

## **¿La policía reduce el delito? Estimaciones utilizando la asignación de las fuerzas policiales luego de un ataque terrorista**

por Rafael Di Tella y Ernesto Schargrodsky\*

*Un desafío importante en la literatura sobre criminalidad es el de poder aislar el efecto causal de la presencia policial sobre el delito. Luego de un ataque terrorista en el principal centro judío en Buenos Aires, Argentina en julio de 1994, todas las instituciones judías recibieron protección policial. De esta manera, este atroz evento indujo una asignación geográfica de la fuerza policial que puede tomarse como exógena en una regresión para el delito. Utilizando datos sobre la ubicación de los robos de automóviles antes y después del ataque, encontramos un fuerte efecto disuasorio de la policía visible sobre el delito. Este es un efecto local, que no tiene ningún impacto apreciable fuera del área acotada donde se asigna la protección policial.*

La criminología clásica asume que los delincuentes son seres racionales que toman en cuenta el costo y el beneficio de sus acciones. Gary Becker (1968) creó la primera teoría del delito completamente basada en un comportamiento racional. Su investigación indujo un resurgimiento del interés en la economía del comportamiento delictivo [ver, por ejemplo, Isaac Ehrlich (1973), Ann Witte (1980), Ehrlich y George Brower (1987), James Andreoni (1991), Richard Freeman (1996), Steven Levitt (1997), Pablo Fajnzylber et al. (2000), inter alia]. Una de las predicciones centrales de la teoría de Becker es que el delito debe caer al aumentar la presencia policial. Un problema básico de esta predicción es que no ha hallado sustento empírico. En un relevamiento de la literatura, Samuel Cameron (1998) encuentra que en 18 de 22 trabajos los investigadores encontraron o bien un efecto positivo de la presencia policial sobre el delito o bien ninguna relación entre las variables. Inspecciones más recientes, por Thomas Marvell y Carlisle Moody (1996) y John Eck y Edward Maguire (2000), llegaron a la misma conclusión.

Existe, sin embargo, un serio problema de endogeneidad en estos estudios que surge de la determinación simultánea del delito y de la presencia policial (ver Franklin Fisher y Daniel Nagin, 1978). Es normal que el gobierno de una ciudad donde la tasa delictiva ha aumentado contrate más agentes policiales. Las áreas asediadas por altas

---

\* Di Tella: Harvard Business School, Boston, MA 02163 (email: [rditella@hbs.edu](mailto:rditella@hbs.edu)); Schargrodsky: Universidad Torcuato Di Tella, Miñones 2177, (C1428ATG) Buenos Aires, Argentina (email: [eschagr@utdt.edu](mailto:eschagr@utdt.edu)). Agradecemos a un coeditor, un referee de comentarios muy constructivos, Jushan Bai, Sebastián Galiani, Erzo Luttmer, Robert MacCulloch, Sam Peltzman, Andrea Rotnitzky, varios informantes clave y participantes en los seminarios del encuentro anual 2001 de la American Economic Association en New Orleans, Universidad de California-Berkeley, Universidad de Stanford, Sociedad Econométrica, Latin American and Caribbean Economic Association, Universidad Torcuato Di Tella, Universidad de San Andrés, Getulio Vargas, Asociación Argentina de Economía Política, y Universidad Nacional de La Plata por sus útiles sugerencias. El segundo autor agradece al SCID en la Universidad de Stanford por su hospitalidad. Matías Cattaneo, Luciana Esquerro, y Magali Junowicz proporcionaron una excelente asistencia de investigación. La base de datos y los programas de computación utilizados en este trabajo están disponibles en <http://www.people.hbs.edu/rditella> y en [www.utdt.edu/~eschagr](http://www.utdt.edu/~eschagr).

tasas delictivas terminarán teniendo más policías que aquellas con bajas tasas, introduciendo un sesgo positivo en el coeficiente policial en una regresión para el delito. Un gran desafío de la literatura sobre criminalidad ha sido el romper esta endogeneidad para poder identificar los efectos causales de la presencia policial sobre el delito.

