

## Conferencia Interamericana de Seguridad Social



**Centro Interamericano de  
Estudios de Seguridad Social**

Este documento forma parte de la producción editorial de la Conferencia Interamericana de Seguridad Social (CISS)

Se permite su reproducción total o parcial, en copia digital o impresa; siempre y cuando se cite la fuente y se reconozca la autoría.

# Bienestar y Política Social

Priyanka Jayawardena

DETERMINANTES Y DESIGUALDADES  
SOCIOECONÓMICAS EN LAS CONDICIONES DE  
DESNUTRICIÓN INFANTIL DE SRI LANKA

Victoria Eugenia Soto  
Vincent Lorant

INEQUIDADES EN MORTALIDAD INFANTIL EN  
COLOMBIA: AVANCES Y DESAFÍOS DESPUÉS DE  
UNA MAYOR RESPONSABILIDAD DE LAS  
AUTORIDADES LOCALES

Martha Miranda Muñoz

RESEÑA DEL LIBRO. EMPLEO, TRABAJO Y  
DESIGUALDADES EN SALUD: UNA VISIÓN GLOBAL.  
JOAN BENACH, CARLES MUNTANER, ORIELLE  
SOLAR, VILMA SANTANA Y MICHAEL QUINLAN



# INEQUIDADES EN MORTALIDAD INFANTIL EN COLOMBIA: AVANCES Y DESAFÍOS DESPUÉS DE UNA MAYOR RESPONSABILIDAD DE LAS AUTORIDADES LOCALES

Victoria Eugenia Soto\*

Institute of Health and Society – Université Catholique de Louvain  
victoria.sotorojas@uclouvain.be

Vincent Lorant\*

Institute of Health and Society – Université Catholique de Louvain  
vicent.lorant@uclouvain.be

## Resumen

**E**l objetivo de este documento es analizar la distribución espacial y temporal de la tasa de mortalidad infantil (TMI) a nivel municipal en Colombia antes y después de otorgar una mayor responsabilidad a las municipalidades en la administración de sus sistemas locales de salud. Utilizando técnicas de econometría espacial se encuentra que hay una concentración geográfica de la TMI que persiste en el tiempo y define dos grupos de municipalidades con niveles de mortalidad opuestos. Adicionalmente, se encuentra que la distribución de la TMI obedece a factores locales y del vecindario. Se concluye que después de 18 años de la descentralización, las diferencias entre los municipios en TMI aumentaron. El diseño de las políticas de descentralización deberían incluir el grado de desarrollo del municipio al igual que el contexto del vecindario; esto con el fin de potencializar los resultados esperados de la descentralización.

---

Palabras clave: mortalidad infantil, descentralización, condiciones socioeconómicas municipales, análisis espacial, Colombia.  
Clasificación JEL: C21, I12, H7, N56.

---

\* Los autores agradecen a la Université catholique de Louvain quién a través del programa Cooperación y Desarrollo proporcionó los recursos financieros para adelantar este estudio. De igual manera se agradece a Ana María Díaz y los participantes de la conferencia de Determinantes Sociales de la Salud (CISS), Noviembre 7, 2011 – México por los invaluable comentarios en el desarrollo de este manuscrito.

## Introducción

**E**n la última década, Colombia presenta una disminución significativa de la tasa de mortalidad infantil gracias a mejoras en la calidad de vida de la población, al igual que a una activa política de salud pública (Díaz 2003). Entre 1970 y 2005 la tasa de mortalidad infantil paso de 76.5 a 15.9 por 1,000 n.v. (Censo de población 1973; DANE 2005). Sin embargo, a pesar de esta disminución a nivel nacional, existen amplias diferencias a nivel geográfico. Las regiones más desarrolladas presentan menores niveles de mortalidad y estas diferencias persisten en el tiempo. A comienzos de los noventa, las brechas de mortalidad infantil entre las municipalidades con mayores y menores tasas eran de 100 a 5.1 muertes por 1,000 n.v. (DANE 1998). Para 2005, este diferencial en mortalidad infantil se mantiene a pesar de que se han implementado varias reformas al sistema de salud dirigidas a un acceso universal a los servicios de salud y a una reducción de las inequidades en salud a nivel local y nacional.

Colombia, como otros países latinoamericanos, reformó su sistema de salud a principios de los años noventa. El principal instrumento de esta política fue la descentralización<sup>1</sup> de la provisión de los servicios de salud primaria a las municipalidades. Teóricamente, en un modelo descentralizado las autoridades locales conocen las necesidades de sus comunidades, y por tanto, la provisión de los servicios sociales se realiza en respuesta a ellas. Dada esta cercanía de las autoridades al contexto local, los recursos fiscales son administrados de forma más eficiente que si lo hace el gobierno central (Saltman et al. 2006). Así por ejemplo, la innovación y la adaptación a las condiciones locales deberían tener un efecto positivo en los indicadores de salud (Saltman et al. 2006). La identificación de grupos poblacionales desfavorecidos y en mayor riesgo, la vigilancia y control de enfermedades, la construcción de hospitales en zonas marginadas, etc. podrían ser tareas mejor ejecutadas a nivel local y por esta vía, las inequidades al interior de las municipalidades deberían reducirse.

Es así, como dados los promisorios resultados de descentralización, las municipalidades en Colombia adquieren un rol protagónico en el diseño de estrategias y prestación de los servicios de salud materna e infantil desde 1993. Las cifras a nivel nacional muestran una mejoría en el acceso a salud y en indicadores de estado de salud. El acceso a salud se incremento notablemente, pasando de 29 por ciento en 1992 a 70 por ciento en 2005 (Flórez y Soto 2007). Igualmente, las coberturas de vacunación y acceso a servicios de atención materna se incrementaron durante estos años (Profamilia 2005). Por otra parte, la incidencia de enfermedades diarreicas e infecciones respiratorias agudas disminuyen (Flórez y Soto 2007). Sin embargo, a pesar de estos avances en salud, las diferencias geográficas en mortalidad infantil persisten a lo largo y ancho del país.

---

<sup>1</sup> Descentralización es un proceso multidimensional. Se caracteriza por la transferencia de responsabilidades entre diferentes niveles políticos (devolución), entre diferentes unidades administrativas (desconcentración) y de unidades administrativas a niveles institucionales independientes (delegación) (Saltman et al. 2006; Soto et al. 2012). En este documento descentralización es sinónimo de devolución y nuestro interés es examinar el desempeño de las municipalidades al adquirir responsabilidades políticas y administrativas en los servicios sociales, más precisamente en salud.

Teóricamente, existen algunas hipótesis que podrían explicar este resultado. La descentralización de responsabilidades hacia los gobiernos locales puede reducir las inequidades al interior de las municipalidades pero puede alimentar las diferencias entre ellas (Habibi et al. 2003). La capacidad administrativa y financiera de los sistemas de salud locales, al igual que las condiciones contextuales (corrupción, aspectos culturales, nivel socioeconómico de las poblaciones, etc.) podrían limitar el efecto potencial de las administraciones locales en los indicadores de salud, tales como la mortalidad infantil (Rubio-Jimenez 2010). Adicionalmente, las condiciones socioeconómicas y contextuales de las municipalidades vecinas podrían también afectar la provisión de los servicios (Gallup et al. 2003). Un ejemplo de ello son los programas preventivos de vacunación, si una municipalidad decide no implementar este tipo de programas; podría igualmente gozar de los beneficios de los programas de vacunaciones realizados en municipalidades vecinas (Gallup et al. 2003; Janssens 2004). No obstante, no todos los efectos del vecindario son beneficios para las poblaciones locales. Los resultados de programas preventivos a nivel local podrían ser limitados si hay una propagación de enfermedades provenientes de las municipalidades cercanas. Igualmente, un acceso limitado a salud en municipalidades vecinas, podría generar una reducción en el acceso local a salud debido a un aumento de la población a ser atendida: habitantes locales y de municipalidades vecinas. De esta manera, el contexto de las municipalidades vecinas, sumado a las condiciones locales podrían favorecer las diferencias entre los sistemas de salud local o regional. En efecto, Kuate-Defo y Diallo (2002) encuentran que las concentraciones de mortalidad en África reflejan un efecto negativo del vecindario debido a una distribución inequitativa de las condiciones socioeconómicas en determinadas áreas geográficas. Esto estaría indicando que el monitoreo de las inequidades en salud es relevante para orientar adecuadamente los instrumentos de política que conduzcan a reducir las brechas existentes (Flórez y Tono 2002).

Así, el objetivo de este documento es analizar la distribución espacial y temporal de la tasa de mortalidad infantil a nivel municipal en Colombia antes y después de que las municipalidades asumieran la provisión de los servicios primarios de salud, bajo un modelo descentralizado. Adicionalmente, a partir de la hipótesis de que el vecindario podría jugar un papel en la concentración de la mortalidad infantil, se busca determinar si la distribución espacial de este indicador obedece solamente a factores locales, o si el contexto regional puede estar contribuyendo a la misma.

Este documento consta de seis secciones además de esta introducción. En la segunda sección se expone brevemente el proceso de descentralización en Colombia. En la tercera sección se definen el área de estudio y las variables a analizar, se identifican las fuentes de información y se presenta el marco metodológico. En la cuarta sección se analiza primeramente la concentración espacial de la tasa de mortalidad y heterogeneidad espacial entre 1993 y 2005; seguidamente, se presentan los resultados de los factores locales y de vecindario que han contribuido a la concentración de la tasa de mortalidad infantil en cada uno de los años analizados. En la quinta sección se discuten los resultados con el objeto de inferir el papel que ha cumplido la devolución de las competencias en salud hacia los municipios. En la sexta y última sección, se presenta la conclusión general.

## **1. La Descentralización en Salud**

Colombia es considerado como uno de los países más descentralizados de América Latina (Mejía y Attanasio 2008). El país tiene tres niveles de gobierno: un gobierno central, 32 departamentos y 1098 municipalidades.

La descentralización en salud en Colombia inicia a finales de los años ochenta, cuando se otorga a los municipios la competencia de construir, dotar y mantener los centros de salud y los hospitales locales. Ya en los noventa, se asigna las competencias de funcionamiento de primer nivel de atención de los municipios y de segundo y tercer nivel a los departamentos. Adicionalmente, en 1993, se reforma el sistema de salud y se determinan los criterios para que las municipalidades puedan recibir los recursos para salud acorde con las competencias transferidas, tales como desarrollar un plan de atención básica, el saneamiento ambiental, la prestación de servicios y el aseguramiento de la población (Jaramillo 2000). Años más tarde, 2001, se produce una segunda reforma al proceso de descentralización donde se prima la inversión en servicios sociales. Aquí las participaciones fiscales para salud se reparten de acuerdo a criterios de población atendida y población por atender en condiciones de equidad y eficiencia administrativa (Mejía y Attanasio 2008). El Cuadro 1 detalla las competencias que fueron asumidas por los municipios en la década de los noventa y comienzos del 2000.

