

Chainey, Spencer; Estévez-Soto, Patricio; Pezzuchi, Gastón; Serrano-Berthet, Rodrigo

**Working Paper**

## Policiamiento en puntos calientes en cuatro ciudades de Argentina: Evaluación de impacto y procesos

IDB Working Paper Series, No. IDB-WP-1409

**Provided in Cooperation with:**

Inter-American Development Bank (IDB), Washington, DC

*Suggested Citation:* Chainey, Spencer; Estévez-Soto, Patricio; Pezzuchi, Gastón; Serrano-Berthet, Rodrigo (2023) : Policiamiento en puntos calientes en cuatro ciudades de Argentina: Evaluación de impacto y procesos, IDB Working Paper Series, No. IDB-WP-1409, Inter-American Development Bank (IDB), Washington, DC, <https://doi.org/10.18235/0005016>

This Version is available at:

<https://hdl.handle.net/10419/289925>

**Standard-Nutzungsbedingungen:**

Die Dokumente auf EconStor dürfen zu eigenen wissenschaftlichen Zwecken und zum Privatgebrauch gespeichert und kopiert werden.

Sie dürfen die Dokumente nicht für öffentliche oder kommerzielle Zwecke vervielfältigen, öffentlich ausstellen, öffentlich zugänglich machen, vertreiben oder anderweitig nutzen.

Sofern die Verfasser die Dokumente unter Open-Content-Lizenzen (insbesondere CC-Lizenzen) zur Verfügung gestellt haben sollten, gelten abweichend von diesen Nutzungsbedingungen die in der dort genannten Lizenz gewährten Nutzungsrechte.

**Terms of use:**

*Documents in EconStor may be saved and copied for your personal and scholarly purposes.*

*You are not to copy documents for public or commercial purposes, to exhibit the documents publicly, to make them publicly available on the internet, or to distribute or otherwise use the documents in public.*

*If the documents have been made available under an Open Content Licence (especially Creative Commons Licences), you may exercise further usage rights as specified in the indicated licence.*



<https://creativecommons.org/licenses/by-nc-nd/3.0/igo/legalcode>

# Policiamiento en puntos calientes en cuatro ciudades de Argentina: evaluación de impacto y procesos

Spencer Chainey  
Patricio Estévez-Soto  
Gastón Pezzuchi  
Rodrigo Serrano-Berthet

Banco Interamericano de Desarrollo  
Sector de Instituciones para el Desarrollo  
División de Innovación para Servir al Ciudadano

Julio 2023

# Policiamiento en puntos calientes en cuatro ciudades de Argentina: evaluación de impacto y procesos

Spencer Chainey  
Patricio Estévez-Soto  
Gastón Pezzuchi  
Rodrigo Serrano-Berthet

Julio 2023

Catalogación en la fuente proporcionada por la  
Biblioteca Felipe Herrera del  
Banco Interamericano de Desarrollo

Policiamiento en puntos calientes en cuatro ciudades de la Argentina: evaluación de impacto y proceso /

Spencer Chainey, Patricio Estévez-Soto, Gastón Pezzuchi, Serrano-Berthet

p. cm. — (Documento de Trabajo del BID ; 1409

Incluye referencias bibliográficas.

1. Crime analysis-Data processing-Argentina. 2. Criminal behavior, Prediction of-Argentina. 3. Crime prevention-Argentina. 4. Law enforcement-Argentina. 5. Data mining in law enforcement-Argentina. 6. Digital mapping. I. Chainey, Spencer. II. Estévez-Soto, Patricio. III. Gastón Pezucchi. IV. Serrano Berthet, Rodrigo. V. Banco Interamericano de Desarrollo. División de Innovación para Servir al Ciudadano. VI. Serie.

IDB-WP-1409

<http://www.iadb.org>

Copyright © 2023 Banco Interamericano de Desarrollo. Esta obra se encuentra sujeta a una licencia Creative Commons IGO 3.0 Reconocimiento-NoComercial-SinObrasDerivadas (CC-IGO 3.0 BY-NC-ND) (<http://creativecommons.org/licenses/by-nc-nd/3.0/igo/legalcode>) y puede ser reproducida para cualquier uso no-comercial otorgando el reconocimiento respectivo al BID. No se permiten obras derivadas.

Cualquier disputa relacionada con el uso de las obras del BID que no pueda resolverse amistosamente se someterá a arbitraje de conformidad con las reglas de la CNUDMI (UNCITRAL). El uso del nombre del BID para cualquier fin distinto al reconocimiento respectivo y el uso del logotipo del BID no están autorizados por esta licencia CC-IGO y requieren de un acuerdo de licencia adicional.

Nótese que el enlace URL incluye términos y condiciones adicionales de esta licencia.

Las opiniones expresadas en esta publicación son de los autores y no necesariamente reflejan el punto de vista del Banco Interamericano de Desarrollo, de su Directorio Ejecutivo ni de los países que representa.



### **Abstract\***

En 2017, se implementó un programa de policiamiento en puntos calientes en cuatro ciudades de la República Argentina: La Plata, Morón, Santa Fe y Tres de Febrero. Cada intervención fue diseñada siguiendo la misma metodología e implementada en forma simultánea de manera de poder comparar los resultados entre las ciudades. En términos generales, el programa generó una disminución significativa del 14 % en robos y hurtos. Los resultados difieren entre ciudades, y La Plata es la que experimentó las mayores disminuciones, incluyendo una reducción significativa del 31 % en los robos. No se observó un desplazamiento a delitos de asalto o sustracción de automotores. Las diferencias de impacto entre ciudades muy probablemente se asocian con diferencias en la implementación de cada intervención.

**Classificación JEL:** K42, H7, H79

**Palabras clave:** policiamiento en puntos calientes, robos, hurtos, gestión de implementación

---

\* Este trabajo no hubiera sido posible sin la activa participación de un grupo de policías, analistas criminales, y funcionarios/as del área de seguridad, a los/las cuales deseamos agradecer y reconocer el esfuerzo colaborativo, en particular a los equipos de: (i) el Ministerio de Seguridad de la República Argentina, especialmente a Mariela Budiño, Matías Lobos, Nicolas Garcette y Guadalupe Aguirre; (ii) la provincia de Buenos Aires, especialmente a Vicente Ventura Barreiro, Gastón Pezzuchi, Vanesa Herrera y Rodrigo Martínez; (iii) la provincia de Santa Fe, especialmente a Eduardo Esteves, Florencia Blotta, Esteban Santantino y Ariel Chelini; y (iv) las ciudades de La Plata, Morón, Tres de Febrero y Santa Fe, especialmente a Darío Ganduglia, Oscar Terminiello, Alejandro Riffel, Juan Manuel Lucioni y Mariano Hoet.

## **Introducción**

El policiamiento en puntos calientes (PPC) (*Hot Spot Policing*) –que involucra el despliegue selectivo y focalizado de patrullaje policiales en lugares donde el delito se ha concentrado con anterioridad– puede tener un impacto significativo en la disminución del delito (Braga et al. 2019; Weisburd y Telep 2014). Hasta el momento, la investigación sobre este procedimiento y su impacto ha estado principalmente confinada a estudios realizados en Estados Unidos, Europa y Australasia, y sus aplicaciones y evaluación en contextos de América Latina ha sido limitado (Chainey et al. 2020; Collazos et al. 2020).

Las ciudades en América Latina experimentan niveles de delito que son hasta 10 veces mayores que los de las urbes de América del Norte, Europa y Australasia (UNODC 2017), y tienen concentraciones espaciales superiores a las que se encuentran en otros contextos internacionales (Chainey et al 2019). Esto sugiere que el PPC es una intervención que tiene el potencial para disminuir el delito en ambientes urbanos de América Latina.

En este trabajo se reportan los resultados de una evaluación cuasi experimental del primer programa multi-ciudad de PPC implementado en Argentina. Como ha habido muy pocas implementaciones de PPC en América Latina, este estudio provee una de las primeras evaluaciones de este tipo de intervenciones en toda la región. El estudio también contribuye a la literatura de investigación académica en PPC, ya que compara los hallazgos para cuatro intervenciones similares introducidas en forma simultánea y considera cómo influyeron en los resultados las diferencias en materia de implementación y gestión del programa por parte de cada agencia policial involucrada.

## **Policiamiento en puntos calientes y la implementación del programa en Argentina**

El PPC apunta a reducir el delito al contrarrestar la naturaleza geográficamente concentrada del mismo (Braga y Weisburd 2010; Sherman y Weisburd 1995). La focalización de la atención policial en los lugares en los que una gran proporción del delito se comete tiene un impacto global en la disminución del crimen. Las evaluaciones han demostrado que el PPC ha reducido significativamente los robos (Sherman y Weisburd 1995; Chainey, Serrano-Berthet y Veneri 2020), los delitos violentos (Ratcliffe et al. 2011), el robo en comercios (Weisburd y Green 1995; Andresen y Lau 2013), hurtos de automotores (Collazos et al. 2020), delitos de narcotráfico (Lawton, Taylor y Luongo 2005), incidentes de desorden (Andersen y Lau 2014), y asaltos con arma de fuego no domésticos (Rosenfeld, Deckard y Blackburn 2014; Sherman y Rogan 1995). La evidencia construida a partir de estas evaluaciones ha mostrado también que el delito no se desplaza en forma significativa de las áreas elegidas para patrullar hacia otras áreas (Braga et al. 2019). Los estudios muestran que el PPC parece funcionar mejor cuanto mayor es el nivel de concentración de actividad criminal (Ratcliffe et al. 2011).

Los programas de PPC se diseñan para afectar las oportunidades de los delincuentes de cometer delitos en lugares específicos, en lugar de intentar atender las características sociales o los problemas comunitarios existentes en los barrios. La disuasión es un principio clave de su funcionamiento (Braga et al. 2019). El despliegue de patrullaje policial en los puntos calientes busca disuadir a los potenciales delincuentes de cometer un delito debido a la mayor certeza de ser aprehendidos. Adicionalmente, también se considera que incrementar la actividad policial en puntos calientes (tal como el aumento

en las tácticas de parada y registro) y mejorar la conciencia comunitaria sobre cómo reducir la vulnerabilidad al delito, elementos que tienden a acompañar al PPC, pueden contribuir reducirlo (Ratcliffe et al. 2011). No se conoce aún cuál de estos mecanismos específicos funciona mejor (disuasión, actividad policial e involucramiento comunitario) para disminuir el delito en los puntos calientes, y es de hecho un área de investigación continua. El PPC puede también ayudar a mejorar la percepción ciudadana de la seguridad (Collazos et al. 2020) y, cuando se combina con esfuerzos más amplios de resolución de problemas, el impacto en la reducción del delito es mucho mayor y más sostenible (Taylor, Koper y Woods 2011).

En 2017, cuatro ciudades de Argentina (La Plata, Morón, Santa Fe y Tres de Febrero) implementaron intervenciones de PPC. Las ciudades fueron elegidas como parte de un programa nacional de seguridad ciudadana y mejora de la efectividad policial apoyado por un préstamo del Banco Interamericano de Desarrollo (BID).<sup>1</sup> La Plata, Morón y Tres de Febrero son ciudades ubicadas en la Provincia de Buenos Aires, con poblaciones de alrededor de 700.000, 320.000 y 345.000 habitantes, respectivamente. Santa Fe (en la provincia homónima) tiene una población de alrededor de 420.000 habitantes. Cada intervención se orientó a la reducción de robos y hurtos, de acuerdo con las prioridades de disminución criminal elegidas para cada ciudad. Para el período comprendido entre abril de 2016 y marzo de 2017, estas ciudades registraban una tasa de robos y hurtos de entre 8,4 a 15,6 por cada 1.000 habitantes (cuadro 1). El patrullaje a pie, en lugar del realizado en vehículos, fue la forma primaria de actividad policial al interior de los puntos calientes de cada ciudad, ya que se consideró que este tipo de presencia sería más adecuada, debido a que la mayoría de los robos y hurtos habían sido cometidos contra transeúntes.

