

¿Los toques de queda para menores de edad disminuyen la tasa de homicidio? Evidencia de Cali (Colombia)

Enrique Javier BURBANO
ejurbano@usbcali.edu.co
Facultad de Ciencias Económicas
Grupo de Investigación GEOS
Universidad de San Buenaventura-Cali
(Colombia)

Do curfews for juveniles decrease the homicide rate? Evidence from Cali (Colombia)

Edgar VILLA
edgarvipe@unisabana.edu.co
Investigador adjunto
Escuela de Ciencias Económicas y
Administrativas
Universidad de La Sabana
(Colombia)

María Isabel ZAFRA
mizafrasanz@gmail.com
Facultad de Ciencias Económicas
Grupo de Investigación GEOS
Universidad de San Buenaventura-Cali
(Colombia)

Resumen/Abstract

1. Introducción
2. Teoría económica del crimen y los toques de queda
3. Contexto y descripción de la política
 - 3.1. Sobre el homicidio en Cali
 - 3.2. Descripción de la política del TQM
4. Diseño metodológico
 - 4.1. Datos
 - 4.2. Estrategia de identificación y estimación del efecto causal
 - 4.2.1. Método de diferencias-en-diferencias (DD)
 - 4.2.2. DD con efectos heterogéneos
5. Resultados
 - 5.1. Impacto promedio del TQM sobre la tasa de homicidio
 - 5.2. Heterogeneidad del impacto del TQM sobre la tasa de homicidio
6. Robustez
 - 6.1. Efectos locales
 - 6.2. *Spillovers* o efectos desplazamiento
 - 6.3. Otros efectos heterogéneos
7. Conclusiones y discusión
8. Bibliografía
9. Anexo

¿Los toques de queda para menores de edad disminuyen la tasa de homicidio? Evidencia de Cali (Colombia)

Do curfews for juveniles decrease the homicide rate? Evidence from Cali (Colombia)

Enrique Javier BURBANO
ejurbano@usbcali.edu.co
Facultad de Ciencias Económicas
Grupo de Investigación GEOS
Universidad de San Buenaventura-Cali
(Colombia)

Edgar VILLA
edgarvipe@unisabana.edu.co
Investigador adjunto
Escuela de Ciencias Económicas y
Administrativas
Universidad de La Sabana
(Colombia)

María Isabel ZAFRA
mizafrasanz@gmail.com
Facultad de Ciencias Económicas
Grupo de Investigación GEOS
Universidad de San Buenaventura-Cali
(Colombia)

Citar como/Cite as:

Burbano EJ, Villa E, Zafra MI (2020). ¿Los toques de queda para menores de edad disminuyen la tasa de homicidio? Evidencia de Cali (Colombia). *Iberoamerican Journal of Development Studies* 9(2):174-206.
DOI: 10.26754/ojs_ried/ijds.374.

Resumen

Utilizamos el método de diferencias-en-diferencia (DD) para estimar el impacto sobre la tasa de homicidio del toque de queda para menores (TQM) aplicado (en 2012) en algunas comunas de Cali (Colombia), una de las ciudades más violentas del mundo. Encontramos que la política no causó un efecto negativo sobre la tasa de homicidio, en promedio, algo que fue contrario al objetivo de la política. Este resultado es robusto para diferentes especificaciones muestrales definidas para captar efectos locales —continuos (*spillovers*) o discontinuos— y sesgos en el diseño de la política. Estudiamos el DD con efectos heterogéneos y encontramos, para algunas especificaciones, que la política del TQM en barrios con estrato socioeconómico alto causó una reducción en la tasa de homicidio, aunque el efecto neto promedio de la política en zonas con y sin estos atributos no fue diferente de cero. Evidenciamos que el TQM neutralizó el efecto de otras intervenciones públicas complementarias. Racionalizamos los resultados desde la teoría económica del crimen, donde discutimos acerca de los posibles incentivos que una política como el TQM puede generar para delincuentes y no delincuentes, lo cual explica algunas de las fallas de la política en su diseño.

Palabras clave: Cali, evaluación de impacto, política anticrimen, toque de queda.

Abstract

Using the method of difference-in-difference (DD), we estimate the average impact on the homicide rate of a Curfew for Juveniles (CFJ) that was implemented (in 2012) in some communes of Cali (Colombia), one of the most violent cities in the world. We find that the policy did not cause a negative effect on the homicide rate contrary to the objective of the policy. This result is robust to different sample specifications defined to capture local effects —continuous (*spillovers*) or discontinuous—, and biases in the policy design. We study DD with heterogeneous effects in which neighborhoods that had the presence of higher socioeconomic income did reduce the homicide rate even though the average net effect for these types of neighborhoods was not different from zero. We also find that the CFJ neutralized the effects of other public complementary interventions. We rationalize the results using the economics of crime framework, where we discuss the possible incentives a CFJ could generate for delinquents as well as non-delinquents that explains some failures of the policy in its design.

Keywords: anti-crime policy, Cali, curfew, impact evaluation.

1 Introducción

Existe una relativa escasa bibliografía donde se analizan los efectos disuasivos de los toques de queda sobre el crimen, y se concentra en contextos no latinoamericanos (Fritsch *et al.* 1999, Males 2000, McDowall *et al.* 2000), sin llegar a conclusiones con validez externa, dadas las características desiguales de cada caso estudiado.

En cambio, existe una amplia bibliografía donde se evalúan políticas públicas anticrimen. Una parte de esta ha encontrado efectos disuasivos sobre diferentes delitos en Estados Unidos (Ludwig *et al.* 2001, Jacob y Lefgren 2003, Klick y Tabarrock 2005, Ming 2009, Ross 2012, Weber 2014) e incluso impactos positivos en el mismo país (Heaton 2012). Mientras, en Inglaterra y Gales, Machin y Marie (2005) evidenciaron que el programa Street Crime Initiative redujo los hurtos callejeros y Dusek (2015) encontró que una reforma penal aplicada en la República Checa incrementó los delitos relacionados con la conducción. En adición, Kollias *et al.* (2013) mostraron que el gasto en presencia policial no provocó una reducción significativa en el crimen en Grecia, mientras que, en Australia, Taylor y Li (2015) estimaron el impacto que tuvo un acuerdo sobre armas de fuego sobre la criminalidad entre 1993 y 2010.

En el contexto latinoamericano, Benavente *et al.* (2002) evidenciaron cómo el programa Comuna Segura de Chile elevó la cantidad de denuncias en delitos. Di Tella y Schargrotsky (2004) usaron un ataque terrorista en Argentina para estimar los efectos disuasivos de una mayor presencia policial sobre el hurto de automóviles. Por su parte, Frischtak y Mendel (2012) encontraron que la construcción de más estaciones de policía en comunidades pobres en Río de Janeiro redujo el crimen. En Colombia, Mancera (2008) halló una relación inversa entre la tasa de eficiencia de la Policía y algunos delitos. Por su parte, Arango *et al.* (2009) utilizaron un modelo de dinámica de sistemas para evaluar políticas preventivas y punitivas en Medellín, sugiriendo la necesidad de incrementar el número de policías. Finalmente, Cortés *et al.* (2011) descubrieron los efectos causales positivos de la actividad policial sobre los ataques guerrilleros durante la política de seguridad democrática (PSD).

En este contexto, llama la atención que en Cali (Colombia) —que, según *The Economist* (2016), es una de las 50 ciudades más violentas del mundo por sus significativas tasas de homicidio— se hayan realizado tan pocas evaluaciones de impacto de políticas anticrimen, pues, salvo el caso de Sánchez *et al.* (2011) para medidas de control de consumo de alcohol, los estudios se han concentrado en hallar correlaciones entre el crimen y variables sociales y geográficas (Concha *et al.* 2002, Arango *et al.* 2009, Vásquez 2010, Ortiz 2010, Loaiza 2012, Escobedo 2013, Díaz y Graffe 2014, Burbano y Zafra 2017).

Este vacío es más llamativo cuando, en Cali, este fenómeno ha sido persistente desde los años ochenta, debido a factores como el narcotráfico, la delincuencia común, el uso extendido de las armas de fuego, pero también la discontinuidad de las políticas públicas gestadas para contrarrestarlo, pues resulta normal que cada nuevo alcalde intervenga con medidas reactivas,¹ desconociendo incluso los resultados de las anteriores administraciones (Observatorio Social de Cali 2011).

Muestra de esto fue la aplicación del toque de queda para menores (TQM) de dieciocho años realizada en 1997, en el horario de las 23:30 a las 5:00 del día siguiente y que, sin ninguna evaluación de impacto de por medio, fue retomada en 2012, aplicándose en algunas comunas² y —muy probablemente— omitiendo que cualquier política de este tipo conlleva elevados costes de oportunidad privada y social.

Dado lo anterior, consideramos pertinente evaluar esta política pública con el objetivo de llenar el vacío de este tipo de estudios en Cali y, paralelamente, contribuir a la discusión acerca de la evaluación de políticas anticrimen; específicamente, las relacionadas con los toques de queda. Adicionalmente, nuestros resultados pueden tener una implicación directa e importante en las decisiones de los *policy makers* de la ciudad.

Nuestro objetivo es estimar el efecto causal del TQM sobre la tasa de homicidio. La evaluación está enmarcada en el modelo de resultados potenciales de Rubin a la inferencia de un efecto causal (Imbens y Rubin 2015). En esta aproximación, la construcción del contrafactual es lo fundamental, el cual se define como el resultado potencial de lo que hubiera ocurrido en ausencia de tratamiento. Como el TQM fue implementado en algunas zonas de la ciudad de Cali, entonces utilizamos las zonas no tratadas como observaciones que aproximan lo que hubiera ocurrido en las zonas tratadas en ausencia de tratamiento. Como se observan datos antes y después de la intervención, a nivel de las zonas tratadas y no tratadas, obtenemos datos de panel, que permiten utilizar el método de estimación de diferencias-en-diferencias (DD) para estimar el efecto causal de interés.

El método de DD es adecuado cuando la asignación de la política (tratamiento) depende de un efecto fijo a nivel agregado, el cual no depende de los *policy makers* (como en Di Tella y Schargrotsky 2004, Cortés *et al.* 2011, Frischtak y Mendel 2012, Taylor y Li 2015) sino de constantes inobservables en el tiempo. Esto es razonable en nuestro caso, ya que el TQM fue implementado en comunas que históricamente tenían un nivel de pobreza y de delincuencia relativamente alto. Inclusive, muchas de estas también fueron intervenidas en la primera versión del TQM en 1997. Por tanto, el efecto fijo a nivel de comuna permite modelar el problema potencial de sesgo de selección con datos de panel, tal como lo señalan Angrist y

- 1 Restricciones al porte de armas de fuego o al consumo de alcohol, entre otras.
- 2 División político-administrativa que agrupa barrios, con el objetivo de mejorar la prestación de los servicios y asegurar la participación ciudadana.

Pischke (2009). En adición, para obtener un contrafáctico creíble, el método de DD requiere el cumplimiento del supuesto de tendencia paralela o común de la variable dependiente (en nuestro caso, la tasa de homicidio) entre las zonas tratadas y no tratadas. Nosotros hallamos evidencia para no rechazarlo mediante pruebas estadísticas con diferentes especificaciones muestrales, siguiendo a Muralidharan y Prakash (2017). Además, y dado que algunos atributos de barrios pueden diferir estadísticamente entre comunas tratadas y no tratadas, estimamos un DD con efectos heterogéneos —como en Heaton (2012)—, donde interactuamos el impacto del TQM con la presencia de dichas covariables, a fin de estimar sus efectos sobre la tasa de homicidio.

Finalmente, analizamos la robustez de nuestras estimaciones, teniendo en cuenta posibles efectos locales, *spillovers* continuos y discontinuos geográficamente, u otros posibles efectos heterogéneos. Los datos disponibles al público, y que nosotros usamos, son de homicidios anuales (2011 a 2013) a escala de barrio (con 334 observaciones) y son provistos por entidades públicas, entre las que se destaca el Observatorio Social de la Alcaldía de Cali.

Nuestros resultados indican, contrario a su objetivo, que la política del TQM no causó un efecto negativo sobre la tasa de homicidio en promedio. Este resultado es robusto para diferentes especificaciones muestrales definidas para captar efectos locales —continuos (*spillovers*) o discontinuos— y sesgos en el diseño de la política. Además, encontramos que existen efectos heterogéneos de la política en barrios con estrato socioeconómico alto y con presencia de universidades. En estos casos, el TQM tuvo un impacto negativo sobre la tasa de homicidio, aunque el efecto neto promedio de la política en zonas con y sin estos atributos no fue significativamente diferente de cero. Finalmente, encontramos que el TQM pudo haber neutralizado el efecto de otras intervenciones públicas complementarias con objetivos similares.

