



Investigación Económica

ISSN: 0185-1667

invecon@servidor.unam.mx

Facultad de Economía

México

A. Urrego, Joaquín; Gómez Toro, Catalina; Velásquez C, Hermilson; Valderrama, Juan
David

Efecto de los ingresos permanentes sobre el delito: un enfoque espacial y un caso de
aplicación

Investigación Económica, vol. LXXV, núm. 298, octubre-diciembre, 2016, pp. 115-153

Facultad de Economía

Distrito Federal, México

Disponible en: <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=60148183004>

- Cómo citar el artículo
- Número completo
- Más información del artículo
- Página de la revista en redalyc.org

redalyc.org

Sistema de Información Científica

Red de Revistas Científicas de América Latina, el Caribe, España y Portugal

Proyecto académico sin fines de lucro, desarrollado bajo la iniciativa de acceso abierto

Efecto de los ingresos permanentes sobre el delito: un enfoque espacial y un caso de aplicación*

Joaquín A. Urrego^a ▪ Catalina Gómez Toro^{b,d}
Hermilson Velásquez C.^b ▪ Juan David Valderrama^c

Resumen

En este estudio se usa información espacial para complementar los análisis que sobre el crimen hace la teoría económica y que se centran en la disponibilidad de fuerza policial y eficiencia de la justicia. Particularmente, se analiza el papel que juega el nivel de ingresos permanentes sobre los delitos en una unidad geográfica y sus vecinos, además de la relación de éstos con las características socioeconómicas. Un ejercicio de aplicación para las comunas de Medellín permite afirmar que un aumento del 1% en los ingresos permanentes en las comunas reduce en promedio en 0.67% los delitos, y el efecto sobre sus vecinos es significativo y variable. Los modelos de panel tradicionales subestiman el impacto real que puede tener un incremento en los ingresos sobre algunas comunas. Pruebas de robustez evidencian la bondad de los resultados y la adecuación del modelo al proceso generador de los datos.

Palabras claves: panel espacial; delito; ingreso; Medellín.

Clasificación JEL: K4; C23; R12; R23.

Manuscrito recibido el 3 de diciembre de 2015; aceptado el 26 de agosto de 2016.

* Los autores deseamos agradecer a los asistentes al IV Congreso de Economía Colombiana, realizado el 26 de septiembre de 2014 en la Universidad de los Andes (Bogotá, Colombia), por sus excelentes comentarios. Las opiniones expresadas en este documento son responsabilidad exclusiva de los autores y no reflejan, necesariamente, los puntos de vista del Banco Mundial, la Universidad EAFIT, el Centro de Investigaciones Económicas y Financieras y el Instituto de Deportes y Recreación de Medellín, ni de sus directivos.

- a Oficina del Economista en Jefe para Latinoamérica y el Caribe, Banco Mundial (Estados Unidos de América).
- b Centro de Investigaciones Económicas y Financieras, Universidad EAFIT (Colombia).
- c Instituto de Deportes y Recreación de Medellín (Colombia).
- d Autora para correspondencia: cgomez1@eafit.edu.co.

© 2016 Universidad Nacional Autónoma de México, Facultad de Economía. Este es un artículo *Open Access* bajo la licencia CC BY-NC-ND (<http://creativecommons.org/licenses/by-nc-nd/4.0/>).

Abstract

In this study, spatial information is used to complement the analysis that crime makes an economic theory focused on the availability of police force and judicial efficiency. Particularly, this document analyzes the role that the level of permanent income plays in crimes in a geographical unit and its neighbors, in addition to the relationship of socioeconomic characteristics. An exercise that was applied in the communes of Medellín confirmed the idea that an increase in permanent revenues of 1% reduces crimes in the communes on average by 0.67%. The effect this has on its neighbors is significant and variable. Traditional panel models underestimate the real impact that an increase in income in some neighborhoods has. Robust tests show the accuracy of the results and the adequacy of the model data generating process.

Key words: Space panel; crime; income; Medellín.

INTRODUCCIÓN

Los modelos clásicos de la teoría económica del crimen plantean que el acto criminal obedece a una decisión racional del individuo que resulta de una comparación entre la utilidad esperada de delinquir y el costo de hacerlo (Becker, 1968; Ehrlich, 1973; Lochner, 1999), y se constituyen en uno de los problemas más serios para las ciudades, al cual se deben enfrentar los gobernantes (Brooks, 2008). Los estudios sobre disuasión han centrado su atención en la disponibilidad de fuerza policial y en la eficiencia del sistema judicial; sin embargo, pocos son los trabajos que estudian el efecto disuasivo que sobre una unidad espacial y sus vecinos puede tener el ingreso.

Este artículo pretende evaluar el efecto del ingreso promedio por trabajo sobre los delitos en Medellín, teniendo en cuenta que las comunas¹ y corregimientos² de la ciudad no son unidades territoriales aisladas y que entre las mismas es necesario considerar relaciones espaciales. Para ello, se proponen modelos de datos de panel espacial que expliquen el número total de delitos cometidos en términos del ingreso, variables de control y el espacio como elemento importante de análisis.

En las últimas cuatro décadas Medellín se ha caracterizado como una de las ciudades latinoamericanas que ha presentado altos niveles de criminalidad, causados principalmente por las estructuras de narcotráfico y crimen organizado

1 Se define como comuna una unidad territorial cuyo nivel de agregación es mayor al de barrios, pero menor al de municipalidad.

2 Se define como corregimiento a la unidad territorial que se encuentra en el área rural del municipio.

(Gaviria y Pagés, 2002). Esta ciudad alcanzó la tasa más alta de homicidios en 1991, con 381 muertos por cada 100 mil habitantes, siendo catalogada como la más violenta del mundo en dicho año. Sin embargo, esta situación ha cambiado progresivamente, permitiendo que en 2012 se presente una tasa de 40 homicidios por cada 100 mil habitantes.

No obstante, es importante resaltar que este fenómeno de la violencia en Colombia ha sido similar al caso mexicano, donde el crimen se parece en parte a lo que vivió Colombia durante la guerra de los cárteles de droga en la década de los noventa, dadas sus raíces comunes de narcotráfico que posteriormente se conforma en crimen organizado, presentando ambos países instituciones débiles y un alto nivel de corrupción.

Cabral, Mollick y Saucedo (2016) mencionan cómo se ha incrementado el estudio del aumento de la violencia en México a nivel de evidencia de ciudad o de estados, poniendo como ejemplo a Flores y Rodríguez-Oreggia (2014), quienes realizan un análisis usando como marco de referencia un estudio espacial a nivel de municipalidades, buscando explicar la tasa de homicidios, controlando por inequidad, desempleo juvenil, ingreso y otros factores.

De esta manera, Flores y Rodríguez-Oreggia (2014), así como este artículo, tienen en consideración efectos espaciales para realizar el análisis del caso mexicano, dado que se evidencia una heterogeneidad en el territorio que hace preciso el estudio tomando en cuenta aspectos geográficos debido a la distribución del crimen en un territorio específico.

El artículo está dividido en seis secciones, incluyendo la presente introducción. La segunda parte presenta el marco teórico. Posteriormente, en la tercera, se muestra la metodología usada para el proceso de estimación. Para continuar, en la cuarta sección se describen los datos y se exhiben los principales hechos estilizados. Los resultados de los modelos econométricos y las pruebas de robustez se presentan en la quinta sección. Finalmente, se expone una sección de conclusiones.

MARCO TEÓRICO

El análisis económico del crimen inicia su proceso de formalización con Becker (1968), quien plantea que la inversión estatal en fuerza policial influye directamente en la disminución de la criminalidad. Su argumento muestra que mayor celeridad y severidad en las penas hacen dudar al individuo al momento de cometer un crimen.

Por su parte, Ehrlich (1973) plantea que el individuo tiene la posibilidad de participar en dos actividades de mercado: la legal y la ilegal. En ese sentido, compara el tiempo y los rendimientos que invierte el individuo en las actividades legales e ilegales. Para que una persona actúe ilegalmente será suficiente que el beneficio marginal esperado del delito supere al valor marginal esperado del castigo.

En la investigación sobre las causas de la actividad criminal, Levitt (2001) y Spelman (2005) relacionan los asesinatos con arrestos, condenas, prisiones y condiciones socioeconómicas fundamentales para explicar algunos determinantes de la violencia. Estudios como los de Bayley (1994) y Takeli y Günsoy (2013) le otorgan mayor responsabilidad a factores sociales y ambientales del territorio (pobreza, desigualdad, hábitat urbano, migración, entre otras) que a la misma presencia policial.

En esta perspectiva, Freeman (1996) y Lochner (1999) muestran que los actos criminales guardan una relación directa con fenómenos de delincuencia juvenil y bajos niveles de escolaridad. De esa misma manera, el analfabetismo también resulta determinante y hace necesario incrementar los niveles educativos de la población (Alcan y Şahin, 2011).

La evidencia en cuanto a ingresos muestra que bajos niveles de estos son una causa de la delincuencia. En el estudio de Fleisher (1966, p. 134) se estima que en áreas de extrema delincuencia un incremento de un 1% en los ingresos puede causar una disminución de 2.5% en la tasa de delitos. Por su parte, Hipp (2007 y 2011) encuentra que la segregación económica y las desigualdades en el ingreso elevan las tasas de criminalidad en las ciudades con heterogeneidad étnica. South (2005) y Choe (2008) también evalúan las desigualdades en el ingreso y encuentran efectos sobre los delitos diferentes en el corto y largo plazo.

Dahlberg y Gustavsson (2008) plantean la importancia de utilizar variables de ingresos permanentes y no transitorios debido a que desigualdades en los primeros generan un efecto positivo y significativo sobre el total de delitos, mientras que un aumento de la desigualdad en el ingreso transitorio no tiene ninguna variación significativa en cualquier tipo de delito.

Es así como en este artículo se discuten tres aspectos complementarios de la relación entre los factores económicos y el delito: los niveles de ingreso, la desigualdad del ingreso y el desempleo. Abordando primero el tema de desempleo, Flores y Rodríguez-Oreggia (2014) argumentan que la tasa de desempleo juvenil es una variable que puede ser determinante de un incremento de los homicidios, si se considera que la falta de oportunidades puede ser atractiva para

el crimen. Los autores también encuentran que la inequidad del ingreso a nivel de municipalidad afecta positivamente los homicidios, además de aumentos en las tasas de homicidios en todas las unidades geográficas vecinas de la muestra.

El ingreso, por su parte, ha sido fundamental desde comienzos de la teoría del crimen para entender la racionalidad costo-beneficio que hace el delincuente, al analizar el costo de oportunidad de cometer el delito *versus* no hacerlo. Sin embargo, además del ingreso, la literatura aborda la problemática del crimen desde la perspectiva de la desigualdad.

Específicamente para América Latina, otros estudios como el de Fajnzylber, Lederman y Loayza (1998) encuentran que un aumento en la inequidad en el ingreso aumenta la tasa de crimen, y que la inercia criminal (historia delictiva del territorio) es significativa también, argumentando cómo tanto los estudios teóricos como empíricos consideran el papel de tres tipos de condiciones sociales para determinar la incidencia de la actividad criminal: ingreso promedio de las comunidades involucradas, el patrón de la distribución del ingreso y el nivel de educación.

En cuanto a los delitos de interés de este artículo, homicidios y asaltos (hurto), Hsieh y Pugh (1993) encuentran que estos crímenes están cercanamente más asociados con la pobreza y la desigualdad del ingreso que otros, como el secuestro. Del mismo modo, Briceño-León, Villaveces y Concha-Eastman (2008) hallan para los países latinoamericanos que los factores relacionados con la violencia incluyen inequidad social, rezago en oportunidades de empleo, segregación urbana, mercado de droga locales, entre otros.

