (0,011095)	-0.07415*** (0.005991)
2. Variables individuales		
Nativo	-0.060502*** (0.010304)	-0.042105*** (0,005452)
Educación materna		
Sin educación	0.680063*** (0.018555)	0.610019*** (0.017259)

TABLA 11: Determinantes socioeconómicos de la mortalidad infantil. Regresión lineal simple por zona. Variable dependiente: MI (Indicador de mortalidad infantil). (continuación)

	Zona Rural	Zona Urbana
Primaria	0.218633*** (0.012245)	0.216589*** (0.006124)
Ocupación paterna		
Sin compañero	0.074497*** (0.019146)	0,003474 (0,011422)
No trabaja	0,018302 (0,027102)	0.019031*** (0.009664)
Trabajador asalariado	0.066109*** (0.016212)	-0,013016 (0,011094)
Trabajador independiente	0.048555*** (0.015652)	0,017131* (0,011427)
3. Variables geográficas		
Región Atlántica	-0.228575*** (0.02335)	-0.089305*** (0.008421)
Región Oriental	-0.062835*** (0.021914)	-0.128415*** (0.00852)
Región Central	-0.065741*** (0.021283)	-0.156515*** (0.007339)
Región Pacífica	-0.245112*** (0.024022)	-0.289469*** (0.013901)
Territorios Nacionales	-0.305601*** (0.015733)	-0.132426*** (0.023497)
Estadísticos de la regresión		
Número de casos	678.984	1.797.097
Constante	1018269*** (0.039225)	0.90657*** (0.022445)
R-cuadrado	0,00507	0,00403
R-cuadrado ajustado	0,00504	0,00402
F	156,31828	328,44988
Significancia prueba F	0	0

*** Variables significativas al 99 %