2 Teoría económica del crimen y los toques de queda

En la teoría económica del crimen de Becker (1968), se racionaliza el comportamiento de delincuentes como agentes racionales que responden a incentivos en el ambiente en donde actúan. Por tanto, este marco conceptual puede utilizarse, en principio, para entender los incentivos que un TQM pueda tener sobre índices de criminalidad. Un TQM es una política que afecta a los incentivos de delincuentes y no delincuentes, al momento de elegir sus respectivas acciones. En particular, el TQM impide la movilización geográfica en ciertos segmentos temporales por día a los menores de

edad en zonas tratadas. Este tipo de medidas también es complementado, en muchos casos, con el control al porte de armas (de fuego y blancas).

Por una parte, se puede esperar que un delincuente menor de edad racional reaccione a un TQM reduciendo su operación en la zona de intervención durante los horarios en que es implementada la política, lo que redundaría en una reducción del crimen atribuible a este tipo de infractores en dicha zona. El mecanismo para este resultado es que el TQM genera una mayor probabilidad de que las autoridades policiales puedan aprehender a este tipo de delincuentes en las zonas tratadas. Por otro lado, este tipo de políticas puede generar incentivos a los no delincuentes (mayores de edad) para aumentar su tránsito las zonas y horarios tratados incentivados por el mecanismo de mayor vigilancia, que genera una mejor percepción de seguridad. Este comportamiento racional para delincuentes y no delincuentes es el efecto ideal perseguido por los *policy makers* que implementaron el TQM.

Sin embargo, este tipo de políticas pueden producir incentivos indirectos, que afectan a su eficacia. Un TQM con discriminación geográfica puede generar una mayor actividad delincriminal de menores de edad en zonas colindantes no tratadas. Hablando en términos metodológicos, esta externalidad negativa complica la identificación del efecto causal de la política, porque hay un efecto sobre el nivel del crimen en las zonas colindantes no tratadas, muchas de las cuales son observadas para construir el contrafáctico de las zonas tratadas. Esto sesgaría la estimación del efecto causal hacia cero. En términos del modelo de resultados potenciales de Rubin, esta externalidad negativa hacia las zonas colindantes no tratadas puede violar el supuesto de estabilidad de las unidades tratadas (*stable unit treatment value assumption*). Este supuesto significa que el tratamiento de la unidad *i* (en nuestro caso, comuna) solo afecta a dicha unidad y no a las otras unidades. Nuestra aproximación empírica toma en cuenta esta posibilidad teórica.

Otro incentivo que puede gestarse con el TQM es que delincuentes que no son menores de edad se pueden ver atraídos a elevar sus actividades ilegales en zonas tratadas, debido al mayor número de no delincuentes que transitan en esa zona bajo la mayor percepción de seguridad que la política genera a los no delincuentes. Este efecto podría generar un efecto causal menor, atribuible a la política, debido a que no se captaría una reducción en los índices delincriminales en zonas tratadas (relativo a las no tratadas), pues la posible caída en las actividades delincriminales perpetradas por menores de edad podría ser compensada por un aumento en las perpetradas por mayores.

Lo anterior implica que captar el efecto neto de una política del TQM es un problema empírico, debido a que la estrategia de identi-

ficación (dadas las restricciones de la información disponible) debe dejar claro si lo que se estima es una reducción neta en los índices delincuenciales en zonas tratadas o no tratadas.

3 Contexto y descripción de la política

3.1. Sobre el homicidio en Cali

La segunda versión de TQM fue aplicada en las comunas 13, 14, 15, 16 y 21 (en adelante, Distrito de Aguablanca —DA—)³ y la comuna 18 (en el oeste). La figura 1 (lado izquierdo) muestra que la mayoría de estas tuvieron tasas de homicidios superiores antes de la intervención; sin embargo, es llamativo que la comuna 20 no haya sido incluida, pero sí la 18, que no tiene una presencia tan intensa del fenómeno.

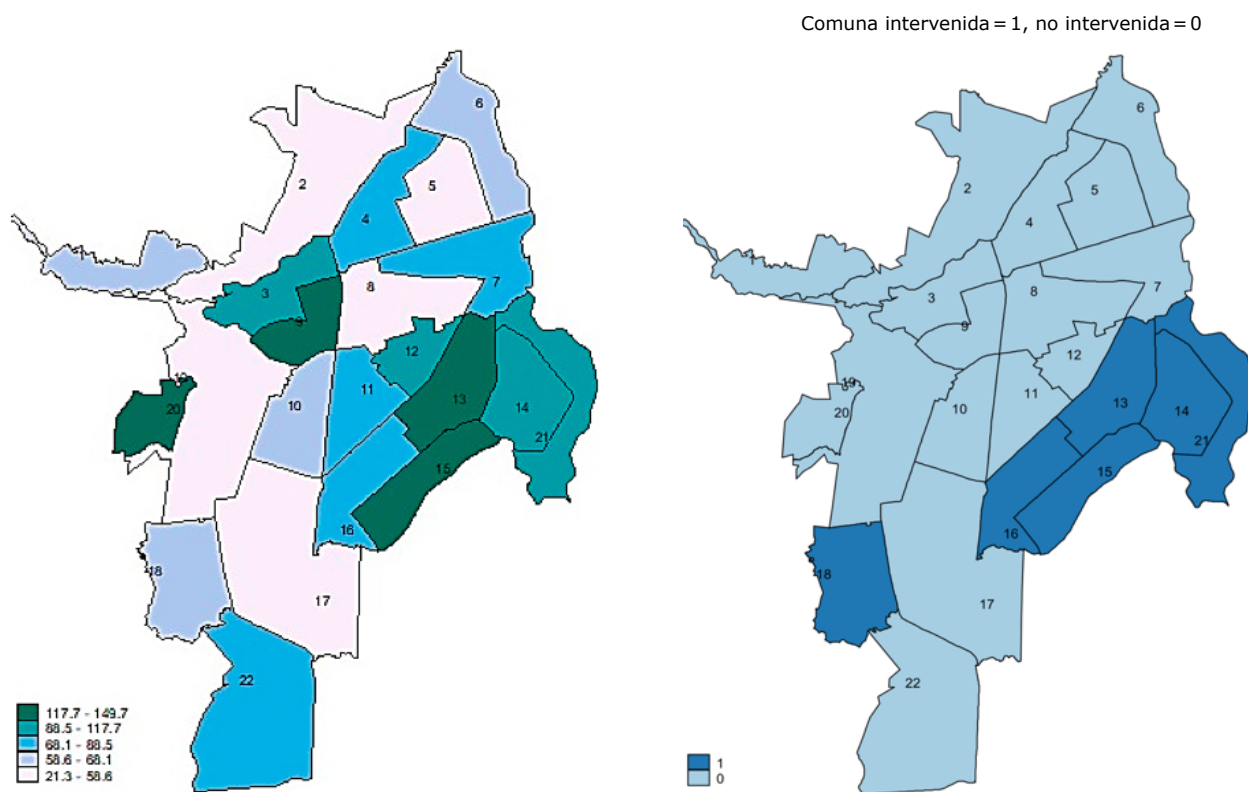


Figura 1
Tasas de homicidio previas al TQM (media por cada 100 000 personas)
Fuente: elaboración propia con datos del Observatorio Social de la Alcaldía de Cali.

Lo anterior nos indica que la asignación del TQM dependió de su resultado potencial, lo que, *a priori*, supone un problema de identificación para evaluar su impacto. Sin embargo, es conveniente comentar que la diferencia en la intensidad del homicidio a nivel de comunas está asociada a intervenciones públicas o eventos históricos que variaron en ese mismo nivel. Esta heterogeneidad puede captarse a través de un efecto fijo a nivel de comuna que, luego, se

3 Esta zona debe su nombre a un sistema de lagos adyacentes a la vertiente occidental del río Cauca y ubicados en el oriente de la ciudad. La definición de distrito no tiene ninguna implicación normativa o fiscal.

puede controlar con datos de panel, reconociendo el posible sesgo de selección potencial en la asignación.

Hasta los años sesenta, las comunas tratadas no existían (véase figura 5 del anexo). Para el caso de las ubicadas en el DA, cuya consolidación se dio desde 1981,⁴ Vásquez (2001) afirma que fue clave la construcción del jarillón del río Cauca (finalizada en 1961), que habilitó tierras inundables para la asignación legal e ilegal de vivienda. Otro hito fue el fortalecimiento del mercado de la construcción en los años setenta, impulsada por los Juegos Panamericanos de 1971 y la activación del crédito hipotecario.

La mayoría de los asentados legal o subnormal en Aguablanca fueron personas negras pobres que provenían del Pacífico colombiano, lo que, desafortunadamente, acentuó desigualdades étnico-raciales, que dificultaron la inserción de estas poblaciones en los bienes y servicios públicos y, en años siguientes, en el mercado laboral. En 2005, comunas como las 14, 15, 16 y 21 tenían una gran proporción de población negra, pero los índices de necesidades básicas insatisfechas y fecundidad fueron los más altos de la ciudad (Sánchez *et al.* 2011). Ambos factores se encuentran razonablemente correlacionados con la presencia más intensa de crímenes, como el homicidio, y su persistencia geográfica desde 2006, como lo muestra la figura 2.

Escobedo (2013) explica la situación como una coyuntura de toda la ciudad entre 2005 y 2007, que se dio por pactos de no agresión entre narcotraficantes, que controlaban las estructuras dedicadas al homicidio. En cuanto a la divergencia por comunas, pudo deberse a la mayor caída del homicidio en las comunas no tratadas,

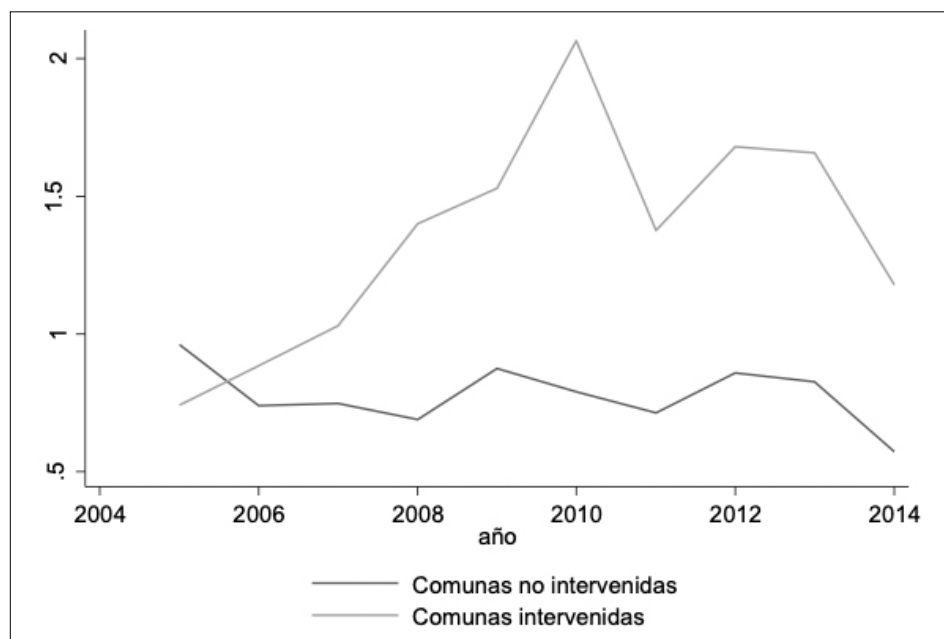


Figura 2
Tasas de homicidio 2005-2014 (media por cada 1000 personas)
Fuente: elaboración propia con datos Observatorio Social de la Alcaldía de Cali.

4 Este proceso se inició en los cuarenta, por la intensificación de la violencia sociopolítica en Colombia, lo que convirtió a Cali en receptora de migrantes del suroccidente de la nación (Vásquez 2001).