Para el caso de Medellín, Medina, Posso y Tamayo (2011) identifican algunas características generales de la violencia en la ciudad y los principales costos que este fenómeno representa para la política pública. Por su parte, Martín (2012) hace un análisis de la condición de violencia, mafia y criminalidad en la ciudad durante el periodo 1975-2012. Esta investigación referencia un periodo que puede enmarcarse entre 2005-2008, en el cual grupos armados ilegales bajo la dirección de Diego Fernando Murillo Bejarano, alias “Don Berna”, ejercían actividades que redundaban en una mejora en la seguridad de Medellín que algunos, como Martín (2012), atribuyen a una gobernabilidad garantizada por dicho cabecilla (“donbernabilidad”) y a los esfuerzos institucionales para atender a los desmovilizados.³

3 En diciembre de 2003 se desmoviliza el Bloque Cacique Nutibara y en 2005 lo hace el Bloque Héroes de Tolová. Ambos grupos relacionados con los crímenes en Antioquia y la ciudad de Medellín.

Este hecho está bastante relacionado con las concepciones neoinstitucionalistas vinculadas con el conflicto y la violencia. Restrepo (2009) explica que el conflicto (normalmente acompañado de actos criminales) se puede comprender desde la falta de las instituciones, la ausencia de un ordenamiento jurídico y la preeminencia de los comportamientos indebidos de la sociedad, aspectos que indiscutiblemente han tenido lugar en Colombia. Una falla institucional en la toma de decisiones sociales de este tipo agudiza la inercia de la violencia, haciéndola prevalecer durante décadas (Arrow, 1952). Knight (1992) trata de explicar los efectos de las instituciones en la vida social, concentrándose en la relación entre la acción racional y las restricciones institucionales; lo anterior en línea al nuevo institucionalismo, perspectiva que mantiene la idea de la importancia de las reglas legales y su relación con el orden privado (Williamson, 2000).

Para relacionar el análisis económico del crimen (Becker, 1968; Ehrlich, 1973, etc.) y la teoría institucionalista, Carnis (2005), inspirándose especialmente en las ideas de Coase (1960), sostiene que en ambas perspectivas los objetivos de una sociedad son maximizar la producción, dados unos niveles de factores, si se tiene en cuenta que un delito es considerado un efecto perjudicial cuando los costos sociales asociados son mayores que las ganancias.

En términos metodológicos, específicamente de econometría espacial, el trabajo de Menezes, Silveira-Neto y Ratton (2013) aplican modelos de regresión con rezago espacial en los delitos violentos (variable dependiente) y concluyen que la desigualdad aumenta los niveles de homicidios por un efecto indirecto; sin embargo, debido a la relación espacial entre los barrios, este efecto es mitigado por el directo. Scorzafave y Soares (2009, p. 42) realizan el cálculo de la elasticidad de la desigualdad por ingresos (permanentes) en delitos, principalmente a la propiedad, para los municipios del estado de São Paulo, encontrando que ésta asciende a 1.46.

En línea con la metodología y la relevancia del análisis espacial, otros autores resaltan las diferencias territoriales del crimen en México, por lo que el espacio es importante sea cual sea el enfoque que se le dé a la explicación de la violencia. Es así como se encuentra en la literatura a Albuquerque (2007) estudiando las ciudades hermanas entre México y Estados Unidos, concluyendo que la tasa de homicidios es fundamentalmente diferente, encontrando que cuando aumentan los homicidios en unas ciudades fronterizas mexicanas, los mismos tienden a disminuir en otras ciudades también en la frontera, existiendo, por ende, un componente espacial que no se puede desconocer. Además, el estudio de Flores y

Rodríguez-Oreggia (2014), quienes usando como marco de referencia un análisis espacial a nivel de municipalidades, explica la tasa de homicidios, controlando por inequidad, desempleo juvenil, ingreso, entre otros factores.

Pan, Widner y Enomoto (2012) utilizan análisis espacial para encontrar una relación positiva entre el crecimiento del producto interno bruto (PIB) per cápita para los estados mexicanos y el crecimiento de los estados vecinos, y una relación negativa con el crimen en los estados vecinos. Para Brasil, De Lima *et al.* (2005) investigan la asociación entre los índices de homicidios y variables socioeconómicas, teniendo en cuenta el lugar espacial de los indicadores. Para este caso, las variables independientes tenidas en cuenta fueron el índice de Gini, un índice de condiciones de vida, ingreso de la familia per cápita, ingreso promedio de la cabeza de familia, tasa de pobreza, tasa de analfabetismo y densidad demográfica, utilizando análisis espacial con los siguientes modelos: prueba de autocorrelación espacial determinada por el Índice de Moran (I-Moran), regresión lineal múltiple, modelo de regresión espacial (SAR) y modelo aditivo generalizado para la detección de tendencia espacial (LOESS).

METODOLOGÍA

Este estudio considera que el ingreso promedio permanente de los hogares y la ubicación geográfica de las unidades territoriales, así como la interacción entre las mismas, tienen un efecto representativo sobre los delitos violentos. Introduciendo en la metodología componentes espaciales se puede demostrar que la relación ingreso-delitos difiere dependiendo de la unidad objeto de intervención.

Sea y_{it} el valor de la variable dependiente en la unidad territorial i y el tiempo t , es decir:

$$y_{it} = f(i, t) \quad [1]$$

la teoría económica permite proponer la forma funcional:

$$y_{it} = f(i, t, \text{variables estructurales, variables de control}) \quad [2]$$

que puede ser estimada utilizando la metodología tradicional de datos de panel, en la cual:

$$y_{it} = \beta X_{it} + u_{it} \quad [3]$$

$$u_{it} = \alpha_i + v_{it}, v_{it}: \text{ruido blanco} \quad [4]$$

Sin embargo, para este trabajo se considera el espacio como un elemento fundamental para la explicación de muchos fenómenos y, por tanto, su información puede ser recogida en una matriz cuadrada denominada de contigüidad espacial y que tradicionalmente se representa por W . Los modelos de datos de panel espacial utilizan la matriz W y su especificación es (Elhorst, 2014):

$$y_{it} = \rho W y_{it} + \beta X_{it} + \delta W X_{it} + u_{it} \quad [5]$$

$$u_{it} = \lambda W u_{it} + \varepsilon_{it}, \varepsilon_{it}: \text{ruido blanco} \quad [6]$$

Si se imponen restricciones sobre algunos de los parámetros se obtienen:

- 1) SAR: modelo con rezago espacial en la variable dependiente. En este se considera:

$$\delta = \lambda = 0 \quad [7]$$

Reemplazando en las ecuaciones [5] y [6] se obtiene:

$$y_{it} = \rho W y_{it} + \beta X_{it} + \varepsilon_{it} \quad [8]$$

Bajo estos supuestos, la relación espacial se da directamente por la presencia de la variable endógena rezagada, mientras que no se considera la relación directa entre las características propias de las vecinas con la variable endógena ($\delta = 0$).

- 2) SEM: modelo con rezago espacial en el término de error. Se supone:

$$\rho = \delta = 0 \quad [9]$$

Esto da como resultado:

$$y_{it} = \beta X_{it} + u_{it} \quad [10]$$

$$u_{it} = \lambda W u_{it} + \varepsilon_{it} \quad [11]$$

En este modelo la relación espacial se da por medio del denominado contagio, donde los choques exógenos se propagan entre las unidades vecinas.

- 3) SARAR: modelo con rezago espacial en la variable dependiente y en el término de error. Asume que:

$$\delta = 0 \quad [12]$$

Sustituyendo:

$$y_{it} = \rho W y_{it} + \beta X_{it} + u_{it} \quad [13]$$

$$u_{it} = \lambda W u_{it} + \varepsilon_{it} \quad [14]$$

El supuesto en la ecuación [12] establece que la relación espacial se presenta por dos mecanismos: el primero se da por medio de la relación directa entre la variable endógena y su rezago espacial, y el segundo por choques aleatorios en las unidades vecinas, los cuales tienen un efecto contagio sobre la unidad i .

- 4) Modelo de Durbin. Rezago espacial en la variable dependiente y en las independientes. Supone que:

$$\lambda = 0 \quad [15]$$

Luego:

$$y_{it} = \rho W y_{it} + \beta X_{it} + \delta W X_{it} + \varepsilon_{it} \quad [16]$$

Este modelo, a diferencia del anterior, plantea que sí existe una relación espacial con las características individuales de cada una de las unidades vecinas. Sin embargo, no plantea relación espacial en el término del error. Según este enfoque, los choques espaciales se propagan y generan a través de intervenciones sobre las variables explicativas de interés.

La decisión estadística sobre cuál modelo elegir entre las diferentes alternativas requiere de contrastes de hipótesis que evalúen la relación existente entre cada una de las opciones y cómo desde una de ellas es posible recoger adecuadamente el proceso generador de los datos. El proceso consiste en partir del modelo más complejo (Durbin) y observar si los demás modelos brindan al menos la misma información para después determinar qué tan probable es que el primero represente al modelo Durbin. En este caso, las tres pruebas para la selección del modelo se encuentran en el cuadro 1.

Cuadro 1
Pruebas estadísticas para la selección del modelo espacial

<i>Prueba</i>	<i>SAR</i>	<i>SEM</i>	<i>SARAR</i>
Hipótesis nula	$\delta = 0$	$\delta = -\rho\beta$	SARAR se puede representar mediante el modelo Durbin
Hipótesis alternativa	$\delta \neq 0$	$\delta \neq -\rho\beta$	SARAR no se puede representar mediante el modelo Durbin
Estadístico de prueba	Prueba lineal de Wald (distribución F)	Prueba no lineal de Wald (distribución F)	Prueba de razón de verosimilitud (distribución chi-cuadrado)
Región de rechazo	$\text{Prob}(F) < \alpha$	$\text{Prob}(F) < \alpha$	$\text{Prob}(\text{chi-cuadrado}) < \alpha$
Conclusión	Bajo hipótesis nula verdadera el modelo adecuado es SAR; bajo hipótesis alternativa verdadera el modelo adecuado es Durbin	Bajo hipótesis nula verdadera el modelo adecuado es Durbin; bajo hipótesis alternativa verdadera el modelo es SEM Belotti, Hughes y Piano, 2013)	Bajo hipótesis nula verdadera el modelo adecuado es Durbin; bajo hipótesis alternativa verdadera el modelo es SARAR (Ming y Kuan-Pin, 2013)

Fuente: elaboración de los autores.

CASO DE APLICACIÓN: MEDELLÍN

Medellín está dividida en 16 comunas y 5 corregimientos (véase el mapa 1), donde las comunas son en términos generales las asociadas a la zona urbana de la ciudad, mientras los corregimientos a la zona rural. El análisis de la criminalidad en Medellín debe considerar las características socioeconómicas propias de cada comuna, que son fundamentales para explicar no sólo el comportamiento de los homicidios y hurtos en la ciudad, sino también de las tendencias delictuales y cómo se interrelacionan todos estos en las diferentes unidades geográficas.

Datos

La base de datos que se utiliza contiene información de las siguientes instituciones: Instituto Nacional de Medicina Legal (INML); Seccional de Investigación Criminal (Sijin) de la Policía Nacional de Colombia; Centro Técnico de Inves-

Mapa 1 División política del municipio de Medellín



Fuente: elaboración de los autores.

tigación de la Fiscalía (CTI); *Sistema de Información para la Seguridad y Convivencia de Medellín* (SISC) de la Secretaría de Seguridad de la Alcaldía de Medellín; *Encuesta de Calidad de Vida* de Medellín; *Plan de Desarrollo de Medellín 2012-2015: “Medellín un hogar para la vida”* de la Alcaldía de Medellín, y la sección de estadísticas territoriales de la Alcaldía de Medellín.