## **2. Datos y Métodos**

### **2.1 Área de estudio y escala geográfica de análisis**

Colombia es un país grande y heterogéneo. Es el cuarto país más grande en tamaño en Suramérica y esta constituido por 1098 municipalidades. Entre las municipalidades, existen amplias diferencias demográficas, socioeconómicas y culturales (Sánchez y Núñez 2000). Más del 70 por ciento de la población vive en la zona montañosa central, en la costa noreste y oeste, y en los alrededores o en Bogotá, la capital. Según cifras del censo poblacional de 2005, la población étnica representa más del 3 por ciento de la población y están localizados principalmente en las municipalidades periféricas del norte y suroriente del país. La población afro descendiente corresponde a más del 10 por ciento del total de la población colombiana y vive predominantemente en el oeste y noreste del país. El 64 por ciento de la población se encuentran bajo la línea de pobreza y la relación entre el 10 por ciento más rico y el 10 por ciento más pobre es igual a 60.4 en 2009 (PNUD 2009).

#### **2.1.1 Fuentes de información**

Este estudio utiliza dos fuentes de información. Las tasas de mortalidad infantil municipales son estimadas por el Departamento Administrativo Nacional de Estadísticas (DANE) a partir de los censos de población 1993 y 2005 y estadísticas vitales. Los variables socioeconómicas y

**Cuadro 1**  
**Las Competencias de los Municipios en un Contexto de Descentralización**

Nivel	Salud	Educación	Servicios Básicos
Central	<p>Formulación de políticas de desarrollo del sector. Coordinación y evaluación de proyectos de inversión.</p> <p>Asistencia técnica a las municipalidades.</p> <p>Administrar fondos de cofinanciación, programas de créditos.</p>	<p>Formulación de políticas de desarrollo del sector.</p> <p>Coordinar y financiar programas de educación.</p> <p>Asistencia técnica a las municipalidades.</p> <p>Administrar fondos de cofinanciación y programas de créditos</p>	<p>Asistencia técnica a las municipalidades</p> <p>Administrar fondos de cofinanciación y programas de créditos.</p>
Departamento	<p>Dirigir el Sistema Seccional de Salud. Fomento a la salud y prevención de enfermedades.</p> <p>Asistencia técnica a las municipalidades.</p> <p>Financiar la prestación de servicios de 2do y 3er nivel de atención.</p>	<p>Dirigir la prestación de servicios educativos estatales.</p> <p>Financiación y cofinanciación de las inversiones de infraestructura e inversiones de dotación.</p>	<p>Asegurar la prestación de los servicios de agua potable y drenaje.</p> <p>Promover programas de subsidios para vivienda social.</p>
Municipalidades	<p>Dirigir el sistema de salud local y proyectos en salud, en línea con las políticas de orden nacional y departamental.</p> <p>Gestionar el recaudo y la ejecución recursos para el sector de salud.</p> <p>Financiar la prestación de servicios de primer nivel.</p> <p>Realizar acciones de promoción y prevención.</p> <p>Financiar la dotación y construcción de las instituciones de prestación.</p> <p>Promover mecanismos de participación local.</p> <p>Identificar la población pobre y vulnerable para aseguramiento a salud y programas sociales.</p>	<p>Financiar inversiones de infraestructura y dotación.</p> <p>Administrar servicios educativos estatales</p> <p>Inspección y vigilancia de los servicios educativos estatales.</p>	<p>Asegurar la prestación de los servicios de agua potable y drenaje.</p> <p>Promover programas de subsidios para vivienda social.</p>

*Fuente:* Mejía y Altanasio 2008. Resumen de competencias delegadas a los municipios a partir de la ley 60 de 1993 y la ley 715 de 2001.

demográficas de las municipalidades son estimadas a partir de la base de datos Integrated Public Use Micro data series (IPUMS) para Colombia, la cual constituye una submuestra de los censos nacionales de 1993 y 2005.

La base de datos IPUMS incluye solamente el 10 por ciento de la muestra original de hogares y personas de los censos poblacionales. Adicionalmente, IPUMS define las unidades político-administrativas como aquellas que no tienen menos de 100,000 habitantes. Por esta razón, para el caso colombiano, IPUMS redefine las municipalidades colombianas bajo este último criterio y la información de 1,098 municipalidades es agregada en 529 observaciones en los dos años de estudio: 1993 y 2005. IPUMS no contiene información sobre las islas colombianas y de igual manera, ellas no deberían ser incluidas en el análisis dado que no tienen municipalidades geográficamente vecinas. Así, y por lo tanto, este estudio define las municipalidades, según la definición que hace de ellas IPUMS. Se excluyen del análisis tres municipalidades (Riosucio, San José del Guaviare y Turbaco) debido a que no se contó con información de mortalidad infantil para ellas. Así, este estudio analiza un panel balanceado de 527 municipalidades.

### 2.1.2 Variables de estudio

*Variable objetivo:* La tasa de mortalidad infantil es definida como el número de muertes de niños menores de un año por 1,000 nacimientos en una municipalidad. La tasa de mortalidad es un indicador ampliamente utilizado para analizar el estado de salud de una población. Adicionalmente, es reconocida en la literatura como un indicador altamente sensible a las reformas de los sistemas de salud (Hutton 2000). Por tal razón, se afirma que las tasas de mortalidad infantil en países latinoamericanos reflejan el mayor acceso y uso de los servicios de salud, al igual que el mejoramiento en las condiciones nutricionales y sanitarias a nivel local (ECLAC y UNICEF 2008).

*Variables explicativas:* en este estudio la mortalidad infantil municipal es analizada en términos de determinantes próximos que pueden afectar la mortalidad de forma indirecta (Ssendaula 2002). Este estudio se focaliza principalmente en tres tipos de determinantes próximos: características de los hogares, factores demográficos y situación socioeconómica de los municipios.

*Características de los hogares:* en este grupo de variables se incluye el acceso de los hogares a acueducto y drenaje, y hogares con hacinamiento. La evidencia muestra que el acceso de los hogares a servicios básicos favorece las prácticas higiénicas individuales y así, el riesgo de mortalidad en los menores de edad se reduce (Díaz 2003). De igual manera, se espera que el mejoramiento de las condiciones de la vivienda tenga un efecto positivo en la disminución de muerte de los infantes (Cage y Foster 2002).

Con respecto a los *factores demográficos*, se incluye el porcentaje de hogares con población étnica y afro descendientes en el municipio. En países latinoamericanos se ha encontrado un mayor riesgo de mortalidad en los menores nacidos en comunidades indígenas o afro descendientes (ECLAC y UNICEF 2008). Adicionalmente se incluye en este grupo de determinantes, el porcentaje de niños menores de un año por mujer en el municipio. Esta variable fue definida como un proxy poblacional de supervivencia, puesto que a más niños por mujer, un mayor número de niños estarían en riesgo de morir y la tasa de mortalidad infantil podría aumentar.

En relación a los *factores socioeconómicos municipales* se incluyen factores de riesgo de mortalidad infantil como es el porcentaje de población femenina con primaria o menos y el porcentaje de hogares con jefatura de hogar femenina. Una mayor escolaridad de las mujeres es relacionado con un menor número de muertes de niños (De Sousa et al. 2010; Díaz 2003; ECLAC y UNICEF 2008). Así, un menor nivel educativo de las mujeres constituye un factor de riesgo para la mortalidad infantil. De igual manera, hogares con jefatura femenina son relacionados con una mayor mortalidad infantil debido a que las madres deben asumir responsabilidades de manutención de los integrantes del hogar, reduciendo el tiempo disponible para actividades de cuidado de los menores (Kishor and Parasuraman 1998).

Finalmente, en este grupo de variables se incluyen *factores fiscales asociados a la descentralización del sistema de salud*. Esta variable es construida a partir de los impuestos percapitas recolectados por las municipalidades y dirigidas a los programas de salud primaria. Estos recursos son definidos como recursos propios de las municipalidades en salud y fueron calculados en términos constantes y rezagados 3 años con el fin de reducir los problemas de endogeneidad (Soto et al. 2012). Estudios recientes han mostrado que dentro de un contexto de descentralización, un mayor esfuerzo fiscal por parte de las municipalidades y dirigido a la provisión de servicios de salud reduce la mortalidad infantil (Jimenez-Rubio 2010; Habibi et al. 2003; Soto et al. 2012). Todas las variables utilizadas en este estudio fueron medidas en logaritmos.

## 2.2 Métodos

### 2.2.1 Análisis exploratorio

Con el objeto de analizar la concentración de la mortalidad infantil en determinadas zonas geográficas en el país y determinar si hay persistencia a través del tiempo en la distribución espacial de este indicador, se utiliza el test de correlación espacial: I de Moran. La hipótesis nula de este estadístico es no dependencia espacial. El estadístico I de Moran parte de la definición del coeficiente de correlación de Pearson, pero incluye además la localización de las observaciones en el espacio, mediante la utilización de una matriz de pesos espaciales,  $W_{ij}$ , es decir:

$$(1) \quad I = \frac{N}{\sum_i \sum_j W_{ij}} \frac{\sum_i \sum_j W_{ij} Z_i Z_j}{\sum_j Z_i^2}$$

Donde,  $Z_i = X_i - \bar{X}$  y la matriz  $W_{ij}$  permite definir las observaciones “vecinas”. Esta matriz es construida de acuerdo a la primera ley de geografía, donde todos los fenómenos pueden estar inter correlacionados pero los fenómenos más cercanos lo están más, que los lejanos (Tobler 1970). Es así como se define  $W_{ij}$  como una matriz binaria, que contiene valores de uno cuando  $i$  y  $j$  son vecinos, y cero en caso contrario. La vecindad de las municipalidades es definida de acuerdo a criterios de contigüidad espacial. El término  $W_{ij}Z_i$  se conoce como el rezago espacial de  $Z$ . Anlesin (1996) muestra que el índice I de Moran puede ser obtenido a partir de la regresión de  $Z$  y su rezago espacial  $WZ$  y por lo tanto, el signo del coeficiente del rezago espacial correspondería al índice I de

Moran. Si este coeficiente es positivo, implica que hay una autocorrelación positiva en las observaciones de  $Z$ .

En práctica esta relación se representa mediante un diagrama de dispersión que relaciona  $WZ_t$  en su eje vertical con  $Z_t$  en su eje horizontal (Ver Gráfica 1). Dado que  $Z$  resulta de la estandarización de la variable  $X$ , el diagrama de dispersión permite observar cuatro cuadrantes a partir de la posición de las observaciones de  $Z$  respecto a sus vecinos (Meiser y Roca 2010). Las observaciones superiores a la media de  $Z$  y de su vecindario  $WZ$ , se ubican en el cuadrante I o cuadrante Alto-Alto. Las observaciones superiores a la media de  $Z$  e inferiores a la media de su vecindario  $WZ$ , se ubican en el cuadrante II o cuadrante Alto-Bajo. Las observaciones inferiores a la media de  $Z$  e inferiores a la media de su vecindario  $WZ$ , se ubican en el cuadrante III o cuadrante Bajo-Bajo. Y por último, las observaciones inferiores a la media de  $Z$  y superiores a la media de su vecindario  $WZ$ , se ubican en el cuadrante IV o cuadrante Bajo-Alto.

**Gráfica 1**  
**Diagrama de Dispersión Índice I Moran**

WZt	IV (Bajo-Alto)	I (Alto-Alto)
	III (Bajo-Bajo)	II (Alto-Bajo)
	Zt	

En el caso de la mortalidad infantil, cuando el índice I de Moran es positivo y significativo, significa que las municipalidades con altas (bajas) tasas de mortalidad infantil, están localizadas cerca de municipalidades con niveles similares de mortalidad infantil. En este caso las observaciones estarían ubicadas en los cuadrantes I y III.