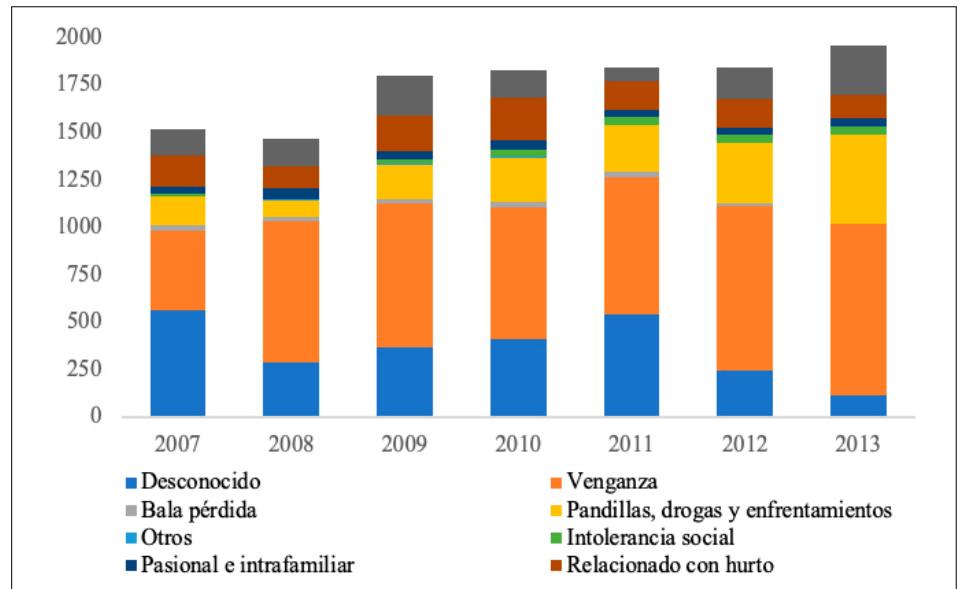


Figura 3
Homicidios por móvil (2007-2013)
Fuente: elaboración propia con datos del Observatorio Social de la Alcaldía de Cali.

que centralizaban las actividades de los «narcos», mientras que, intervenidas, consolidaron redes de crimen organizado ajenas al pacto que no redujeron su accionar, además de pandillas que, en algunos casos, demarcaron su alcance geográfico mediante «fronteras invisibles». ⁵ Aunque no contamos con datos de este último fenómeno, en la figura 3 se muestra que, en períodos pre y pos del TQM, los homicidios motivados por conflictos entre pandillas crecieron, al igual que los relacionados con hurtos y venganzas.

Finalmente, en la figura 4, se revela que las víctimas menores de dieciocho años crecieron más en las comunas no tratadas en

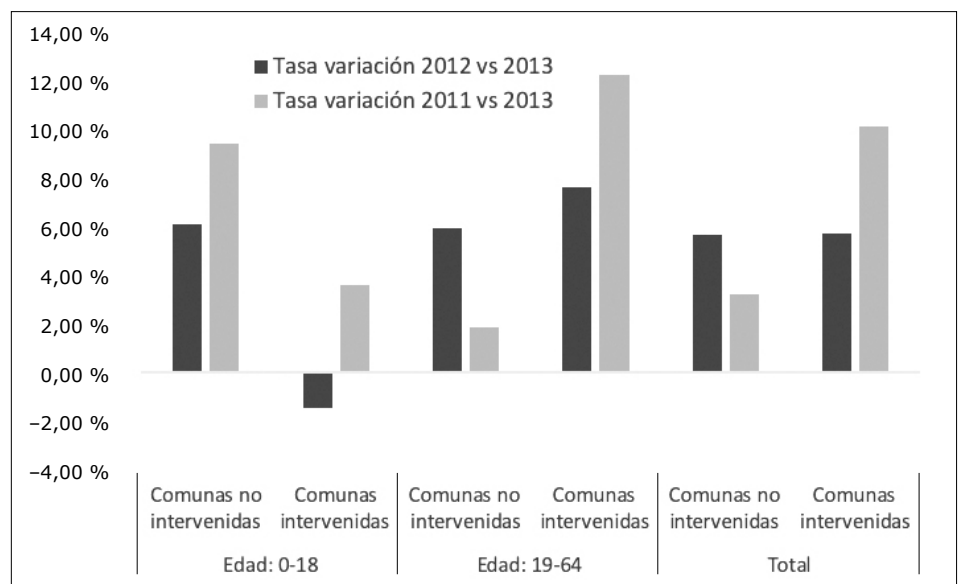


Figura 4
Homicidios por grupo etario y comuna
Fuente: elaboración propia con datos del Observatorio Social de la Alcaldía de Cali.

5 Forma urbana de delimitación territorial no institucional acordada entre otros actores armados (Ramírez et al. 2010).

comparación con las intervenidas. Esto podría revelar un posible *spillover* del TQM, dado que los victimarios pudieron, racionalmente, desplazar sus ofensas hacia las comunas colindantes con las tratadas. Esta posibilidad, que concuerda con el marco conceptual descrito arriba, será estudiada más adelante en la sección de robustez de este trabajo.

3.2. Descripción de la política del TQM

El primer TQM de Cali se aplicó en 1997, en el horario de las 23:30 a 5:00 del día siguiente, y sin ninguna evaluación de impacto de por medio. Fue retomado en 2012, aplicándose en algunas comunas de viernes a lunes a partir de las 23:00. Estas medidas fueron parte del Plan Integral de Convivencia y Seguridad Ciudadana (PICSC) para disminuir el efecto del crimen sobre la seguridad ciudadana y la población juvenil (Alcaldía de Santiago de Cali 2012). El PICSC, que era liderado por un comité integrado por entidades gubernamentales y policiales, estaba constituido por otros programas complementarios de orden social (véase tabla 1) y tenía medidas adicionales para los jóvenes, como prohibirles la compra de licor y ofrecer orientación psicosocial para padres y/o acudientes de los infractores, entre otras.

El TQM fue aplicado durante 2012, a partir del 13 de enero en las comunas 13 y 15; una semana después, se extendió a las comu-

Programas complementarios	Período	Objetivo	Cantidad de intervenidos	Comunas intervenidas
Colectivos	2012-2013	Acciones de inclusión y generación de oportunidades para jóvenes vulnerables de las comunas TIO (territorio de inclusión y oportunidades), para disminuir los homicidios, y TIPO (territorios de intervención policial), que requerían acciones policiales para reducir los hurtos	1400 jóvenes	TIO: 13, 14, 15, 16 y 21 TIPO: 2, 3, 17, 19 y 22
Prevención del consumo	2012-2013	Intervención de prevención de consumo de sustancias psicoactivas y promoción de estilos de vida saludable en jóvenes Operativos de vigilancia y control de establecimientos de venta y consumo de licor	2000 jóvenes	15 y 16
Plan Desarme (restricción por porte de armas)	2011-2012	Promover la cultura del desarme para desincentivar las acciones delictivas y fortalecer la confianza ciudadana en las autoridades	-	-
Programa de Recuperación de Parques	2011-2013	Recuperación de vías, pasajes y parques, accesos peatonales y vehiculares, por medio de la adecuación y mejoramiento de la iluminación, para desestimular el desarrollo de hechos delictivos	112 parques	-
Plan Nacional de Vigilancia Comunitaria por Cuadrantes (PNVCC)	2012-2013	Fortalecimiento de la capacidad de la Policía Nacional para la disuasión y control del delito elevando su personal, adecuando estaciones y utilizando la tecnología para monitoreo, vigilancia y control	* 360 cámaras * 820 policías * 132 cuadrantes	-

Tabla 1

Otros programas de prevención social del PICSC

Fuente: elaboración propia basándose en información de la Alcaldía de Santiago de Cali (2013).

nas 14 y 16 y, en la siguiente, a la comuna 21, para luego expandirse a la comuna 18, iniciando febrero. Aunque los *policy makers* no nos dieron detalles logísticos de su aplicación, lo cierto es que, días después y gracias a los resultados iniciales, estos atribuyeron al TQM la reducción del crimen; en contraste, el personero⁶ de la época, Andrés Santamaría, afirmó que la política era insostenible y coyuntural y consideró apresurado decir que esas reducciones iban a mantenerse en el tiempo por los antecedentes violentos de la ciudad.

Una de las primeras críticas a la medida surgió del deficiente diseño, pues su aplicación gradual fue una reacción a los resultados preliminares obtenidos en las primeras semanas de enero. Tampoco existió una explicación en torno al no tratamiento de la comuna 20, pese a mostrar niveles históricamente altos de crimen y, en cambio, se argumentó que la inclusión de la 18 respondía al mayor incremento en los homicidios (*El País* 2012).

En cuanto a los programas complementarios del PICSC, que también fueron aplicados con discriminación territorial, no se evidenció que su diseño tuviera rigurosidad técnica en su formulación; esto nos imposibilitó crear un esquema de teoría del cambio de estas medidas y verificar si fueron desarrolladas de manera articulada con el TQM.

Esto generó que no hubiera datos verificables acerca de los impactos esperados de las medidas. En consecuencia, y a pesar del objetivo de reducir la criminalidad, no fue claro que el TQM (y el PICSC) hubiese afectado a los homicidios, porque tampoco existen evidencias de su seguimiento por parte del comité instalado para ellos.

4 Diseño metodológico

4.1. Datos

Los datos anuales son de homicidios en barrios por cada 1000 habitantes y provienen del Observatorio Social de la Alcaldía de Cali entre 2005 y 2014, lo que nos permitió construir una base de datos de panel a nivel de barrio, distinguiendo los ubicados en las comunas tratadas con el TQM y programas complementarios. Los barrios colindantes son definidos como los «barrios perimetrales» de cada comuna intervenida. Otras variables incluidas en el panel son *dummies* para el estrato socioeconómico —como *proxy* del ingreso— y, para la presencia de amenidades como centros comerciales con salas de cine, plazas de mercado, universidades y grandes parques, es información provista públicamente por la Infraestructura de Datos Espaciales de Santiago de Cali (Idesc).

La información que recolectamos es la más confiable y completa, disponible públicamente en la ciudad, aunque dista de ser la base

6 Funcionario público encargado de proteger el interés colectivo y vigilar a los funcionarios gubernamentales.

de datos ideal pues, para efectos de evaluar el TQM, una medición de homicidios por horarios o días específicos de la semana hubiese robustecido nuestro análisis; no obstante, consideramos que los datos disponibles son suficientes para realizar estimaciones consistentes.

4.2. Estrategia de identificación y estimación del efecto causal

4.2.1. Método de diferencias-en-diferencias (DD)

El modelo empírico que utilizamos viene dado por:

$$th_{b, i, t} = \beta_0 + \beta_1(T_i \times d2013_t) + \beta_2 T_i + \beta_3 d2013_t + \beta_k X_{b, i} + a_i + u_{b, i, t} \quad (1),$$

donde $th_{b, i, t}$ es la tasa de homicidio de barrio b , ubicada en la comuna i en el año t ; β_1 es el estimador del efecto causal para la política del TQM (DD); β_2 y β_3 son los estimadores para las *dummies* de tratamiento (T_i) y período postratamiento ($d2013_t$). Además, β_k es el parámetro para cualquier control incluido ($X_{b, i}$), que caracterice a los barrios a través de las comunas tratadas y no tratadas;⁷ a_i es el efecto fijo de comuna; $u_{b, i, t}$ es el término de error idiosincrásico, y los errores estándar son clusterizados al nivel de barrio. Dado esto, si el TQM tuvo éxito para reducir la tasa de homicidio, β_1 debería ser negativo y significativo estadísticamente.

La asignación del tratamiento a nivel de comuna se realizó en aquellas que, históricamente, tuvieron las mayores tasas de homicidio en la ciudad de Cali, como se argumentó con anterioridad, lo que puede capturarse a través de a_i . El método de DD con datos de panel es una doble diferencia a nivel de comuna entre las tratadas y no tratadas tanto antes como después de la intervención. Por tanto, esta doble diferencia elimina cualquier variable constante en el tiempo a ese nivel geográfico, es decir, que DD es un tipo de estimación por efecto fijo con datos de panel (Angrist y Pischke 2009).