Dos trabajos recientes utilizan series de tiempo como estrategia para resolver este problema. Usando datos de los Estados Unidos, Marvel y Moody (1996) encuentran causalidad de Granger entre el delito y la presencia policial en ambas direcciones. Con una aproximación similar, Hope Corman y H. Naci Mocan (2000) utilizan datos de alta frecuencia para la ciudad de Nueva York para mostrar que los aumentos en el número de oficiales de policía causan una reducción en una de cinco categorías de delitos (específicamente, robo). Se utilizan datos mensuales debido a que los retrasos en la contratación y en el entrenamiento por parte de la autoridad policial en respuesta a un aumento en el delito, mitigarán los sesgos de simultaneidad presentes en los datos de baja frecuencia. Para la resolución correcta del tema de la simultaneidad, estas estrategias de identificación dependen, crucialmente, del supuesto de que las autoridades no pueden predecir apropiadamente las necesidades para la lucha contra el delito.<sup>1</sup>

Levitt (1997) desarrolla un enfoque diferente utilizando variables instrumentales para romper con la simultaneidad. Él documenta la presencia de un ciclo electoral en la contratación de policías y utiliza el momento de las elecciones provinciales y municipales para instrumentar la presencia policial en un panel de 59 grandes ciudades de los Estados Unidos entre 1970 y 1992. Utilizando técnicas de mínimos cuadrados en dos etapas, Levitt encuentra un efecto negativo y significativo en los delitos violentos. El patrón entre las distintas categorías de delito es sorprendente, con el asesinato mostrando el mayor coeficiente (siendo el único significativo), y con estimaciones muy imprecisas para las categorías donde el modelo racional es posiblemente más relevante (por ejemplo en los delitos contra la propiedad). Aún así, la validez del instrumento puede ser cuestionada. El momento de las elecciones puede afectar la tasa delictiva por otros canales que no sean el número de oficiales de policía en la calle. Levitt evita algunas de estas críticas controlando por la tasa de desempleo y por el gasto público, aunque el esfuerzo policial y la tasa de denuncia de los delitos (así como la contratación de policías) pueden también responder al momento de las elecciones, particularmente si la policía es un blanco de manipulación política. De manera similar, el comportamiento de los jueces y fiscales puede ser afectado por las elecciones, algo que lógicamente puede reducir la actividad delictiva en esos momentos.<sup>2</sup>

Una preocupación más seria planteada por Justin McCrary (2002) es que las estimaciones de mínimos cuadrados en dos etapas de Levitt presentan un error computacional (ver también la respuesta de Levitt, 2002). Cuando se corrige el error los resultados de la replicación no muestran ningún efecto de la presencia policial sobre el delito para niveles de significatividad estándar. La evidencia hace que Levitt (2002) se pregunte: “Si los ciclos electorales no pueden proveer más que evidencia sugestiva de un

---

<sup>1</sup> Los criminólogos por lo general enfatizan los beneficios de anticipar los patrones que sigue el delito. David Bayley (1998), por ejemplo, declara “El supuesto clave detrás de la aplicación inteligente de las leyes es que el delito no está disperso en forma pareja a través del tiempo y el espacio. La policía no enfrenta todas las amenazas delictivas en todos lados y todo el tiempo. En cambio, cada tipo de delito presenta un patrón particular que, si está bien interpretado, provee oportunidades para la aplicación de la ley” (Bayley, 1998, p.174). Sobre la asignación de los recursos policiales para proteger las áreas con altas tasas delictivas, usualmente llamadas “puntos calientes”, ver Lawrence Sherman et al. (1989) y Sherman y David Weisburd (1995).

<sup>2</sup> Sobre los incentivos que enfrentan los miembros de la justicia ver, por ejemplo, Richard Posner (1993)

impacto causal de la presencia policial sobre el delito. ¿Existen otras estrategias de identificación que funcionen mejor?”