**Cuadro 1. Robos y hurtos en relación con la población (abril 2016-marzo 2017)**

<b>Ciudad</b>	<b>Población</b>	<b>Robos</b>	<b>Hurtos</b>	<b>Robos y hurtos cada 1.000 habitantes</b>
La Plata	698.164	3.468	2.316	8,4
Morón	320.218	1.555	685	7,0
Tres de Febrero	343.917	2.006	1.524	10,3
Santa Fe	420.236	5.420	1.137	15,6

Se realizó un análisis de los robos y hurtos para determinar los patrones espaciales de concentración de estos delitos en cada ciudad. Este análisis fue organizado en tres partes. En la primera, se examinó la distribución de delitos al nivel de los segmentos de calle. Así, se identificaron los segmentos que acumuladamente representaban el 25% de todos los robos y hurtos, siguiendo el procedimiento definido por Weisburd (2015) para la detección de zonas de alta concentración criminal. Para la segunda parte del análisis, se aplicó la estadística  $G_i^*$  (Chainey y Ratcliffe, 2005; Getis y Ord, 1996; Ord y Getis, 1995) para identificar clústeres (conglomerados) estadísticamente significativos de robos y hurtos. Los segmentos de calle responsables por el 25% de todos los delitos en estudio y las áreas con valores estadísticamente significativos de la  $G_i^*$  fueron mapeadas y analizadas por oficiales de policía conocedores de la realidad criminal de cada una de las ciudades. Posteriormente se delimitaron rutas

---

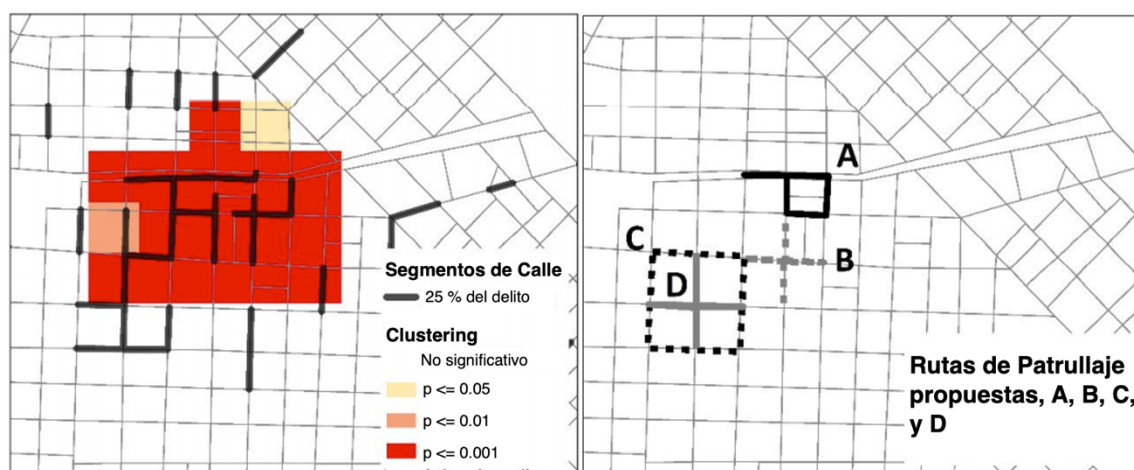
<sup>1</sup> Véase BID (2017), Programa Federal de Seguridad (AR-L1255), propuesta de préstamo. Estas ciudades se seleccionaron con base en criterios específicos como ciudades con mayor concentración de homicidios y robos en el país.

de patrullaje por esos mismos oficiales a lo largo de las calles que se encontraban dentro de las áreas de conglomeración significativa de robos y hurtos y que incluían los segmentos de calle en los que estos delitos se habían concentrado con anterioridad.

El panel A del gráfico 1 ilustra este proceso para un área del municipio de Morón que muestra las calles que concentran el 25% de los robos y hurtos y las áreas de la estadística Gi\* de conglomeración significativa de estos delitos. El panel B del gráfico 1 muestra las rutas propuestas de patrullaje por puntos calientes que fueron diagramadas empleando los resultados del análisis. Los datos se examinaron con más detalle para determinar el día de la semana y la hora del día en los que estos delitos ocurrieron con mayor frecuencia. Los resultados de estos análisis fueron empleados para determinar cuándo debía desplegarse el patrullaje a pie en las rutas propuestas. Finalmente se realizaron visitas a cada ruta de patrullaje en cada ciudad para asegurar que fueran suficientemente seguras para el patrullaje a pie del personal durante las horas de oscuridad.

**Gráfico 1. Ejemplo de delimitación de rutas de patrullaje, Morón**

**Panel A. Segmentos de calle que contabilizan una alta concentración de robos y hurtos, con zonas de conglomeración significativa de estos delitos**  
**Panel B. Rutas de patrullaje propuestas**



En la ciudad de La Plata se diseñaron 25 rutas de patrullaje en zonas calientes; en Tres de Febrero, 21; en Morón, nueve y en Santa Fe, cinco. A pesar de que se crearon menos rutas en Morón y Santa Fe, estas fueron visitadas con mayor frecuencia y el tiempo empleado en cada una fue mayor que en La Plata y Tres de Febrero. Cada ruta incluía varios segmentos de calle y recibía patrullaje en ciertos días de la semana y ciertos momentos del día, conforme el resultado del análisis temporal efectuado sobre los delitos. Por ejemplo, una ruta de patrullaje en Santa Fe se encontraba próxima a una escuela abierta solo en días de semana, por lo que las patrullas se hallaban activas en el área al comienzo y al final del día escolar. La vigilancia policial consistía en parejas de oficiales que empleaban uniformes de alta visibilidad para asegurar que fueran claramente vistos y por lo tanto maximizar su efecto disuasorio.



Koper (1995) propuso que el tiempo óptimo para que la policía patrulle una zona caliente es de entre 12-15 minutos cada dos horas. Estos hallazgos, y otros similares a la fecha, se basan en estudios realizados en Estados Unidos y Reino Unido (Ariel, Weinborn y Sherman 2016; Williams y Coupe, 2017). Ahora bien, los niveles de robos y hurtos en las ciudades argentinas tienden a ser mayores que en otros contextos, por lo que se decidió que en este caso se requería un nivel de dosaje superior. En cada ciudad las rutas de patrullaje fueron organizadas en grupos de dos o tres. Cada zona caliente fue recorrida a pie durante una hora realizando múltiples iteraciones de la misma ruta, y luego la pareja policial se desplazaba a la siguiente (la segunda ruta en el circuito), donde otra pareja ya había estado presente con anterioridad. Esta rotación entre las áreas de patrullaje continuaba durante todo el período de patrullaje asignado al circuito. Las patrullas fueron desplegadas en cada zona caliente,<sup>2</sup> en la mayoría de los casos por períodos de entre una a cinco horas. En Morón y Tres de Febrero, se invirtieron en promedio entre 17,3 y 20,4 horas por día respectivamente de patrullaje en las zonas calientes (véase el cuadro 2). En Santa Fe se destinaron 29,6 horas y en La Plata, en promedio, hubo 43 horas de patrullaje focalizado por día durante la intervención, debido a que se trata de una ciudad de mayor tamaño. El gráfico 2 presenta un ejemplo de las rutas de patrullaje en La Plata. El panel A muestra tres rutas (organizadas en un único circuito),<sup>3</sup> mientras que el panel B contiene la rotación entre los recorridos. En la sección de discusión se volverá sobre las diferencias en las estrategias de PPC de cada ciudad.

**Cuadro 2. Despliegue de patrullaje en puntos calientes**

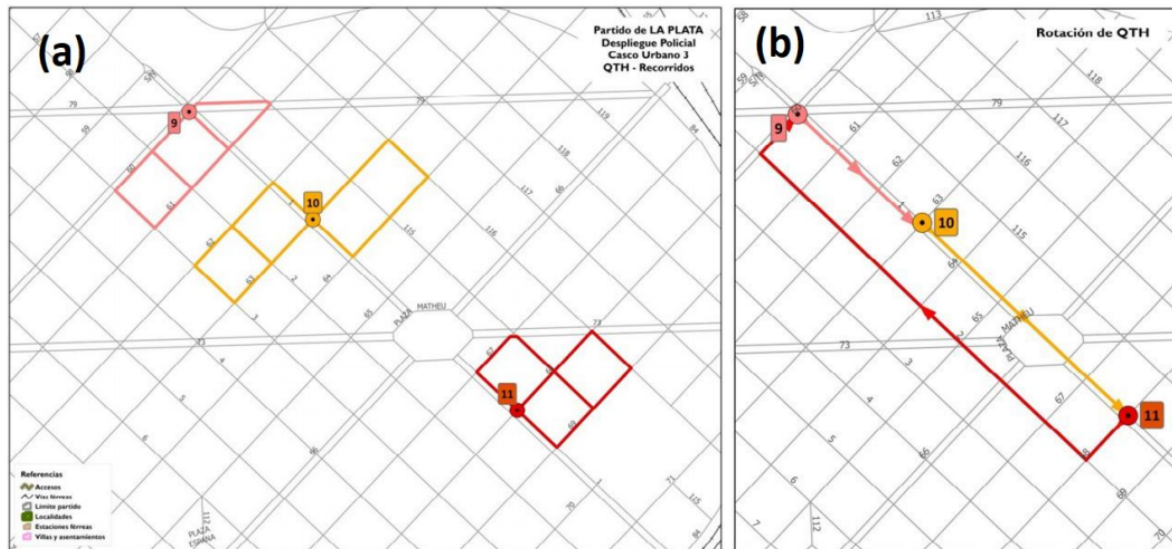
<b>Ciudad</b>	<b>Cantidad de rutas de patrullaje</b>	<b>Tiempo total presente en las rutas de patrullaje por semana</b>	<b>Tiempo promedio presente en todas las rutas de patrullaje por día</b>
La Plata	25	301 horas	43,0 horas
Morón	9	121 horas	17,3 horas
Tres de Febrero	21	143 horas	20,4 horas
Santa Fe	5	207 horas	29,6 horas

<sup>2</sup> Nota del traductor: la ruta de patrullaje fue denominada circuito, cada uno comprendido por puntos de anclaje, recorridos y rotaciones. Cada anclaje representaba el punto focal del recorrido y una vez administrada la hora de trabajo, la pareja se desplazaba al siguiente punto de anclaje (y, por lo tanto, al siguiente recorrido) a través de una rotación preasignada.

<sup>3</sup> Nota del traductor: en el lenguaje de la implementación, esto se corresponde con tres recorridos en el marco de un único circuito definido por la rotación mostrada.

**Gráfico 2. Ejemplo de rutas de patrullaje en La Plata**

**Panel A. Rutas de patrullaje (recorridos) en la zona caliente denominada “Casco Urbano 3”**  
**B. Rotación entre cada recorrido**



En la semana previa a la implementación de cada intervención de patrullaje en puntos calientes, el personal policial asignado a la misma fue capacitado en PPC. Allí, se explicaban con claridad los objetivos de la intervención, se discutían las rutas de patrullaje y se preparaba al personal para lo que se requería de ellos (por ejemplo, ser visible para disuadir a potenciales delincuentes de la comisión de delitos). Las intervenciones comenzaron en cada ciudad el 1 de octubre de 2017, con la excepción de Santa Fe, donde hubo demoras en la asignación de recursos que llevaron a iniciar el procedimiento el 1 de noviembre de 2017. Las ciudades se comprometieron a sostener el programa por seis meses. Se llevaron a cabo reuniones regulares durante todo el período de intervención, que involucraron a oficiales clave de cada ciudad, al igual que a investigadores independientes, en un rol de apoyo, para compartir actualizaciones sobre el progreso del programa, el impacto y las experiencias de los oficiales.

## Datos y métodos

El impacto de las intervenciones de PPC se analizó empleando la prueba estadística de diferencias Z propuesta por Wheeler y Ratcliffe (2018), y regresión por diferencias en diferencias. Cada método comparó el nivel de robos y hurtos para cada segmento de calle en las áreas de policiamiento (unidades de tratamiento) antes y después de la intervención, contra los niveles de robos y hurtos observados en las unidades de control. Se siguió una aproximación cuasi experimental en lugar de un experimento aleatorio controlado puro. Las autoridades municipales responsables de las intervenciones en puntos calientes en cada ciudad querían que todas las rutas de zonas calientes propuestas recibieran atención policial, en lugar de desplegar patrullajes solo en algunas elegidas de forma aleatoria, que habría sido el caso si se hubiera realizado un experimento aleatorio controlado. Asimismo, la proximidad de las zonas de patrullaje entre ellas y la baja cantidad de zonas de patrullaje

en algunas ciudades habrían resultado con seguridad en una contaminación entre tratamiento y control y una potencia estadística insuficiente para evaluar el impacto de las intervenciones.