No obstante, para que la estimación de DD evite el sesgo por selección, se debe cumplir que los barrios localizados en las comunas tratadas y no tratadas tengan tendencia común o paralela en la tasa de homicidio antes de la implementación del TQM, o sea, hasta 2011. Para verificar este supuesto, seguimos la metodología propuesta por Muralidharan y Prakash (2017), corriendo la siguiente regresión:

$$th_{b, i, t} = \alpha_0 + \alpha_1(T_i \times \text{año}) + \alpha_2 * \text{año} + \alpha_3 * T_i + \xi_{i, t} \quad (1.1),$$

donde *año* es una variable creciente en la medida en que se llegue al período pretratamiento (variable de tendencia). El supuesto de tendencia común se satisface si α_1 no es diferente de cero a ningún nivel razonable de significancia estadística —como el 10 %—, lo que, en nuestro caso, sería evidencia de que los barrios localizados

7 Los controles incluidos no cambiaron entre 2011 y 2013; por eso, no tiene el subíndice t . Esto se puede notar porque la desviación estándar *within* (en las estadísticas descriptivas del panel) de estos controles fue cero. Esto, además, hace improbable que los valores de estos hayan cambiado como consecuencia del TQM. Sin embargo, los incluimos para tener modelos con mayor precisión y poder explicativo, controlando las diferencias observables entre barrios de control y tratados.

en comunas tratadas tienen una tendencia paralela en su tasa de homicidios en comparación con los barrios de comunas no tratadas.

Este ejercicio fue realizado para muestras que incluyen el total de comunas (y barrios) de la ciudad, pero también sin incluir los barrios de la comuna 18 y sus comunas colindantes, y de la comuna 18 y los barrios colindantes a sus barrios perimetrales, entre 2005 y 2011. En la tabla 2, se indican los resultados para dichas especificaciones de muestra, de modo que se concluye que no existe evidencia para rechazar la hipótesis nula de tendencia paralela.

Variable dependiente: tasa de homicidio por cada 1000 personas				
Muestra incluye...	(1) <i>Todas las comunas</i>	(2) <i>Todas, sin comuna 18</i>	(3) <i>Sin 18 y sus comunas colindantes</i>	(4) <i>Sin 18 y barrios colindantes a sus barrios perimetrales</i>
Año X T	0,188 (0,120)	0,239 (0,160)	0,240 (0,160)	0,238 (0,160)
Año	-0,018 (0,013)	-0,018 (0,013)	-0,020 (0,014)	-0,017 (0,013)
T	-0,252 (0,192)	-0,282 (0,224)	-0,361 (0,235)	-0,283 (0,225)
Constante	0,862*** (0,107)	0,862*** (0,107)	0,941*** (0,127)	0,863*** (0,108)
Observaciones	2289	2149	1785	2114
R2	0,013	0,019	0,016	0,018
Barrios	327	307	255	302

Errores estándar robustos clusterizados a escala de barrio entre paréntesis; el año es codificado de 2005 = 1 a 2011 = 7.

No se muestran estimaciones sin DA, sin DA y sus comunas colindantes y sin DA y barrios colindantes a sus barrios perimetrales, porque el coeficiente para la interacción año x T fue omitido. *** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,1$.

Tabla 2

Pruebas del supuesto de tendencia paralela para diferencia-en-diferencia ($T =$ intervenida)

Fuente: cálculos propios.

Por otro lado, los barrios pueden diferir en sus atributos (covariables); por ello, realizamos pruebas de balance de la línea base (con datos de 2011) comparando la diferencia de medias de cada covariable entre los barrios de las comunas tratadas y no tratadas. En la tabla 3, con la evidencia para covariables, como *estrato* y *universidad*, no se puede rechazar la hipótesis alternativa de heterogeneidad a un nivel de significancia del 1 % entre los grupos de comunas; por ende, ambos factores serán incluidos en ejercicios de DD y DD con efectos heterogéneos. Estas pruebas se repitieron para otras especificaciones muestrales (véase tabla 13, paneles A, B y C, del anexo), con resultados similares, salvo cuando se excluye la comuna 18 y sus comunas colindantes (panel B), en donde se evidenciaron diferencias estadísticas a un nivel de significancia del

10 % en la covariable de *área* entre las zonas tratadas y no tratadas. Esta heterogeneidad será examinada en la sección de robustez de este documento.

Todas las comunas					
Variables	Barrios de control (C)	Media C	Barrios tratados con el TQM (T)	Media T	Diferencia
Área	254	0,504	80	0,487	0,016
Estrato	254	0,319	80	0,025	0,294***
Plaza de mercado	254	0,028	80	0	0,028
Centro comercial	254	0,055	80	0,013	0,043
Parques	254	0,748	80	0,787	-0,039
Universidades	254	0,047	80	0,225	-0,178***

*** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,1$.

Tabla 3

Test de balance: pruebas T de diferencia de medias en 2011

Fuente: cálculos propios.

Finalmente, si se satisfacen las pruebas y supuestos comentados en el parámetro de interés β_1 , se considera identificado y se puede hacer la estimación con el método de DD.

4.2.2. DD con efectos heterogéneos

Estudiamos los efectos heterogéneos del TQM sobre la tasa de homicidios, debido a que las covariables *estrato* y *universidad* difieren estadísticamente entre sí a nivel de barrios a través de comunas tratadas y no tratadas. Para esto, consideramos un modelo DD de efectos heterogéneos como el siguiente:

$$th_{b, i, t} = \beta_0 + \beta_1 (T_i \times d2013_t \times H_{b, i}) + \beta_2 (T_i \times d2013_t) + \beta_3 (d2013_t \times H_{b, i}) + \beta_4 (T_i \times H_{b, i}) + \beta_5 T_i + \beta_6 d2013_t + \beta_7 H_{b, i} + \beta_k X_{b, i} + a_i + u_{b, i, t} \quad (2),$$

donde $H_{b, i}$ es una variable estadísticamente heterogénea en la línea base de 2011 a nivel de barrio y de comuna; β_1 es el estimador de DD del TQM en barrios con el atributo $H_{b, i}$, es decir, mide el efecto de la política en zonas con dicho atributo, y β_2 es el estimador de DD para el TQM en zonas que no lo tienen. El efecto neto promedio del TQM en estas dos zonas viene dado por $(\beta_1 + \beta_2)$. Lo que queremos es identificar y estimar los signos y magnitudes de estos parámetros. En complemento, β_3 a β_7 son los parámetros de los términos de doble interacción y términos lineales, y β_k es el parámetro para covariables adicionales, si las hubiera, que excluye a $H_{b, i}$ para evitar colinealidad perfecta en la regresión. Igualmente, los errores estándar son clusterizados a escala de barrio.

Para finalizar, en la tabla 4, se indica que, en las especificaciones de muestra (testeadas también para DD), no se puede rechazar la hipótesis nula de tendencia paralela para el período 2005-2011 en los casos planteados de efectos heterogéneos, pero se rechaza en el caso de los programas complementarios a TQM.

Variable dependiente: tasa de homicidio por cada 1000 personas				
	(1)	(2)	(3)	(4)
	Todos	Comuna 18	18 y sus comunas colindantes	18 y barrios colindantes a sus barrios perimetrales
Año X T X PROG⁺	0,433*	0,435*	0,613*	0,442*
	(0,251)	(0,251)	(0,318)	(0,254)
R2	0,040	0,040	0,057	0,041
Año X T X estrato⁺⁺	0,018	0,035	0,019	0,034
	(0,025)	(0,038)	(0,033)	(0,038)
R2	0,017	0,022	0,018	0,022
Año X T X universidad⁺⁺⁺	-0,147	-0,214	-0,201	-0,212
	(0,157)	(0,220)	(0,221)	(0,220)
R2	0,017	0,024	0,022	0,024
Observaciones	2289	2149	1785	2114
Barrios	327	307	255	302

Errores estándar robustos clusterizados a escala de barrio entre paréntesis; el año es codificado de 2005 = 1 a 2011 = 7. + No se muestran las interacciones: año X T, año X programa, T X programa, y las *dummies* de T, programa, la variable *año* y la constante. ++ No se muestran las interacciones: año X T, año X estrato, T X estrato, y las *dummies* de T, Estrato, la variable *año* y la constante. +++ No se muestran las interacciones: año X T, año X universidad, T X universidad, y las *dummies* de T, universidad, la variable *año* y la constante. *** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,1$.

Tabla 4

Pruebas del supuesto de tendencia paralela para DD y efectos heterogéneos ($T =$ intervenida)

Fuente: cálculos propios.

5 Resultados

5.1. Impacto promedio del TQM sobre la tasa de homicidio

En la tabla 5, se reporta la estimación del impacto promedio del TQM usando DD basada en la ecuación (1) para las especificaciones muestrales planteadas en la sección anterior. En los ejercicios, el coeficiente de DD (o el de tratamiento) es positivo y no significativo estadísticamente, lo que muestra una ineficacia contraria a la esperada del TQM. Tampoco se notan diferencias significativas entre las estimaciones sin covariables (columnas impares) y con covariables (columnas pares). Esto permite concluir que la política del TQM no tuvo éxito en reducir las tasas de homicidio en las comunas tratadas relativa a las no tratadas.

Variable dependiente: tasa de homicidio por cada 1000 personas								
Barrios tratados: localizados en la comuna 18 y el DA								
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
<i>Barrios de control: localizados en otras comunas</i>			<i>Sin comuna 18</i>		<i>Sin 18 y sus comunas colindantes</i>		<i>Sin 18 y barrios colindantes a sus barrios perimetrales</i>	
Variables								
T × d2013	0,169 (0,173)	0,169 (0,174)	0,288 (0,211)	0,287 (0,212)	0,279 (0,211)	0,278 (0,213)	0,288 (0,211)	0,287 (0,213)
T	0,662 (0,416)	0,629 (0,473)	0,847 (0,544)	0,863 (0,620)	0,803 (0,546)	0,858 (0,630)	0,836 (0,544)	0,858 (0,621)
d2013	0,112 (0,075)	0,112 (0,076)	0,112 (0,075)	0,113 (0,076)	0,121 (0,076)	0,122 (0,076)	0,112 (0,077)	0,113 (0,077)
Constante	0,715*** (0,066)	0,864*** (0,234)	0,715*** (0,066)	0,953*** (0,226)	0,759*** (0,078)	0,957*** (0,269)	0,725*** (0,067)	0,977*** (0,231)
Controles	No	Sí	No	Sí	No	Sí	No	Sí
Observaciones	653	653	613	613	509	509	603	603
R2	0,020	0,032	0,028	0,042	0,026	0,041	0,028	0,041
Barrios	327	327	307	307	255	255	302	302

Errores estándar robustos clusterizados a escala de barrio entre paréntesis.

Controles incluidos: plaza de mercado, centro comercial, parque, área, estrato y universidad *** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,1$.

Tabla 5

Diferencia-en-diferencia (DD) estimativa del impacto del TQM en 2012

Fuente: cálculos propios.

5.2. Heterogeneidad del impacto del TQM sobre la tasa de homicidio

En la tabla 6, se muestra la estimación del impacto heterogéneo del TQM basada en la ecuación (2) para las variables de *estrato* y *universidad*. En todas las especificaciones muestrales, el coeficiente de asociado a DD sin el atributo sigue siendo no significativo y positivo. No obstante, las *dummies* de la interacción de DD con el estrato (panel A) son significativas estadísticamente, lo que refleja que el TQM en barrios con este atributo redujo la tasa de homicidio en magnitudes que van desde los 0,37 a los 0,54 puntos, lo cual parece significativo en términos prácticos.

Además, el panel A muestra que el TQM generó un efecto significativo en barrios con estrato relativamente alto, al excluir la comuna 18 (columna 2), y esta misma y los barrios colindantes a sus barrios perimetrales (columna 4). Esto sugiere que, en otros barrios intervenidos con el TQM (o sea, en los barrios pertenecientes al DA) y con estrato por encima de la mediana, la tasa de homicidio se redujo entre 0,59 y 0,58 puntos entre 2011 y 2013. Ahora bien, en barrios sin estrato alto, la tasa de homicidio no se redujo, sino que aumentó. Esto se nota al obtener el efecto neto promedio (-0,3 en columnas 1, 2 y 4 del panel A), aunque no es estadísticamente diferente de 0 en ninguna especificación muestral considerada.