Definición de variables

$\ln D_{it}$: logaritmo natural de los delitos violentos cometidos por cada 10 000 habitantes en la comuna i en el año t . Los delitos violentos son considerados como el agregado de los homicidios y los hurtos reportados.⁴

$\ln(\text{Ingreso}_{it})$: logaritmo natural del ingreso promedio mensual del hogar por trabajo en la comuna i en el año t . Se considera entonces que éste es el ingreso permanente promedio de un hogar, solamente incluye los ingresos por actividades laborales. A partir de esta sección, cualquier alusión a ingresos para este caso de estudio se refiere a los ingresos considerados permanentes.

⁴ Se hace el estudio sobre el agregado de delitos violentos para poder comparar las conclusiones con otros artículos relacionados (Spelman, 2005; Dahlberg y Gustavsson, 2008; Scorzafave y Soares, 2009).

Dummy: variable que toma el valor de 1 si el año está entre 2005 y 2008. Se fundamenta en el comportamiento particular de los delitos durante estos años para capturar el fenómeno conocido como “donbernabilidad”; y cero en cualquier otro caso.

Hombres_{it}: porcentaje de hombres en la comuna *i* en el año *t*.

Pensiones_{it}: porcentaje de personas afiliadas a un sistema de pensiones en la comuna *i* en el año *t*.

ICV_{it}: Índice de Calidad de Vida de la comuna *i* en el año *t*.

DummyPIB: variable que toma el valor de 1 si el ingreso promedio por trabajo mensual es menor que el PIB per cápita mensual de la ciudad; cero en cualquier otro caso.

Analfabetas_{it}: porcentaje de personas analfabetas en la comuna *i* en el año *t*.

EducSuperior_{it}: número de personas que estudian un programa técnico, tecnológico, de pregrado o posgrado, ponderado por la participación de la comuna en el total de la población; para la comuna *i* en el año *t*.

W_ilnD_{it}: rezago espacial del logaritmo de los delitos, es decir, el nivel de delitos de las comunas vecinas a *i* en el año *t*.

W_iln(Ingreso_{it}): nivel de ingresos promedios laborales de los hogares en las comunas vecinas de *i* en el año *t*.

W_iHombres_{it}: porcentaje de hombres en las comunas vecinas de *i* en el año *t*.

W_iAnalfabetas_{it}: porcentaje de analfabetas de las comunas vecinas de *i* en el año *t*.

W_iu_{it}: rezago espacial en el término del error, su existencia garantiza que los choques que ocurren en una comuna vecina de *i* inmediatamente se propagan a *i*.

ε_{it} : está definido como el error estocástico.

El ingreso promedio por trabajo para cada una de las comunas se calcula a partir de las *Encuestas de Calidad de Vida* de la ciudad. Adicionalmente, la Alcaldía de Medellín proporciona una estimación del PIB de la ciudad, de la cual se puede obtener el PIB per cápita de Medellín. A partir de toda esta información se puede construir la variable *DummyPIB*, que básicamente muestra si el ingreso permanente promedio mensual en una comuna es mayor o menor que

el PIB per cápita de la ciudad, ambos números comparados en una frecuencia mensual. El objetivo de esta variable es identificar las zonas de la ciudad económicamente más vulnerables.

En la matriz cuadrada dada por W (de tamaño $n \times n$, donde n son las 16 comunas y los 5 corregimientos de la ciudad), el criterio de relación espacial entre las unidades geográficas es el de frontera (conocida como matriz de contigüidad) debido a la estructura social y geográfica propia de las unidades administrativas de la ciudad. Por un lado, geográficamente son unidades territoriales amplias cuya relación con sus vecinas es fundamental, dado que la mayoría de ellas no tiene más de tres o cuatro vecinas. Por otro lado, cada comuna tiene un plan de desarrollo y programas sociales exclusivos, lo que las convierte en objeto deseable de intervención para la política pública. De esta manera, los homicidios y hurtos de cada unidad geográfica pueden afectar las unidades vecinas siempre y cuando estas estén más cerca de la unidad inicial.

$$W = W_{ij} = \begin{cases} 1 & \text{si comuna } i \text{ limita con la comuna } j \\ 0 & \text{en cualquier otro caso} \end{cases} \quad [17]$$

Forma funcional de los modelos a estimar

Para validar de forma empírica las hipótesis propuestas en el trabajo, inicialmente se contrasta la dependencia espacial utilizando una distribución normal estándar Z asociada al estadístico I-Moran para las variables número delitos e ingresos. De manera formal, la prueba de hipótesis que se plantea es:

H_0 : los delitos se distribuyen en forma aleatoria entre las unidades espaciales.
 $t = 2004, 2005, 2006, 2007, 2008, 2009, 2010, 2011, 2012$.

H_a : los delitos no se distribuyen en forma aleatoria entre las unidades espaciales.
 $t = 2004, 2005, 2006, 2007, 2008, 2009, 2010, 2011, 2012$.

Estadístico: Z

Criterio de decisión: Si $p\text{-valor}(Z) < \alpha$ se puede concluir que existe dependencia espacial.

Cuadro 2
p-valores para el I-Moran asociado a la variable delitos

<i>Año</i>	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012
p-valor aproximación normal	0.0716	0.0687	0.01197	0.0468	0.7287	0.5821	0.0779	0.0480	0.0703

Fuente: elaboración de los autores. Datos de SIJIN, INML, CTI y SISC.

En el cuadro 2, los p-valores relacionados al estadístico I-Moran permiten afirmar que se presenta tendencia de dependencia espacial para la variable endógena delitos en la mayoría de los años y, por tanto, es pertinente considerar modelos de la econometría espacial en el desarrollo de esta propuesta.

Para los ingresos, los resultados de la prueba no son concluyentes y, dado que estos son una variable exógena, en la parte de selección de modelos mediante una prueba de hipótesis se justifica la inclusión de rezagos espaciales en esta variable para explicar los delitos.

Los modelos de paneles de datos tradicionales permiten capturar los efectos en el tiempo de la evolución de los delitos en las comunas y corregimientos de Medellín. La especificación que se estima es:

$$\ln D_{it} = \beta_0 + \beta_1 \ln(\text{Ingreso}_{it}) + \beta_2 \text{Dummy} + \beta_3 \text{Hombres}_{it} + \beta_4 \text{Pensiones}_{it} + \beta_5 \text{ICV}_{it} + \beta_6 \text{DummyPIB} + \beta_7 \text{Analfabetas}_{it} + \beta_8 \text{EducSuperior}_{it} + \alpha_i + u_{it} \quad [18]$$

Las especificaciones de panel espacial consideradas en este estudio se fundamentan en Elhorst (2014) y para este caso la información espacial se recoge en la matriz W :

$$\ln D_{it} = \beta_0 + \rho W_i \ln D_{it} + \beta_1 \ln(\text{Ingreso}_{it}) + \delta_1 W_i \ln(\text{Ingreso}_{it}) + \beta_2 \text{Dummy} + \beta_3 \text{Hombres}_{it} + \delta_2 W_i \text{Hombres}_{it} + \beta_4 \text{Pensiones}_{it} + \beta_5 \text{ICV}_{it} + \beta_6 \text{DummyPIB} + \beta_7 \text{Analfabetas}_{it} + \delta_3 W_i \text{Analfabetas}_{it} + \beta_8 \text{EducSuperior}_{it} + u_{it} \quad [19]$$

$$u_{it} = \lambda W_i u_{it} + \varepsilon_{it} \quad [20]$$

Los diferentes modelos explicados en la metodología son especificados a continuación, según las particularidades del caso de aplicación. Estos modelos

serán posteriormente contrastados para elegir el mejor a través de las pruebas enumeradas anteriormente.

1) SAR:

$$\delta_1 = \delta_2 = \delta_3 = \lambda = 0 \quad [21]$$

Reescribiendo las ecuaciones principales se obtiene:

$$\begin{aligned} \ln D_{it} = & \beta_0 + \rho W_i \ln D_{it} + \beta_1 \ln(\text{Ingreso}_{it}) + \beta_2 \text{Dummy} + \beta_3 \text{Hombres}_{it} \\ & + \beta_4 \text{Pensiones}_{it} + \beta_5 \text{ICV}_{it} + \beta_6 \text{DummyPIB} + \beta_7 \text{Analfabetas}_{it} + \\ & \beta_8 \text{EducSuperior}_{it} + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad [22]$$

2) SEM

$$\rho = \delta_1 = \delta_2 = \delta_3 = 0 \quad [23]$$

Esto da como resultado:

$$\begin{aligned} \ln D_{it} = & \beta_0 + \beta_1 \ln(\text{Ingreso}_{it}) + \beta_2 \text{Dummy} + \beta_3 \text{Hombres}_{it} + \\ & \beta_4 \text{Pensiones}_{it} + \beta_5 \text{ICV}_{it} + \beta_6 \text{DummyPIB} + \beta_7 \text{Analfabetas}_{it} + \\ & \beta_8 \text{EducSuperior}_{it} + u_{it} \end{aligned} \quad [24]$$

$$u_{it} = \lambda W_i u_{it} + \varepsilon_{it} \quad [25]$$

3) SARAR

$$\delta_1 = \delta_2 = \delta_3 = 0 \quad [26]$$

Reescribiendo:

$$\begin{aligned} \ln D_{it} = & \beta_0 + \rho W_i \ln D_{it} + \beta_1 \ln(\text{Ingreso}_{it}) + \beta_2 \text{Dummy} + \beta_3 \text{Hombres}_{it} + \\ & \beta_4 \text{Pensiones}_{it} + \beta_5 \text{ICV}_{it} + \beta_6 \text{DummyPIB} + \beta_7 \text{EducSuperior}_{it} + u_{it} \end{aligned} \quad [27]$$

$$u_{it} = \lambda W_i u_{it} + \varepsilon_{it} \quad [28]$$

4) Durbin

$$\lambda = 0 \quad [29]$$

Seguidamente:

$$\ln D_{it} = \beta_0 + \rho W_i \ln D_{it} + \beta_1 \ln(\text{Ingreso}_{it}) + \delta_1 W_i \ln(\text{Ingreso}_{it}) + \beta_2 \text{Dummy} + \beta_3 \text{Hombres}_{it} + \delta_2 W_i \text{Hombres}_{it} + \beta_4 \text{Pensiones}_{it} + \beta_5 \text{ICV}_{it} + \beta_6 \text{Dummy PIB} + \beta_7 \text{Analfabetas}_{it} + \delta_3 W_i \text{Analfabetas}_{it} + \beta_8 \text{EducSuperior}_{it} + \varepsilon_{it} \quad [30]$$

Los efectos marginales de una especificación de panel espacial están compuestos por dos elementos principales: 1) el efecto marginal directo que está estrictamente relacionado con el efecto individual de una intervención en una variable y 2) el efecto indirecto que recopila la información relevante del impacto sobre las unidades vecinas. Para calcular los efectos marginales de cada unidad territorial se usa la metodología de Drukker, Prucha y Raciborski (2010). Dichos autores desarrollan este proceso para un modelo de corte transversal; en este trabajo se amplía su aplicación para modelos de panel.⁵