Las unidades de control fueron seleccionadas mediante el procedimiento de emparejamiento por puntaje de propensión (*propensity score matching*) (Gelman y Hill 2007), con el número de robos y hurtos, población, privación social y uso del suelo como variables de control para el emparejamiento. Las unidades geográficas ubicadas dentro de 200 metros de una unidad de tratamiento fueron excluidas de las potenciales unidades de control para minimizar los efectos de contaminación entre las unidades de tratamiento y las de control. Este procedimiento implicó que segmentos de calle que fueron seleccionados como unidades de control muy probablemente no constituyeran áreas contiguas de segmentos de calle. En la ciudad de Santa Fe, no se empleó este mecanismo de asignación de unidades de control, debido a que no se contaba con los datos para definir las variables necesarias para el emparejamiento que se utilizaron en las otras ciudades. En su lugar, las unidades de control fueron seleccionadas por los analistas del delito, a partir de su propio juicio.

El cuadro 3 lista el número de unidades de tratamiento y de control en cada ciudad, mientras que el gráfico 3 muestra la ubicación de los segmentos. La evaluación también midió el impacto sobre los asaltos<sup>4</sup> y sobre los eventos de sustracción de automotores<sup>5</sup> para determinar la ocurrencia de algún tipo de desplazamiento hacia ese tipo de delitos. Tanto los asaltos como los delitos de sustracción de automotores fueron elegidos debido a su similitud con los robos y hurtos, ya que este tipo de delitos suele darse en las calles más que dentro de las edificaciones. Asimismo, las partes interesadas en el programa estaban fuertemente motivadas para analizar si se observaba algún desplazamiento hacia este tipo de delitos en particular. Desafortunadamente, no fue posible realizar el análisis de asaltos y sustracción de automotores en Santa Fe debido a problemas con el registro de eventos de esa clase en dicha ciudad.

**Cuadro 3. Datos de panel empleados en la evaluación**

Ciudad	Unidades de tratamiento	Unidades de control	Todas las unidades	Período de observación	Semanas	Cantidad
La Plata	434	678	1.112	31 de enero de 2016 a 14 de abril de 2018	115	127.880
Morón	102	133	235	31 de enero de 2016 a 14 de abril de 2018	115	27.025
Tres de Febrero	198	281	281	31 de enero de 2016 a 14 de abril de 2018	115	55.085
Santa Fe	114	110	110	06 de enero de 2016 a 1 de mayo de 2018	121	27.104

<sup>4</sup> Incluye robos calificados por el uso de arma de fuego.

<sup>5</sup> Incluye robo y hurto de automotores.

**Gráfico 3. Unidades de control y de tratamiento en cada ciudad**



Se construyeron conjuntos de datos semanales para cada unidad de tratamiento y de control, ciudad y tipo de delito, agregando los conteos de delitos (incluyendo los conteos en 0) por unidad geográfica en períodos de siete días con respecto al inicio de la intervención. Por ejemplo, para las intervenciones que comenzaron el 1 de octubre de 2017, la semana 0 incluyó los delitos acaecidos entre el 1 y 7 de octubre; la semana 1 correspondió al 8 al 14 de octubre, y así sucesivamente. Por otro lado, la semana -1 correspondió al 24 al 30 de septiembre; la semana -2, al 17 al 23 de septiembre, y así sucesivamente. De esta forma, se obtuvieron 115 semanas para cada unidad y tipo de delito en La Plata, Morón y Tres de Febrero (rango -87 a 27) y 121 semanas para Santa Fe (rango -95 a 25); 14 conjuntos de datos (4 para cada una de las ciudades de La Plata, Morón y Tres de Febrero, y 2 para Santa Fe, según los tipos de delitos analizados), y se construyeron entre 27.000 y 127.000 observaciones por unidad-semana para cada ciudad (cuadro 3).

Se emplearon variables *dummy* para categorizar las unidades geográficas ya sea como de tratamiento o de control. También se crearon otros dos conjuntos de variables *dummy* para indicar los períodos anteriores y posteriores al comienzo de la intervención. El primer conjunto se utilizó para determinar si el lapso temporal de los datos delictivos para cada unidad geográfica se refería a antes o después de la fecha de implementación. El segundo conjunto de variables *dummy* dividía el período posterior en dos grupos, referidos a la primera mitad y a la segunda mitad de la intervención en cada ciudad. Muchas veces, en los inicios, las intervenciones de este tipo pueden experimentar problemas que demoran una implementación plena. Adicionalmente, las intervenciones pueden estar sujetas a fatigas del programa y, por lo tanto, su impacto en el delito puede disminuir con el tiempo. Por ello, el segundo conjunto de variables *dummy* se empleó para examinar las diferencias entre la primera y la segunda mitad de los seis meses de la intervención en cada ciudad.

La prueba estadística de diferencias Z analiza si el cambio observado en las unidades de tratamiento es estadísticamente significativo y puede ser definido como (ecuación 1):

$$Z = \frac{D}{\sqrt{Var(D)}} \quad (1) \quad Z \sim N(0,1)$$

Donde Z tiene media 0 bajo la hipótesis nula de ausencia de efecto de la intervención, y D es la diferencia entre el cambio observado antes y después de la intervención en los segmentos de tratamiento y de control:

$$D = \Delta Y_{tratado} - \Delta Y_{control}$$

La varianza<sup>6</sup> de D (ecuación 2) está dada por:

$$Var(D) = Y_{tratado_{despues}} + Y_{tratado_{antes}} + Y_{control_{despues}} + Y_{control_{antes}} \quad (2)$$

Siguiendo a Wheeler y Ratcliffe (2018), se asume que la estadística de diferencias Z tiene una distribución normal; por lo tanto, la hipótesis nula se puede rechazar si el valor absoluto de Z es mayor que los valores críticos tradicionales<sup>7</sup>. A pesar de que nuestra hipótesis fue que la intervención contribuyó a la disminución del delito, empleamos el valor crítico a dos colas para evaluar si el delito se incrementó o disminuyó durante los períodos de la intervención. La prueba Z comparó los niveles de delito de los períodos de la intervención con los mismos períodos del año anterior.

Por otro lado, implementamos el modelo de regresión de diferencias en diferencias como un modelo de curva de crecimiento (Singer y Willet 2003; Braga et al. 2011; Mirman 2017) de los niveles de delitos

---

<sup>6</sup> Este cálculo de la varianza asume que las observaciones son independientes entre sí. Como explican Wheeler y Ratcliffe (2018, notas al pie 2 y 3), asumir la independencia de las observaciones es equivalente a asumir que estas provienen de la misma distribución Poisson, lo cual ocurriría bajo la hipótesis nula de ausencia de efecto de la intervención. Asimismo, bajo el supuesto de independencia, la covarianza sería 0. Para más detalles técnicos sobre la prueba de diferencias Z, véase Wheeler y Ratcliffe (2018).

<sup>7</sup> Conviene aclarar que el supuesto distribucional de la estadística Z fue validado por Wheeler y Ratcliffe (2018) usando diferencias simuladas de conteos delictivos con medias Poisson, con un millón de repeticiones aleatorias.

a nivel de unidad con errores temporales específicos (Usami y Murayama 2018) empleando datos para todo el período observacional en cada ciudad (en lugar de solamente comparar un cambio en el delito durante el período de intervención con el mismo período del año anterior). Esto significa que es posible comparar cualquier cambio en el delito durante el período de intervención contra cualquier tendencia criminal previa.

El modelo para la media de conteo de eventos para cada unidad  $i$  en el tiempo  $t$ ,  $E[y_{it}] = \lambda_{it}$  puede ser descripto por la ecuación 3:

$$\ln(\lambda_{it}) = \Pi_{0i} + \Pi_{1i}T + \beta_1\text{tratamiento}_i + \beta_2\text{periodo}_t + \beta_3(\text{tratamiento}_i \times \text{periodo}_t) + \theta\text{mes} + v_t$$

$$\Pi_{0i} = \gamma_0 + u_{0i} \tag{3}$$

$$\Pi_{1i} = \gamma_1 + u_{1i}$$

$$y_{it} \sim \text{Poisson}(\lambda_{it})$$

Donde  $\Pi_{0i}$  y  $\Pi_{1i}$  son las curvas de crecimiento para las trayectorias de cada unidad geográfica;  $\gamma_0$  representa el intercepto de la curva de crecimiento de la ciudad, mientras que  $u_{0i}$  captura la variación aleatoria en el intercepto asociado con cada unidad. Por su parte,  $\gamma_1$  representa la pendiente media de la curva de crecimiento de la ciudad y la tendencia lineal en el delito en el nivel de la unidad para una covariable de tiempo continuo (T), mientras que  $u_{1i}$  captura la variación aleatoria en la pendiente asociada con cada unidad.

La presencia de las variables *dummy*, tratamiento y período en la ecuación 3, implica que  $\gamma_0$  representa la tasa (log) media para las unidades de control (*tratamiento* = 0) antes de la intervención (*período* = 0), manteniendo constante el efecto de tendencia  $\gamma_1$ . Por lo tanto, la tasa (log) media para las unidades de tratamiento antes de la intervención (*tratamiento* = 1, *período* = 0) está dada por  $\gamma_0 + \beta_1$ . La tasa (log) media en las unidades de control después del comienzo de la intervención (*tratamiento* = 0, *período* = 1) está dada por  $\gamma_0 + \beta_2$ , mientras que  $\gamma_0 + \beta_1 + \beta_2 + \beta_3$  representa la tasa (log) media de delito en las unidades de tratamiento durante el período de intervención (*tratamiento* = 1, *período* = 1). La expectativa contrafactual está dada por  $\gamma_0 + \beta_1 + \beta_2$  y representa cual sería la tasa (log) media esperada en las unidades de tratamiento después de la intervención en ausencia de intervención. Por lo tanto,  $\beta_3$  provee el efecto promedio de tratamiento de la intervención sobre las unidades de tratamiento, y es también conocido como el estimador de diferencias en diferencias.

En cuanto a  $\theta$ , se trata de un vector de coeficientes que controla por efectos estacionales empleando variables *dummy* para el mes en el que comenzó el período semanal. Asimismo, además de los efectos aleatorios en el nivel de la unidad descriptos precedentemente, también se ha controlado por errores específicos en el tiempo, capturados en  $v_t$ . Los errores específicos en el tiempo capturan shocks comunes experimentados por todas las unidades asociados con cada tiempo  $t$ . En el contexto del delito, estos errores capturan características de las semanas que pueden afectar el riesgo a lo largo de todas las unidades, como, por ejemplo, el estado del tiempo (clima), días festivos (feriados) y eventos multitudinarios. Incluir este tipo de errores ayuda a minimizar el riesgo de errores tipo I en los efectos fijos y tiene el beneficio adicional de permitir que las observaciones de diferentes unidades estén correlacionadas en cada punto del tiempo (Usami y Murayama 2018).