Variable dependiente: tasa de homicidio por cada 1000 personas
Barrios tratados: localizados en comuna 18 y DA

	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>Barrios de control: localizados en otras comunas</i>		<i>Sin comuna 18</i>	<i>Sin 18 y sus comunas colindantes</i>	<i>Sin 18 y barrios colindantes a sus barrios perimetrales</i>
<i>Panel A. Efectos heterogéneos de estrato</i>				
T X d2013 X estrato	-0,460	-0,587*	-0,494	-0,581*
	(0,295)	(0,321)	(0,303)	(0,325)
T X d2013	0,159	0,287	0,275	0,286
	(0,182)	(0,222)	(0,224)	(0,222)
d2013 X estrato	-0,075	-0,075	-0,168	-0,081
	(0,178)	(0,178)	(0,142)	(0,186)
T X estrato	-0,611	-0,792	-0,539	-0,774
	(0,507)	(0,617)	(0,641)	(0,624)
T	0,569	0,777	0,762	0,772
	(0,413)	(0,533)	(0,527)	(0,534)
d2013	0,135	0,136	0,148*	0,137
	(0,085)	(0,085)	(0,088)	(0,085)
Estrato sobre la mediana = 1	-0,392**	-0,375**	-0,545***	-0,371**
	(0,151)	(0,148)	(0,139)	(0,148)
Constante	0,865***	0,952***	0,967***	0,975***
	(0,228)	(0,222)	(0,252)	(0,227)
$\widehat{\beta}_1 + \widehat{\beta}_2$	-0,300	-0,300	-0,219	-0,296
	(0,232)	(0,232)	(0,205)	(0,238)
R2	0,029	0,039	0,038	0,038
<i>Panel B. Efectos heterogéneos de universidad</i>				
T X d2013 X universidad	-0,046	-0,185	-0,391	-0,185
	(0,310)	(0,363)	(0,354)	(0,363)
T X d2013	0,195	0,357	0,358	0,357
	(0,214)	(0,277)	(0,278)	(0,278)
d2013 X universidad	-0,085	-0,085	0,120	-0,086
	(0,192)	(0,192)	(0,174)	(0,193)
T X universidad	-0,235	-0,413	-0,329	-0,400
	(0,568)	(0,770)	(0,769)	(0,770)
T	0,773	1,034	0,997	1,025
	(0,550)	(0,740)	(0,724)	(0,740)
d2013	0,116	0,117	0,116	0,117
	(0,079)	(0,079)	(0,080)	(0,081)
Universidades	-0,371**	-0,351*	-0,455**	-0,361*
	(0,186)	(0,184)	(0,221)	(0,185)
Constante	0,764***	0,850***	0,874***	0,875***
	(0,263)	(0,256)	(0,291)	(0,261)
$\widehat{\beta}_1 + \widehat{\beta}_2$	0,149	0,172	-0,033	0,172
	(0,223)	(0,234)	(0,219)	(0,234)
R2	0,027	0,039	0,036	0,038
Observaciones	653	613	509	603
Barrios	327	307	255	302

*** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,1$ *** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,1$. Errores estándar robustos clusterizados a escala de barrio entre paréntesis. Controles incluidos: plaza de mercado, centro comercial, parque, área.

Error estándar $(\widehat{\beta}_1 + \widehat{\beta}_2) = [Var(\widehat{\beta}_1) + Cov(\widehat{\beta}_1, \widehat{\beta}_2) + Var(\widehat{\beta}_2)]^{1/2}$.

Tabla 6

DD con efectos heterogéneos del TQM en 2012

Fuente: cálculos propios.

Por tanto, se concluye que la política tuvo un efecto en línea con lo esperado en zonas con estrato socioeconómico alto pero no en zonas con estrato socioeconómico bajo. Este resultado se puede racionalizar siguiendo a Villa y Salazar (2013), que encuentran teóricamente que, en poblaciones con trampas de pobreza y alta desigualdad en riqueza, los incentivos para delincuentes son más altos que en zonas sin esta característica socioeconómica. Así, en barrios con niveles bajos de ingreso, se presenta una ineffectividad del TQM para disuadir y, por tanto, reducir la tasa de homicidios, debido a la posibilidad de trampas de pobreza y posible alta desigualdad en la distribución de la riqueza.

En cuanto al efecto heterogéneo del TQM, teniendo en cuenta la variable *universidad*, en el panel B de la tabla 6, se muestra que no hay evidencia de que la política haya tenido un impacto sobre las tasas de homicidio.

6 Robustez

6.1. Efectos locales

Para estudiar si el impacto estimado del TQM descrito en la sección anterior se mantiene a escala local, realizamos ejercicios donde solo se incluyen las zonas tratadas y no tratadas con sus colindantes, usando la misma estrategia de identificación anterior.

En la tabla 7, se presentan las estimaciones DD a nivel local para las cuales no pudimos rechazar la hipótesis de tendencia pa-

Barrios tratados: localizados en...	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	Comuna 18	DA	18 y DA	Comuna 18	DA	18 y DA
<i>Barrios de control</i>	<i>Localizados en comunas colindantes a las tratadas</i>			<i>Colindantes a los barrios perimetrales de las comunas tratadas</i>		
T X d2013	-0,149	0,071	-0,186	0,125	0,171	0,133
	(0,288)	(0,200)	(0,205)	(0,248)	(0,186)	(0,218)
T	0,284	0,700*	0,618*	0,597	0,699*	0,720*
	(0,307)	(0,417)	(0,305)	(0,440)	(0,417)	(0,433)
d2013	0,079	0,210*	0,116	0,157	0,111	0,148
	(0,222)	(0,125)	(0,076)	(0,192)	(0,101)	(0,151)
Constante	0,549***	0,677***	0,215***	0,780***	0,678***	0,657***
	(0,108)	(0,066)	(0,067)	(0,147)	(0,064)	(0,126)
Observaciones	144	363	50	194	425	204
R2	0,007	0,017	0,040	0,006	0,020	0,009
Barrios	72	182	25	97	213	102

Errores estándar robustos clusterizados a escala de barrio entre paréntesis.
Estimaciones sin controles. *** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,1$.

Tabla 7

DD estimativa del impacto del TQM en 2012

Fuente: cálculos propios.

Variable dependiente: tasa de homicidio por cada 1000 personas					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
<i>Barrios tratados: localizados en...</i>	<i>Comuna 18</i>	<i>DA</i>	<i>DA</i>	<i>18 y DA</i>	<i>18 y DA</i>
<i>Barrios de control: localizados en...</i>	<i>Comunas colindantes de 18</i>	<i>Comunas colindantes de DA</i>	<i>Barrios colindantes de los barrios perimetrales de DA</i>	<i>Comunas colindantes de 18 y DA</i>	<i>Barrios colindantes de los barrios perimetrales de 18 y DA</i>
<i>A. Efectos heterogéneos de universidad</i>					
T X d2013 X universidad	0,772*	-0,188	-0,131	0,151	-0,131
	(0,453)	(0,386)	(0,244)	(0,380)	(0,244)
T X d2013	-0,196	0,102	0,154	0,188	0,163
	(0,315)	(0,238)	(0,278)	(0,225)	(0,251)
d2013 X universidad	-0,703*	0,057		-0,282	
	(0,403)	(0,299)		(0,292)	
T X universidad	-0,619	-0,087	-0,590	-0,285	-0,590
	(0,522)	(0,570)	(0,548)	(0,581)	(0,547)
T	0,344	0,820	0,731	0,820	0,854
	(0,340)	(0,539)	(0,558)	(0,538)	(0,552)
d2013	0,119	0,209	0,157	0,123	0,148
	(0,236)	(0,130)	(0,193)	(0,105)	(0,152)
Universidad	0,036	-0,502***		-0,305	
	(0,345)	(0,171)		(0,206)	
Constante	0,547***	0,692***	0,780***	0,692***	0,657***
	(0,114)	(0,068)	(0,148)	(0,066)	(0,127)
$\widehat{\beta}_1 + \widehat{\beta}_2$	0,576*	-0,086	0,023	0,339	0,032
	(0,329)	(0,305)	(0,241)	(0,307)	(0,208)
R2	0,018	0,022	0,010	0,025	0,013
<i>B. Efectos heterogéneos de estrato</i>					
T X d2013 X estrato		-0,884	-0,661	-0,499	-0,614*
		(0,546)	(0,475)	(0,336)	(0,366)
T X d2013		0,159	0,166	0,170	0,175
		(0,183)	(0,281)	(0,182)	(0,269)
d2013 X estrato		0,350	0,126	-0,035	0,080
		(0,493)	(0,412)	(0,240)	(0,278)
T X estrato		-0,656	-0,580	-0,835*	-0,584
		(0,491)	(0,534)	(0,497)	(0,520)
T		0,634	0,510	0,628	0,570
		(0,432)	(0,464)	(0,431)	(0,463)
d2013		0,136	0,129	0,125	0,120
		(0,088)	(0,230)	(0,086)	(0,214)
Estrato por encima de mediana = 1		-0,438***	-0,515**	-0,260*	-0,511***
		(0,105)	(0,225)	(0,134)	(0,190)
Constante		0,771***	0,895***	0,777***	0,835***
		(0,079)	(0,175)	(0,077)	(0,173)
$\widehat{\beta}_1 + \widehat{\beta}_2$		-0,725	-0,495	-0,329	-0,440*
		(0,517)	(0,386)	(0,283)	(0,250)
R2		0,021	0,009	0,024	0,012
Observaciones	144	363	194	425	204
Barrios	72	182	97	213	102

Errores estándar robustos clusterizados a escala de barrio entre paréntesis. *** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,1$. Estimaciones sin controles.

Tabla 8

DD con efectos heterogéneos locales del TQM en 2012

Fuente: cálculos propios.

ralela para la tasa de homicidio entre barrios tratados y no tratados (véase tabla 14 del anexo). Dados los resultados de la tabla 8, podemos suponer razonablemente que estos no van a cambiar significativamente con la inclusión de covariables, no obstante que *estrato*, *universidad* y otros controles son significativamente heterogéneos entre barrios tratados y controlados (véanse paneles D, E, F y H de la tabla 13 del anexo). Los resultados revelan que, bajo ninguna de las especificaciones, el coeficiente de DD es significativo estadísticamente.

Por otro lado, en la tabla 8, se presentan las estimaciones DD con efectos heterogéneos a nivel local, donde se mantienen los resultados de las pruebas de tendencia paralela (véase tabla 15). La columna 1 del panel A muestra que, cuando se considera solo la comuna 18 y sus comunas colindantes, la política del TQM en zonas con presencia de universidades incrementó la tasa de homicidio en 0,77 puntos entre 2012 y 2013, lo que contradice también lo esperado por el programa. Además, el efecto neto medio en esa misma especificación muestra es de 0,57 puntos de incremento y también es significativo estadísticamente.

Este resultado se puede racionalizar de acuerdo con el marco conceptual propuesto previamente pues, según la economía del crimen, los delincuentes racionales adultos tendrían mayores incentivos de victimizar a estos transeúntes en zonas con presencia de universidades, debido a que es una población relativamente más vulnerable.

La columna 5 del panel B muestra también que la política del TQM en barrios con estrato alto redujo en 0,61 puntos la tasa de homicidio entre 2011 y 2013, un efecto significativo en términos prácticos. Este resultado se tiene solo si los barrios de control incluyen a los barrios colindantes a los barrios perimetrales de las comunas tratadas. Mientras que el efecto del TQM en barrios sin estrato alto fue no significativo, el efecto neto promedio del TQM a través de barrios con y sin estrato alto fue negativo y estadísticamente significativo, lo que indica una reducción del crimen en 0,44 puntos. Este resultado se puede explicar nuevamente siguiendo a Villa y Salazar (2013), pues una menor pobreza reduciría los incentivos para la delincuencia.

En la tabla 9, se exhiben los resultados más interesantes de las estimaciones DD con efectos heterogéneos. Por un lado, indirectamente hemos estimado la DD para la presencia de programas complementarios al TQM (2013 X programa) hallando que, en dos de las especificaciones de la muestra (columnas 1 y 4), estos tuvieron un impacto negativo sobre la tasa de homicidio, siendo mayor cuando se considera al DA y sus comunas colindantes (0,39 puntos). Esto indica que esos programas tuvieron el impacto deseado por los *policy makers*. No obstante, cuando se interactuó al anterior impacto con TQM (T X 2013 X programa), se generó un aumento

en la tasa de homicidio, que es significativo. Esto significa que, en zonas donde estos programas fueron implementados, la política del TQM tuvo un impacto contrario al esperado aumentando, de hecho, la tasa de homicidio.