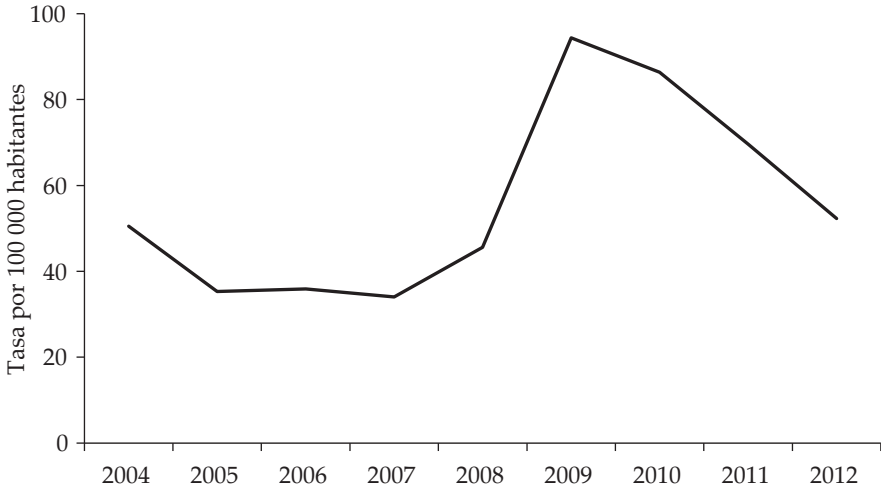
RESULTADOS

Análisis exploratorio

En las gráficas 1 y 2 se muestra la dinámica de homicidios y hurtos para el periodo 2004-2012 en Medellín. En la primera parte del periodo (2004-2007) se puede observar una caída de estos delitos. En términos numéricos, el nivel de homicidios pasó de los 50 por cada 100 000 habitantes en 2004 a una tasa aproximada de 40 homicidios por cada 100 000 habitantes en los siguientes cuatro años. Asimismo, la tasa de hurtos se mantuvo por debajo del dato observado en 2004 durante los seis años siguientes. Para 2009, los homicidios se incrementaron a más de 80 por cada 100 000 habitantes, cifra que se registra un año después de la extradición de “Don Berna” y que se relaciona con los conflictos bélicos protagonizados por la banda criminal conocida como “La Oficina de Envigado”.

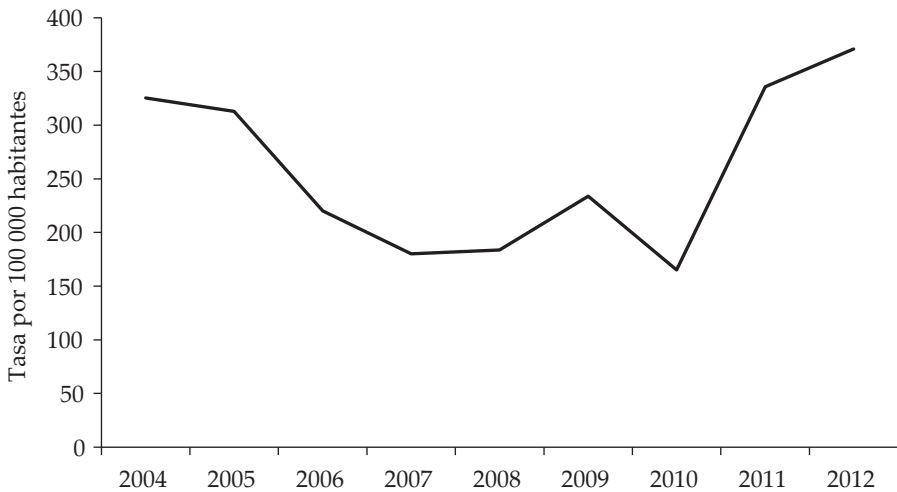
5 El cálculo de los efectos marginales espaciales para panel espacial sigue la premisa de Drukker, Prucha y Raciborski (2010) de acuerdo al hecho de que un efecto marginal es sólo el cambio de la variable dependiente ante un cambio en una variable independiente condicionado a que las demás variables no cambiaron (*ceteris paribus*).

Gráfica 1
Tasa de homicidios en Medellín por 100 000 habitantes, 2004-2012



Fuente: elaboración de los autores. Datos de SIJIN, INML y CTI.

Gráfica 2
Tasa de hurtos en Medellín por 100 000 habitantes, 2004-2012



Fuente: elaboración de los autores. Datos de SIJIN, INML y CTI.

En el cuadro 3 se presenta el promedio de las principales variables durante el periodo de estudio para cada una de las comunas de análisis. Las comunas están ordenadas de acuerdo al número promedio de homicidios ocurridos. Es evidente las particulares diferencias que existen entre comunas, no sólo desde el punto de vista de las estadísticas criminales —donde existen comunas con menos de 30 homicidios al año, mientras otras superan los 100 casos—, sino también respecto a estadísticas sociales —donde la diferencia entre los ICV puede superar los 20 puntos porcentuales—.

Cuadro 3
Estadísticas descriptivas por comuna, promedio
de las principales variables de análisis

<i>Comuna</i>	<i>Homicidios</i>	<i>Población</i>	<i>Ingreso</i>	<i>% Hombres</i>	<i>% Analfabetas</i>	<i>% Educ Superior</i>	<i>ICV</i>
Palmitas	2.7	4 450	\$ 401 214	48.8	17.5	2.2	62.78
Santa Helena	11.2	12 775	\$ 553 933	49.5	4.2	6.3	70.74
El Poblado	17.2	116 698	\$ 3 200 000	45.3	0.6	40.7	93.02
Altavista	19.0	25 511	\$ 500 898	49.1	1.8	1.9	69.94
La América	31.1	95 002	\$ 1 400 000	45.1	1.0	25.2	88.40
San Cristóbal	39.0	46 464	\$ 520 399	48.5	4.2	4.4	73.74
Santa Cruz	39.4	105 667	\$ 532 517	46.8	3.2	2.6	77.47
San Antonio	44.9	74 313	\$ 573 948	48.5	2.2	5.0	77.68
Laureles	46.9	121 079	\$ 2 000 000	44.0	0.6	34.1	90.78
Buenos Aires	47.3	135 533	\$ 765 345	47.0	1.8	11.7	83.60
Guayabal	52.4	89 386	\$ 798 426	47.1	1.7	12.3	85.50
Popular	61.6	125 922	\$ 501 447	47.4	3.8	2.2	75.74
Belén	79.3	191 961	\$ 1 100 000	45.8	1.4	19.8	87.15
Villa Hermosa	81.0	131 272	\$ 589 694	47.5	2.7	5.4	79.15
Manrique	81.6	155 631	\$ 548 332	47.5	3.0	4.6	79.05
Robledo	82.7	163 071	\$ 721 335	47.2	2.3	10.8	82.45
Doce de Octubre	86.8	190 244	\$ 570 954	47.3	2.4	5.0	80.48
Castilla	87.3	146 529	\$ 716 911	47.3	1.6	9.1	83.81
Aranjuez	109.8	159 965	\$ 612 000	47.4	2.2	6.5	81.49
San Javier	122.9	132 344	\$ 629 850	47.2	2.3	7.4	80.26
La Candelaria	155.8	85 297	\$ 1 000 000	48.5	0.9	20.4	86.77

Nota: los ingresos corresponden al ingreso mensual promedio de un hogar por trabajo y están expresados en pesos colombianos.

Fuente: elaboración de los autores. Datos de INML, Sijin, SISC y Encuesta de Calidad de Vida.

Por otra parte, el cuadro 4 muestra las principales estadísticas de las variables en el nivel agregado, esto es, para la ciudad en general. Como se puede apreciar, también en las estadísticas por comuna hay algunos indicadores cuya variabilidad a través de los años no es muy significativa, como es el caso de la proporción de hombres y analfabetas; sin embargo, indicadores como el ingreso permanente y los homicidios sí evidencian una mayor fluctuación a lo largo del periodo de análisis. Es indispensable también resaltar que si únicamente se centra el análisis en las estadísticas a nivel agregado, se obviarían muchas diferencias entre comunas, como las presentadas en el cuadro 3.

Cuadro 4
Estadísticas descriptivas a nivel ciudad
de las principales variables de análisis

<i>Variable</i>	<i>Promedio</i>	<i>Desviación estándar</i>	<i>Mínimo</i>	<i>Máximo</i>
<i>Homicidios</i>	1 299.89	536.85	771.00	2 187.00
<i>Población</i>	2 309 114	60 783	2 214 494	2 393 011
<i>Ingresos</i>	\$ 872 692	\$ 151 572	\$ 629 607	\$ 1 067 637
<i>% Hombres</i>	46.93	0.51	45.56	47.14
<i>% Analfabetas</i>	2.11	0.66	1.24	3.72
<i>% EducSuperior</i>	12.22	4.54	5.48	18.41
<i>ICV</i>	80.48	0.91	79.15	81.63

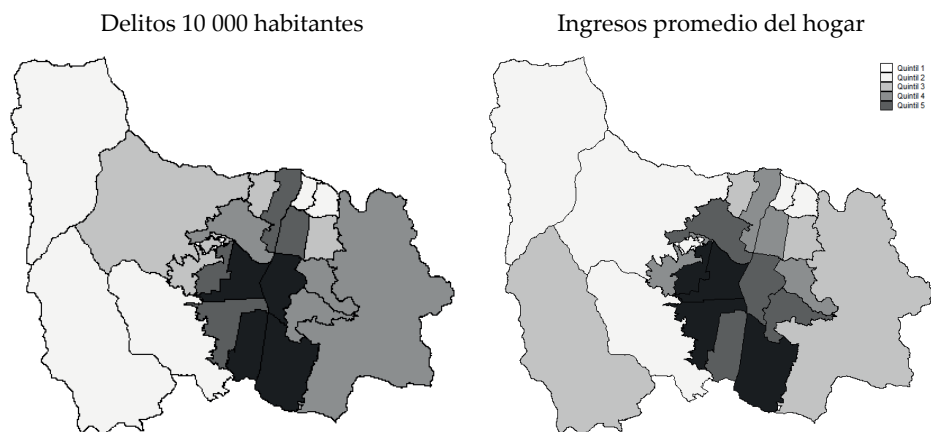
Nota: los ingresos corresponden al ingreso mensual promedio de un hogar por trabajo y están expresados en pesos colombianos.

Fuente: elaboración de los autores. Datos de INML, Sijin, SISC y *Encuesta de Calidad de Vida*.

En el mapa 2 se muestra la distribución de los delitos dentro de la ciudad, es decir, como se distribuyen los homicidios junto con los hurtos en las distintas unidades de referencia para el análisis espacial. La mayoría de los delitos suceden en la zona centro de Medellín debido, principalmente, a la relación que existe entre los delitos y la actividad económica, la cual se da, en general, en las comunas centrales. Adicionalmente, se observa en la distribución de la tasa de delitos un comportamiento geográfico que permite ubicar espacialmente las comunas de mayor actividad criminal. Esta agrupación de delitos representa una de las variables a investigar (Choe, 2008; Hipp, 2011).⁶

⁶ Para un análisis cuantitativo más detallado de la relación entre delitos e ingresos véase el Anexo 3, el cual recopila las correlaciones existentes entre delitos e ingreso permanente por cada año de análisis.

Mapa 2 Delitos por 10 000 habitantes e ingresos promedios del hogar por trabajo, 2004-2012⁷



Nota: los mapas se encuentran en una escala de grises donde el color más oscuro hace referencia al quintil 5 de la distribución y el blanco corresponde al quintil 1. El significado de la coloración se encuentra en detalle en la esquina superior derecha del mapa derecho y aplica para ambos mapas.

Fuente: elaboración de los autores. Datos de INML, Sijin, SISC y *Encuesta de Calidad de Vida*.