El modelado de datos delictivos suele transgredir los supuestos distribucionales de los modelos lineales estimados por mínimos cuadrados ordinarios, ya que los delitos son conteos discretos con una cota inferior de cero. Por lo tanto, en este caso, suelen preferirse los modelos de datos de conteo. Aquí se utiliza un modelo estándar de Poisson (Cameron y Trivedi 2013), debido a que los datos no exhiben sobre dispersión. Los modelos de conteo usualmente emplean un enlace logarítmico (log-link), lo que implica que la interpretación del estimador de diferencias en diferencias requiere la exponenciación de  $\beta_3$  para transformar el estimador de la escala logarítmica. El estimador exponenciado se conoce como la razón de tasa de incidencia (IRR, por sus siglas en inglés, *Incidence Rate Ratio*) y provee el efecto multiplicativo de tratamiento promedio de la intervención después de haber controlado por todas las otras variables. Por ejemplo, un IRR de 0,85 sugiere que la intervención ha reducido los eventos delictivos en las unidades de tratamiento un 15% ( $0,85 - 1 = 0,15$ ). Matemáticamente, el IRR del estimador de diferencias en diferencias representa el cociente del cambio proporcional en las unidades de tratamiento sobre el cambio proporcional en las unidades de control (Ciani y Fisher 2020), y puede expresarse en términos de  $\lambda$  como (ecuación 4):

$$e^{\beta_3} = \frac{\lambda_{tratado_{periodo=1}}}{\lambda_{tratado_{periodo=0}}} \bigg/ \frac{\lambda_{control_{periodo=1}}}{\lambda_{control_{periodo=0}}} \quad (4)$$

La curva de crecimiento de diferencias en diferencias con errores específicos en el tiempo reseñada con anterioridad intenta controlar exhaustivamente por las fuentes de heterogeneidad en el nivel de la unidad y en el nivel del tiempo para mitigar las fuentes potenciales de confusión. Ahora bien, este modelo no fue adecuado para todas las ciudades ni para todos los delitos, dado que se encontró sobre parametrizado. Por lo tanto, también estimamos una especificación más sencilla del modelo de curva de crecimiento sin pendientes aleatorias (es decir, excluyendo el término de error  $u_{1i}$ ) y se compararon ambas especificaciones mediante una prueba de cociente de verosimilitud (LRT, por sus siglas en inglés, *likelihood ratio test*), prefiriendo la especificación más parsimoniosa si la LRT no era significativa. Los modelos también se compararon con especificaciones nulas empleando LRT. Los conteos semanales fueron agregados en períodos anteriores y posteriores para correr modelos reducidos como control de robustez.<sup>8</sup> Las estimaciones se efectuaron con el paquete “*glmmTMB*” (Brooks et al. 2017) en R en un clúster de investigación de altas prestaciones.

Asimismo, se usó un metaanálisis de efectos fijos para agrupar los estimadores de diferencias en diferencias de todas las ciudades, considerando las cuatro intervenciones como un único programa colectivo y, en consecuencia, se examinó el impacto del PPC en Argentina. Se eligió un modelo de efectos fijos sobre un modelo de efectos aleatorios para estimar el efecto promedio del tratamiento del programa completo dado en las pequeñas (cuatro) muestras del estudio (Rydberg et al. 2018, Viechtbauer 2010). Se agruparon estimados para todos los tipos de delitos y se llevaron adelante pruebas de moderación para evaluar si había habido diferencias significativas entre las ciudades y entre los tipos de delitos en los efectos globales. Los metaanálisis fueron realizados empleando el paquete “*metafor*” (Viechtbauer 2010) para R, con los estimados en escala logarítmica para el estimador de diferencias en diferencias ( $\beta_3$ ) y los errores estándar asociados.

---

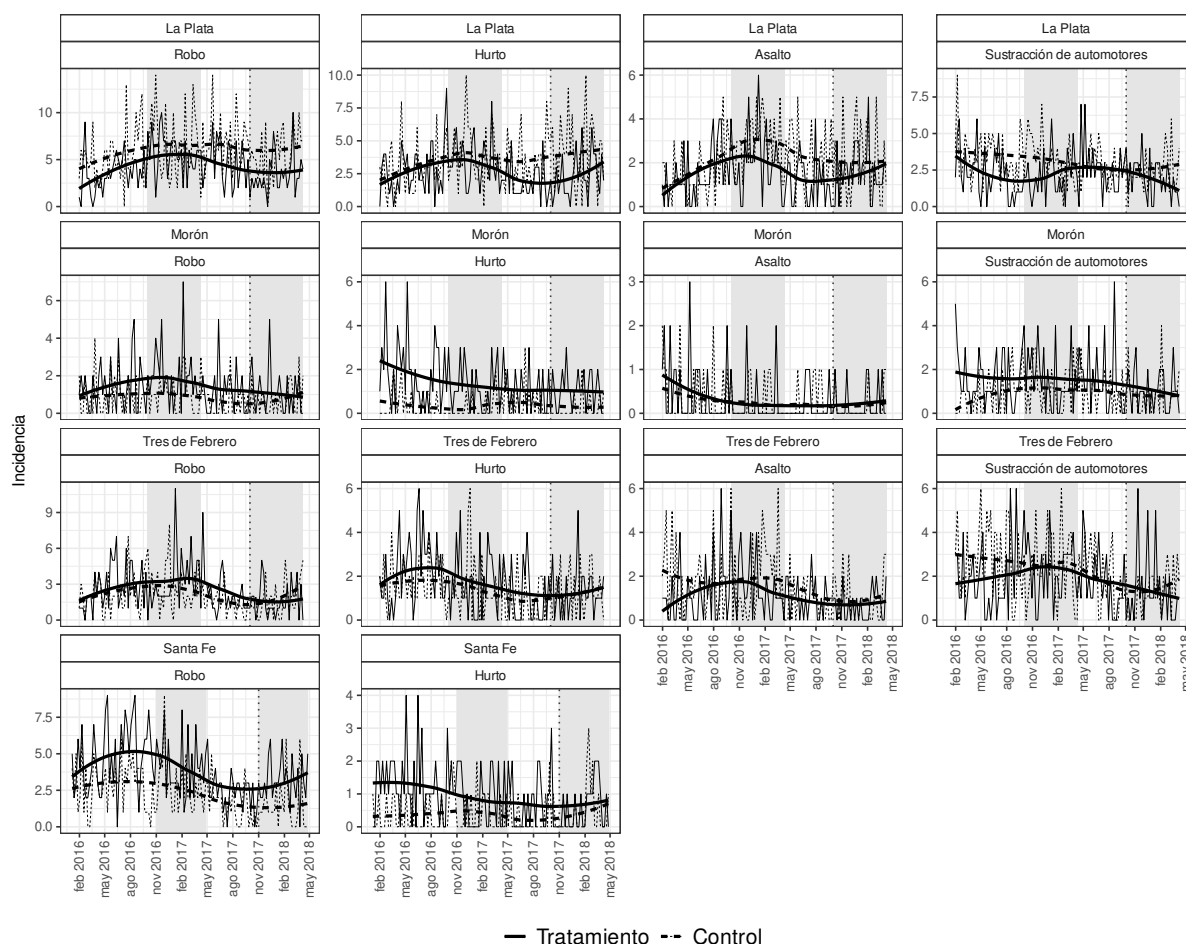
<sup>8</sup> Estos modelos produjeron resultados similares a aquellos de los modelos de curva de crecimiento y están disponibles si se requieren.

## Resultados

### *Cambios en el delito y resultados de la prueba Z de diferencia*

El gráfico 4 muestra cómo cambiaron los delitos en las cuatro ciudades antes y durante los períodos de intervención. Los distintos paneles indican que la incidencia semanal del delito para algunas de las ciudades y algunos de los delitos fue bastante baja, con muchas observaciones con conteos en cero. Esto significa que es probable que la disminución potencial en la incidencia del delito por unidad de tiempo esté limitada por un efecto suelo (McCleary y Musheno 1981), ya que los conteos de delitos no pueden ser negativos. Por lo tanto, dado que la disminución verdadera en la incidencia debido a la intervención puede ser más difícil de detectar empleando los umbrales convencionales de significación estadística, en este trabajo empleamos un nivel de confianza del 90 % para inferir significación.

**Gráfico 4. Conteos semanales de delitos durante el período de estudio para todas las ciudades, con la tendencia suavizada (LOESS)**



Nota: Las líneas verticales punteadas indican el comienzo de la intervención. Las áreas en gris representan los períodos anteriores y posteriores empleados en la prueba de diferencias Z.

Nota: Las líneas verticales punteadas indican el comienzo de la intervención. Las áreas en gris representan los períodos anteriores y posteriores empleados en la prueba de diferencias Z.



El cuadro 4 muestra el cambio en el delito entre los períodos previos y posteriores, las tasas ( $\lambda$ ) y varianzas ( $\sigma^2$ ),<sup>9</sup> los efectos netos totales (TNE, por sus siglas en inglés),<sup>10</sup> y la estadística Z para las unidades de tratamiento y de control, para cada ciudad y tipo de delito. Al examinar primero los robos, se pudo apreciar que todas las ciudades, excepto Santa Fe, experimentaron disminuciones de estos delitos en las unidades de tratamiento que fueron mayores a las reducciones observadas en las unidades de control (La Plata: -38, Morón: -12, Tres de Febrero: -18, Santa Fe: +8), pero estas disminuciones no fueron significativas. El TNE para hurtos fue negativo en todas las ciudades (La Plata: -34, Morón: -5, Tres de Febrero: -10, Santa Fe: -6). Ahora bien, estas reducciones fueron solamente significativas en La Plata. Los asaltos se incrementaron en las tres ciudades para las cuales había datos disponibles (es decir, valores de TNE positivos), pero estos incrementos no fueron significativos. Existió una disminución neta de la sustracción de automotores en Morón, e incrementos en La Plata y Tres de Febrero, pero estos resultados tampoco fueron significativos.

**Cuadro 4. Cambios en el delito en las unidades de control y de tratamiento, entre los períodos anteriores y posteriores a la intervención**

		Períodos anteriores		Períodos posteriores		TNE	Z
Robos		Incidencia	$\lambda(\sigma^2)$	Incidencia	$\lambda(\sigma^2)$		
La Plata	Tratamiento	159	0,013 (0,014)	95	0,008 (0,009)	-38	-1,559
	Control	183	0,010 (0,010)	157	0,008 (0,009)		
Morón	Tratamiento	54	0,013 (0,014)	32	0,011 (0,013)	-12	-1,029
	Control	30	0,008 (0,010)	20	0,005 (0,005)		
Tres de Febrero	Tratamiento	90	0,016 (0,016)	45	0,008 (0,008)	-18	-1,108
	Control	78	0,010 (0,011)	51	0,006 (0,008)		
Santa Fe	Tratamiento	108	0,013 (0,014)	84	0,011 (0,013)	8	0,460
	Control	71	0,008 (0,010)	39	0,005 (0,005)		
Hurtos							
La Plata	Tratamiento	94	0,008 (0,008)	67	0,006 (0,006)	-34	-1,722*
	Control	111	0,006 (0,006)	118	0,006 (0,006)		
Morón	Tratamiento	34	0,012 (0,013)	29	0,010 (0,010)	-4	-0,459
	Control	7	0,002 (0,002)	6	0,002 (0,002)		

<sup>9</sup> Las tasas ( $\lambda$ ) y varianzas ( $\sigma^2$ ) en los cuadros 4, 5 y 6 fueron calculadas usando la unidad segmento-semana y se incluyen en la tabla para ilustrar la distribución de los conteos de delitos en los períodos y grupos analizados.

<sup>10</sup> Un efecto total neto negativo indica una reducción neta en el delito en las unidades de tratamiento comparadas con las unidades de control.

Tres de Febrero	Tratamiento	48	0,009 (0,009)	36	0,006 (0,006)	-10	-0,796
	Control	38	0,005 (0,005)	36	0,005 (0,005)		
Santa Fe	Tratamiento	21	0,007 (0,007)	16	0,005 (0,005)	-6	-0,788
	Control	10	0,003 (0,003)	11	0,004 (0,004)		
Asaltos							
La Plata	Tratamiento	59	0,005 (0,005)	45	0,004 (0,004)	11	0,706
	Control	82	0,004 (0,005)	57	0,003 (0,003)		
Morón	Tratamiento	6	0,002 (0,002)	6	0,002 (0,002)	2	0,426
	Control	6	0,002 (0,002)	4	0,001 (0,001)		
Tres de Febrero	Tratamiento	43	0,008 (0,008)	19	0,003 (0,003)	5	0,412
	Control	57	0,007 (0,008)	28	0,004 (0,004)		
Sustracción de automotores							
La Plata	Tratamiento	61	0,005 (0,005)	54	0,004 (0,004)	11	0,663
	Control	89	0,005 (0,005)	71	0,004 (0,004)		
Morón	Tratamiento	45	0,016 (0,017)	29	0,010 (0,011)	-7	-0,621
	Control	31	0,008 (0,008)	22	0,006 (0,006)		
Tres de Febrero	Tratamiento	65	0,012 (0,013)	38	0,007 (0,007)	6	0,416
	Control	69	0,009 (0,009)	36	0,005 (0,005)		
Nota: * p < 0,1; ** p < 0,05; *** p < 0,01.							
Período pre del 2/10/2016 al 15/04/2017 (Santa Fe: 2/11/2016 al 2/05/2017).							
Período post del 1/10/2017 al 14/04/2018 (Santa Fe: 1/11/2017 al 1/05/2018).							