Variable dependiente: tasa de homicidio por cada 1000 personas				
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>Barrios tratados: localizados en...</i>	DA	DA	18 y DA	18 y DA
<i>Barrios de control: localizados en...</i>	<i>Comunas colindantes de DA</i>	<i>Barrios colindantes de los barrios perimetrales de DA</i>	<i>Comunas colindantes de 18 y DA</i>	<i>Barrios colindantes de los barrios perimetrales de 18 y DA</i>
<i>C. Efectos heterogéneos de programa</i>				
T X d2013 X programa	0,790**	0,749*	0,665**	0,692*
	(0,335)	(0,398)	(0,323)	(0,366)
T x d2013	-0,167	-0,167	-0,064	-0,144
	(0,193)	(0,283)	(0,177)	(0,238)
d2013 X programa	-0,385**	-0,344	-0,259**	-0,287
	(0,149)	(0,259)	(0,122)	(0,205)
T X programa	1,339*	1,614**	1,293	1,511*
	(0,781)	(0,807)	(0,786)	(0,800)
T	0,046	-0,138	0,047	0,009
	(0,174)	(0,243)	(0,173)	(0,225)
d2013	0,233*	0,233	0,130	0,210
	(0,134)	(0,245)	(0,109)	(0,192)
Presencia de programa = 1	-0,123	-0,398*	-0,077	-0,296
	(0,116)	(0,204)	(0,151)	(0,178)
Constante	0,684***	0,869***	0,684***	0,722***
	(0,070)	(0,182)	(0,069)	(0,157)
$\widehat{\beta}_1 + \widehat{\beta}_2$	0,623**	0,582**	0,600**	0,547*
	(0,275)	(0,283)	(0,272)	(0,280)
R2	0,044	0,034	0,046	0,037
Observaciones	363	194	425	204
Barrios	182	97	213	102

Errores estándar robustos clusterizados a escala de barrio entre paréntesis. *** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,1$.

Estimaciones sin controles.

Tabla 9

DD con efectos heterogéneos locales del TQM en 2012

Fuente: cálculos propios.

Por ejemplo, cuando el barrio tratado pertenece al DA y el de control se encuentra en una comuna que lo colinda, la presencia de TQM (cuya *dummy* es positiva) interactuada con la de un programa complementario (cuya *dummy* es negativa) eleva la tasa de homicidio en 0,79 puntos. Esto indica que el TQM contrarrestó y neutralizó los efectos deseados de los programas complementarios en zonas en las que ambas medidas confluyeron. Este resultado, que también se reflejó en la estimación del efecto neto promedio, estaría

mostrando las falencias y descoordinación en el diseño de las medidas que hicieron parte del PICSC, y cuyo objetivo era contrarrestar las actividades violentas en Cali.

6.2. Spillovers o efectos desplazamiento

En la figura 4, se nos sugieren posibles *spillovers* derivados del TQM, ya que el homicidio con víctimas menores de edad creció en las comunas de control entre 2011 y 2013. Aunque esto no es evidencia suficiente para afirmar que hubo un efecto de rebosamiento del TQM sobre barrios y comunas colindantes no tratadas, nos permite motivar el estudio de este tipo de fenómenos. Para identificarlo, creamos un nuevo grupo de tratamiento (denotado

Variable dependiente: tasa de homicidio por cada 1000 personas						
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>Barrios tratados: localizados en 18, DA y los colindantes a sus barrios perimetrales (T2)</i>						
<i>Barrios de control</i>	<i>Todos menos los colindantes a los perimetrales del grupo tratado</i>	<i>Todos los demás</i>	<i>Todos menos los colindantes a los perimetrales del grupo tratado</i>	<i>Todos los demás</i>	<i>Todos menos los colindantes a los perimetrales del grupo tratado</i>	<i>Todos los demás</i>
	A. Diferencia-en-diferencia (DD)		B. Triple diferencia-en-diferencia (DDD): efectos heterogéneos de			
			B.1. Estrato ⁺		B.2. Universidad ⁺⁺	
T2 X d2013	0,202	0,143	0,137	0,129	0,218	0,154
	(0,150)	(0,150)	(0,172)	(0,165)	(0,175)	(0,173)
T2	0,500	0,494	0,487	0,478	0,551	0,539
	(0,340)	(0,329)	(0,375)	(0,367)	(0,413)	(0,397)
d2013	0,059	0,108	0,134	0,137	0,060	0,113
	(0,076)	(0,082)	(0,101)	(0,090)	(0,080)	(0,086)
d2013 X T2 X estrato			0,140	-0,062		
			(0,271)	(0,284)		
Estrato			-0,328**	-0,375***		
			(0,150)	(0,129)		
d2013 X T2 X universidad					-0,073	-0,005
					(0,293)	(0,282)
Universidades					-0,305*	-0,334**
					(0,172)	(0,160)
Constante	0,729***	0,721***	0,825***	0,834***	0,747***	0,738***
	(0,082)	(0,072)	(0,106)	(0,094)	(0,086)	(0,075)
$\hat{\beta}_1 + \hat{\beta}_2$			0,277	0,068	0,146	0,149
			(0,209)	(0,232)	(0,235)	(0,223)
Observaciones	579	653	579	653	579	653
R2	0,015	0,014	0,025	0,024	0,017	0,016
Barrios	290	327	290	327	290	327

Errores estándar robustos clusterizados a escala de barrio entre paréntesis.

Estimaciones sin controles. + No se muestran las interacciones: 2013 X estrato, T2 x estrato y la constante; ++ no se muestran las interacciones: d2013 X univ, T2 x univ. y la constante. *** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,1$.

Tabla 10

Estimación del impacto de ser un barrio (o colindante a uno) intervenido por el TQM en 2012

Fuente: cálculos propios.

T2), integrado por los barrios tratados más aquellos colindantes a sus barrios perimetrales y, en algunas estimaciones, no incluimos a los barrios colindantes a T2, para capturar discontinuidades geográficas de los posibles *spillovers* generados por el TQM.

En la tabla 10, se revelan las estimaciones por DD (panel A) y DD (panel B) con efectos heterogéneos con el nuevo grupo de tratamiento y las especificaciones con y sin discontinuidad geográfica para los barrios no tratados, que se podían estimar, dados los resultados de las pruebas de tendencia paralela (véanse paneles A y B de la tabla 16 del anexo) y las pruebas de balance de la línea de base (véanse paneles K y L de la tabla 13 del anexo). En ninguno de los casos, existe evidencia de efectos del TQM sobre la tasa de homicidio, ni siquiera con efectos heterogéneos de estrato (panel B1) y universidad (panel B2). En todos los casos, la *dummy* de intervención es positiva y no significativa y las *dummies* de *estrato* y *universidad* tienen coeficientes negativos y significativos, lo cual converge con los resultados previos. Esto implica que no hay evidencia de que el TQM haya generado *spillovers* continuos o discontinuos geográficamente.

6.3. Otros efectos heterogéneos

Hemos comentado previamente que, bajo ciertas condiciones, la estimación del impacto del TQM podría estar sesgada. Un primer caso fue la no intervención en la comuna 20, pese a sus empinadas tasas de homicidio. En la tabla 11 (panel A) se revela, mediante DD, que el TQM no impactó en la tasa de homicidios cuando se excluye la comuna 20, aunque la *dummy* de tratamiento es significativa, y positiva, cuando se incluyen covariables. Esto implica que el TQM elevó en 0,69 puntos la tasa de homicidio, lo que, de nuevo, muestra un efecto no deseable por los *policy makers*. Paralelamente, la estimación por DD con efectos heterogéneos de estrato (panel B.1) y universidad (panel B.2) indica resultados similares, aunque se evidencia que el TQM en presencia de ambos atributos redujo significativamente la tasa de homicidio. En todas las estimaciones presentadas, no se puede rechazar la hipótesis de tendencia paralela (véase tabla 17 del anexo), y las pruebas de balance de la línea de base presentan resultados similares, salvo heterogeneidades con la variable de *centro comercial* (véanse paneles I y J de la tabla 13 del anexo). Examinaremos este caso a continuación.

Finalmente, algunas pruebas de balance de la línea de base indicaron posibles efectos heterogéneos derivados de covariables diferentes a estrato o universidad (véanse paneles B, D, F, H e I de la tabla 13 del anexo). En la tabla 12, se revelan estas estimaciones en las especificaciones, en las que no se puede rechazar la hipótesis de tendencia paralela (véase tabla 18). En ninguno de los casos, existe evidencia de efectos heterogéneos significa-

Variable dependiente: tasa de homicidio por cada 1000 personas						
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>Barrios tratados: localizados en 18 y DA</i>						
<i>Barrios de control</i>	<i>Sin comuna 20</i>		<i>Sin comuna 20</i>	<i>Sin comuna 20 y sus comunas colindantes</i>	<i>Sin comuna 20</i>	<i>Sin comuna 20 y sus comunas colindantes</i>
	<i>A. Diferencia-en-diferencia (DD)</i>		<i>B. Triple diferencia-en-diferencia (DDD): efectos heterogéneos de</i>			
Controles	<i>Sí</i>	<i>No</i>	<i>B.1. Estrato⁺</i>		<i>B.2. Universidad⁺⁺</i>	
T X d2013	0,210	0,210	0,218	0,213	0,238	0,202
	(0,172)	(0,173)	(0,179)	(0,180)	(0,213)	(0,217)
T	0,694*	0,682	0,599	0,598	0,810	0,805
	(0,416)	(0,418)	(0,418)	(0,417)	(0,556)	(0,556)
D2013	0,071	0,071	0,077	0,082	0,073	0,109
	(0,072)	(0,073)	(0,077)	(0,078)	(0,076)	(0,085)
D2013 X T X estrato			-0,518*	-0,680**		
			(0,293)	(0,345)		
Estrato			-0,370**	-0,504***		
			(0,151)	(0,150)		
D2013 X T X universidad					-0,089	-0,258
					(0,309)	(0,301)
Universidades					-0,363*	-0,434**
					(0,186)	(0,197)
Constante	0,683***	0,659***	0,733***	0,747***	0,619**	0,640**
	(0,067)	(0,244)	(0,243)	(0,272)	(0,281)	(0,313)
$\widehat{\beta}_1 + \widehat{\beta}_2$			-0,300	-0,468	0,149	-0,056
			(0,232)	(0,295)	(0,223)	(0,208)
Observaciones	633	633	633	571	633	571
R2	0,023	0,025	0,030	0,029	0,030	0,029
Barrios	317	317	317	286	317	286

Errores estándar robustos clusterizados a escala de barrio entre paréntesis.

Estimaciones DD con controles de área, plaza, parque, centro comercial. + No se muestran las interacciones: 2013 X estrato, T2 x estrato y la constante; ++ no se muestran las interacciones: d2013 X univ., T2 x univ. y la constante. *** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,1$.

Tabla 11

DD con efectos heterogéneos del TQM en 2012

Fuente: cálculos propios.

tivos, aunque el TQM en zonas con presencia de centros comerciales (columnas 2, 3 y 4) redujo la tasa de homicidio entre 0,31 y 0,45 puntos. Nuevamente, al estimar efectos heterogéneos de área (columna 1) —si se excluyen la comuna 18 y sus comunas colindantes—, la DD (2013 X T) es significativa y positiva, lo que evidencia que la intervención elevó la tasa de homicidio en 0,38 puntos.

Variable dependiente: tasa de homicidio por cada 1000 personas			
	(1)	(2)	(3)
<i>Barrios tratados: localizados en...</i>	DA	18 y DA	18 y DA
<i>Barrios de control</i>	<i>Todos sin 18 y sus comunas colindantes</i>	<i>Colindantes a los barrios perimetrales de la comuna tratada</i>	<i>Todos sin comuna 20</i>
T X d2013 X área	-0,144 (0,393)		
T X d2013 X centro comercial		-0,241 (0,272)	-0,375 (0,234)
T x d2013	0,383* (0,227)	0,131 (0,237)	0,218 (0,176)
T	0,489 (0,307)	0,687 (0,447)	0,687 (0,423)
Área	-0,042 (0,153)		
Centro comercial		-0,386** (0,159)	-0,45*** (0,100)
Constante	0,8*** (0,116)	0,71*** (0,142)	0,71*** (0,071)
$\widehat{\beta}_1 + \widehat{\beta}_2$	0,239 (0,321)	-0,110 (0,133)	-0,157 (0,155)
Observaciones	509	204	633
R2	0,028	0,011	0,025
Barrios	255	102	317

Errores estándar robustos clusterizados a escala de barrio entre paréntesis.

*** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,1$.

No se muestran las demás interacciones y *dummies* para la triple diferencia.

Estimaciones sin controles.

Tabla 12

DD con efectos heterogéneos del TQM en 2012

Fuente: cálculos propios.

7 Conclusiones y discusión

La evidencia encontrada muestra que, en Cali, el TQM de 2012 no disminuyó la tasa de homicidio en barrios tratados relativo a los no tratados. Este resultado es robustecido por estimaciones DD con diferentes especificaciones muestrales que consideraron posibles *spillovers* de vecindario, *spillovers* discontinuos geográficamente y efectos locales. Incluso, existe evidencia cuando estudiamos DD con efectos heterogéneos de que el TQM afectó, positiva y significativamente, a la tasa de homicidio en las zonas tratadas, una falla en el diseño de la política.