En el mapa 3 se referencian algunos mapas de las características analizadas de cada comuna en el año inicial de análisis (2004), así como también el último año referenciado (2012). El resultado de este ejercicio es visualizar los cambios generales que han sufrido estas variables en su distribución espacial. De acuerdo a estos mapas, las condiciones de las comunas de la ciudad poco o nada han cambiado. En lo referente al ICV, este sigue manteniendo la misma distribución que hace casi 10 años, sin embargo, es de anotar que los valores son mayores, aunque no es suficiente cuando el objetivo es reducir la desigualdad. A esta variable se le suma el hecho que la mayoría de ingresos sigue estando concentrada en las mismas comunas de la zona sur de la ciudad.

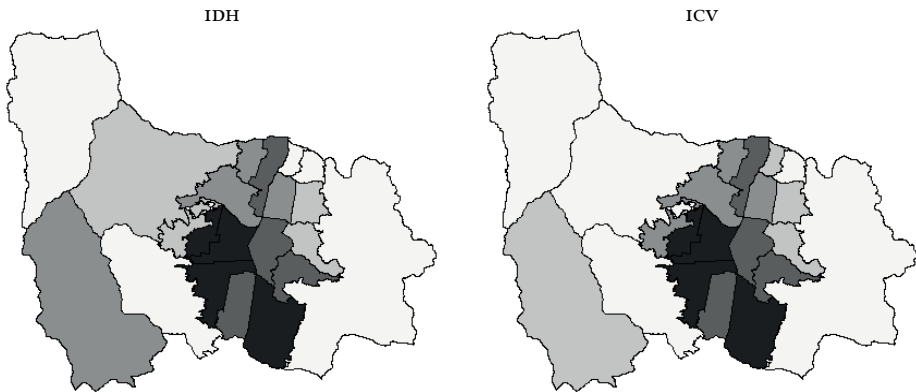
Para superar las condiciones de calidad de vida y diferencias en el nivel de ingresos promedio permanentes, se debe tener en cuenta que la distribución de las características socioeconómicas se ha mantenido constante en el mediano plazo (analfabetas, educación). Para el caso de los delitos, el número de sucesos

⁷ Se debe tener en cuenta que los tonos más oscuros corresponden a mayores valores de las variables de análisis. Condiciones también aplicables a los mapas presentes en el mapa 3.

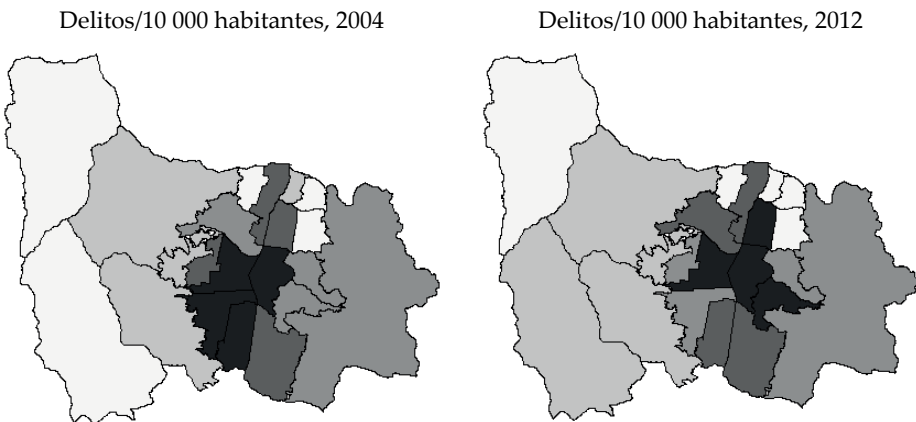
ocurridos en las comunas y corregimientos ha variado poco, especialmente para las comunas del extremo norte. Sin embargo, su distribución sigue obedeciendo a condiciones económicas, las cuales, de ser superadas, pueden mejorar las condiciones de la ciudadanía en general. Por ello, se presenta una caracterización econométrica de los comportamientos delictivos a fin de contribuir al análisis y entendimiento de la distribución de las variables anteriormente presentadas.

Mapa 3 Variables socioeconómicas por comunas, 2004 y 2012

*Índice de Desarrollo Humano (IDH)⁸ e ICV, 2004-2012
(promedios)*



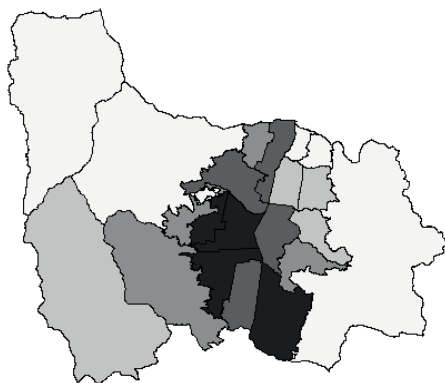
*Distribución espacial principales variables
para 2004 y 2012 por quintiles de distribución*



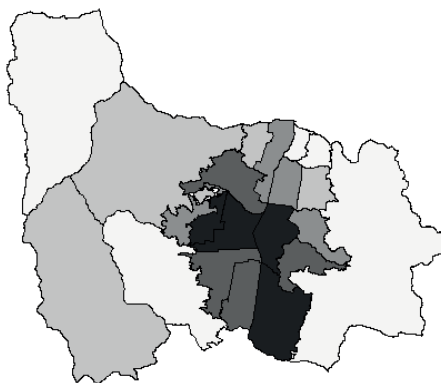
8 Para el IDH el promedio es para 2004-2011.

Mapa 3, continuación...

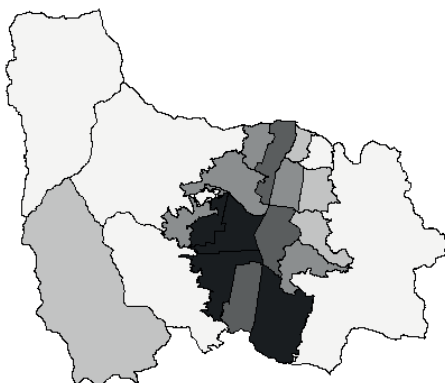
Ingresos promedio del hogar, 2004



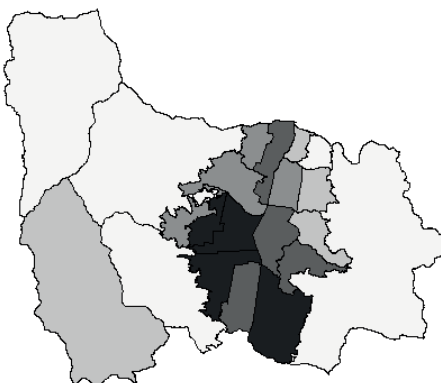
Ingresos promedio del hogar, 2012



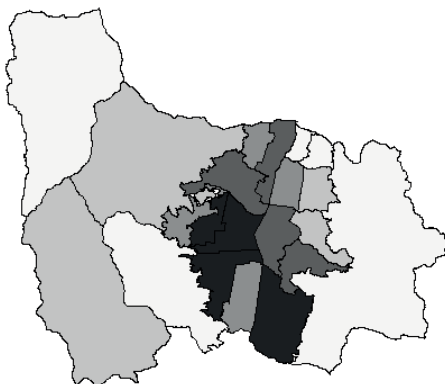
icv, 2004



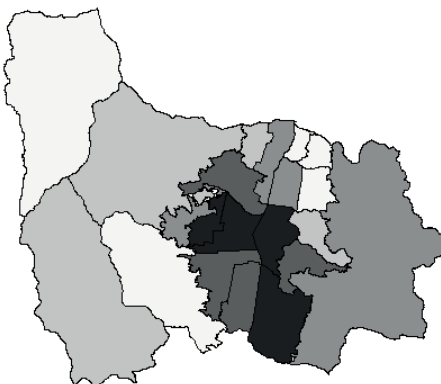
icv, 2012



Personas en universidad/10 000
Habitantes, 2004



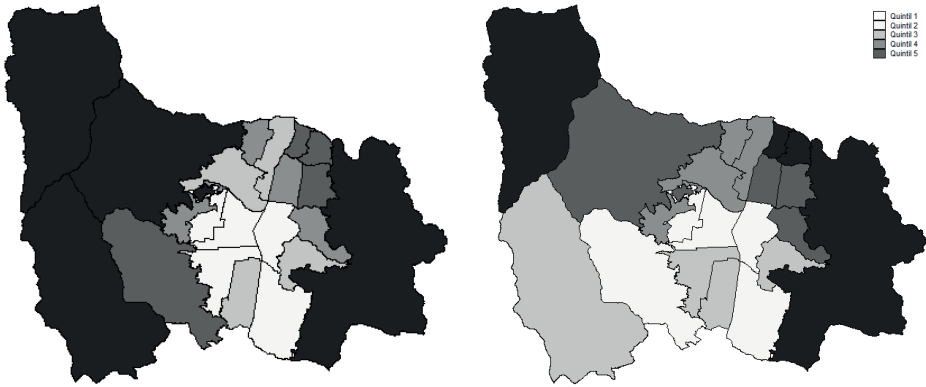
Personas en universidad/10 000
Habitantes, 2012



Mapa 3, continuación...

Analfabetas/10 000 habitantes, 2004

Analfabetas/10 000 habitantes, 2012



Nota: los mapas se encuentran en una escala de grises donde el color más oscuro hace referencia al quintil 5 de la distribución y el blanco corresponde al quintil 1. El significado de la coloración se encuentra en detalle en la esquina superior derecha del último mapa y aplica para todos los mapas.

Fuente: elaboración de los autores. Datos de INML, Sijin, SISC y *Encuesta de Calidad de Vida*.

Modelos Pool, efectos fijos y efectos aleatorios

En el cuadro 5 se presentan las estimaciones de los modelos Pool, efectos fijos, efectos aleatorios y por método generalizado de los momentos (GMM por su acrónimo en inglés). En dicho cuadro se puede evidenciar la significancia que tiene la dummy de los años 2005-2008 y la proporción de hombres de cada comuna. No obstante, el icv aunque significativo es positivo. Esto puede deberse a la relativa inmovilidad en la variación del índice durante los nueve años de estudio, hecho referenciado en las figuras del mapa 3. Para confirmar que es la poca variabilidad en la distribución del icv la razón de su no significancia, este debe incluirse en los modelos espaciales, de esta forma el tema de desigualdad como primordial preocupación queda mejor referenciado.

En el cuadro 6 aparecen los reportes de la prueba para elegir entre el modelo Pool y el de efectos aleatorios. Los resultados permiten afirmar con un nivel de confianza del 95% que el modelo Pool no resulta apropiado. Adicionalmente, se presenta en el cuadro 7 la información de la prueba de Hausman para contrastar entre efectos fijos y aleatorios. Según la probabilidad estimada del estadístico, los efectos fijos son los más adecuados para modelar este tipo de proceso.