Los cuadros 5 y 6 reportan los resultados de la prueba Z de diferencias para la primera y segunda mitad de los períodos anteriores y posteriores. La TNE para los robos registrada en el cuadro 5 sugiere que durante la primera mitad del período de intervención existió una pequeña disminución en La Plata (-8), ningún cambio en Morón, e incrementos en Tres de Febrero (+15) y Santa Fe (+11), pero ninguno de estos cambios fue significativo. Los resultados que se consignan en el cuadro 6 muestran que todas las ciudades experimentaron reducciones netas de los robos durante la segunda parte del período de intervención (La Plata: -30, Morón: -12, Tres de Febrero: -33, Santa Fe: -3), y que estas disminuciones fueron significativas en La Plata y Tres de Febrero. También hubo reducciones netas para los hurtos en todas las ciudades durante la primera parte del período de intervención (La Plata: -21, Morón: -4,

Tres de Febrero: -1, Santa Fe: -3), pero estos descensos no fueron significativos. Por otro lado, durante la segunda mitad de la intervención, los efectos netos de los hurtos disminuyeron en todas las ciudades con la excepción de Morón (La Plata: -13, Morón: 0, Tres de Febrero: -9, Santa Fe: -3), aunque ninguna de estas reducciones fue significativa.

**Cuadro 5. Cambios en el delito en la primera parte de los períodos previo y posterior a la intervención**

		Previo a la intervención		Posterior a la intervención		TNE	Z
Robos		Incidencia	$\lambda(\sigma^2)$	Incidencia	$\lambda(\sigma^2)$		
La Plata	Tratamiento	88	0,014 (0,016)	44	0,007 (0,008)	-8	-0,468
	Control	98	0,010 (0,011)	62	0,007 (0,008)		
Morón	Tratamiento	28	0,020 (0,021)	20	0,014 (0,018)	0	0,000
	Control	16	0,009 (0,010)	8	0,004 (0,004)		
Tres de Febrero	Tratamiento	29	0,010 (0,010)	21	0,008 (0,008)	15	1,411
	Control	43	0,011 (0,012)	20	0,005 (0,006)		
Santa Fe	Tratamiento	53	0,036 (0,043)	44	0,030 (0,029)	11	0,884
	Control	39	0,027 (0,031)	19	0,013 (0,013)		
Hurtos							
La Plata	Tratamiento	50	0,008 (0,008)	26	0,004 (0,004)	-21	-1,489
	Control	63	0,007 (0,007)	60	0,006 (0,006)		
Morón	Tratamiento	19	0,013 (0,016)	14	0,010 (0,010)	-4	-0,667
	Control	2	0,001 (0,001)	1	0,001 (0,001)		
Tres de Febrero	Tratamiento	24	0,009 (0,009)	15	0,005 (0,005)	-1	-0,111
	Control	25	0,006 (0,006)	17	0,004 (0,004)		
Santa Fe	Tratamiento	10	0,007 (0,007)	4	0,003 (0,003)	-3	-0,688
	Control	4	0,003 (0,003)	1	0,001 (0,001)		
Asaltos							
La Plata	Tratamiento	30	0,005 (0,005)	23	0,004 (0,004)	6	0,548
	Control	40	0,004	27	0,003		

			(0,004)		(0,003)		
Morón	Tratamiento	4	0,003 (0,003)	2	0,001 (0,001)	0	0,000
	Control	3	0,002 (0,002)	1	0,001 (0,001)		
Tres de Febrero	Tratamiento	31	0,011 (0,011)	8	0,003 (0,003)	-19	-2,255**
	Control	18	0,005 (0,006)	14	0,004 (0,004)		
Sustracción de automotores							
La Plata	Tratamiento	26	0,004 (0,004)	32	0,005 (0,005)	30	2,255**
	Control	55	0,006 (0,006)	31	0,003 (0,003)		
Morón	Tratamiento	29	0,020 (0,021)	15	0,011 (0,012)	-10	-1,213
	Control	14	0,008 (0,007)	10	0,005 (0,005)		
Tres de Febrero	Tratamiento	34	0,012 (0,013)	22	0,008 (0,009)	11	1,084
	Control	35	0,009 (0,009)	12	0,003 (0,003)		
Nota: * p < 0,1; ** p < 0,05; *** p < 0,01.							
Período pre del 2/10/2016 al 7/01/2017 (Santa Fe: 2/11/2016 al 31/01/2017).							
Período post del 1/10/2017 al 6/01/2018 (Santa Fe: 1/11/2017 al 30/01/2018).							

**Cuadro 6. Cambios en el delito en la segunda parte de los períodos previos y posteriores a la intervención**

		Períodos previos		Períodos posteriores		TNE	Z
Robos		Incidencia	$\lambda(\sigma^2)$	Incidencia	$\lambda(\sigma^2)$		
La Plata	Tratamiento	71	0,014 (0,016)	51	0,008 (0,009)	-30	-1,726*
	Control	85	0,009 (0,009)	95	0,010 (0,011)		
Morón	Tratamiento	26	0,018 (0,018)	12	0,008 (0,008)	-12	-1,5
	Control	14	0,008 (0,010)	12	0,006 (0,006)		
Tres de Febrero	Tratamiento	61	0,022 (0,022)	24	0,009 (0,009)	-33	-2,686**
	Control	35	0,009 (0,009)	31	0,008 (0,010)		
Santa Fe	Tratamiento	55	0,037 (0,044)	40	0,027 (0,026)	-3	-0,247
	Control	32	0,022 (0,023)	20	0,014 (0,014)		
Hurtos							

La Plata	Tratamiento	44	0,007 (0,009)	41	0,007 (0,007)	-13	-0,941
	Control	48	0,005 (0,005)	58	0,006 (0,006)		
Morón	Tratamiento	15	0,011 (0,010)	15	0,011 (0,010)	0	0,000
	Control	5	0,003 (0,003)	5	0,003 (0,003)		
Tres de Febrero	Tratamiento	24	0,009 (0,009)	21	0,008 (0,008)	-9	-1,026
	Control	13	0,003 (0,004)	19	0,005 (0,006)		
Santa Fe	Tratamiento	11	0,007 (0,007)	12	0,008 (0,008)	-3	-0,480
	Control	6	0,004 (0,004)	10	0,007 (0,007)		
Asaltos							
La Plata	Tratamiento	29	0,005 (0,005)	22	0,004 (0,004)	5	0,451
	Control	42	0,004 (0,005)	30	0,003 (0,003)		
Morón	Tratamiento	2	0,001 (0,001)	4	0,001 (0,001)	2	0,577
	Control	3	0,002 (0,002)	3	0,001 (0,001)		
Tres de Febrero	Tratamiento	12	0,004 (0,004)	11	0,003 (0,003)	14	1,723*
	Control	39	0,0010 (0,0010)	14	0,004 (0,004)		
Sustracción de automotores							
La Plata	Tratamiento	35	0,006 (0,006)	22	0,005 (0,005)	-19	-1,660*
	Control	34	0,004 (0,004)	40	0,003 (0,003)		
Morón	Tratamiento	16	0,011 (0,012)	14	0,011 (0,012)	3	0,391
	Control	17	0,009 (0,009)	12	0,005 (0,005)		
Tres de Febrero	Tratamiento	31	0,011 (0,013)	16	0,008 (0,009)	-5	-0,488
	Control	34	0,009 (0,009)	24	0,003 (0,003)		
Nota: * p < 0,1; ** p < 0,05; *** p < 0,01. Período pre del 8/01/2017 al 15/04/2017 (Santa Fe: 1/02/2017 al 2/05/2017). Período post del 7/01/2018 al 14/04/2018 (Santa Fe: 31/01/2018 al 1/05/2018).							

En el caso de los asaltos, se produjo una combinación de incrementos y disminuciones en cada ciudad durante la primera y la segunda parte de las intervenciones, pero estos cambios fueron solo

significativos para las reducciones de los asaltos experimentados en Tres de Febrero durante la primera mitad del período de intervención y para los aumentos de los mismos en la misma ciudad durante la segunda parte de la intervención. Los cambios en la sustracción de automotores no fueron significativos para ninguna ciudad y para ninguna mitad del período de intervención, con la excepción de La Plata, donde se observó un incremento significativo neto en la primera mitad de la intervención y luego una disminución significativa neta en la segunda mitad.

### ***Estimadores de diferencias en diferencias***

Los resultados para la estadística de bondad de ajuste para los modelos de curva de crecimiento fueron significativamente mejores que los modelos con solo interceptos.<sup>11</sup> Alrededor de la mitad de los modelos ajustados utilizó nuestra especificación preferida con interceptos aleatorios y pendientes aleatorias en el nivel de la unidad, mientras que la otra mitad empleó solamente interceptos aleatorios, ya que las pendientes no eran significativas.

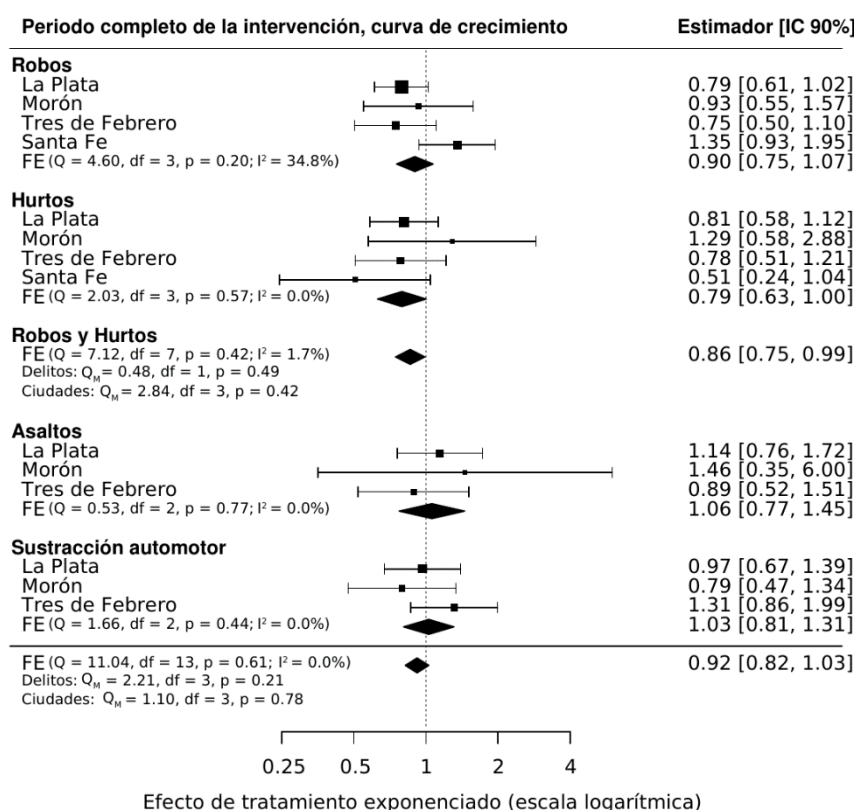
### ***Período completo de la intervención***

El gráfico 5 presenta los estimadores de diferencias en diferencias y los metaanálisis para el período completo de la intervención (seis meses). Para los robos acaecidos en cada ciudad, el efecto del tratamiento exponenciado en La Plata, Morón y Tres de Febrero sugiere que la intervención disminuyó en promedio la tasa de robos, mientras que los estimados para Santa Fe sugieren que los robos se incrementaron. Ahora bien, ninguno de estos resultados es estadísticamente significativo. El estimado agrupado de efectos fijos (FE, por sus siglas en inglés) sugiere que el efecto global fue una disminución en los robos; ahora bien, en este caso tampoco con resultados significativos. Los efectos del tratamiento para hurtos fueron similares: cada ciudad experimentó una disminución en la tasa de hurtos, pero ninguno de los resultados fue significativo, con la excepción de Tres de Febrero, que tuvo un aumento no significativo. Por otro lado, en el análisis agregado global, el estimado FE para hurtos sugiere que las intervenciones disminuyeron los delitos, aunque la reducción no fue significativa. El estimado FE agrupando todos los efectos de tratamiento para robos y hurtos en conjunto sí fue significativo, lo cual sugiere que las intervenciones disminuyeron la tasa de robos y hurtos por semana en un 14%. Además, las pruebas de moderación indican que no hubo diferencias estadísticamente significativas entre ciudades y delitos en el efecto agrupado. Por otro lado, en relación con los asaltos y la sustracción de automotores, los estimados por ciudad y en forma agrupada indican que la intervención no tuvo efectos en estos delitos. Un estimado global combinando los efectos del tratamiento para todas las ciudades y todos (los cuatro) tipos de delitos sugiere que la intervención arrojó un impacto general de reducción de estos delitos, pese a que el efecto no fue significativo.