Por otro lado, la política del TQM generó efectos heterogéneos en zonas que tenían un estrato socioeconómico alto y con presen-

cia de universidades. Encontramos que la política en zonas con estrato alto generó una disminución en la tasa de homicidio, pero no en zonas con estrato bajo. En cuanto al efecto heterogéneo del TQM teniendo en cuenta la variable *universidad*, no encontramos evidencia de que la política haya tenido un impacto sobre la tasa de homicidio. Más aún, evidenciamos que el TQM contrarrestó y neutralizó los impactos negativos sobre la tasa de homicidio de los programas complementarios dirigidos a la población juvenil. Esto reitera las fallas en el diseño de estas políticas, pese a hacer parte del PICSC.

Esto muestra, como señalamos inicialmente, que no hubo articulación entre estas medidas, lo que revela fallas en el diseño de este plan, mucho más patentes en la operación del TQM, que fue aplicada inicialmente en un par de comunas y, luego, extendido a otras, actuando reactivamente ante resultados positivos preliminares.

Algunas limitaciones del análisis se debieron a que solo contamos con datos anuales, lo que no nos permitió estudiar los efectos de ampliar gradualmente la extensión geográfica de la intervención. Asimismo, no pudimos contar con acceso a información más detallada sobre la logística del TQM, lo que restringió nuestra evaluación de impacto. Sin embargo, consideramos que nuestra evidencia es suficientemente robusta para contribuir a la bibliografía sobre la efectividad de los toques de queda (y las políticas anticrimen en general) y las decisiones de los *policy makers* de la ciudad sobre estas. Finalmente, nuestros resultados no deben extrapolarse a otras poblaciones, debido a que políticas del TQM pueden diferir en varias dimensiones a través de países y economías, así que parece fútil discutir la validez externa de este tipo de políticas anticrimen.

8 Bibliografía

- ALCALDÍA DE SANTIAGO DE CALI (2012). Plan Integral de Convivencia y Seguridad Ciudadana 2012-2015, Santiago de Cali.
- ANGRIST J, PISCHKE J (2009). Mostly Harmless Econometrics. Princeton University Press.
- ARANGO D, ORTEGA D, OLAYA J (2009). Modelación del número de homicidios vía regresión de Poisson. *Heurística* 16:81-90.
- ARANGO S, PRADO J, DYNER I (2009). Evaluación de políticas públicas para la reducción de la criminalidad en Medellín: una aproximación con dinámica de sistemas. *Ensayos sobre Política Económica*, Banco de la República 27:80-109.
- BECKER G (1968). Crime and punishment: An economic approach. *Journal of Political Economy* 76(2):169-217.
- BENAVENTE J, CONTRERAS D, MELO E, MONTERO R (2002). Programas antidelincuencia: evaluando comuna segura. Universidad de Chile, Departamento de Economía, Santiago de Chile.
- BURBANO E, ZAFRA M (2017). Homicide and land prices: A spatial analysis in Santiago de Cali. *Cuadernos de Economía* 40:147-159.

- CONCHA A, ESPITIA V, ESPINOSA R, GUERRERO R (2002). La epidemiología de los homicidios en Cali, 1993-1998: seis años de un modelo poblacional. *Revista Panamericana de Salud Pública* 12:230-239.
- CORTÉS D, FRANCO M, HINCAPIÉ L, VARGAS J (2011). Seguridad democrática, presencia de la policía y conflicto en Colombia. Universidad del Rosario, Facultad de Economía, Bogotá.
- DI TELLA R, SCHARGRODSKY E (2004). Do police reduce crime? Estimates using allocation of police forces after a terrorist attack. *The American Economic Review* 94(1):116-133.
- DÍAZ Á, GRAFFE N (2014). Economía del crimen: determinantes socioeconómicos de la criminalidad en la ciudad de Cali, 2002-2012. Universidad de San Buenaventura Cali, Facultad de Ciencias Económicas, Santiago de Cali.
- DUSEK L (2015). Time to Punishment: the effects of a shorter criminal procedure on crime rates. *International Review of Law and Economics* 43:134-147.
- EL PAÍS (2012). Toque de queda para menores se extiende a la Comuna 18, en el suroccidente de Cali, 9 de febrero. <https://www.elpais.com.co/judicial/toque-de-queda-para-menores-se-extiende-a-la-comuna-18-en-el-suroccidente-de-cali.html>, acceso 27 de septiembre de 2019.
- ESCOBEDO R (2013). Violencia homicida en Cali: focos y organizaciones criminales. Una mirada de largo plazo. Fundación Ideas para la Paz, Santiago de Cali.
- FRITSCH E, CAETI T, TAYLOR T (1999). Gang suppression through saturation patrol, aggressive curfew, and truancy enforcement: a quasi-experimental test of the Dallas anti-gang initiative. *Crime i Delinquency* 45(1):122-139.
- FRISCHTAK C, MANDEL B (2012). Crime, house prices, and inequality: the effect of UPP in Rio. *Federal Reserve Bank of New York Staff Reports* 542.
- HEATON P (2012). Sunday liquor laws and crime. *Journal of Public Economics* 96:42-52.
- IMBENS G, RUBIN D (2015). *Causal Inference for Statistics, Social and Biomedical Sciences, An Introduction*. Cambridge University Press, Nueva York.
- JACOB B, LEFGREN L (2003). Are idle hands the Devil's workshop? Incapacitation, concentration, and juvenile crime. *The American Economic Review* 93(5):1560-1577.
- KLICK J, TABARROK A (2005). Using terror alert levels to estimate the effect of police crime. *Journal of Law and Economics* 48(1):267-279.
- KOLLIAS C, MYLONIDIS N, PALEOLOGOU S (2013). Crime and the effectiveness of public orden spending in Greece: policy implications of some presistent findings. *Journal of Policy Modelling* 35:121-133.
- LOAIZA G, BELTRÁN M, ESCOBAR A, GARZÓN J, HENAO A, JIMÉNEZ W, MORERA E, MURILLO J (2012). *Historia de Cali Siglo XX. Tomo I: Espacio Urbano*. Universidad del Valle, Cali.
- LUDWIG J, DUNCAN G, HIRSCHFIELD P (2001). Urban poverty and juvenile crime: evidence from a randomized housing - mobility experiment. *The Quarterly Journal of Economics* 116(2):655-679.
- MACHIN S, MARIE O (2005). Crime and polices resources: the street crime initiative. Center for Economic Performance. London School of Economics and Political Science, Londres.
- MALES M (2000). Vernon, Connecticut's juvenile curfew: the circumstances of youths cited and effects on crime. *Criminal Justice Policy Review* 11(3): 254-267.
- MANCERA A (2008). Factores económicos y demográficos de distintas categorías de delitos en Colombia. Prueba desde un panel de datos de las regiones de Colombia. *Revista Economía del Caribe* 2:202-231.
- MCDOWALL D, LOFTIN C, WIERSEMA B (2000). The impact of youth curfew laws on juvenile crime rates. *Crime i Delinquency* 46(1):76-91.
- MING L (2009). More police, less crime: evidence from US state data. *International Review of Law and Economics* 29:73-80.
- MURALIDHARAN K, PRAKASH N (2017). Cycling to school: increasing secondary school enrollment for girls in India. *American Economic Journal: Applied Economics* 9(3):321-350.

- OBSERVATORIO SOCIAL DE CALI (2011). *Violencia, convivencia y dinámica social en Cali: lectura desde el observatorio social*. Observatorio Social de Cali, Alcaldía Municipal, Santiago de Cali (Colombia).
- ORTIZ H (2010). *La violencia homicida y su concentración espacial en la ciudad de Cali, 1996-2007*. Universidad del Valle, Facultad de Humanidades, Santiago de Cali.
- RAMÍREZ L, MORALES C, ORTIZ D (2010). *Un viaje al enigma de un territorio que se resignifica constantemente. Comuna 13: entre el dolor y el amor de su realidad*. Universidad de Antioquia, Medellín.
- ROSS A (2012). *Crime, police, and truth-in-sentencing: the impact of state sentencing policy on local communities*. *Regional Science and Urban Economics* 42: 144-152.
- SÁNCHEZ A, VILLAVECES A, KRAFTY R, PARK T, WEISS H, FABIO A, PUYANA J, GUTIÉRREZ M (2011). *Polices for alcohol restriction and their association with interpersonal violence: a time-series analysis of homicides en Cali, Colombia*. *International Journal of Epidemiology* 40:1037-1046.
- TAYLOR B, LI J (2015). *Do fewer guns lead to less crime? Evidence from Australia*. *International Review of Law and Economics* 42:72-78.
- THE ECONOMIST (2016). *Revisiting the world's most violent cities*, 30 de marzo. <http://www.economist.com/blogs/graphicdetail/2016/03/daily-chart-18>, acceso 10 de octubre de 2019.
- VÁSQUEZ D (2010). *Análisis microeconómico de la tasa de delincuencia en Santiago de Cali*. *Libre Empresa* 13:11-21.
- VÁSQUEZ E (2001). *Historia de Cali del Siglo XX*, Cali. Artes Gráficas del Valle, Santiago de Cali.
- VILLA E, SALAZAR A (2013). *Poverty traps, economic inequality and incentives for delinquency*. *Cuadernos de Economía* 32(61):753-786.
- WEBER B (2014). *Can safe ride programs reduce urban crime*. *Regional Science and Urban Economics* 48:1-11.

9 Anexo

Variables	Barrios de control (C)	Media C	Barrios tratados con el TQM (T)	Media T	Diferencia	Barrios de control (C)	Media C	Barrios tratados con TQM (T)	Media T	Diferencia
<i>Barrios tratados localizados en: comuna 18, DA (T)</i>										
<i>A. Sin comuna 18</i>						<i>B. Sin 18 y sus comunas colindantes</i>				
Área	254	0,504	60	0,567	-0,063	200	0,435	60	0,567	-0,13*
Estrato	254	0,319	60	0,033	0,29***	200	0,165	60	0,033	0,13***
Plaza	254	0,028	60	0	0,028	200	0,035	60	0	0,035
C. comercial	254	0,055	60	0,017	0,038	200	0,03	60	0,017	0,013
Parques	254	0,748	60	0,817	-0,069	200	0,75	60	0,817	-0,067
Universidad	254	0,047	60	0,267	-0,2***	200	0,045	60	0,267	-0,2***
<i>C. Sin 18 y barrios colindantes a sus barrios perimetrales</i>						<i>D. 18 y sus comunas colindantes</i>				
Área	248	0,496	60	0,567	-0,071	54	0,759	20	0,25	0,51***
Estrato	248	0,306	60	0,033	0,27***	54	0,889	20	0	0,89***
Plaza	248	0,028	60	0	0,028	54	0	20	0	0
C. comercial	248	0,048	60	0,017	0,032	54	0,148	20	0	0,148*
Parques	248	0,754	60	0,817	-0,063	54	0,741	20	0,7	0,041
Universidad	248	0,048	60	0,267	-0,2***	54	0,056	20	0,1	-0,044
<i>E. DA y sus comunas colindantes</i>						<i>F. 18 y barrios colindantes a sus barrios perimetrales</i>				
Área	105	0,486	80	0,487	-0,002	6	0,833	20	0,25	0,58***
Estrato	105	0,219	80	0,025	0,19***	6	0,833	20	0	0,83***
Plaza	105	0,038	80	0	0,04*	6	0	20	0	0
C. comercial	105	0,057	80	0,013	0,045	6	0,333	20	0	0,33***
Parques	105	0,81	80	0,787	0,022	6	0,5	20	0,7	-0,2
Universidad	105	0,029	80	0,225	-0,2***	6	0	20	0,1	-0,1
<i>G. 18, DA y sus comunas colindantes</i>						<i>H. 18, DA y barrios colindantes a sus barrios perimetrales</i>				
Área	137	0,526	80	0,487	0,038	24	0,625	80	0,487	0,138
Estrato	137	0,387	80	0,025	0,36***	24	0,375	80	0,025	0,35***
Plaza	137	0,029	80	0	0,029	24	0	80	0	0
C. comercial	137	0,058	80	0,013	0,046	24	0,125	80	0,013	0,113**
Parques	137	0,781	80	0,787	-0,006	24	0,833	80	0,787	0,046
Universidad	137	0,044	80	0,225	-0,2***	24	0	80	0,225	-0,23**
<i>I. Sin comuna 20</i>						<i>J. Sin comuna 20 y sus comunas colindantes</i>				
Área	244	0,516	80	0,487	0,029	212	0,495	80	0,487	0,008
Estrato	244	0,332	80	0,025	0,31***	212	0,241	80	0,025	0,22***
Plaza	244	0,025	80	0	0,025	212	0,028	80	0	0,028
C. comercial	244	0,057	80	0,013	0,045*	212	0,057	80	0,013	0,044
Parques	244	0,766	80	0,787	-0,021	212	0,778	80	0,787	-0,009
Universidad	244	0,049	80	0,225	-0,2***	212	0,042	80	0,225	-0,2***
<i>Barrios tratados localizados en comuna 18, DA y barrios colindantes a sus barrios perimetrales (T2)</i>										
<i>K. Sin los colindantes a los perimetrales del grupo tratado</i>						<i>L. Con todos los barrios</i>				
Área	194	0,485	101	0,515	-0,030	230	0,491	104	0,519	-0,028
Estrato	194	0,299	101	0,089	0,21***	230	0,313	104	0,106	0,21***
Plaza	194	0,031	101	0,000	0,031*	230	0,030	104	0,000	0,030*
C. comercial	194	0,036	101	0,030	0,006	230	0,048	104	0,038	0,009
Parques	194	0,742	101	0,792	-0,050	230	0,739	104	0,798	-0,059
Universidad	194	0,057	101	0,178	-0,1***	230	0,052	104	0,173	-0,12**

*** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,1$.

Tabla 13

Test de balance de línea base: pruebas T de diferencia de medias

Fuente: cálculos propios.