Cuadro 5
Estimaciones paneles tradicionales

	<i>Modelo Pool</i>	<i>GMM</i>	<i>Efectos fijos</i>	<i>Efectos aleatorios</i>
<i>ln(Ingresos)</i>	0.09419 (0.25325)	0.09418 (0.2496)	-0.505994** (0.2246)	-0.148458 (0.22)
<i>Dummy</i>	-0.61042*** (0.10268)	-0.6104*** (0.1030)	-0.65781*** (0.07115)	-0.57327*** (0.07316)
<i>% Hombres</i>	25.156648*** (5.60489)	25.1566*** (6.7651)	28.725462*** (6.64201)	15.105031** (5.90593)
<i>% Pensiones</i>	-1.579375** (0.79553)	-1.5793** (0.6759)	-1.312019** (0.53247)	-1.461010** (0.56807)
<i>ICV</i>	0.135165*** (0.01651)	0.1351*** (0.0222)	0.035656* (0.02125)	0.090486*** (0.01841)
<i>DummyPIB</i>	-0.351306 (0.2779)	-0.3513 (0.2660)	-0.130381 (0.19366)	-0.199319 (0.20532)
<i>% Analfabetas</i>	3.098308** (1.20978)	3.0983** (1.6485)	1.745101* (0.95084)	1.346035 (0.98902)
<i>Constante</i>	-20.30415*** (3.87698)	-20.304*** (4.4220)	-6.04476* (3.54988)	-8.79392** (3.63978)
<i>Observaciones</i>	188	188	188	188
<i>R2</i>	0.576	0.824	0.351	0.278

Nota: * $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$.

Fuente: elaboración de los autores.

Cuadro 6
Prueba de Breusch-Pagan
para efectos aleatorios

<i>Componentes</i>	<i>Varianza</i>	<i>Desviación estándar</i>
<i>Ln(Delitos)</i>	0.9359282	0.967434
<i>e</i>	0.1549021	0.393576
<i>u</i>	0.2363291	0.486137
<i>Prueba</i>	<i>Estadístico</i>	<i>Probabilidad</i>
<i>Var(u) = 0</i>	168.61	0.000

Fuente: elaboración de los autores.

Cuadro 7
Prueba de Hausman efectos fijos *versus* efectos aleatorios

Variables	Coeficientes		Diferencia	Desviación estándar
	Efectos fijos	Efectos aleatorios		
<i>ln(Ingresos)</i>	-0.505995	-0.148458	-0.357536	0.101095
<i>Dummy</i>	-0.657807	-0.573265	-0.084542	0.023019
<i>% Hombres</i>	28.725460	15.105030	13.620430	4.048018
<i>Pensiones</i>	-1.312019	-1.461010	0.148991	0.082326
<i>ICV</i>	0.035656	0.090486	-0.054830	0.013632
<i>DummyPIB</i>	-0.130381	-0.199319	0.068938	0.037758
<i>% Analfabetas</i>	1.745101	1.346035	0.399067	0.269213
<i>Prueba</i>	<i>Coficiente</i>		<i>Probabilidad</i>	
$(EF - EA) = 0$	31.000		0.000	

Fuente: elaboración de los autores.

De acuerdo con los resultados del modelo seleccionado, en el de efectos fijos se puede afirmar a un nivel de confianza del 95% que el logaritmo del ingreso es significativo para explicar el comportamiento de los delitos; además, el signo negativo confirma lo esperado, indicando que un incremento en el ingreso promedio mensual por trabajo en las comunas conlleva a reducciones en el nivel de delitos. Como era de esperarse, un aumento de 1% en los ingresos permanentes reduce los delitos por cada 10 000 habitantes en un 0.506%, es decir, un efecto negativo e inelástico. Estos resultados cumplen con los supuestos de la teoría económica y de los modelos econométricos utilizados. Para contrastar la posible endogeneidad de algunas de las variables declaradas como exógenas en estos modelos se realiza una estimación de variables instrumentales usando el GMM (IV-GMM) a partir de la cual se permite afirmar que las variables explicativas que se consideran en estas especificaciones resultan exógenas, además, como se observa en las columnas Pool y GMM del cuadro 5, los resultados de la estimación son muy similares (véase el Anexo 2). Es de anotar que estos modelos no hacen uso de información espacial.

Modelos de panel espacial

En el cuadro 8 se presentan los resultados de la estimación de los paneles espaciales. Con el fin de escoger el modelo que mejor represente el proceso

generador de los datos se llevan a cabo tres pruebas de hipótesis construidas para modelos espaciales (véase el cuadro 9). Se puede concluir que el modelo Durbin, que incluye rezagos espaciales en la variable dependiente al igual que en algunas de las variables independientes, es el que recoge de manera más adecuada el proceso generador de los datos.

Los resultados de las estimaciones del modelo de Durbin se encuentran en el cuadro 8⁹ para su posterior análisis, el cual se complementa con el cálculo y análisis de los efectos directos, indirectos y totales (véase el cuadro 10), siguiendo la metodología de Drukker, Prucha y Raciborski (2010). En este caso, las variables que representan el logaritmo del ingreso promedio por trabajo y el porcentaje de hombres en cada comuna tienen un efecto directo significativo; empero, sus efectos indirectos no los son, y el efecto conjunto de ambos tampoco. Este comportamiento está mostrando que la relación entre estas dos variables y el nivel de delitos se origina de forma directa.

La relación entre ingresos, porcentaje de hombres y delitos se recoge en la forma de variables independientes rezagadas espacialmente. Cuando se realiza este procedimiento se plantea que estas variables afectan directamente los delitos de las comunas vecinas sin necesidad de intervenir primero en sus propios niveles de delincuencia. Ejemplificando, para el modelo Durbin un cambio en el logaritmo de los ingresos por trabajo de la comuna j (siendo j vecina de i) afecta directamente el nivel de delitos de la comuna i , mientras que para los demás modelos este cambio afecta primero el nivel de delitos de j y posteriormente este nuevo nivel de delitos afecta el correspondiente en i .

9 Los coeficientes presentados en el cuadro 8 corresponden al modelo 8 resaltado en el Anexo 4. Sin embargo, los coeficientes asociados a *Pensiones* y *DummyPIB* corresponden a los obtenidos en el modelo 10 del mismo anexo. Esto se hizo con el fin de mantener el modelo final sin posibles sesgos originados de variables redundantes o no significativas, igualmente para reducir los grados de libertad dado el tamaño de la muestra.

El Anexo 4 muestra la evolución de los coeficientes a medida que se introducen más variables al modelo, de esta forma se puede evidenciar que cada una de las variables escogidas para el análisis final explican información diferente y relevante para el comportamiento de los homicidios. Sólo dos variaciones relativamente amplias suceden en el coeficiente de los ingresos y es cuando se introduce el ICV y la participación en educación superior. Esta variación se debe a que el ingreso, ante la omisión de variables relevantes, estaba capturando el efecto desigual generado por las condiciones de vida y el nivel educativo de las comunas.

Cuadro 8
Resultados paneles espaciales

	SAR	SEM	SARAR	Durbin
Ln(Ingresos)	-0.52061* (0.255)	-0.45308* (0.222)	-0.47264* (0.225)	-0.68269** (0.268)
Dummy	0.03559 (0.079)	-0.62393*** (0.073)	-0.70616*** (0.112)	0.30148** (0.097)
% Hombres	25.48603*** (7.275)	27.64968*** (6.386)	27.84321*** (6.587)	25.95887*** (7.87)
ICV	0.026 (0.025)	0.02 (0.021)	0.018 (0.021)	0.018 (0.022)
% Analfabetas	3.12428*** (1.031)	2.75977*** (0.911)	3.06146*** (0.913)	3.10074** (1.012)
EducSuperior	-0.00014 (0.00009)	-0.00021** (0.00008)	-0.00021** (0.00008)	-0.00017* (0.00009)
% Pensiones	-0.07965 (0.65369)	-0.54805 (0.57369)	-0.46383 (0.62275)	0.18225 (0.62410)
DummyPIB	0.103 (0.22)	-0.131 (0.188)	-0.105 (0.194)	0.099 (0.208)
Rho (ρ)	0.26806*** (0.009)		-0.05224 (0.061)	0.26688*** (0.008)
Lambda		0.02884 (0.022)	0.07225 (0.048)	
W*Ln(Ingresos)				0.21714*** (0.068)
W*Hombres				-6.49483** (2.254)
W*Analfabetas				-1.63374*** (0.491)
Observaciones	189	189	189	189
R2 within	0.127	0.34	0.34	0.105
R2 between	0.198	0.367	0.22	0.22

Nota: * $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$.

Fuente: elaboración de los autores.

Cuadro 9
Pruebas para la selección el modelo espacial

<i>Prueba</i>	<i>Método</i>	<i>Estadístico</i>	<i>Probabilidad</i>	<i>Conclusión</i>
SAR	Wald lineal	6.99	0.0081	SAR no representa Durbin
SEM	Wald no lineal	1.01	0.4297	SEM no representa Durbin
SARAR	Razón de verosimilitud	-89.59	1	SARAR está incluido en Durbin

Fuente: elaboración de los autores.

Cuadro 10
Efectos estimados por modelo Durbin

	<i>Directas</i>	<i>Indirectas</i>	<i>Total</i>
Ln(Ingresos)	-0.74688*** (0.232)	-0.26384 (0.62)	-1.01072 (0.676)
Dummy	0.19128* (0.104)	-0.65734** (0.228)	-0.46606** (0.165)
% Hombres	26.20012*** (6.955)	-2.47885 (20.16)	23.72127 (19.709)
% Analfabetas	4.58115** (1.79)	6.56002 (4.222)	11.14118* (5.044)
EducSuperior	-0.00009 (0.00006)	0.00032 (0.00019)	0.00023 (0.00014)

Nota: * $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$.

Fuente: elaboración de los autores.

Para el caso de la dummy, que representa los años de 2005 a 2008, se presenta un comportamiento que apoya aún más la importancia de usar modelos espaciales en el análisis del crimen. Inicialmente, en el cuadro 5, esta variable tenía coeficiente negativo y representaba un efecto mayor respecto al efecto total estimado en el modelo Durbin en el cuadro 10. Esta situación evidencia que cuando no se tiene en cuenta la especificación espacial los efectos omitidos pueden estar siendo absorbidos por las variables incluidas, llevando a conclusiones no muy precisas. Previamente, los paneles tradicionales encontraban que gran parte de la reducción del crimen durante 2005-2008 respondió simplemente a una intervención exógena, mientras que después de incluir la especificación espacial se demuestra que el efecto exógeno no es tan alto y que ese remanente es explicado por la interacción espacial entre las unidades de análisis.

Para esta dummy, el efecto indirecto prima sobre el efecto directo y da como resultado que efectivamente entre 2005-2008 hubo una reducción de los delitos que no fue propia de cada una de las comunas, sino que fue fruto de un efecto contagio debido a una serie de situaciones políticas y de control delincuencia, donde la disminución de los delitos en las comunas vecinas de i terminó disminuyendo el valor de i .

Respecto al porcentaje de analfabetas, la relación de significancia corresponde en mayor medida a efectos directos que indirectos, esto debido a que el porcentaje de analfabetas afecta directamente los delitos de las comunas vecinas a i . La relación analfabetas, delitos de las comunas vecinas a i y delitos de i pierde significancia. En definitiva, esta variable confirma lo que se había encontrado en los paneles tradicionales: mayores proporciones de población analfabeta incrementa el nivel de homicidios y hurtos en las comunas. Por lo que la educación básica es de primordial importancia. Sin embargo, si nos fijamos en la variable de educación superior, aunque es significativa en el modelo espacial principal (véase el cuadro 8), cuando se estiman sus efectos directos, indirectos y totales (véase el cuadro 10) no se encuentra evidencia de que los mismos sean diferentes de cero. Esto puede ocurrir principalmente porque la variable es importante para explicar las generalidades del modelo espacial, pero su variación a través de los años es poca, por lo que no juega un papel importante en los determinantes de las variaciones de los niveles de delitos en cada comuna.