Para determinar si hay una polarización espacial de la tasa de mortalidad infantil que persiste en el tiempo, se utiliza el diagrama de dispersión de Moran bivariado. Este diagrama relaciona  $WZ_{t-1}$  con  $Z_t$  y permite analizar las dimensiones de espacio y tiempo simultáneamente, comparando las tasas de mortalidad de un período de tiempo dado, frente a los observados en su vecindario en otro período (ver Gráfica 2). De esta manera, los municipios que se encuentren en el cuadrante I (III) serán aquellos que han experimentado persistencia de alta (baja) mortalidad infantil entre 1993 y 2005.

**Gráfica 2**  
**Diagrama de Dispersión Índice I Moran Bivariado**

WZt-1	IV (Bajo-Alto)	I (Alto-Alto)
	III (Bajo-Bajo)	II (Alto-Bajo)
	Zt	

Adicionalmente, se examina si la distribución espacial de las variables explicativas descritas en la sección anterior, contribuyeron a la concentración geográfica de la tasa de mortalidad infantil. Para determinar esta contribución, primero se examina para cada uno los determinantes próximos si hay una concentración geográfica en su distribución. Seguidamente, se reestima el índice I de Moran para la tasa de mortalidad infantil condicionándolo al grupo de variables explicativas. De esta manera, se puede determinar si la dependencia espacial de la tasa de mortalidad infantil disminuye o desaparece cuando las condiciones socioeconómicas y demográficas de los municipales son tenidas en cuenta (Díaz 2011).

La inferencia estadística del índice I de Moran no condicionado y condicionado se realiza mediante simulaciones de Monte Carlo que reasigna aleatoriamente los valores de Z en el espacio geográfico y genera una distribución para I. Para cada una de los índices de Moran calculados, fueron realizadas 499 permutaciones de la distribución aleatoria de I, para después ser comparada con la distribución observada de I y determinar su significancia estadística al 5 por ciento.

Para el caso de heterogeneidad espacial o de clústers locales espaciales, se utilizan los estadísticos LISA (Local Indicators of Spatial Association). Estos estadísticos son una derivación del análisis de autocorrelación global que se realiza con el índice I de Moran. Los estadísticos LISA permiten identificar la contribución de pequeñas áreas geográficas a la concentración global de la variable en estudio, este caso la tasa de mortalidad infantil. Es decir, se busca encontrar valores próximos entre el nivel de tasas de mortalidad en un municipio dado y en las municipalidades vecinas a dicho municipio.

El estadístico LISA se define  $I_i$  de la siguiente manera:

$$(2) \quad I_i = \frac{Z_i}{\sum_i Z_i^2} \sum_j W_{ij} Z_j$$

Los resultados de los estadísticos LISA son presentados en mapas, los cuales permiten visualizar la descomposición de la autocorrelación espacial en cuatro tipos: alto-alto, bajo-bajo, alto-bajo y bajo-alto. El primer tipo de autocorrelación espacial implica que una municipalidad con una tasa alta de mortalidad infantil es rodeada por municipalidades con alta mortalidad. El caso contrario sería el tipo bajo-bajo. Los últimos dos tipos de autocorrelación estarían indicando que una municipalidad y las municipalidades vecinas presentan diferentes niveles de mortalidad. La inferencia estadística de los estadísticos  $I_i$  de Moran se realiza igualmente al 5 por ciento de significancia estimando 499 Monte Carlo permutaciones.

## 2.2.2 Análisis de los factores explicativos de la mortalidad infantil

Una vez que se ha detectado que la distribución de la tasa de mortalidad infantil está fuertemente asociada al espacio geográfico, se deben utilizar técnicas de econometría espacial para comprender los factores que pueden explicar este fenómeno. Sin embargo, no hay certeza acerca del tipo de

distribución espacial que sigue la tasa de mortalidad infantil. Por tal razón, se utiliza el modelo espacial de Durbin (Spatial Durbin model) desarrollado por Anselin (1988), cuya especificación es lo suficientemente general para anidar diferentes tipos de interdependencia espacial.<sup>2</sup> Adicionalmente, LeSage y Pace (2009) señalan que el modelo espacial de Durbin produce estimadores insesgados y eficientes, a pesar de que se hayan omitido variables relevantes del modelo y estén correlacionados con el primer rezago espacial de las variables explicativas. Este modelo incluye un rezago espacial en la variable dependiente al igual que rezagos espaciales en las covariables.

Así, la relación entre la tasa de mortalidad infantil y los determinantes próximos es definida mediante la siguiente ecuación:

$$(3) \quad IMR_i = \alpha_{oi} + \rho W_{ij} IMR_i + \delta_1 x_i + \delta_2 W_{ij} x_i + \mu_i$$

Donde,  $i$  es la municipalidad,  $IMR$  es un vector  $[n \times 1]$  que contiene las tasas de mortalidad infantil de  $n$  municipalidades,  $X$  es una matriz  $[n \times k]$  que contiene  $k$  determinantes próximos,  $\rho$  es el parámetro del rezago espacial,  $\delta_1$  es a vector de parámetros de dimensión  $[k \times 1]$  y  $\mu_i$  es un vector de  $[n \times 1]$  que contiene i.i.d términos aleatorios.

Dado que la especificación de este modelo incluye variables rezagas espacialmente, no es posible utilizar el método de mínimos cuadrados, ya que esto implicaría la violación de uno los supuestos básicos (independencia de las observaciones) requeridos para su estimación. Anselin (2010) señala que la estimación de esta clase de modelos debe ser realizada por métodos de máxima verosimilitud (Maximun Likelihood) o mediante el método generalizado de momentos (Generalized Method of Moments). El primer método asume que el término aleatorio sigue una distribución normal. El segundo método supone solamente independencia y una distribución idéntica del término aleatorio, para cualquier tipo de distribución. Sin embargo, para este último método, hay evidencia que muestra que la consistencia de los estimadores es afectada cuando se estima el modelo espacial de Durbin en presencia de regresores autocorrelacionados espacialmente (Pace et al. 2010 en Díaz 2011). Por tal razón, este estudio sigue el método de máxima verosimilitud. Este último modelo presenta dos ventajas (Díaz 2011). La primera se refiere a la estimación de estimadores consistentes a pesar que variables relevantes se hayan omitido del modelo, como por ejemplo: la cobertura de atención prenatal o el número de partos en centros especializados. La segunda hace referencia a la medición de los efectos de las variables explicativas a nivel locales y en el vecindario.

No obstante, este modelo tiene una limitación. LeSage y Pace (2009) demuestra que los parámetros del modelo espacial de Durbin no pueden ser interpretados como efectos marginales (es decir,  $\frac{\partial IMR_i}{\partial X_k} \neq \beta_k$ ), tal y como se haría en una regresión lineal. Esta limitación se deriva de la

---

<sup>2</sup> Anselin (1988) afirma que la dependencia espacial entre las observaciones podría ser capturada incluyendo en el modelo el rezago de la variable dependiente como variable explicativa o podría incorporarse la estructura de dependencia espacial en el error. El primer modelo es conocido como el Modelo de Rezago Espacial (Spatial Lag Model – SAR) y el segundo es conocido como el Modelo de Error Espacial (Spatial Error Model – SEM). El modelo SAR y SEM han sido ampliamente utilizados en la literatura para modelar la tasa de mortalidad infantil, sin embargo no hay claridad sobre la distribución que debería seguir la tasa de mortalidad infantil a nivel municipal. El modelo espacial de Durbin (SDM) anida estas dos especificaciones y representa un modelización general para la tasa de mortalidad infantil.

estructura espacial de los datos, puesto que un cambio en una variable explicativa de una municipalidad  $i$  afecta la municipalidad  $i$ , y al mismo tiempo podría tener un efecto en las municipalidades vecinas (Díaz 2011; Pijnenburg y Kholodilin 2011). Así, las derivadas parciales toman la forma de una matriz como sigue:

$$(4) \quad \frac{\partial IMR}{\partial X_k} = (I_n - \rho W_{ij})^{-1} (I_n \delta_{1k} + W_{ij} \delta_{2k}) = S_k(W_{ij})$$

Dada esta limitación, LeSage y Pace (2009) propuso dos medidas para separar los efectos locales y del vecindario: el efecto directo promedio y el efecto indirecto promedio. El efecto directo promedio es calculado como el promedio de derivadas parciales asociadas a una variable explicativa

en la municipalidad  $i$ , es decir,  $\sum_{i=1}^n \frac{\partial IMR}{\partial X_k} / n$ . En otras palabras, es igual a la traza de la matriz

$S_k(W_{ij})$ . El efecto indirecto promedio es calculado como la diferencia del promedio de todas las derivadas parciales de la variable dependiente con respecto a  $X_{jk}$  para cada  $i$  y  $j$  municipalidades y el efecto directo promedio. En otras palabras, es el promedio de la sumatoria de las derivadas cruzadas de la matriz  $S_k(W_{ij})$ . Para una detallada descripción de la derivación del efecto directo e indirecto ver LeSage y Pace 2009.

Así, este estudio define el efecto local igual al efecto directo promedio de un determinante próximo, es decir, los efectos de esta variable explicativa que se producen en la municipalidad  $i$ . De la misma manera, se define el efecto del vecindario igual al efecto indirecto promedio de un determinado determinante próximo, es decir, los efectos de una variable explicativa que provienen de la municipalidad  $j$ , siendo  $i \neq j$ . Estos efectos son estimados utilizando la rutina desarrollada por LeSage y Pace (2009) en Matlab.

Para analizar la contribución de los factores locales y de vecindario de una variable explicativa en la concentración espacial de la mortalidad infantil, el análisis se debe centrar en 3 casos (Díaz 2010). Primero, se concluye que el efecto local de una variable explicativa es dominante cuando es estadísticamente significativo el efecto local, pero no lo es el efecto del vecindario. Segundo, se concluye que una variable explicativa contribuye a la concentración espacial de la tasa de mortalidad infantil, si tanto su efecto local y del vecindario son estadísticamente significativos. Y por último, se determina que una variable explicativa tiene un efecto acumulativo del vecindario cuando solo el efecto de vecindario es estadísticamente significativo.