Variable dependiente: tasa de homicidio por cada 1000 personas						
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>Muestra solo incluye...</i>	<i>18 y sus comunas colindantes</i>	<i>DA y sus comunas colindantes</i>	<i>18 y barrios colindantes a sus barrios perimetrales</i>	<i>DA y barrios colindantes a sus barrios perimetrales</i>	<i>18, DA y sus comunas colindantes</i>	<i>18, DA, y barrios colindantes a sus barrios perimetrales</i>
Año X T	0,033 (0,045)	0,187 (0,121)	0,089 (0,077)	0,156 (0,123)	0,178 (0,120)	0,174 (0,123)
Observaciones	504	1274	175	679	1491	714
R2	0,014	0,017	0,012	0,010	0,019	0,011
Barrios	72	182	25	97	213	102

Errores estándar robustos clusterizados a escala de barrio entre paréntesis; el año es codificado de 2005 = 1 a 2011 = 7. *** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,1$.

Tabla 14

Pruebas del supuesto de tendencia paralela para efectos locales ($T =$ intervenida)

Fuente: cálculos propios.

Variable dependiente: tasa de homicidio por cada 1000 personas						
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>Muestra solo incluye...</i>	<i>18 y sus comunas colindantes</i>	<i>DA y sus comunas colindantes</i>	<i>18 y barrios colindantes a sus barrios perimetrales</i>	<i>DA y barrios colindantes a sus barrios perimetrales</i>	<i>18, DA y sus comunas colindantes</i>	<i>18, DA, y barrios colindantes a sus barrios perimetrales</i>
Año X T X estrato⁺	0,128* (0,072)	0,057 (0,048)	0,101 (0,066)	-0,010 (0,027)	0,037 (0,038)	0,021 (0,031)
R2	0,091	0,021	0,023	0,012	0,023	0,013
Año X T X PROG⁺⁺	Omitida	0,219 (0,225)	Omitida	0,276 (0,227)	0,273 (0,225)	0,273 (0,227)
R2	0,014	0,037	0,013	0,032	0,039	0,033
Año X T X universidad⁺⁺⁺	-0,070 (0,091)	-0,165 (0,157)	-0,040 (0,056)	-0,155 (0,155)	-0,168 (0,159)	-0,155 (0,155)
R2	0,020	0,022	0,024	0,015	0,024	0,016
Observaciones	504	1274	175	679	1491	714
Barrios	72	182	25	97	213	102

Errores estándar robustos clusterizados a escala de barrio entre paréntesis; el año es codificado de 2005 = 1 a 2011 = 7.

+ No se muestran las interacciones: año X T, año X estrato, T X estrato, y las *dummies* de T, estrato, la variable año y la constante.

++ No se muestran las interacciones: año X T, año X programa, T X programa, y las *dummies* de T, programa, la variable año y la constante.

+++ No se muestran las interacciones: año X T, año X universidad, T X universidad, y las *dummies* de T, universidad, la variable año y la constante. *** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,1$.

Tabla 15

Pruebas del supuesto de tendencia paralela para efectos locales ($T =$ intervenida)

Fuente: cálculos propios.

Variable dependiente: tasa de homicidio por cada 1000 personas

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
<i>Barrios tratados: localizados en 18, DA y los colindantes a sus barrios perimetrales</i>					
<i>A. Barrios de control: todos menos los colindantes a los perimetrales del grupo tratado</i>					
Año X T2	0,156 (0,097)				
Año X T2 X estrato		-0,031 (0,021)			
Año X T2 X universidad			-0,106 (0,122)		
Año X T2 X programa				0,558** (0,276)	
Año X T2 X plaza					Omitido
Constante	0,908*** (0,131)	1,232*** (0,239)	0,925*** (0,139)	0,728*** (0,073)	0,892*** (0,133)
Observaciones	2026	2026	2026	2026	2026
R2	0,009	0,014	0,011	0,047	0,015
Barrios	292	292	292	292	292
<i>B. Barrios de control: todos los demás</i>					
Año X T2	0,151 (0,094)				
Año X T2 X estrato		-0,009 (0,030)			
Año X T2 X universidad			-0,092 (0,117)		
Año X T2 X programa				0,467* (0,251)	
Año X T2 X plaza					Omitido
Constante	0,879*** (0,116)	0,863** (0,390)	0,892*** (0,123)	0,731*** (0,072)	0,866*** (0,118)
Observaciones	2289	2289	2289	2289	2289
R2	0,009	0,015	0,011	0,042	0,013
Barrios	327	327	327	327	327

Errores estándar robustos clusterizados a escala de barrio entre paréntesis.

*** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,1$.

Tabla 16

Pruebas del supuesto de tendencia paralela para *spillovers* (T2 = intervenida)

Fuente: cálculos propios.

Variable dependiente: tasa de homicidio por cada 1000 personas

	(1)	(2)
	<i>Sin comuna 20</i>	<i>Sin 20 y sus comunas colindantes</i>
Año X T	0,192	0,199*
	(0,120)	(0,120)
R2	0,014	0,013
Año X T X estrato	0,015	0,024
	(0,026)	(0,030)
R2	0,017	0,016
Año X T X PROG	0,429*	0,448*
	(0,251)	(0,265)
R2	0,041	0,043
Año X T X universidad	-0,151	-0,143
	(0,157)	(0,158)
R2	0,018	0,017
Observaciones	2219	2002
Barrios	317	286

Errores estándar robustos clusterizados a escala de barrio entre paréntesis.

*** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,1$.

Tabla 17

Pruebas del supuesto de tendencia paralela sin comuna 20 ($T =$ intervenida)

Fuente: cálculos propios.

Variable dependiente: tasa de homicidio por cada 1000 personas

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
<i>Muestra incluye...</i>	<i>Sin 18 y sus comunas colindantes</i>	<i>18 y sus comunas colindantes</i>	<i>18 y barrios colindantes a sus barrios perimetrales</i>	<i>DA y sus comunas colindantes</i>	<i>18 y sus comunas colindantes</i>	<i>18, DA y barrios colindantes a sus barrios perimetrales</i>	<i>Sin comuna 20</i>
Año X T X área	0,266	0,176*	0,268**				
	(0,279)	(0,105)	(0,118)				
R2	0,018	0,021	0,020				
Año X T X plaza				Omitido			
R2				0,018			
Año X T X centro comercial					-0,038	-0,153	-0,153
					(0,158)	(0,126)	(0,126)
R2					0,013	0,016	0,016
Observaciones	1785	504	175	1274	504	714	2219
Barrios	255	72	25	182	72	102	317

Errores estándar robustos clusterizados a escala de barrio entre paréntesis; el año es codificado de 2005 = 1 a 2011 = 7.

Solo se muestran las interacciones relevantes. *** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,1$.

Tabla 18

Pruebas del supuesto de tendencia paralela para otros efectos heterogéneos ($T =$ intervenida)

Fuente: cálculos propios.

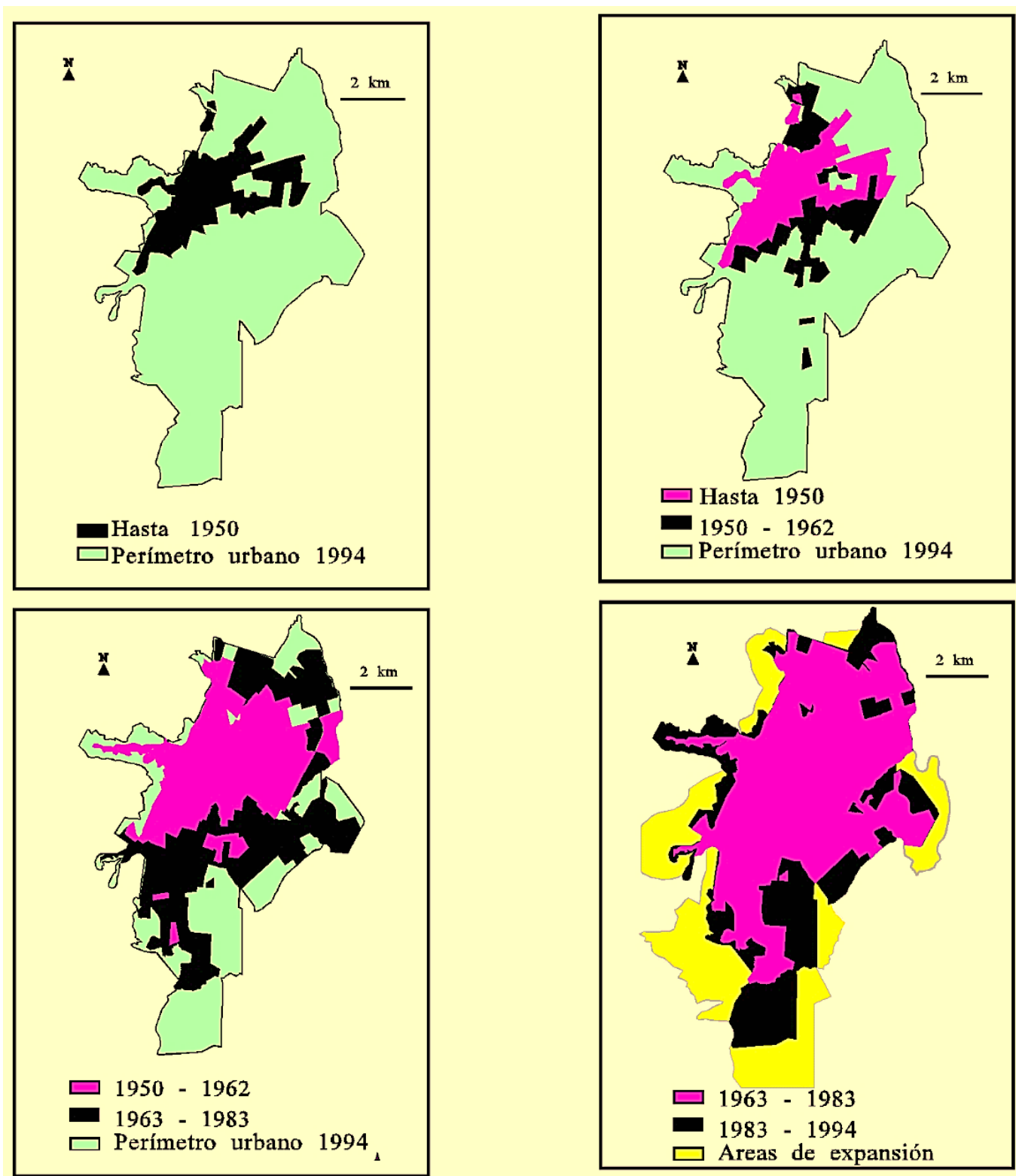


Figura 5

Expansión urbanística de Cali

Fuente: Plan para la Mitigación de Riesgos en Cali (OSSO).