Robustez

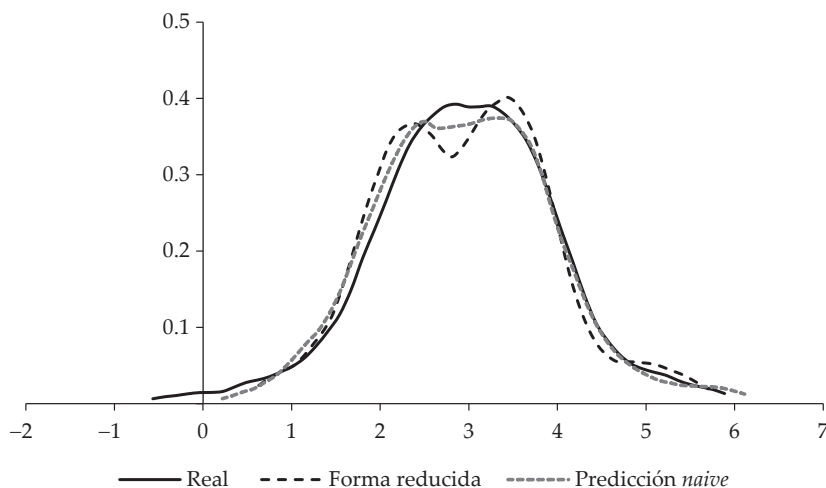
Una aproximación teórica a la evaluación de la robustez del modelo escogido se plantea desde dos alternativas básicas. La primera es la comparación entre la función de densidad del logaritmo de los delitos (variable dependiente) y la predicha desde el modelo espacial. La segunda averigua si las conclusiones principales planteadas anteriormente se modifican cuando se altera la especificación del modelo Durbin.

Para el primer caso, la gráfica 3 muestra la relación entre la función de densidad estimada del logaritmo de los delitos observados y las de dos predicciones diferentes usando el mismo modelo de estimación. La predicción, denominada forma reducida, hace alusión a una estimación que usa el factor de información del modelo, esto es, utiliza la especificación matricial para obtener los valores

estimados del logaritmo de los delitos.¹⁰ Para el caso de la predicción *naive*, manteniendo su nombre en inglés, se utiliza la ecuación básica del modelo espacial. Su especificación parte de las predicciones lineales y le agrega el componente espacial propio del modelo estimado.¹¹ Se puede constatar que las funciones de densidad estimadas según el modelo Durbin no presentan diferencias significativas con la función de densidad observada de los delitos y, por tanto, el modelo propuesto resulta robusto.

El segundo ejercicio planteado para mostrar la robustez del modelo se presenta en el Anexo 1. En el cuadro correspondiente se muestran los resultados de cinco estimaciones diferentes, bajo distintos controles y estructuras dentro del mismo modelo Durbin. En este anexo se pueden observar variaciones al modelo como la adición de otros controles, así como la inclusión de los mismos dentro de las variables independientes con rezago espacial. Los resultados evidencian que la hipótesis de la relación inversa e inelástica entre ingreso permanente y delitos se mantiene.

Gráfica 3
Comparación función de densidad estimada,
delitos observados y predichos



Fuente: elaboración de los autores.

¹⁰ La ecuación de la forma reducida está dada por: $\ln Delitos_{it} = (I - \rho W_i)^{-1}(X_{it}B + \alpha_i)$, α_i representa el componente fijo de heterogeneidad individual propio del modelo Durbin con efectos fijos.

¹¹ La ecuación fundamental de este caso es: $\ln Delitos_{it} = \rho W_i \ln Delitos_{it} + X_{it}B + \alpha_i$.

CONCLUSIONES

Este trabajo presenta un enfoque poco utilizado en economías emergentes. El análisis del crimen mediante modelos espaciales permite identificar elementos que los modelos tradicionales no tienen en cuenta, como es la unidad espacial y las relaciones con sus vecinos. Al respecto, como lo argumentan Fuentes Flores y Sánchez Salinas (2015,) el uso de herramientas de análisis espacial es un instrumento poderoso para el diseño de políticas de seguridad pública preventiva que buscan reducir la mortalidad por causas externas, como homicidios.

Es así como los delitos en este caso se pueden explicar mediante unas características individuales propias de cada comuna de la ciudad, al igual que de los rasgos y nivel de delitos de los vecinos de la misma.

Uno de los objetivos de este trabajo era cuantificar la elasticidad del ingreso permanente frente al crimen. Los modelos de paneles tradicionales encuentran que la elasticidad es igual a -0.506 , resultado acorde con la teoría económica sobre la relación inversa e inelástica. Los paneles espaciales, los cuales incorporan variables asociadas a la relación de contigüidad entre vecinos, encuentran que la elasticidad es de -0.674 . Cabe resaltar que esta elasticidad es la media entre las respuestas de las diferentes comunas ante un incremento del 1% en el nivel de ingresos.

Es gracias a estas especificaciones que se puede reescribir el comportamiento de la inversión pública. La intervención gubernamental no debe basarse en lo que se espera que mejore la comuna si se interviene, sino también en cuánto contribuye esta comuna con la evolución de sus vecinas. Se deben formular políticas públicas con focos de inversión que obedezcan a mejores respuestas individuales y espaciales, antes que buscar simplemente la mitigación de un problema que pueda ser coyuntural.

En el mismo sentido, los hacedores de política deben decidir cuál debe ser la prioridad de desarrollo social en la ciudad: mejorar las condiciones generales de vida o disminuir las disparidades de las mismas entre las comunas. Es claro, entonces, que para ellos es mucho más práctico estructurar políticas de desarrollo que buscan el aumento de las condiciones generales de la población, que las que buscan disminuir disparidades.

Lo anterior puede ser resultado de que las políticas fundamentadas en análisis espaciales, las cuales tienen en cuenta las diferencias en las distribuciones de las variables, implican no sólo actuar sobre los sectores vulnerables, sino hacerlo de

forma controlada y en múltiples dimensiones. Por lo que hay que tener en cuenta no únicamente las condiciones delictivas, sino también la relación existente entre éstas y las características socioeconómicas individuales de cada comuna.

Referente a estas variables de características individuales, esta investigación encuentra que la educación es primordial en la superación de la delincuencia, como se ha referenciado en la literatura sobre el caso; personas más educadas tienden a valorar más los ingresos legales que los ilegales. Aunque se muestra que el nivel máximo de educación no es muy significativo, debe considerarse primero en tener la educación básica tanto en niños como en adultos y luego fortalecer la educación especializada.

Otro de los aportes que brinda este trabajo es la demostración formalizada del efecto “donbernabilidad”, referenciado por Martin (2012). Hechos ocurridos durante los años 2005-2008, en los cuales los grupos ilegales estructuraron estrategias de gobernabilidad al margen de las instituciones legales, a la par que la Alcaldía realizaba algunos esfuerzos institucionales, se convierten en el ejemplo más claro de una intervención que funcionó como un choque exógeno para reducir el nivel de homicidios y hurtos durante este periodo.

Es interesante, como lo afirman Flores y Rodríguez-Oreggia (2014), explorar modelos de interacción espacio-temporal que pueden aplicarse en eventos de crimen generando una política proactiva y predictiva y que tenga potencial para facilitar la intervención en los denominados *hot spots* (puntos calientes), además de intervenciones anticipadas en las locaciones pronosticadas como posibles *hot spots* de crimen en el futuro. Lo anterior toma un sentido especial si se piensa en las ciudades colombianas, las cuales deben prepararse para enfrentar los retos del posconflicto si se firma la paz con el grupo guerrillero que conforma a las Fuerzas Armadas Revolucionarias de Colombia (FARC).

Por último, y no menos importante, está el hecho relacionado con la omisión de variables relevantes en los modelos tradicionales que hacen que estos presenten un error de especificación en este tipo de estudios. Además, se reconoce la necesidad de tener información precisa, confiable y disponible por parte de las instituciones encargadas. Si se retoman las teorías sobre economía del crimen, la disuasión no solamente depende de intervenciones en variables socioeconómicas, sino también de lo relacionado con la fuerza policial e inversión en seguridad. Es por esto que este trabajo quiere dejar sobre la agenda investigativa la necesidad de realizar un ejercicio adicional donde se incluyan variables de fuerza institucional (policía y justicia) cuando se tenga la certeza que dicha información existe y es confiable.

REFERENCIAS

- Albuquerque, P.H. (2007). Shared legacies, disparate outcomes: Why American south border cities turned the tables on crime and their Mexican sisters did not. *Crime, law and social change*, 47(2), pp. 69-88.
- Arrow, K. (1952). Social choice and individual values. *Journal of Political Economy*, 60(5), pp. 422-432.
- Alcan, S. y Şahin, H. (2011). Factors causing crime and evidence from prison inmates. *Anadolu International Conference in Economics II*, Anadolu University, Departamento de Economía, Eskisehir, Turquía, 15-17 de junio.
- Bayley, D. (1994). *Police for the future*. Nueva York: Oxford University Press.
- Becker, G. (1968). Crime and punishment: An economic approach. *The National Bureau of Economic Research*, 76(2), pp. 169-712.
- Belotti, F., Hughes, G. y Piano, A. (2013). XSMLE - A command to estimate spatial panel models in Stata. *German Stata Users Group Meeting*, Potsdam, Alemania.
- Briceño-León, R., Villaveces, A. y Concha-Eastman, A. (2008). Understanding the uneven distribution of the incidence of homicide in Latin America. *International Journal of Epidemiology*, 37(4), pp. 751-757.
- Brooks, L. (2008). Volunteering to be taxed: Business improvement districts and the extra-governmental provision of public safety. *Journal of Public Economics*, 92(1-2), pp. 388-406.
- Cabral, R., Mollick, A.V. y Saucedo, E. (2016). Violence in Mexico and its effects on labor productivity. *The Annals of Regional Science*, 56(2), pp. 317-339.
- Carnis, L. (2005). Coase and the economics of crime. *New Perspectives on Political Economy*, 1(2), pp. 1-31.
- Choe, J. (2008). Income inequality and crime in the United States. *Economics Letters*, 101(1), pp. 31-33.
- Coase R. (1960). The Problem of Social Cost, *The Journal of Law and Economics*, 3(October), pp. 1-44.
- Dahlberg, M. y Gustavsson, M. (2008). Inequality and crime: separating the effects of permanent and transitory income. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 10(2), pp. 129-153.
- De Lima, M.L.C., Ximenes, R.A.D.A., Souza, E.R.D., Luna, C.F. y Albuquerque, M.D.F.P.M. (2005). Spatial analysis of socioeconomic determinants of homicide in Brazil. *Revista de saude publica*, 39(2), pp. 176-182.