### 3. Resultados

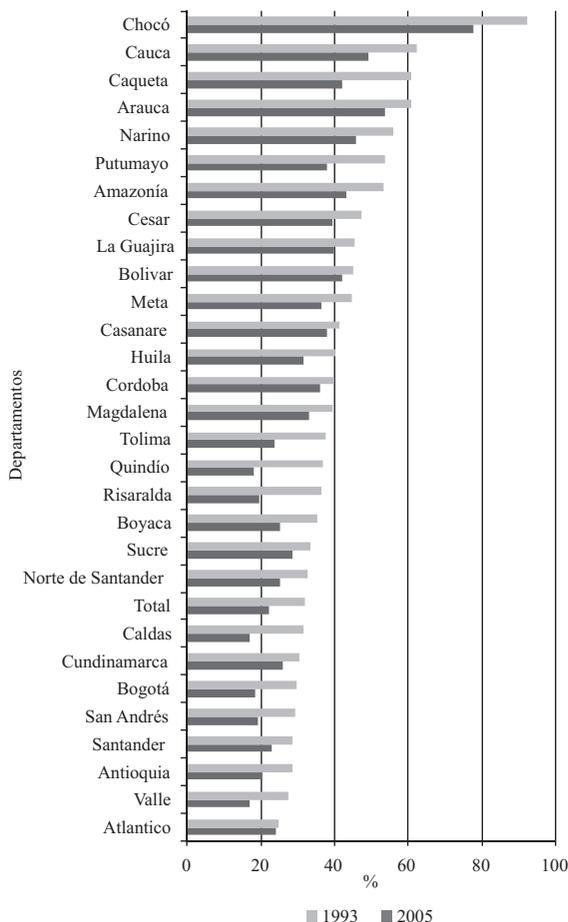
#### 3.1 Análisis exploratorio de la tasa de mortalidad infantil

Entre 1993 y 2005 la tasa de mortalidad infantil disminuyó significativamente, pasando de 37 por 1000 n.v. a 15.9 por 1000 n.v. en Colombia (DANE 2005). La principales reducciones de este indicador se observan durante los años noventa, cuando la tasa de mortalidad se reduce a una tasa del 40 por ciento (Díaz 2003). Sin embargo, pese a que la tasa de mortalidad infantil ha disminuido,

existen amplias diferencias entre los departamentos y esta tendencia parece persistir en el tiempo. Los departamentos del Chocó y el Cauca, ubicados en el oeste del país, presentan altas de mortalidad infantil en ambos años (Gráfica 3). Igualmente, la mortalidad infantil en las municipalidades presenta amplias diferencias. En 1993, las tasas de mortalidad infantil municipales oscilaban entre 11.98 y 106.94. Una situación muy similar se encuentra en el 2005, donde estas tasas fluctuaban entre 9.46 y 116.69 (Cuadro 2).

Durante 1993 y 2005, la disminución de la mortalidad infantil estuvo acompañada de un mejoramiento de las condiciones de vida de los hogares. El acceso a agua potable y drenaje se incrementaron y se redujo el porcentaje de hogares con niveles de hacinamiento. No obstante, algunos factores socioeconómicos continúan siendo un desafío para las municipalidades. Los hogares con población femenina con bajos niveles de educación son superiores al 50 por ciento en

**Gráfica 3**  
**Tasa de Mortalidad Infantil Departamental. Colombia 1993 -2005**



**Cuadro 2**  
**Estadísticas Descriptivas**

Variables	Media	Des. Est.	Media	Des. Est.
<b>Variable dependiente</b>				
Tasa de mortalidad Infantil	37.99	15.73	35.02	14.22
<b>Variables explicativas</b>				
<b>Características de los hogares</b>				
Proporción de hogares con:				
Acueducto	64.06	23.12	70.71	20.16
Drenaje	55.42	24.96	75.30	17.94
con hacinamiento	13.42	7.87	8.33	5.24
<b>Factores demográficos:</b>				
Proporción de hogares con población étnica y afrocolombiana	6.07	12.50	16.69	24.66
Proporción de niños <1 año por mujer*	68.50	29.61	51.83	26.20
<b>Factores socioeconómicos:</b>				
Proporción de hogares con jefatura femenina	21.58	4.76	26.51	4.68
Proporción de mujeres con educación primaria o menos	66.81	12.69	55.82	12.69
Recursos locales per cápita destinados a servicios primarios de salud	1.42	2.30	3.41	4.26
Numero de observaciones : municipios IMPUS	527.00		527.00	

*Nota:* \* Mujeres entre 15 y 49 años de edad al momento del censo.

*Fuente:* Estos resultados fueron obtenidos a partir de la base de datos IMPUS-CP - Colombia data. King, M., Ruggles, S., Alexander, T., Flood, S., Genadek, K., Schroeder, M., Trampe, B., y Vick, R. (2010). Integrated Public Use Microdata Series, Current Population Survey: Version 3.0. Minneapolis, MN: Minnesota Population Center.

el 2005. Los recursos locales para salud primaria per cápita han aumentado, pero existe una amplia dispersión entre las municipalidades. El Cuadro 2 presenta estos resultados.

La Gráfica 4 presenta los resultados del índice I de Moran. El índice I es positivo y pasa de 0.45 en 1993 a 0.64 en 2005. Este resultado implica que a pesar que la mortalidad ha disminuido a nivel nacional, existe una concentración de municipalidades con altas (bajas) tasas de mortalidad infantil en el país. Esta concentración espacial se hace mayor en el 2005. La Gráfica 4 panel B muestra una mayor concentración espacial de las municipalidades en los cuadrante Bajo-Bajo y Alto-Alto, aunque hay un número ligeramente mayor de municipalidades en este último cuadrante.

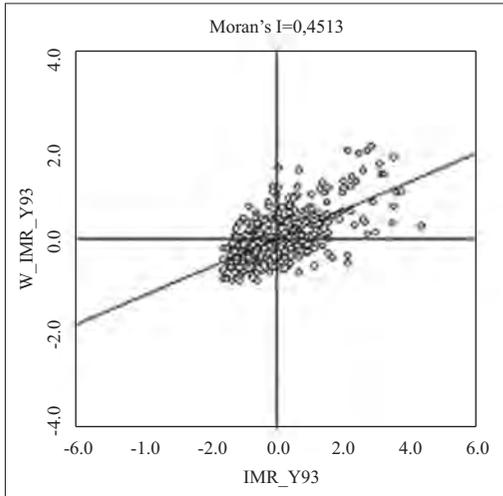
Asimismo, se observa persistencia de alta mortalidad infantil entre 1993 y 2005. La Gráfica 4 panel C presenta los resultados del índice I de Moran bivariado para la mortalidad infantil entre 1993 y 2005. Este diagrama de dispersión compara los niveles de mortalidad infantil en el 2005 y los niveles de mortalidad observados en las municipalidades vecinas en 1993. Los resultados muestran que la mayor parte de las municipalidades se encuentran concentradas en el cuadrante Bajo-Bajo y Alto-Alto. Lo anterior implica que las municipalidades con bajos niveles de mortalidad en el 2005 se caracterizaban por estar rodeadas geográficamente por municipalidades con niveles bajos de mortalidad en 1993. Un resultado similar es encontrado para las municipalidades con altos niveles de mortalidad en el 2005 (cuadrante Alto-Alto, Gráfica 4 panel C). En otras palabras, existe persistencia espacial de los niveles de mortalidad infantil entre 1993 y 2005. No obstante, de nuevo se encuentra un mayor número de municipalidades en el cuadrante de Alto-Alto.

Los resultados del análisis de heterogeneidad espacial de la tasa de mortalidad infantil para 1993 y 2005, los resultados son presentados en los mapas 1 y 2. Las áreas en color indican los cuatro tipos de autocorrelación espacial mencionados a un nivel de significancia del 5%. Los mapas 1 y 2 muestran de nuevo una concentración de la tasa de mortalidad infantil para los dos años de estudio. En 1993, existe una alta concentración de municipalidades con altas tasas de mortalidad infantil principalmente en sur del país (high-high o áreas de color negro). Igualmente, se encuentran concentraciones de alta mortalidad en el noroeste y sureste, sin embargo en menor proporción. En el 2005, la situación cambia un poco y parece que se ha producido dos procesos de concentración de municipalidades con baja y alta mortalidad infantil. El país se divide en dos grandes áreas: centro y periferia. El centro caracterizado con municipalidades con bajas tasas de mortalidad infantil (low-low o áreas de color gris oscuro) y la periferia caracterizada con municipalidades con altas tasas de mortalidad infantil. Pocas municipalidades presentan una autocorrelación espacial negativa (o high-low o alto-bajo o áreas de color gris medio, low-high o bajo-alto áreas de color gris claro) y su número se ha reducido notablemente durante el periodo de estudio.

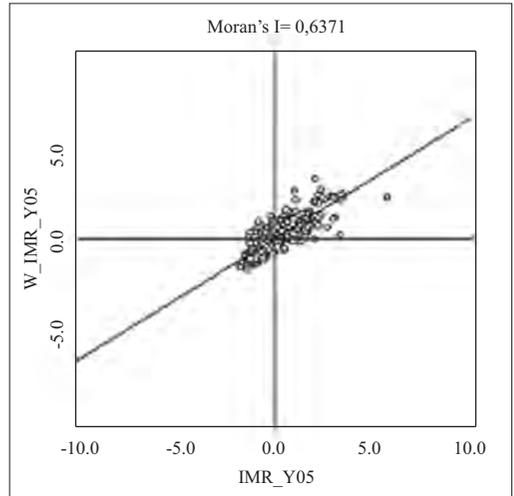
Este mapa de concentración de la mortalidad, centro y periferia en el 2005 se relaciona con el mapa de pobreza del país (Meiser y Roca, 2010). Las municipalidades ubicadas en la zona central del país se distinguen por tener mejores indicadores de riqueza y acceso a servicios de sanitarios. Por el contrario, las municipalidades de la periferia se caracterizan por tener indicadores más desfavorables. Con el objeto de determinar si las condiciones de desarrollo de las municipalidades han alimentado la concentración geográfica de altas o bajas tasas de mortalidad infantil en el tiempo, se estima el índice de Moran bivariado. Este índice relaciona el porcentaje de hogares con necesidades básicas insatisfechas (NBI) en las municipalidades en 1993 y la tasa de mortalidad infantil en 2005. Los resultados son presentados en la Gráfica 5.

**Gráfica 4**  
**Índice de Correlación Espacial I Moran de la Tasa de Mortalidad Infantil Municipal.**  
**Colombia 1993- 2005**