---

<sup>11</sup> Los resultados se encuentran publicados en en enlace [https://osf.io/3ycu8/?view\\_only=0bd88214b3514f48937cd76beca675b9](https://osf.io/3ycu8/?view_only=0bd88214b3514f48937cd76beca675b9), en la tabla A1, y se pueden obtener mayores detalles por parte de los autores si así se requiriese.

**Gráfico 5. Estimados de diferencias en diferencias y metaanálisis para el período de intervención completo**



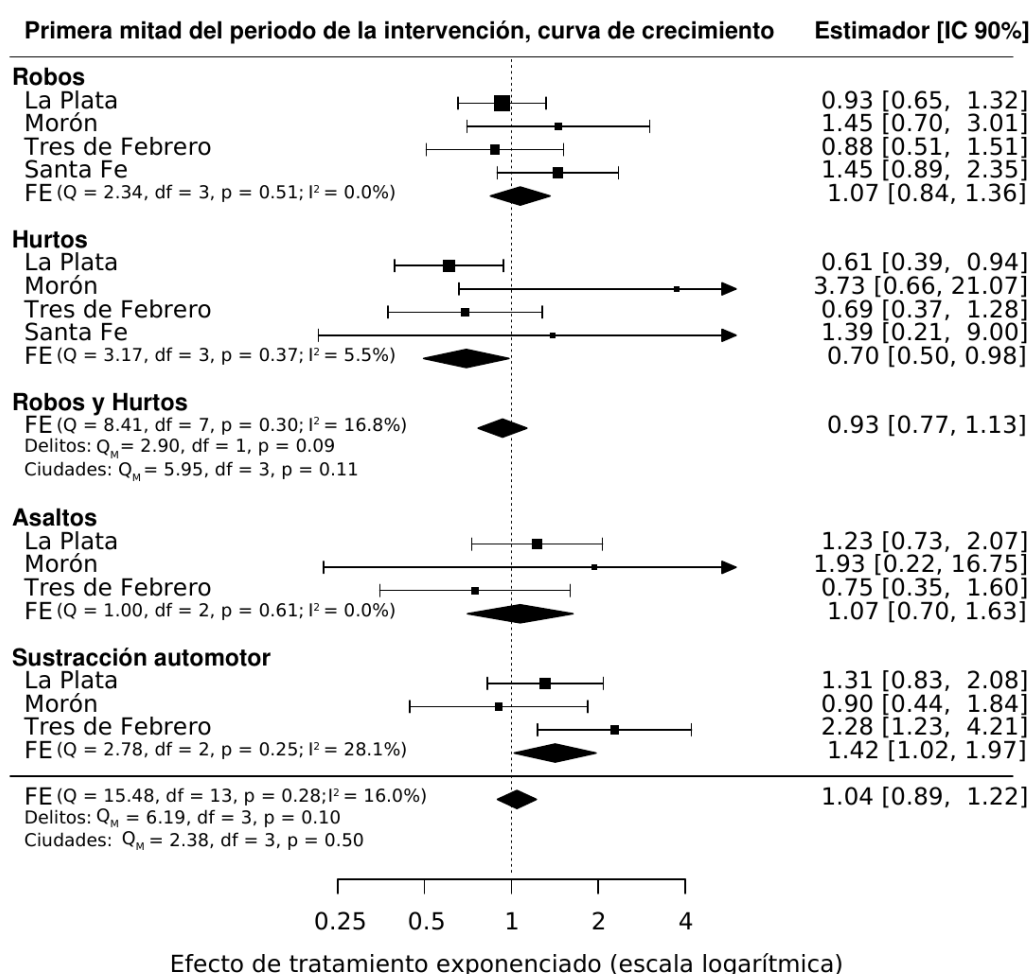
### Primera mitad del período de intervención

El gráfico 6 muestra los estimadores de diferencias en diferencias exponenciados y los metaanálisis para la primera mitad del período de intervención. Para los robos, los efectos del tratamiento en La Plata y Tres de Febrero fueron menores que 1 (lo cual sugiere una disminución del delito), y superiores a 1 en Morón y Santa Fe (lo cual implica un incremento). Ahora bien, ninguno de los efectos fue significativo. En términos globales, el estimado FE agregado de 1,07 sugiere un aumento pequeño no significativo de los robos durante la primera mitad de la intervención en las cuatro ciudades. Para los hurtos, durante la primera mitad de la intervención el efecto del tratamiento en La Plata fue de 0,61 y estadísticamente significativo, lo cual indica que la intervención estuvo asociada con una disminución del 39% de la tasa de robos por semana en las unidades de tratamiento durante la primera mitad del período de intervención. El efecto del tratamiento también sugiere una disminución de los hurtos en Tres de Febrero, aunque no ha sido significativo. En contraste, los efectos del tratamiento en Morón y Santa Fe indican incrementos en los hurtos para la primera mitad del período de intervención, a pesar de que estos incrementos tampoco fueron significativos.<sup>12</sup> El estimado agrupado FE para los hurtos fue de 0,70 y significativo, lo cual indica que las intervenciones

<sup>12</sup> Los estimados para hurto en estas dos ciudades exhiben una gran cantidad de incertidumbre debido a la baja cantidad de hurtos en las unidades de control.

contribuyeron a una disminución del 30% en los hurtos por semana durante la primera mitad del período de intervención. Por otro lado, el estimado agrupado FE que combinó los efectos de tratamiento para robos y hurtos en todas las ciudades fue de 0.93 aunque no significativo. Ahora bien, la prueba de moderación para las diferencias en delitos fue significativa al 90 % de confianza, sugiriendo que los efectos de tratamiento en robos fueron distintos que en hurtos para la primera mitad del período de intervención. La prueba de moderación para las diferencias entre las ciudades no fue significativa.

**Gráfico 6. Estimados de diferencias en diferencias y metaanálisis para la primera mitad del período de intervención**



En cuanto a los asaltos, durante la primera mitad de la intervención los estimados por ciudad y agrupados sugieren que la intervención no tuvo efecto en este delito. Por su parte, en lo relativo a la sustracción de automotores, los resultados para La Plata y Morón no fueron significativos, pero para Tres de Febrero sí lo fueron, ya que la intervención estuvo asociada con un incremento del 128% en la tasa de sustracción de automotores por semana para la mitad del período de intervención. En general, los estimados agregados sugieren que los delitos de sustracción de automotores se

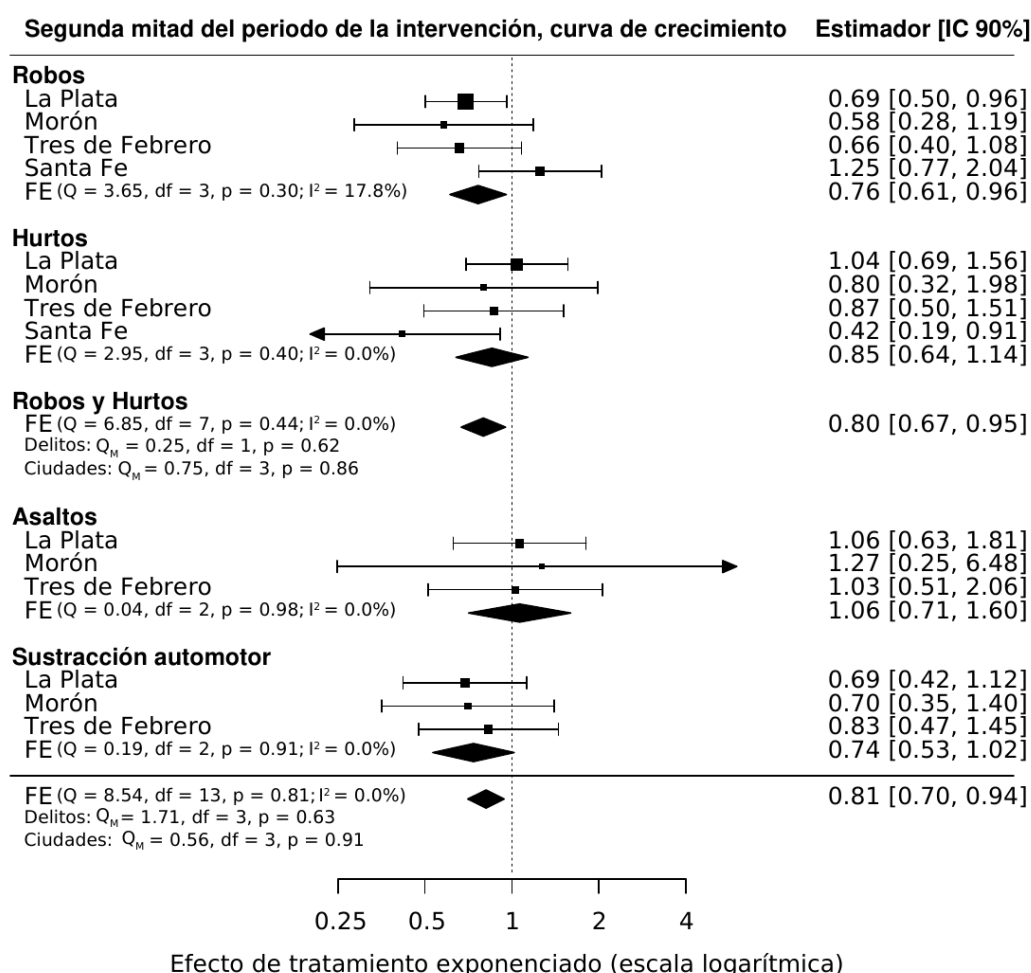


incrementaron un 42% durante la primera mitad de la intervención en las unidades de tratamiento. Un estimado agregado combinando los efectos del tratamiento para todas las ciudades y los cuatro tipos de delitos sugiere que la intervención estuvo asociada con un incremento del 4% durante la primera parte de la implementación, aunque esto no fue significativo.

### ***Segunda mitad de la intervención***

El gráfico 7 muestra los estimados para el efecto del tratamiento durante la segunda mitad del período de intervención. En el caso de los robos, la estimación para La Plata señala que la intervención estuvo asociada con una disminución estadísticamente significativa del 31% del delito en las unidades de tratamiento. Los resultados del tratamiento en Morón y Tres de Febrero también sugieren disminuciones, aunque no significativas. El efecto en Santa Fe indica que, de hecho, los robos se incrementaron en la segunda mitad del período de intervención, aun cuando los efectos no fueron significativos. En general, el estimado FE agrupado para los robos en las cuatro ciudades fue significativo, lo cual sugiere que la intervención fue responsable de una disminución del 24% de los robos a lo largo de las ciudades. En relación con los hurtos, el estimado para La Plata indica un incremento, y los estimados para Morón y Tres de Febrero, disminuciones, aunque en ningún caso significativos. En contraste, el estimado para Santa Fe muestra que la intervención estuvo asociada con una reducción estadísticamente significativa del 58% en los hurtos durante la segunda mitad del período de intervención. Por su parte, el estimado agregado para los hurtos en las cuatro ciudades sugiere una disminución, aunque no significativa. Ahora bien, cuando los robos y hurtos se agregan, el estimador FE es significativo, lo cual indica que la segunda parte de la intervención estuvo asociada con una disminución del 20% en los robos y hurtos. En relación con los asaltos y la sustracción de automotores para la segunda mitad del período de intervención, los resultados por ciudad y en conjunto no fueron significativos. Aun así, los estimados para la sustracción de automotores sugieren disminuciones (no significativas) en lugar de incrementos. Y, en general, el estimado FE agregado para todas las ciudades y todos los delitos fue estadísticamente significativo, lo cual implica que la intervención estuvo asociada un 19% de disminución para estos tipos de delitos durante la segunda parte del período de intervención.