- Drukker, D., Prucha, I. y Raciborski, R. (2010). Maximum-likelihood and generalized spatial two-stage least-squares estimators for a spatial-autoregressive model with spatial-autoregressive disturbances. *The Stata Journal*, 13(2), pp. 221-241.
- Ehrlich, I. (1973). Participation in illegitimate activities: A theoretical and empirical investigation. *The Journal of Political Economy*, 81(3), pp. 521-526.
- Elhorst, J. (2014). *Spatial Econometrics: From Cross-sectional Data to Spatial Panels*. [en línea] Berlín Nueva York, Dordrecht y Londres: Springer. Disponible en: <<http://link.springer.com/book/10.1007/978-3-642-40340-8>> [Consultado el 4/10/2015].
- Flores, M. y Rodríguez-Oreggia, E. (2014). Spillover effects on homicides across Mexican municipalities: A spatial regime model approach. *The Review of Regional Studies*, 44(3), 241-262.
- Fajnzylber, P., Lederman, D. y Loayza, N. (1998). *Determinants of crime rates in Latin America and the world: An empirical assessment*. Washington, DC: The World Bank Publications (World Bank Latin American and Caribbean Studies).
- Fleisher, B. (1966). The effect of income on delinquency. *American Economic Review*, 56(1-2), pp. 118-137.
- Freeman, R. (1996). Why do so many young american men commit crimes and what might we do about it? *The Journal of Economic Perspectives*, 10(1), pp. 25-42.
- Fuentes Flores, C. y Sánchez Salinas, O. (2015). Contexto sociodemográfico de los homicidios en México D.F.: un análisis espacial. *Rev Panam Salud Publica*, 38(6), pp. 450-456.
- Gaviria, A. y Pagés, C. (2002). Patterns of crime victimization in Latin American cities. *Journal of Development Economics*, 67(1), pp. 181-203.
- Hipp, J. (2007). Income inequality, race, and place: does the distribution of race and class within neighborhoods affect crime rates? *Criminology*, 45(3), pp. 665-697.
- Hipp, J. (2011). Spreading the wealth: the effect of the distribution of income and race/ethnicity across households and neighborhoods on city crime. *Criminology*, 49(3), pp. 631-665.
- Hsieh, C.C. y Pugh, M.D. (1993). Poverty, income inequality, and violent crime: a meta-analysis of recent aggregate data studies. *Criminal Justice Review*, 18(2), pp. 182-202.
- Knight, J. (1992). *Institutions and social conflict*. Cambridge: Cambridge University Press.

- Levitt, S. (2001). The impact of race on policing and arrests. *Journal of Law and Economics*, 44(2), pp. 367-394.
- Lochner, L. (1999). *Education, work, and crime: Theory and evidence* [Documento de trabajo no. 465]. Estados Unidos: Centro de Estudios Económicos de la Universidad de Rochester.
- Martin, G. (2012). *Medellín tragedia y resurrección: Mafía, ciudad y estado 1975-2012*. Bogotá: Editorial Planeta.
- Medina, C., Posso, C. y Tamayo, J. (2011). Costos de la violencia urbana y políticas públicas: algunas lecciones de Medellín. *Borradores de Economía*, 674, pp. 1-42.
- Menezes, T., Silveira-Neto, R. y Ratton, J. (2013). Spatial correlation between homicide rates and inequality: Evidence from urban neighborhoods. *Economics Letters*, 120(1), pp. 97-99.
- Ming, H. y Kuan-Pin, L. (2013). *Testing for spatial dependence in a two-way fixed effects panel data model* [Documento de trabajo]. Estados Unidos: Regional Research Institute, West Virginia University.
- Pan, M., Widner, B. y Enomoto, C.E. (2012). Growth and crime in contiguous states of Mexico. *Review of Urban & Regional Development Studies*, 24(1-2), pp. 51-64.
- Restrepo, J. (2009). Análisis económico de conflictos internos. En: J. Restrepo y D. Aponte (eds.). *Guerra y violencias en Colombia: herramientas e interpretaciones* (pp. 275-314). Bogotá: Pontificia Universidad Javeriana.
- Scorzafave, L. y Soares, M. (2009). Income inequality and pecuniary crimes. *Economics Letters*, 194(1), pp. 40-42.
- South, N. (2005). Inequalities, crime and citizenship. En: M. Romero y E. Margolis (eds.). *The Blackwell Companion to Social Inequalities* (pp. 350-371). Oxford: Blackwell Publishing.
- Spelman, W. (2005). Jobs or jails? The crime drop in Texas. *Journal of Policy Analysis and Management*, 24(1), pp. 133-165.
- Takeli, S. y Günsoy, G. (2013). The relation between education and economic crime: An assessment for Turkey. *Procedia - Social and Behavioral Sciences*, 106, pp. 3012-3025.
- Williamson, O. (2000). The new institutional economics: Taking stock, looking ahead. *Journal of Economic Literature*, 38, pp. 595-613.

ANEXO 1

Otras especificaciones del modelo Durbin espacial

	Opción 1	Opción 2	Opción 3	Opción 4	Opción 5
Ln(Ingresos)	-0.59210** (0.25992)	-0.62264** (0.27607)	-0.70849** (0.27524)	-0.74034** (0.24429)	-0.68269** (0.26781)
Dummy	0.26216** (0.09189)	0.27791** (0.09361)	0.25818** (0.09584)	0.32179*** (0.09765)	0.30148** (0.09698)
% Hombres	33.367*** (8.0467)	32.132*** (8.16284)	35.094*** (8.15121)	24.464*** (7.94832)	25.959*** (7.87044)
Participación secundaria	0.00002 (0.00006)				
Participación superior	-0.00025** (0.0001)	-0.00019* (0.0001)			-0.00017* (0.00009)
% Pensiones		0.49782 (0.58801)	-0.09369 (0.64448)		
DummyPIB		0.08834 (0.21739)			
ICV			0.0157 (0.02435)		0.01789 (0.02196)
Participación técnica y tecnología			-0.00052* (0.00026)		
% Analfabeta				3.10568** (1.02309)	3.10074** (1.01159)
Rho (ρ)	0.26959*** (0.00876)	0.26883*** (0.00867)	0.26910*** (0.0087)	0.26754*** (0.00847)	0.26688*** (0.00838)
W*Ln(Ingresos)	0.09623 (0.08512)	0.20919** (0.06981)	0.12662 (0.08521)	0.20492** (0.06779)	0.21714*** (0.06815)
W*Hombres	-7.7638*** (2.27447)	-7.6496*** (2.29118)	-7.7704*** (2.30277)	-6.7740** (2.27224)	-6.4948** (2.25381)
W*Participación superior	0.00008** (0.00003)				
W*Participación técnica y tecnología			0.00015 (0.00008)		
W*Analfabetas				-1.58560*** (0.4976)	-1.6337*** (0.4914)
Observaciones	189	189	189	189	189
R2 (dentro)	0.244	0.184	0.216	0.142	0.105
R2 (entre)	0.022	0.234	0.33	0.401	0.22

Nota: * $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$.

Fuente: elaboración de los autores.

ANEXO 2

Prueba de endogeneidad

Prueba de endogeneidad (condiciones de ortogonalidad)

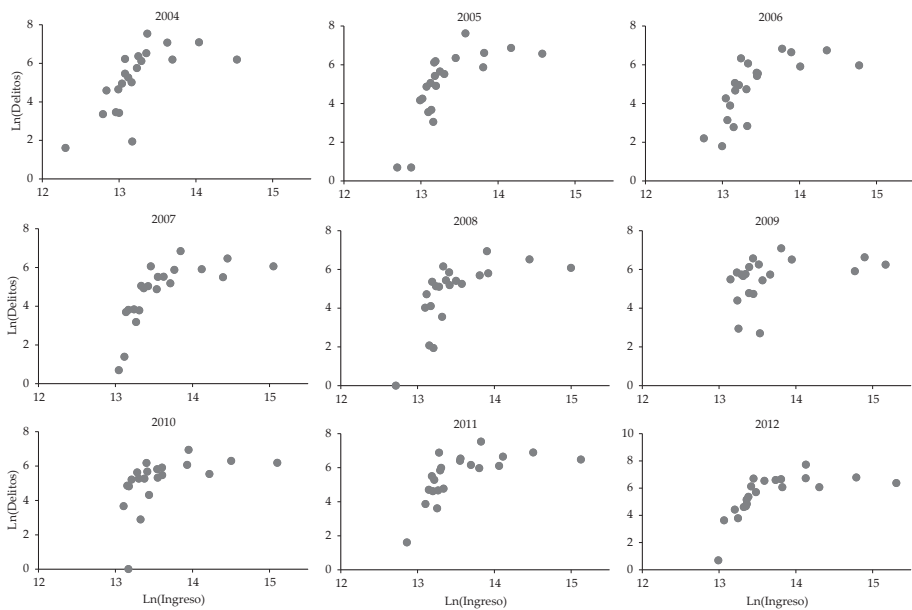
H_0 : variables son exógenas

GMM C estadístico chi-cuadrado(1) = 0.32993 (p = 0.8559)

Los instrumentos son las mismas variables exógenas que se consideran en los modelos tradicionales, y un test de endogeneidad que se realiza después de la estimación IV-GMM permite concluir que las variables consideradas son exógenas.

ANEXO 3

Gráfica de correlaciones entre delitos e ingresos, 2004-2012



Año	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012
Correlación	0.6631	0.6893	0.6773	0.6708	0.6287	0.3666	0.4792	0.6184	0.6239

ANEXO 4

Durbin espacial de forma parsimoniosa					
	<i>Modelo 1</i>	<i>Modelo 2</i>	<i>Modelo 3</i>	<i>Modelo 4</i>	<i>Modelo 5</i>
<i>Ln(Ingresos)</i>	-0.689** (0.269)	-0.637** (0.265)	-0.767*** (0.262)	-0.756*** (0.255)	-0.855*** (0.270)
<i>Dummy</i>		0.242*** (0.075)	0.127 (0.083)	0.274*** (0.092)	0.259*** (0.093)
<i>% Hombres</i>			22.591*** (7.722)	32.331*** (8.057)	32.720*** (8.040)
<i>ICV</i>					0.025 (0.023)
<i>% Analfabetas</i>					
<i>Participación superior</i>					
<i>% Pensiones</i>					
<i>DummyPIB</i>					
<i>Rho (ρ)</i>	0.263*** (0.008)	0.270*** (0.009)	0.269*** (0.009)	0.269*** (0.009)	0.269*** (0.009)
<i>W*Ln(Ingresos)</i>	0.103* (0.060)	0.131** (0.060)	0.076 (0.061)	0.196*** (0.070)	0.186*** (0.070)
<i>W*Hombres</i>				-7.706*** (2.316)	-7.395*** (2.326)
<i>W*Analfabetas</i>					
<i>Observaciones</i>	189	189	189	189	189
<i>R2 (dentro)</i>	0.019	0.194	0.158	0.217	0.213
<i>R2 (entre)</i>	0.12	0.097	0.227	0.302	0.235

Nota: * $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$.

Fuente: elaboración de los autores.

<i>Modelo 6</i>	<i>Modelo 7</i>	<i>Modelo 8</i>	<i>Modelo 9</i>	<i>Modelo 10</i>
-0.815*** (0.266)	-0.834*** (0.259)	-0.683** (0.268)	-0.681** (0.268)	-0.639** (0.282)
0.203** (0.094)	0.310*** (0.098)	0.301*** (0.097)	0.310*** (0.102)	0.312*** (0.102)
29.226*** (8.045)	24.882*** (7.934)	25.959*** (7.870)	25.615*** (7.977)	25.120*** (8.041)
0.021 (0.023)	0.023 (0.022)	0.018 (0.022)	0.015 (0.024)	0.014 (0.024)
2.520** (1.038)	3.040*** (1.022)	3.101*** (1.012)	3.049*** (1.030)	3.073*** (1.031)
		-0.000* (0.000)	-0.000* (0.000)	-0.000* (0.000)
			0.164 (0.623)	0.182 (0.624)
				0.099 (0.208)
0.269*** (0.009)	0.268*** (0.008)	0.267*** (0.008)	0.267*** (0.008)	0.267*** (0.008)
0.168** (0.069)	0.197*** (0.068)	0.217*** (0.068)	0.218*** (0.068)	0.217*** (0.068)
-6.208*** (2.341)	-6.520*** (2.278)	-6.495*** (2.254)	-6.553*** (2.264)	-6.572*** (2.264)
	-1.602*** (0.496)	-1.634*** (0.491)	-1.643*** (0.492)	-1.642*** (0.492)
189	189	189	189	189
0.178	0.13	0.105	0.105	0.112
0.25	0.308	0.22	0.227	0.224