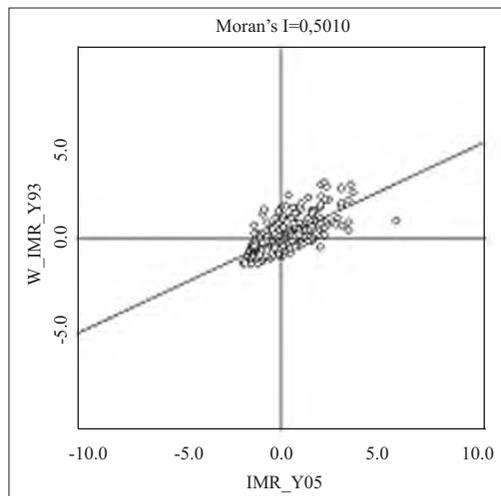
**Panel A. Año 1993**



**Panel B. Año 2005**

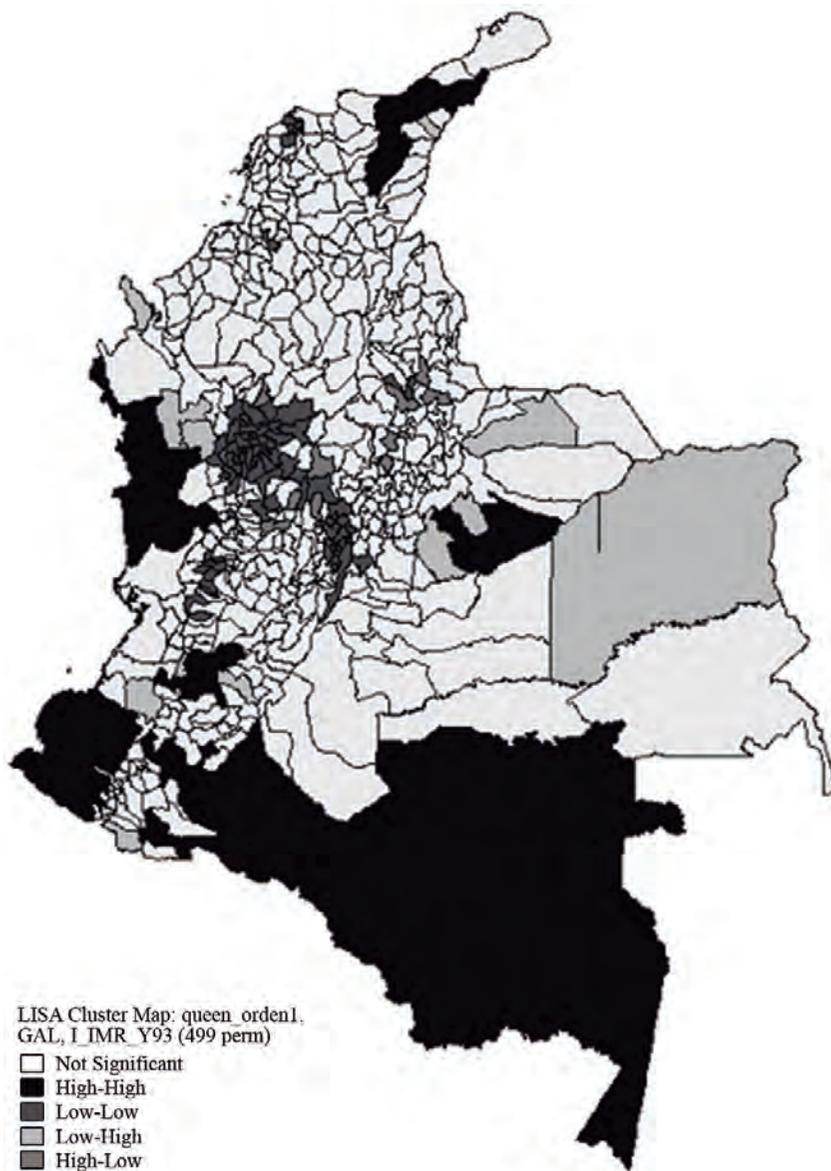


**Panel C. Año 2005 versus Año 1993**

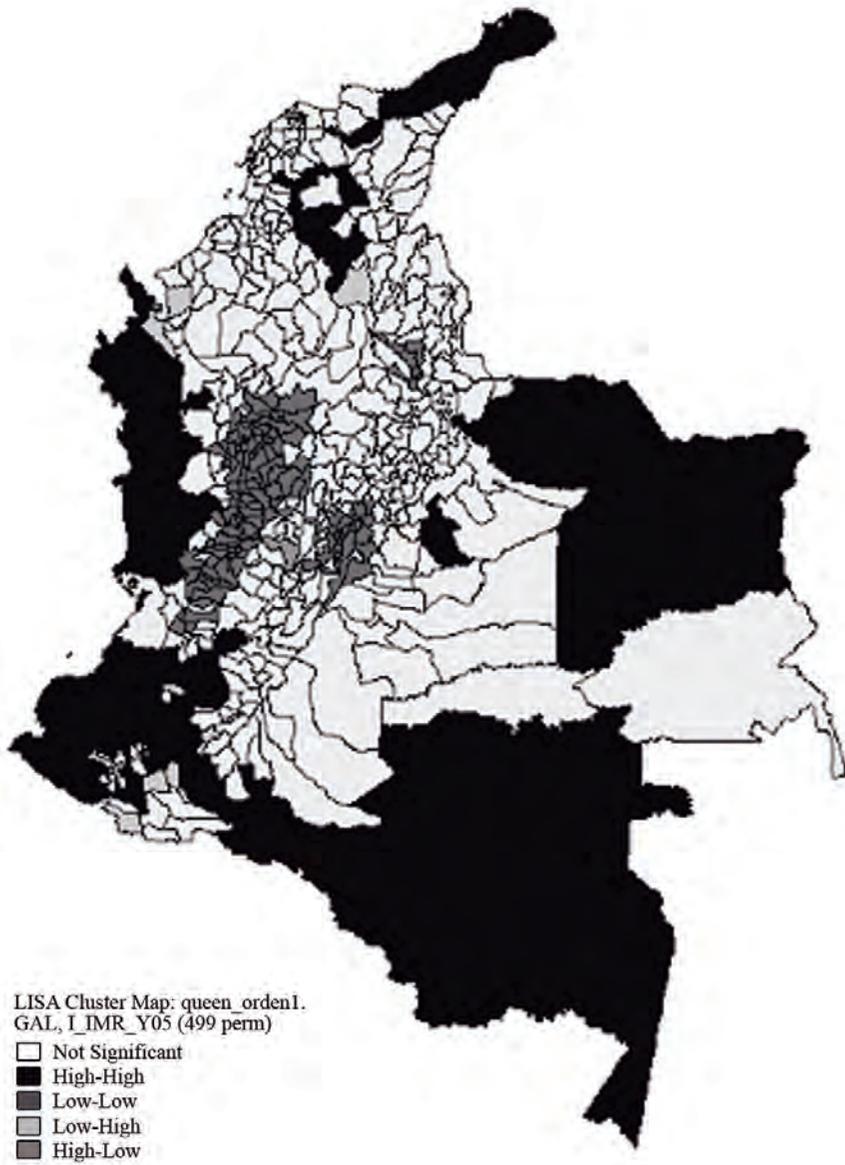


*Nota:* Cálculos de los autores. Inferencia estadística realizada a partir de 499 permutaciones, al 5 por ciento de significancia.

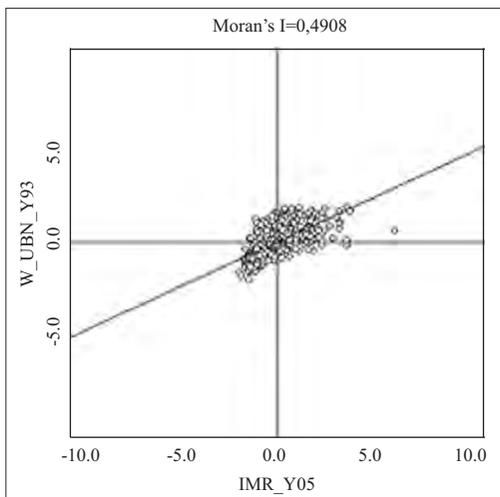
**Mapa 1**  
**Mapa LISA de Mortalidad Infantil Municipal. Colombia – 1993**



**Mapa 2**  
**Mapa LISA de Mortalidad Infantil Municipal. Colombia – 2005**



**Gráfica 5**  
**Índice de Correlación Espacial I Moran de la Tasa de Mortalidad Infantil Municipal de 2005 con el Porcentaje de Hogares con Necesidades Básicas Insatisfechas en 1993. Colombia**



*Nota:* Cálculos de los autores. Inferencia estadística realizada a partir de 499 permutaciones, al 5% de significancia.

El diagrama de dispersión muestra la existencia de autocorrelación espacial positiva entre estas dos variables. Altas tasas de mortalidad infantil en 2005 están asociadas con municipalidades vecinas con alta proporción de hogares con NBI en 1993 (cuadrante Alto-Alto). El caso opuesto es encontrado para las municipalidades que tienen bajos niveles de mortalidad infantil en el 2005, su vecindario estaba caracterizado por tener una baja proporción de hogares con NBI en el 1993. Este resultado estaría indicando que los niveles de pobreza tienen efectos en la mortalidad infantil en el largo plazo y han favorecido las diferencias entre los niveles de mortalidad infantil a nivel geográfico.

Al igual que la tasa de mortalidad infantil, las variables explicativas presentan una dependencia espacial estadísticamente significativa (Cuadro 3). En 1993, el índice I de Moran para la proporción de hogares con hacinamiento, con acceso a drenaje y el número de niños menores de un año por mujeres es mayor a 0.40. En contraste, el índice I de Moran para el porcentaje de hogares con población étnica y afrocolombiana es relativamente pequeño (0.22). En el 2005, la mayor parte de las variables explicativas muestran un patrón de dependencia espacial similar. No obstante, vale la pena destacar que el índice I de Moran se incrementa particularmente para los recursos locales para salud primaria entre 1993 y 2005.

**Cuadro 3**  
**Concentración Espacial de la Tasa de Mortalidad Infantil y las Condiciones Socioeconómicas Municipales en Colombia. 1993-2005**

Variables	1993		2005	
	No condicionado	Condicionado	No condicionado	Condicionado
<b>Variable dependiente</b>				
Tasa de mortalidad infantil	0.45 ***	0.25 ***	0.64 ***	0.33 ***
<b>Variables Explicativas</b>				
<b>Características de los hogares</b>				
Proporción de hogares con:				
Acueducto	0.40 ***		0.41 ***	
Drenaje	0.57 ***		0.50 ***	
con hacinamiento	0.63 ***		0.55 ***	
<b>Factores demográficos:</b>				
Proporción de hogares con población étnica y afrocolombiana	0.22 ***		0.12 ***	
Proporción de niños <1 año por mujer*	0.59 ***		0.65 ***	
<b>Factores socioeconómicos:</b>				
Proporción de hogares con jefatura femenina	0.16 ***		0.13 ***	
Proporción de mujeres con educación primaria o menos	0.37 ***		0.39 ***	
Recursos locales per cápita destinados a servicios primarios de salud	0.32 ***		0.41 ***	

*Nota:* \*\* p<0.01, \*\*\* p<0.001. \* p<0.1. ; \* Mujeres entre 15 y 49 años de edad al momento del censo.

El índice de Moran I no condicional es definido como  $I = e^{-W_e/e}$ , donde e son los términos aleatorios provenientes de la regresión de la tasa de mortalidad infantil sobre una constante y W que representa la matriz de contigüidad espacial. Esta matriz define una municipalidad vecina como aquella que con la que la municipalidad comparte límites geográficos. El índice de Moran I condicional es definido como  $I' = u'Wu / u'u$ , donde u son los términos aleatorios de la regresión de la tasa de mortalidad infantil sobre una constante, sobre un grupo de variables explicativas ( $y_i = a + b_1x_1 + u_i$ ) y sobre W que corresponde a la matriz de contigüidad espacial. Todas las variables son estimadas en logaritmos. La inferencia estadística se basa en el valor de z estandarizado el cual sigue una distribución normal.

*Fuente:* Estos resultados fueron obtenidos a partir de la base de datos IMPUS-CP - Colombia data. King, M., Ruggles, S., Alexander, T., Flood, S., Genadek, K., Schroeder, M., Trampe, B., y Vick, R. (2010). Integrated Public Use Microdata Series, Current Population Survey: Version 3.0. Minneapolis, MN: Minnesota Population Center.

En relación a los resultados del índice I de Moran para la tasas de mortalidad infantil, se encuentra que después de controlar por el conjunto de determinantes próximos, la concentración espacial las tasas de mortalidad infantil disminuye en 1993 y en 2005 en comparación con el índice I de Moran no condicionado (Cuadro 3). Sin embargo, la concentración espacial no desaparece y por el contrario aumenta en el tiempo. El índice I de Moran se incrementa entre 1993 y 2005, pasando de 0.25 a 0.33. Lo anterior, podría estar sugiriendo que ciertos factores no observables a nivel municipal continúan alimentado la concentración espacial de la tasa de mortalidad infantil.