**Gráfico 7. Estimados de diferencias en diferencias y metaanálisis para la segunda mitad el período de intervención**



### **Supuesto de tendencias paralelas**

Uno de los supuestos claves del modelo de diferencias en diferencias es que las áreas de tratamiento y de control deben exhibir tendencias paralelas previas a la intervención. Para probar este supuesto, estimamos las curvas de crecimiento para cada combinación de ciudad y delito, restringiendo las observaciones a los períodos anteriores a la intervención e incluyendo un término de interacción entre el tiempo ( $T$ ) y la variable *dummy* de tratamiento. Los resultados de estos modelos<sup>13</sup> sugieren que, para la mayor parte de las combinaciones de ciudad y delitos, este supuesto se sostiene, ya que los coeficientes para el término de interacción no fueron significativos en la mayoría de los casos. Las únicas excepciones han sido los hurtos y asaltos en La Plata, donde los coeficientes de interacción

<sup>13</sup> Los resultados se encuentran publicados en [https://osf.io/3ycu8/?view\\_only=0bd88214b3514f48937cd76beca675b9](https://osf.io/3ycu8/?view_only=0bd88214b3514f48937cd76beca675b9), en la tabla A2.

fueron negativos y estadísticamente significativos, lo cual señala que estos delitos ya venían disminuyendo en las unidades de tratamiento comparadas con las de control antes de la implementación de la intervención. Las implicaciones de no cumplir con este supuesto para estos delitos se discuten en la sección de limitaciones.

## Discusión

Los efectos generales del primer programa multi ciudades de PPC en Argentina sugieren que a lo largo de las ciudades el programa fue responsable de una disminución estadísticamente significativa del 14% en las tasas de robos y hurtos, sin desplazamiento significativo a asaltos ni sustracciones de automotores. La Plata experimentó las mayores disminuciones, incluida una reducción estadísticamente significativa del 31% en la tasa de robos durante la segunda parte de la intervención (agregado a descensos, aunque no significativos en la primera parte de la intervención), al igual que una reducción significativa del 39% en la tasa de hurtos durante la primera parte de la intervención (aunque ligeramente oscurecida por un pequeño y no significativo incremento de los hurtos durante la segunda parte del programa). En Santa Fe se dieron algunos de los menores efectos de todo el programa. Y fue la ciudad que implementó la menor cantidad de rutas de patrullaje en las zonas calientes: solo cinco, en comparación con las 25 de La Plata. Asimismo, en Santa Fe, estas cinco rutas recibieron patrullaje policial por varias duraciones en la mayoría de los días (por ejemplo, tres horas en la mañana, un patrullaje a la tarde y otro más a la noche), lo que implica que estas cinco rutas experimentaron un nivel razonable de dosaje de vigilancia policial. En contraposición, en La Plata, cada ruta recibió patrullaje por períodos más cortos y muchas veces solo en ciertos días de la semana (por ejemplo, jueves a sábado entre las 22:00 y las 02:00). El despliegue de patrullaje en La Plata fue más similar a la estrategia de patrullaje de alternancia entre aplicación-retroceso (*crackdown-backoff*) sugerido por Sherman (1990), y como resultado puede haber contribuido a un mejor impacto de la intervención en dicha ciudad. La determinación del dosaje óptimo de patrullaje en puntos calientes en contextos que experimentan altos niveles de delitos en relación con los 10-15 minutos por hora de dosaje propuesto por Koper (1995) es un área de investigación que se debe profundizar en otros estudios.

EL modo en que se implementa una intervención particular se relaciona profundamente con el impacto que esa intervención tiene en la disminución del delito. Las evaluaciones de impacto de las intervenciones no suelen considerar las diferencias en las formas en que se lleva a cabo la intervención y cómo esto afecta los resultados. La evaluación de procesos busca determinar si las actividades que constituyen las partes de una intervención fueron implementadas en la manera en que fueron planificadas. Por lo tanto, una evaluación de procesos analiza la cantidad de recursos requeridos para obtener el impacto, si se aplicaron modificaciones a la implementación de la intervención y si todos aquellos que contribuyeron al programa cooperaron entre sí. Las evaluaciones de procesos son típicamente retrospectivas, ya que examinan una intervención después de su implementación para determinar qué fue lo que salió como efectivamente se había planificado y que no. Desafortunadamente, estas evaluaciones de procesos son raras en el PPC, y hay muy pocos estudios sobre el impacto del PPC también dedicados a evaluar cómo fue implementada la intervención de dicho policiamiento. Una intervención de PPC puede requerir una importante gestión de proyectos, lo cual incluye recursos para tareas de análisis; obtención de los recursos para el patrullaje, asignación

y capacitación para las patrullas policiales que realizarán las funciones de vigilancia, y la supervisión de estas patrullas para asegurar que se ajusten a la ruta diagramada para despliegue.

Las reuniones realizadas con representantes de cada ciudad antes y durante las intervenciones abarcaron la participación de investigadores independientes que tomaron notas en relación con la gestión e implementación de cada intervención. Durante la evaluación de impacto se consideró necesario que estas notas fuesen empleadas para comparar, de manera sistemática y objetiva, la implementación de cada ciudad. Luego, las notas se organizaron en tres categorías: planificación del programa, implementación del mismo y monitoreo. La categoría de planificación del programa se utilizó para capturar notas sobre el compromiso e involucramiento de las partes interesadas claves en el programa, la calidad de los análisis empleados para determinar los puntos calientes y las áreas de control, y para observar si se dedicaron suficientes recursos de patrullaje y personal de apoyo al programa. La categoría de implementación sirvió para cotejar distintas notas sobre si los patrullajes de PPC se desplegaron de la manera planificada, si los oficiales encargados de los recorridos contaban con suficiente capacitación y conocimiento sobre su rol y el propósito de las patrullas, y si los recursos de supervisión se dedicaron adecuadamente al despliegue de patrullaje. Finalmente, las notas sobre el monitoreo del programa incluían referencias a la necesidad o no de efectuar ajustes al programa, y si estos se aplicaron cuando fue preciso hacerlo (por ejemplo, reemplazo de personal debido a licencias por vacaciones o situaciones médicas), si se realizaron monitoreos rutinarios sobre el nivel de delitos, y si el despliegue de patrullas era monitoreado por supervisores de patrullaje para asegurar que la zona caliente asignada fuera efectivamente patrullada. Los investigadores independientes codificaron estas notas empleando una escala de cuatro puntos para graduar la calidad de las actividades realizadas en cada categoría: calidad alta (puntaje = 3), calidad media (puntaje = 2), calidad baja (puntaje = 1), inexistente (puntaje = 0).

El cuadro 7 muestra los puntajes promedio para cada ciudad y categoría, e indica que las intervenciones se implementaron y gestionaron de mejor forma en La Plata y Tres de Febrero. Estas fueron las dos ciudades que experimentaron las disminuciones más significativas en robos y hurtos. En cuanto a Morón, las notas relevadas informaron problemas sobre la implementación inicial de la intervención, incluido un escaso involucramiento con el programa durante los primeros tres meses por parte de los comandantes de la policía local y de los oficiales de policía asignados a las zonas calientes. Esto condujo a la remoción del jefe de la policía local y su equipo de conducción, y al nombramiento de una nueva conducción a mitad de la intervención. Estos problemas reflejan los hallazgos presentados precedentemente para esa ciudad, donde la intervención no tuvo impacto en los primeros tres meses (de hecho, los robos y hurtos se incrementaron), pero sí descendieron los robos y hurtos durante la segunda mitad del período de aplicación de la iniciativa. En el caso de la ciudad de Santa Fe, las notas también revelaron varios inconvenientes relacionados con el grado de compromiso de ciertas partes interesadas, lo que generó una falta de conducción clara y problemas en la supervisión del despliegue de patrullaje en las zonas calientes. En consecuencia, esto pudo haber reducido el impacto de la intervención en dicha ciudad.

**Cuadro 7. Planificación de la intervención, e implementación y monitoreo en cada ciudad sobre la base de la codificación de las notas tomadas durante las intervenciones**

<b>Ciudad</b>	<b>Planificación</b>	<b>Implementación</b>	<b>Monitoreo</b>
La Plata	2,3	2,9	2,3
Morón	1,8	2,1	1,8
Tres de Febrero	2,5	3,0	2,5
Santa Fe	1,9	2,25	1,6

Nota: Calidad alta (3), calidad media (2), calidad baja (1), inexistente (0).

Aun cuando no se realizó una completa evaluación del proceso para cada intervención de PPC de cada ciudad, la codificación sistemática de las notas registradas antes y durante las implementaciones proveen invaluable perspectivas sobre cómo cada intervención operó en los hechos. Las evaluaciones de procesos son instrumentos útiles para valorar cómo se llevó adelante una intervención, pero – como ya se puntualizó– son retrospectivas, no se emplean de forma rutinaria, y no asisten a los responsables de la implementación del programa mientras la intervención está activa. Por lo tanto, proponemos el uso de una herramienta cualitativa de evaluación de la implementación que, a partir de las medidas sencillas que se mencionaron anteriormente, se utilice mientras la intervención se encuentra activa y asista en el diseño de la misma y en la gestión global del programa. Luego, los datos registrados que emplea esta herramienta pueden usarse para mejorar la evaluación global de una intervención de reducción del delito. Sabemos de la existencia de herramientas similares que se aplican en la investigación de la gestión de la implementación, y hemos extraído de esta disciplina las ideas para el diseño de un instrumento de evaluación cualitativa de implementación que se probará en nuevas intervenciones de PPC en la República Federativa del Brasil, sobre las que se informará a su debido tiempo. Esta herramienta, por ejemplo, está siendo empleada para realizar evaluaciones de la calidad del diseño de las intervenciones, la calidad del liderazgo policial, los recursos comprometidos en la intervención, la capacitación del personal, la supervisión de este y su motivación.

Como ya se detalló, el programa de PPC aplicado en las cuatro ciudades de Argentina fue una prueba diseñada como apoyo para que las autoridades de dicho país tuvieran conocimiento de nuevas aproximaciones para la disminución del delito y como preparación para un programa nacional más amplio de mejora de la efectividad policial. Como resultado directo de este programa, se han puesto en marcha otros programas e iniciativas similares en más de 20 ciudades de Argentina; se han hecho nuevas inversiones en análisis criminal, incluida la creación de un Departamento de Análisis Criminal, y se ha hecho efectiva la enseñanza del programa de PPC en los cursos de Conducción Superior y Estado Mayor de la Escuela Superior de Policía Coronel Adolfo Marsillach (Provincia de Buenos Aires).

### **Limitaciones**

Al comienzo del programa, se decidió que el equipo de investigación y los representantes de cada ciudad realizarían en conjunto la evaluación de impacto, con el objetivo de fortalecer las habilidades analíticas y la capacidad de la agencia policial y de los organismos del sistema de seguridad pública involucrados en el programa. Como parte de esta colaboración, la selección de las unidades de control empleadas en la evaluación quedó a cargo de los responsables analistas criminales de cada ciudad. La Plata, Morón y Tres de Febrero recurrieron a un proceso de emparejamiento estadístico para elegir las unidades de control, mientras que Santa Fe prefirió una aproximación basada en el juicio de los

expertos. Ahora bien, aun cuando esto implica que nuestra confianza en la robustez de los resultados de la ciudad de Santa Fe es algo más débil, creemos que la aproximación de modelado que empleamos mitiga estas limitaciones. El uso de interceptos y pendientes aleatorias (cuando fue aplicable) captura la heterogeneidad no observada en el nivel de la unidad y, por lo tanto, mitiga los efectos de confusión hasta cierto punto. Aún más: Grilli y Rampichini (2005) señalan que es probable que las pendientes de los efectos fijos se vean muy poco afectadas ante la presencia de un sesgo de selección en el nivel de conglomerado (como puede ser el caso de Santa Fe).