### **3.2 Factores próximos y determinantes de la tasa de mortalidad infantil: efectos locales y de vecindario**

El Cuadro 4 presenta los efectos locales y de vecindario de los determinantes próximos sobre la tasa de mortalidad infantil en 1993 y 2005. Estos efectos son calculados a partir de la estimación de los coeficientes del modelo espacial de Durbin (SMD) que se encuentra en el Anexo 1. Es importante destacar que los coeficientes estimados en el modelo espacial de Durbin y presentados en el Anexo 1 son ligeramente diferentes a los reportados en el Cuadro 3. Esta diferencia entre los coeficientes obedece básicamente a los efectos de retroalimentación (feedback effects) en el conjunto de municipalidades. En otras palabras, los efectos locales y de vecindario promedio representan los efectos de las variables explicativas sobre la tasa de mortalidad proveniente de la localidad  $i$  y de las municipalidades vecinas  $j$ , pero existe igualmente un efecto de retroalimentación del sistema. La municipalidad  $i$  afecta también las municipalidades vecinas y así sucesivamente se produce un efecto acumulativo a lo largo de todo el conjunto de municipalidades. Comparando los coeficientes presentados en el Anexo 1 y los promedios de los efectos locales presentados en el Cuadro 4 son muy similares en la mayoría de los casos y se concluye que no hay efectos de retroalimentación. Salvo para algunos determinantes socioeconómicos, estos efectos resultan importantes y se explicarán más adelante.

**Cuadro 4**  
**Efecto Local y del Vecindario Promedio de los Determinantes Próximos de la Tasa de Mortalidad Infantil (Ln)**

	Modelo espacial de Durbin (SMD)		
	1993	2005	
Características municipales - Variables independientes	Efecto Local	Efecto del vecindario	Efecto Local
<b>Características de los hogares</b>			<b>Efecto del vecindario</b>
Proporción de hogares con:			
Acueducto	-0.21 [ -1.21 ]	-1.21 [-2.49] **	-0.30 [-2.69] *** -0.85 [-2.35] **
Drenaje	-0.73 [ -3.32 ] ***	0.56 [ 1.30 ]	-0.60 [-3.79] *** -1.17 [-2.50] **
con hacinamiento	0.22 [ 0.59 ]	0.02 [ 0.03 ]	0.92 [ 3.16 ] *** 1.01 [ 1.35 ]
<b>Factores demográficos:</b>			
Proporción de hogares con población étnica y afrocolombiana	0.18 [ 1.22 ]	1.91 [ 4.39 ] ***	0.03 [ 0.62 ] 0.11 [ 0.60 ]
Proporción de niños <1 año por mujer*	0.35 [ 2.71 ] ***	-0.31 [-1.28]	0.21 [ 2.29 ] ** -0.23 [-1.05]
<b>Factores socioeconómicos:</b>			
Proporción de hogares con jefatura femenina	1.55 [ 3.42 ] ***	-2.01 [-1.61]	0.70 [ 2.59 ] *** -2.24 [-2.46] **
Proporción de mujeres con educación primaria o menos	0.03 [ 0.09 ]	-1.86 [-3.06] ***	1.60 [ 9.71 ] *** -1.96 [-4.52] ***
Recursos locales per cápita destinados a servicios primarios de salud	-1.58 [ -2.01 ] **	-5.05 [-2.41] **	-0.20 [-0.67] -2.80 [-2.99] ***
R2	0.36		0.72
N	527		527
<b>Prueba de especificación del modelo más apropiada</b>			
<i>Correlación espacial en los errores modelo OLS</i>			
Prueba Durbin-Watson (DL = 1.769)14, N= 550 y K=9 incluyendo la constante)	1.58		1.22

Cuadro 4 (continuación)

Características municipales - Variables independientes	Modelo espacial de Durbin (SMD)			
	1993		2005	
	Efecto Local	Efecto del vecindario	Efecto Local	Efecto del vecindario
<i>Mejor especificación: Modelo espacial de Durbin (SMD)</i>				
Log Likelihood SMD	72.23		321.65	
Log Likelihood SAR	39.79		205.87	
Razón de máxima verosimilitud SAR vs SDM	65 ***		232 ***	
Log Likelihood SEM	66.01		261.23	
Razón de máxima verosimilitud SEM vs SDM	12.43 ***		121 ***	

*Nota:* \*\* p<0.01, \*\*\*p<0.001. ; \* Mujeres entre 15 y 49 años de edad al momento del censo.

Los resultados son derivados de la estimación de los coeficientes del modelo espacial de Durbin (SMD) que se encuentra en el Anexo 1. Los estadísticos T se encuentran en corchetes. La matriz de contigüidad espacial utilizada en la estimación del SMD define la vecindad de un municipio como aquellas municipalidades que comparten un punto o un vértice en sus límites geográficos. Es importante destacar que los coeficientes estimados en el modelo SDM y presentados en el Anexo 1 son ligeramente diferentes a los reportados en el Cuadro 3. Básicamente, esta diferencia entre los coeficientes representa los efectos de retroalimentación (feedback effects) en el conjunto de municipalidades. En otras palabras, se generan efectos sobre la tasa de mortalidad proveniente de la localidad i y de las municipalidades vecinas j, pero la municipalidad i afecta igualmente las municipalidades vecinas y así sucesivamente se produce un efecto a lo largo de todo el conjunto de municipalidades. Sin embargo, comparando los coeficientes presentados en el anexo 1 y los promedios de los efectos directos o locales presentados en el Cuadro 3 son muy similares en la mayoría de los casos, se concluye que no hay efectos de retroalimentación. Sin embargo, se llama la atención que para los recursos locales per cápita para salud primaria en 1993 y para los determinantes socioeconómicos en el 2005, los efectos de retroalimentación en los efectos promedios indirectos fueron superiores a 2.

*Fuente:* Estos resultados fueron obtenidos a partir de la base de datos IMPUS-CP - Colombia data. King, M., Ruggles, S., Alexander, T., Flood, S., Genadek, K., Schroeder, M., Trampe, B., y Vick, R. (2010). Integrated Public Use Microdata Series, Current Population Survey: Version 3.0. Minneapolis, MN: Minnesota Population Center.

El test de Durbin y Watson determina que la modelización de la tasa de mortalidad infantil a través de una regresión lineal produce coeficientes sesgados e ineficientes. De igual manera, la razón de máxima verosimilitud determina que el modelo espacial de Durbin es la mejor especificación versus otras especificaciones espaciales utilizadas para modelizar la tasa de mortalidad infantil, tales como el modelo de rezago espacial (SAR) o el modelo de error espacial (SEM).

Para 1993, los resultados indican que para la mayor parte de los determinantes próximos significativos, el efecto local es el efecto dominante. Entre las características de los hogares, la proporción de hogares con drenaje tiene un efecto positivo en la reducción de la tasa de mortalidad infantil. Un incremento en el 1 por ciento de los hogares con drenaje reduce la tasa de mortalidad en 7.3 por ciento por 1000 n.v. En relación a los factores demográficos la proporción de niños por mujer constituye un factor de riesgo significativo para la mortalidad infantil. Igualmente lo es la proporción de hogares con jefatura femenina.

En contraste, se encuentra que los recursos locales per cápita destinados a salud primaria contribuyeron notablemente en la concentración geográfica de la tasa de mortalidad infantil. Un aumento del 1 por ciento de los recursos locales per cápita para salud primaria reduce la tasa de mortalidad en 15.8 por ciento por 1000 n.v. Este resultado es acompañado por un efecto positivo en la reducción de la mortalidad infantil proveniente del vecindario, donde un aumento del 1 por ciento los recursos locales en las municipalidades vecinas reduce la tasa de mortalidad infantil en 50 por ciento por 1000 n.v. No obstante, este último resultado debe ser interpretado con cautela debido a los efectos de retroalimentación, es decir, el efecto del conjunto de municipalidades sobre la municipalidad  $j$  y que representa en este caso aproximadamente 23.7 por ciento.<sup>3</sup>

En lo concerniente al efecto acumulativo de los determinantes próximos, los resultados muestran que el porcentaje de hogares con acueducto en las municipalidades vecinas produce externalidades positivas y reduce la tasa de mortalidad infantil a nivel local. Un resultado contrario se obtiene en relación a la proporción de hogares con población étnica y afrocolombiana en las municipalidades contiguas. Sorprendentemente, se encuentra que la población femenina con un nivel de educación primaria o menos en las poblaciones vecinas no constituye un factor de riesgo y por el contrario disminuye la tasa de mortalidad infantil.

En 2005, los resultados muestran una situación diferente a la encontrada en 1993. Un número mayor de determinantes próximos alimentan la concentración espacial de la tasa de mortalidad infantil y por lo tanto, favorecen las diferencias en mortalidad infantil entre las municipalidades. Solamente la proporción de hogares con hacinamiento y la proporción de niños menores de un año por mujer tienen un efecto local dominante. Estos factores constituyen elementos de riesgo para la mortalidad infantil a nivel local.

---

<sup>3</sup> La diferencia entre el coeficiente del efecto del vecindario (-2.69) y el efecto promedio indirecto (5.05) es igual a 2.37.

Entre las características de los hogares, la proporción de hogares con acueducto y drenaje reducen ampliamente la mortalidad a nivel local, igualmente el acceso a estos servicios básicos en las municipalidades vecinas. Estos dos efectos en conjunto, local y del vecindario, explican el nivel de concentración geográfica de la mortalidad infantil. El mismo resultado es obtenido para los determinantes socioeconómicos: la proporción de hogares con jefatura femenina y la proporción de mujeres con educación primaria o menos. No obstante, para estas dos variables explicativas el efecto local y del vecindario presentan un signo contrario. A nivel local, un incremento en 1 por ciento de la proporción de hogares con jefatura femenina aumenta la tasa de mortalidad en 7 por ciento por 1000 n.v. Por su parte, la proporción de mujeres con educación primaria o menos lo hace aproximadamente en 16 por ciento por 1000 n.v. En otras palabras, a nivel local estos dos factores socioeconómicos constituyen factores de riesgo para la salud de los menores. Sin embargo, un resultado opuesto se obtiene cuando se analiza el vecindario. Contrariamente a lo esperado, un aumento del 1 por ciento en la proporción de hogares con jefatura femenina y la proporción de mujeres con educación primaria o menos reducen la mortalidad en 22.4 por ciento y 1.96 por ciento. De nuevo estas magnitudes deben ser leídas con cautela, puesto que los efectos de retroalimentación para estas dos variables son del orden del 10 por ciento y 26 por ciento.

A diferencia del año 1993, los recursos locales per cápita para salud no contribuyen a la concentración geográfica de la tasa de mortalidad infantil en el 2005. Solamente el efecto del vecindario para esta variable explicativa resultó significativo y menor comparado con el obtenido en 1993. Los efectos de retroalimentación del sistema se mantienen igualmente superiores al 20 por ciento.

## **4. Discusión**

### **4.1 Resultados principales**

Este estudio muestra que entre 1993 y 2005, la distribución de la tasa de mortalidad infantil se caracteriza por una dependencia espacial de este indicador de estado de salud entre las municipalidades. Esta distribución se ha acentuado notablemente en el 2005 dando lugar a dos concentraciones de municipalidades diferenciadas por nivel de mortalidad. El centro del país se distingue por tener municipalidades con bajas tasas de mortalidad infantil y las municipalidades localizadas en la periferia presentan altas tasas de mortalidad infantil. La concentración geográfica de tasas de mortalidad es explicada principalmente por el acceso de los hogares a servicios básicos y a factores socioeconómicos en las localidades al igual que en las municipalidades vecinas.

### **4.2 Contribución al análisis de descentralización en salud**

La concentración espacial de la tasa de mortalidad infantil muestra la importancia de desarrollar un análisis a nivel regional o municipal de los indicadores de salud, especialmente en contextos donde las decisiones sobre el cómo, el cuándo y el dónde se proveen los servicios sociales se toman en un contexto descentralizado. En Colombia, después de 1993 las municipalidades fueron empoderadas al ampliarse el margen de decisión sobre la provisión de los servicios sociales. Los

gobiernos locales son responsables de una administración eficiente de los servicios de salud primaria, educación y servicios básicos, y se asume que la provisión local se realiza de acuerdo a las necesidades de sus comunidades. Así, una administración local de los recursos debería teóricamente reducir las diferencias al interior de las municipalidades, sin embargo existe la preocupación de que las diferencias entre ellas aumenten (Habibi et al 2003). Esta preocupación teórica parece cumplirse para el caso colombiano, donde las municipalidades han sido empoderadas y las diferencias de mortalidad infantil han aumentado entre ellas.

En efecto, esta política parece que ha sido más efectiva en mejorar el desempeño de las municipalidades más desarrolladas que el de aquellas menos desarrolladas. Meiser y Roca (2010) encuentran que la mayor parte de las municipalidades ubicadas en la periferia, son municipalidades pobres. Esta distribución espacial de la pobreza coincide con los municipios que fueron identificados con mortalidad infantil alta en este estudio. Adicionalmente, existe una persistencia de este fenómeno en tiempo: las tasas de mortalidad infantil recientes están correlacionadas con bajos niveles de desarrollo de las municipalidades en el pasado. Lo anterior muestra que las condiciones socioeconómicas de las municipalidades son un elemento limitante para reducir las diferencias de salud en el largo plazo. En esta misma línea, Soto et al. (2012) encuentran que la descentralización fiscal tiene un efecto mayor en la reducción de la tasa de mortalidad en los municipios con una baja proporción de hogares con NBI versus aquellos que presentan altos niveles de hogares con NBI. Lo anterior estaría indicando que es necesario que los gobiernos locales cuenten con un contexto local favorable (como unidades administrativas y técnicas adecuadas, recursos fiscales, etc.) que les permitan asumir adecuadamente las responsabilidades delegadas y así alcanzar los objetivos propuestos en materia de desarrollo social. La experiencia de otros países en materia de devolución de responsabilidades a las municipalidades confirma estos resultados. Sousa et al. (2010) encuentra una situación similar en Brasil, donde las políticas y las intervenciones focalizadas en niños menores de cinco años e implementadas bajo un marco descentralizado, ha tenido mejores resultados en las municipalidades ricas. Los autores atribuyen este resultado al hecho que las municipalidades pobres en Brasil tienen un acceso limitado a agua potable, drenaje y carecen de personal calificado e instalaciones locales de salud adecuadas.

En las municipalidades localizadas en las regiones noroccidental y la costa noroeste colombiano más del 10 por ciento de los partos son atendidos en los hogares, mientras que en la capital este porcentaje es del 2 por ciento (Profamilia 2005). Flórez et al. (2007) encuentra que los departamentos con mayores inequidades sociales muestran indicadores de acceso y estado de salud de menor desempeño. Así, bajo un sistema descentralizado, el contexto local adquiere una mayor importancia en la disminución de inequidades geográficas. Un contexto local inadecuado limita la capacidad de los gobiernos locales para mejorar las condiciones de sus comunidades y las diferencias entre las municipalidades ricas y pobres aumentan.

Las municipalidades prósperas pueden proveer servicios sociales en mayor proporción y de mejor calidad, igualmente pueden aprovechar las externalidades positivas de otras municipalidades vecinas dado que una municipalidad próspera se encuentra generalmente rodeada por municipalidades igualmente prosperas (Meiser y Roca 2010). Estos factores en conjunto promueven las diferencias entre municipalidades. Una transferencia de prácticas innovadoras y recursos de las municipalidades prósperas a las menos desarrolladas podría romper esta división geográfica que muestran las tasas de mortalidad.

De otro lado, la proporción de mujeres con educación primaria o menos y la proporción de hogares con jefatura femenina aparecen después de una década de empoderamiento de las municipalidades, como variables que contribuyen a la concentración geográfica de la tasa de mortalidad infantil. No obstante, los efectos locales y de vecindario presentan efectos opuestos. A nivel local estos atributos socioeconómicos de las municipalidades aumentan la tasa de mortalidad infantil, mientras que el vecindario las reduce. Varias razones podrían sustentar este resultado. La población pobre y en condición de vulnerabilidad continúa siendo un reto para los gobiernos locales. Esta población se caracteriza por tener un nivel bajo de educación, y en su mayoría son madres cabezas de hogar y menores de edad. En el 2005 esta población ascendía al 49.5 por ciento y la probabilidad de que mujeres cabezas de hogar se encontrasen en condición de vulnerabilidad era 48.8 por ciento (DNP 2006). Estas cifras podrían dar luces sobre el contexto local adverso al cual son enfrentados los gobiernos locales y que podrían favorecer la mortalidad infantil en las municipalidades. No obstante, los resultados de este estudio muestran que este efecto local podría estar siendo atenuado por políticas propuestas e implementadas desde el centro.

Desde mediados de los años noventa, el gobierno nacional ha creado un gran número de programas sociales dirigidos a la población infantil y se focaliza principalmente en la población pobre y vulnerable (Núñez y Espinosa 2007). Uno de los programas más importantes y de mayor cobertura en el país es el Programa de Hogares Comunitarios el cual provee cuidado a niños menores de 5 años de madres pobres. Este programa desarrolla un importante componente nutricional, al igual que formación en prácticas saludables como vacunación, educación a los padres y a la comunidad. Este programa cubre más de 1.2 millones de niños de hogares pobres (Bernal 2010). Otros programas sociales como hogares infantiles se focalizan principalmente en el cuidado de los menores mientras los padres están ausentes del hogar y son implementados a lo largo y ancho del país. La evaluación de estos programas señala que han beneficiado a las poblaciones más vulnerables, principalmente mujeres con bajos niveles de educación y madres cabezas de hogar (Attanasio y Vera-Hernández 2004). Así, estos programas ejecutados desde el centro podrían estar generando mayores ganancias en materia de salud infantil, haciendo que el vecindario se constituya, en promedio, en un factor que amortigüe las condiciones locales adversas.

Este resultado cuestiona la habilidad de los gobiernos locales para sortear y reducir las inequidades sociales en comparación con los resultados que podría tener el gobierno nacional en la maniobra las mismas. Seguramente sería más aconsejable reducir las diferencias entre las municipalidades en términos de acceso a servicios básicos en las viviendas y de dotación de sistemas de salud, antes de delegar las responsabilidades de su administración a los gobiernos locales. Las limitaciones operacionales a nivel local deberían ser un elemento crucial en el diseño de políticas de descentralización, puesto que en la práctica estas podrían reducir notablemente el impacto positivo y potencial de este instrumento de política.

### **4.3 Limitaciones del estudio**

Este estudio analiza las diferencias de las tasas de mortalidad infantil en un contexto de descentralización. Sin embargo, las conclusiones aquí derivadas deben tomar en cuenta las

limitaciones de los datos. En primer lugar, las variables relacionadas a la provisión de servicios de salud materna no fueron incluidas en las estimaciones. Un estudio en Ecuador encuentra que un elemento determinante de las diferencias en indicadores estado de salud entre las municipalidades es la distribución de recursos humanos y dotación de hospitales a nivel geográfico (Lopez-Cevallos y Chi 2010). En segundo lugar, la aproximación metodológica utilizada en este estudio se basa en una matriz de contigüidad de las municipalidades. Las estimaciones de los coeficientes y al inferencia estadística depende de dicha matriz y algunos estudios afirman que diferentes definiciones de dicha matriz pueden afectar la estimaciones de los coeficientes (LeSage y Fischer 2008; Pijnenburg y Kholodilin 2011). Este estudio utiliza la agregación de las municipalidades que hace IPUMS y así se definen los límites geográficos de las municipalidades y por tanto, sus vecindarios. De esta manera, sería aconsejable que futuros estudios analizaran bajo la misma metodología unidades geográficas más pequeñas y más aproximadas al mapa político-administrativo del país. Adicionalmente, sería interesante desagregar las tasas de mortalidad por causa, esto permitiría dibujar y analizar un mapa de la salud de los menores controlando por elementos ambientales y geográficos de forma más detallada.

## 5. Conclusiones

Este estudio analiza la distribución espacial y temporal de la tasa de mortalidad infantil a nivel municipal en Colombia antes y después de otorgar una mayor responsabilidad a las municipalidades en la administración de sus sistemas locales de salud. Los resultados indican que hay una concentración geográfica de la tasa de mortalidad infantil que persiste en el tiempo y define dos grupos de municipalidades con niveles de mortalidad opuestos. Las municipalidades del centro del país presentan tasas bajas y por el contrario, las municipalidades de la periferia se caracterizan por tener tasas altas. Adicionalmente, se encuentra que la distribución de la tasa de mortalidad infantil no obedece simplemente a factores locales. El vecindario contribuye notablemente a la distribución espacial de este indicador. Así, la concentración de la tasa de mortalidad infantil se explica principalmente por el acceso de los hogares a servicios básicos y a las condiciones socioeconómicas de la localidad y del vecindario. Así después de 18 años de devolución de los sistemas de salud locales a las municipalidades, las diferencias entre los municipios en términos de mortalidad infantil han aumentado. Un contexto local adverso limita el margen de maniobra de las autoridades locales. Esfuerzos adicionales deberían de hacerse en pro de reducir las inequidades socioeconómicas entre las municipalidades antes de otorgarles las responsabilidades administrativas a las municipalidades. El diseño de las políticas de descentralización en salud debería tener en cuenta el contexto local, al igual que el contexto del vecindario; esto con el fin de potencializar los resultados que se podrían alcanzar al implementar este tipo de estrategias administrativas.