Otra limitación relevante es el rechazo del supuesto de tendencias paralelas para los hurtos y la sustracción de automotores de la ciudad de La Plata. La implicancia práctica de no cumplir con este supuesto es que la estimación de los efectos para los hurtos y la sustracción de automotores en La Plata es probable que se encuentre sobrestimada de alguna forma (en la medida que la tendencia pretratamiento sugiere que estos delitos se encontraban disminuyendo en las unidades en tratamiento con anterioridad a la intervención). Chainey et al. (2020) señalan que, para que una evaluación sea completamente robusta, las tendencias del delito en las áreas a ser tratadas y las tendencias del delito en las áreas que forman las unidades de control deben ser de la misma dirección y magnitud antes de implementarse la intervención. No obstante, los autores también reconocen que este supuesto es difícil de cumplir en los estudios sobre el delito debido al fenómeno de concentración del delito. Estudios futuros sobre intervenciones de PPC podrían atacar esta limitación al planificar cuidadosamente la selección de las unidades de control antes de la intervención y al emplear una aproximación experimental aleatoria y controlada.

Nuestro estudio se enfocó en examinar el desplazamiento a otros delitos más que en evaluar el desplazamiento a las áreas que rodeaban las zonas de despliegue del patrullaje. Decidimos examinar el desplazamiento a otros delitos porque se trata de un área menos investigada que la del desplazamiento geográfico en las evaluaciones de PPC. Asimismo, evitamos examinar el desplazamiento hacia las áreas circundantes a las rutas de patrullaje, debido a la contaminación probable derivada de las rutas de rotación que los policías realizaban. Los estudios de PPC sugieren que más que la ocurrencia de desplazamiento del delito a áreas circundantes, lo que suele suceder muchas veces es una difusión de los beneficios. Este puede haber sido el caso con cada intervención debido a la presencia de patrullas de policiamiento en las calles circundantes a los recorridos de patrullaje y, por lo tanto, el impacto de las intervenciones puede de hecho haberse subestimado. También reportamos los estimados agregados del FE para todos los delitos y todas las ciudades por cuestiones de completitud e integridad de reporte. Sin embargo, reconocemos que los estimados estuvieron sesgados hacia los efectos de La Plata, Morón y Tres de Febrero, ya que los datos para los cuatro tipos de delitos no estaban disponibles para Santa Fe.

Otra limitación para los hallazgos de este estudio es la baja potencia estadística, que puede servir para explicar por qué muchos de los estimados de efectos de tratamiento para ciertos tipos y ciudades no fueron significativos, a pesar de los efectos significativos globales en los metaanálisis de efectos fijos. Primero, es probable que el verdadero tamaño del efecto de las intervenciones de PPC sea bajo (Braga et al. 2019). En general los bajos tamaños de efecto son más difíciles de detectar y, por consiguiente, es más probable que los estudios con baja potencia fallen en rechazar una hipótesis nula falsa de falta de efecto de la intervención (Weisburd y Britt, 2014). Segundo, los tamaños de las muestras fueron, en general, pequeños. Asimismo, los bajos tamaños de los efectos requieren muestras más grandes

para que se puedan detectar resultados significativos; por ello, es posible que la reducida cantidad de unidades estudiadas en todas las ciudades (con la excepción de La Plata, donde las unidades eran mucho más numerosas) contribuyeran a la baja potencia. Tercero, los conteos para algunos tipos de delitos y ciudades fueron escasos. Y, como ya se explicó, los bajos conteos se ven afectados por un efecto suelo (McCleary y Musheno 1981), lo cual implica que en el caso de algunos tipos de delitos habrá poco margen para reducir la cantidad total de eventos experimentados.

Abordamos la baja potencia combinando nuestros resultados mediante el empleo de metaanálisis de efectos fijos y adoptando un intervalo de confianza del 90% para las inferencias. Mientras que esto último incrementa el riesgo de rechazar falsamente una hipótesis nula verdadera, en líneas generales creemos que es un compromiso razonable para incrementar la potencia estadística, ya que no tenemos control sobre el tamaño del verdadero efecto de la intervención, la cantidad de las unidades de estudio o la baja incidencia de los tipos de delitos observados. Los futuros estudios de PPC que se lleven a cabo en Argentina (y en otros países) podrían intentar incrementar la potencia estadística desde el diseño mismo del programa. Por ejemplo, el tamaño de la muestra podría aumentarse, aunque esto también puede verse restringido por la realidad del fenómeno delictivo en estudio o por los recursos disponibles para la implementación del programa (es decir, puede que haya una limitada cantidad de zonas calientes o una limitada cantidad de unidades de policía capaces de abocarse a un patrullaje dirigido en las mismas).

## **Conclusiones**

El patrullaje en puntos calientes ha disminuido el delito en muchos contextos urbanos alrededor del mundo, pero a la fecha sus aplicaciones en los de América Latina han sido limitadas. En 2017 y 2018 se implementó el primer programa multi ciudad de PPC en Argentina, en las ciudades de La Plata, Morón, Tres de Febrero y Santa Fe. A pesar de que los resultados difieren entre las cuatro ciudades, el efecto global del programa sugiere que las intervenciones de PPC son responsables por una disminución estadísticamente significativa del 14% en las tasas de robos y hurtos, sin desplazamiento significativo a asaltos o sustracción de automotores. Las diferencias entre las ciudades en el impacto del PPC se atribuyen a diferencias en la implementación y en la gestión de cada intervención. Este estudio se suma a la evidencia global sobre el PPC y el potencial de este tipo de intervenciones para la disminución del delito en otros contextos, además del de las ciudades occidentales industrializadas.

## Referencias

- Andresen, M. y K. Lau. 2013. An evaluation of police foot patrol in Lower Lonsdale, British Columbia. *Police Practice and Research* 15(6): 476-489.
- Ariel, B., C. Weinborn y L. W. Sherman. 2016. Soft policing at hot spots—do police community officers work? A randomised control trial. *Journal of Experimental Criminology* 12: 277-317.
- Braga, A. A., B. S. Turchan, A. V. Papachristos y D. M. Hureau. 2019. Hot spots policing and crime reduction: An update of an ongoing systematic review and meta-analysis. *Journal of Experimental Criminology* 15: 289-311.
- Braga, A. A. y D. Weisburd. 2010. Policing problem places: crime hot spots and effective prevention. Nueva York, NY: Oxford University Press.
- Brooks, M. E., K. Kristensen, K. J. van Benthem, A. Magnusson, C. W. Berg, A. Nielsen, B. M. Bolker. 2017. glmmTMB balances speed and flexibility among packages for zero-inflated generalized linear mixed modeling. *R Journal*, 9(2): 378-400.
- Cameron, A. C. y P. K. Trivedi. 2013. Regression analysis of count data (segunda edición). Cambridge, Reino Unido: Cambridge University Press.
- Ciani, E. y P. Fisher. 2020. Dif-in-Dif Estimators of Multiplicative Treatment Effects. *Journal of Econometric Methods* 8(1): 1-10.
- Chainey, S. P., G. Pezzuchi, N. O. Guerrero Rojas, J. L. Hernández Ramírez, J. Monteiro y E. Rosas Valdéz. 2019. Crime concentration at micro-places in Latin America. *Crime Science* 8: 5.
- Chainey, S. P. y J. H. Ratcliffe. 2005. GIS and Crime Mapping. Londres: Wiley.
- Chainey, S. P., R. Serrano-Berthet y F. Veneri. 2020. The impact of a hot spot policing program in Montevideo, Uruguay: an evaluation using a quasi- experimental difference-in-difference negative binomial approach. *Police Practice and Research*. Disponible en DOI: 10.1080/15614263.2020.1749619
- Collazos, D., E. García, D. Mejía, D. Ortega y S. Tobón. 2020. Hot spots policing in a highcrime environment: an experimental evaluation in Medellín. *Journal of Experimental Criminology*. Disponible en <https://doi.org/10.1007/s11292-019-09390-1>
- Gelman, A. y J. Hill. 2007. Data analysis using regression and multilevel/hierarchical models. Nueva York, NY: Cambridge University Press.
- Getis A. y J. K. Ord. 1996. Local spatial statistics: an overview. In P. Longley and M. Batty (Eds.), *Spatial analysis: modelling in a GIS environment*. Cambridge, Reino Unido: GeoInformation International.
- Grilli L. y C. Rampichini. 2005. Selection bias in random intercept models. *Multilevel Modelling Newsletter* 17: 9-15.
- Koper, C. S. 1995. Just enough police presence: Reducing crime and disorderly behavior by optimizing patrol time in crime hot spots. *Justice Quarterly* 12(4): 649-672.
- Lawton, B. A., R. B. Taylor y A. J. Luongo. 2005. Police officers on drug corners in Philadelphia, drug crime, and violent crime: Intended, diffusion, and displacement impacts. *Justice Quarterly* 22(4): 427-451.
- McCleary, R. y M. C. Musheno. 1981. Floor Effects in the Time Series Quasi-Experiment: Tracing the Impacts of Social Policies. *Political Methodology* 7(3/4): 181-203.
- Mirman, D. 2017. Growth Curve Analysis and Visualization Using R. Boca Raton, FL: CRC Press.



- Ord, J. K. y A. Getis. 1995. Local Spatial Autocorrelation Statistics: Distributional Issues and an Application. *Geographical Analysis* 27(4): 286-306.
- Ratcliffe, J. H., T. Taniguchi, E. R. Groff y J. D. Wood. 2011. The Philadelphia Foot Patrol Experiment: A randomized controlled trial of police patrol effectiveness in violent crime hotspots. *Criminology* 49(3): 795-831.
- Rosenfeld, R., M. J. Deckard y E. Blackburn. 2014. The effects of directed patrol and self-initiated enforcement on firearm violence: A randomized controlled study of hot spot policing. *Criminology* 52(3): 428-449.
- Rydberg, J., E. F. McGarrell, A. Norris y G. Circo. 2018. A quasi-experimental synthetic control evaluation of a place-based police-directed patrol intervention on violent crime. *Journal of Experimental Criminology* 14(1): 83-109.
- Sherman, L. W. 1990. Police crackdowns: Initial and residual deterrence. *Crime and Justice* 12: 1-48.
- Sherman, L. W. y D. Weisburd. 1995. General deterrent effects of police patrol in crime hot spots: A randomized, controlled trial. *Justice Quarterly* 12(4): 625-648.
- Sherman, L. W. y D. P. Rogan. 1995. Effects of gun seizures on gun violence: Hot spots patrol in Kansas City. *Justice Quarterly* 12(4): 673-693.
- Singer, J. D. y J. B. Willett. 2003. Introducing the Multilevel Model for Change. In *Applied longitudinal data analysis* (Vol. 15, pp. 45-74). Oxford University Press.
- Taylor, B., C. S. Koper y D. J. Woods. 2011. A randomized controlled trial of different policing strategies at hot spots of violent crime. *Journal of Experimental Criminology* 7(2): 149-181.
- UNODC (Oficina de las Naciones Unidas contra la Droga y el Delito). 2017. United Nations Office on Drugs and Crime Statistics. Disponible en <https://data.unodc.org/> (consultado el 10 de febrero de 2019).
- Usami, S. y K. Murayama. 2018. Time-specific Errors in Growth Curve Modeling: Type-1 Error Inflation and a Possible Solution with Mixed-Effects Models. *Multivariate Behavioral Research* 53(6): 876-897.
- Viechtbauer, W. 2010. Conducting meta-analyses in R with the metaphor package. *Journal of Statistical Software* 36(3): 1-48.
- Weisburd, D. y C. Britt. 2014. *Statistics in Criminal Justice*. Belmont, CA: Springer.
- Weisburd, D. y L. Green. 1995. Policing drug hot spots: The Jersey City drug market analysis experiment. *Justice Quarterly* 12(4): 711-735.
- Weisburd, D. y C. W. Telep. 2014. Hot spots policing: What we know and what we need to know. *Journal of Contemporary Criminal Justice* 30(2): 200-220.
- Wheeler, A. P. y J. H. Ratcliffe. 2018. A simple weighted displacement difference test to evaluate place based crime interventions. *Crime Science* 7(1).
- Williams, S. y T. Coupe. 2017. Frequency vs. Length of Hot Spots Patrols: a Randomised Controlled Trial. *Cambridge Journal of Evidence-Based Policing* 1: 5-21.