Anexo 1  
 Tasa de Mortalidad Infantil (Ln) en Colombia 1993-2005. Resultados del modelo Espacial de Durbin

Características municipales - Variables independientes	1993		2005	
	Efecto Local	Efecto del vecindario	Efecto Local	Efecto del vecindario
	$\beta$	$\gamma$	$\beta$	$\gamma$
<b>Características de los hogares</b>				
Proporción de hogares con:				
Acueducto	-0.15 [-0.59]	-0.70 [-0.90]	-0.26 [-1.86] *	-0.30 [-1.00]
Drenaje con hacinamiento	-0.76 [-4.32] ***	0.65 [2.16] **	-0.53 [-4.54] ***	-0.34 [-1.62]
	0.22 [0.96]	-0.08 [-0.25]	0.87 [5.33] ***	0.08 [0.30]
<b>Factores demográficos:</b>				
Proporción de hogares con población étnica y afrocolombiana	0.08 [0.25]	1.19 [3.32] ***	0.02 [0.11]	0.05 [0.18]
Proporción de niños <1 año por mujer	0.37 [0.96]	-0.34 [-0.62]	0.22 [0.71]	-0.23 [-0.47]
<b>Factores socioeconómicos:</b>				
Proporción de hogares con jefatura femenina	1.65 [12.65] ***	-1.96 [-11.02] ***	0.83 [8.38] ***	-1.57 [-11.70] ***
Proporción de mujeres con educación primaria o menos	0.12 [0.26]	-1.22 [-1.54]	1.71 [6.22] ***	-1.89 [-3.94] ***
Recursos locales destinados a servicios primarios de salud	-1.36 [-9.58] ***	-2.69 [-9.67] **	-0.05 [-1.09]	-1.45 [-15.60] ***
Tasa de mortalidad infantil de las municipalidades vecinas	0.39 [0.28]		0.51 [1.00]	
Constante	3.20 [72.50] ***		2.70 [98.33] ***	
R2	0.36		0.72	
N	527		527	

Nota: \*\* p<0.01, \*\*\*p<0.5, \*p<0.1.; \* Mujeres entre 15 y 49 años de edad al momento del censo.

Todas las variables son medidas en logaritmos. Los estadísticos T se encuentran en corchetes. La matriz de contigüidad espacial utilizada en la estimación del SMD define la vecindad de un municipio como aquellas municipalidades que comparten un punto o un vértice en sus límites geográficos.

Fuente: Estos resultados fueron obtenidos a partir de la base de datos IMPUS-CP - Colombia data. King, M., Ruggles, S., Alexander, T., Flood, S., Genadek, K., Schroeder, M., Trampe, B., y Vick, R. (2010). Integrated Public Use Microdata Series, Current Population Survey: Version 3.0. Minneapolis, MN: Minnesota Population Center.

## Referencias

- Anselin, L.** “The Moran Scatterplot as an ESDA Tool to Assess Local Instability in Spatial Association.” En M. M. Fischer, H. J. Scholten, & D. J. Unwin, *Spatial Analytical Perspectives on GIS*. Londres: Taylor & Francis, 1996.
- Anselin, L.** “Thirty years of spatial econometrics.” *Papers in Regional Science*, 89, 1, 2010.
- Anselin, L.** *Spatial Econometrics: Methods and Models*. Kluwer Academic Pub, 1988.
- Attanasio O. y M. Vera-Hernández.** “Medium and Long Run Effects of Nutrition and Child Care: Evaluation of a Community Nursery Programme in Rural Colombia.” EWP04/06, Center for the Evaluation of Development Policies, The Institute for Fiscal Studies, 2004.
- Bernal, R.** “The impact of a technical training program for childcare providers on children’s well-being.” Documentos CEDE. Bogotá: Universidad de los Andes, 2010.
- Bonet, J.** “Desequilibrio regionales en la política de la descentralización en Colombia.” Documentos de Economía Regional. Cartagena: Republic Bank, octubre 2006.
- Bossert T., O. Larrañanga, U. Giedion, J. Arbelaez y D. Browser.** “Decentralization and equity of resource allocation: evidence from Colombia and Chile.” *Bulletin of the World Health Organization*, 81, 3, (2003): 95-100.
- Cage y Foster.** “Overcrowding and infant mortality: a tale of two cities.” *Scottish Journal of Political Economics*, 49, 2, 2002.
- Coelho V. y A. Shankland.** “Making the Right to Health a Reality for Brazil’s Indigenous Peoples: Innovation, Decentralization and Equity.” *MEDICC Review*, 2011.
- Departamento Nacional de Estadísticas (DANE).** “La mortalidad infantil en Colombia según el censo de 1993. Estimaciones departamentales y municipales.” Estudios Censales, DANE press, 1998.
- Departamento Nacional de Estadísticas (DANE).** “Resultados Población Conciliada (a 30 de junio de 2005).” *Censo General 2005*. Colombia, 2005.
- Departamento Nacional de Planeación (DNP).** “Evaluación de la vulnerabilidad, Gobierno Nacional.” Bogotá: 2006.
- Departamento Nacional de Planeación (DNP).** “CONPES Documento 3360.” Colombian Republic, Bogotá: 2010.
- Díaz, A.** “Three essays about Colombian Labor Market.” Charper 4 in Doctoral Thesis, Université Catholique de Louvain. Bruselas, 2011.
- Díaz. Y.** ¿Es necesario sacrificar la equidad para alcanzar desarrollo? El caso de las inequidades en mortalidad infantil en Colombia? Documentos CEDE, Universidad de los Andes, 11, 2003.
- Economic Commission for Latin America and the Caribbean (ECLAC) y United Nations Children’s Fund (UNICEF).** “Reduction of infant mortality in Latin America and the Caribbean: uneven progress requiring a variety of response.” *Challenges*, 6, 2008.
- Economic Commission for Latin America and the Caribbean (ECLAC).** *Social panorama of Latin America*. 2006.
- Faguet, J.** “Does Decentralization Increase Government Responsiveness o Local Needs? Evidence from Bolivia.” *Journal of Public Economics*, 88, (2004): 867-894.
- Florez C., V. Soto, O. Acosta, C. Karl, J. Misa, N. Forero y C. Lopera.** “Avances y desafíos en el sistema de salud Colombiano.” Documentos serie, 15. Fundación Corona, 2007.
- Flórez C. E. y T. Tono.** “Determinantes del acceso y uso de los servicios de salud y del estado de salud.” Monografías 1 y 3, Informe a la Fundación Corona. Bogotá: CEDE y Centro de Gestión Hospitalaria, 2002.
- Gallup, J., A. Gaviria y E. Lora.** “América Latina ¿Condenada por su Geografía?.” Bogotá: Inter-American Development Bank y Alfaomega, 2003.
- Habibi, N., C. Huang, D. Miranda, V. Murillo, G. Ranis y M. Sarkar.** “Decentralization and human development in Argentina.” *Journal of Human Development*, 4, 1, 2003.
- Hutton, J.** “Indicators for monitoring health sector reform and the sector wide approach.” *In Presentation at sector wide approach in health conference Moving from Policy to Practice*. Amsterdam: Royal Tropical Institute, 2000.

- Janssens, W.** “Measuring Externalities in Program Evaluation: Spillover Effects of a Women’s Empowerment Programme in Rural India.” Tinbergen Institute Discussion Paper, TI 05-017/2. University Amsterdam (VU), 2004.
- Jaramillo, I.** *Evaluación de la descentralización en salud en Colombia*. Ministerio de la Protección Social, Bogotá. 2000.
- Jiménez-Rubio-Rubio, D.** “The impact of decentralization of health services on health outcomes: evidence from Canada.” *Applied Economics*. First published (iFirst), (4 de diciembre 2010): 1-11.
- Kishor S. y S. Parasuraman.** “Mother’s employment and infant and child mortality in India.” National Family Health Survey Subject Report, 8. 1998.
- Kuate-Defo, K. y K. Diallo.** “Geography of child mortality clustering within African families.” *Health and Place*, 8, (2002): 93-117.
- LeSage, J. y M. Fisher.** “Spatial growth regressions: Model specification, estimation and interpretation.” *Spatial Economic Analysis*, 3, (2008): 3.
- LeSage, J. y R. Pace.** “Introduction to spatial econometrics.” Chapman and Hall/CRC, 2009.
- Lopez-Cevallos, D. y C. Chi.** “Assessing the context of health care utilization in Ecuador: a spatial and multilevel analysis.” *BMC Health Services Research*, 10, (2010): 64.
- Lychagin, S., J. Pinkse, M. Slade y J. Van-reenen.** “Spillovers in Space: Does Geography Matter?.” NBER Working Paper, 16188. 2010.
- Meiser, A. y L. Roca.** “Persistencia de las desigualdades regionales en Colombia: Un análisis espacial.” Documentos de Economía Regional. Cartagena: Republic Bank, enero, 2010.
- Mejía, C. y O. Attanasio.** “Descentralización en América Latina: estudios de caso.” Documentos No. 30. Londres: Instituto de estudios fiscales, 2008.
- Núñez, J. y S. Espinosa.** “Asistencia social en Colombia diagnóstico y propuestas.” Bogotá: Mission to design a strategy for reducing poverty and inequality (MERPD) – Departamento Nacional de Planeación (DNP), 2007.
- Pace, R., J. LeSage y S. Zhu.** “Spatial dependence in regressors and its effects on estimator performance.” 2010.
- Pijnenburg, K. y K. Kholodilin.** “Do regions with entrepreneurial neighbors perform better?.” Deutsches Institut für Wirtschaftsforschung.” Documento de trabajo, 1113. Berlín , 2011.
- Pinto, D. y W. Hsiao.** “Colombia: social health insurance with managed competition to improve health care delivery in Social Health Insurance for Developing Countries.” In *The World Bank Institute*, 105-132, edited by W. Hsiao y P. Shaw, 2006.
- Profamilia.** “Salud sexual y reproductiva en Colombia - Encuesta nacional de demografía y salud.” Bogota: Profamilia Press, 2005.
- Programa de las Naciones Unidas para el Desarrollo (PNUD).** *Índices de Desarrollo Humano*. Actualizado 2008, disponible en: [http://en.wikipedia.org/wiki/List\\_of\\_countries\\_by\\_percentage\\_of\\_population\\_living\\_in\\_poverty](http://en.wikipedia.org/wiki/List_of_countries_by_percentage_of_population_living_in_poverty) (consultado en 2009).
- Saltman, R., V. Bankauskaite y K. Vrangbaek.** “Decentralization in health care.” *European Observatory on Health System and Policies series*, 2006.
- Sánchez, F.** “Descentralización y progreso en el acceso a los servicios sociales de educación, salud y agua y alcantarillado.” Mission to design a strategy for reducing poverty and inequality (MERPD) – Departamento Nacional de Planeación (DNP), Bogotá, 2006.
- Sánchez, F. y J. Nuñez.** “Geography and economic development in Colombia: a municipal approach.” Research Network Working Paper, Latin American Development Bank, R-408, 2000.
- Sausa, A., K. Hill y M. Dal Poz.** “Subnational assessment of inequality trends in neonatal and child mortality in Brazil.” *International Journal for Equity in Health*, (2010): 9, 21.
- Shah, A. y R. Boadway.** *Fiscal Federalism*. Nueva York: Cambridge University Press, 2009.
- Soto, V., Farfan, M.I., Lorant, V. 2012.** The fiscal decentralization and infant mortalities rates: Colombian case. *Social, Science and Medicine*, Volume 74, Issue 9, páginas 1426–1434.
- Ssendaula, G.** “Infant mortality in Uganda 1995-2000, why the non-improvement.” Ministerio de Finanzas, Planeación y Desarrollo Económico de Uganda, Paper de discusión 6, 2002.
- Tobler, W.** “A computer movie simulating urban growth in the Detroit region.” *Economic Geography*, 46, (1970): 234–240.