En este trabajo nosotros presentamos un enfoque diferente para estimar el efecto causal de la presencia policial sobre el delito. El 18 de julio de 1994, explotó una bomba que destruyó la Asociación Mutual Israelita Argentina (A.M.I.A.), el principal centro judío en Argentina, como resultado de un atentado terrorista. Ochenta y cinco personas murieron y más de 300 fueron heridas por el ataque. Una semana después el gobierno federal asignó protección policial a todo edificio judío o musulmán en el país. Debido a que la distribución geográfica de estas instituciones se puede tomar como exógena en una regresión para el delito, este evento atroz constituye un experimento natural donde la determinación simultánea del delito y de la presencia policial se puede quebrar.<sup>3</sup>

Recopilamos información sobre la cantidad de robos de automóviles por cuadra en tres barrios de Buenos Aires antes y después del ataque terrorista. Los datos cubren el período de nueve meses comenzando el 1° de abril y terminando el 31 de diciembre de 1994. También recopilamos información sobre la ubicación de cada institución judía en estos barrios. Luego estimamos el efecto de la presencia policial sobre el robo de automóviles. Nuestras estimaciones de diferencia-en-diferencia muestran que las cuadras que reciben protección policial experimentan una cantidad significativamente menor de robos de automóviles que el resto de los barrios. El efecto es importante. Relativo al grupo de control, el robo de automóviles cayó un 75 por ciento en las cuadras donde estaban ubicadas las instituciones protegidas. Sin embargo, el efecto es extremadamente local. No encontramos evidencia de que la presencia policial en una determinada cuadra reduzca el robo de automóviles a una o dos cuadras de los edificios protegidos.

Ha existido un interés considerable en la identificación de los mecanismos por los cuales la presencia policial reduce el delito. ¿Es que la presencia policial genera que la actividad delictiva sea menos atractiva (disuasión), o es que los oficiales de policía atrapan delincuentes dejando menos de ellos sueltos para perpetrar delitos (incapacitación)? Basándonos en los cambios en los niveles delictivos en lugares particulares (las cuadras protegidas) nuestros resultados no podrían reflejar el efecto de cambios en el número de delincuentes encarcelados, cosa que debería afectar a todas las cuadras de un barrio, y no solamente a aquéllas donde se encuentran las instituciones judías.<sup>4</sup> Por lo tanto, creemos que nuestras estimaciones deben ser interpretadas como el efecto disuasión por parte de la policía sobre el robo de autos. Sin embargo, aún es posible que el robo de autos sea desplazado de una manera que nosotros no podamos medir, en cuyo caso el efecto de la policía podría ser menor que el sugerido por nuestras estimaciones.

El resto de este trabajo está organizado de la siguiente manera. En la sección I describimos nuestros datos. En la sección II discutimos la estrategia empírica y presentamos nuestros resultados. La sección III concluye.

## I. Descripción de los datos

---

<sup>3</sup> Sobre experimentos naturales y randomizados, ver las discusiones en Robert Lalonde (1986), Joshua Angrist (1990), Angrist y Alan Krueger (1991), Daniel Hamermesh (1999), y Bruce Sacerdote (2001).

<sup>4</sup> Daniel Kessler y Levitt (1999) utilizan las leyes de alargamiento de sentencia para un grupo particular de delitos con la intención de distinguir entre incapacitación y disuasión. Ver también Levitt (1998). Artículos estudiando respuestas a aumentos en la probabilidad de detección incluyen Avner Bar-Ilan y Sacerdote (2001) sobre cruces de semáforos con luz roja, y Robert McCormick y Robert Tollison (1984), sobre faltas cometidas por jugadores de basket.

El 18 de julio de 1994 un ataque terrorista destruyó el principal centro judío (A.M.I.A.) de Buenos Aires, Argentina.<sup>5</sup> Siete días después, el 25 de julio, el gobierno federal decidió proporcionar protección policial las 24 horas a más de 270 instituciones judías y musulmanas (incluyendo sinagogas, mezquitas, clubes, cementerios y escuelas) en Argentina. Las instituciones musulmanas fueron protegidas por temor a posibles represalias luego de que la organización islámica Hezbollah se atribuyera la responsabilidad por el ataque. Casi diez años después del ataque la protección sigue siendo provista.

Una gran proporción de los edificios protegidos son instituciones judías dentro de la ciudad de Buenos Aires.<sup>6</sup> Aunque el hecho de proveer esta vigilancia requirió la movilización de una importante proporción de las fuerzas policiales, éstas hicieron un gran esfuerzo para mantener los niveles de presencia previos en el resto de estos barrios. Los oficiales gubernamentales estaban preocupados por la posibilidad de que debilitar la presencia policial en estos barrios pudiera generar resentimientos hacia la comunidad judía por parte de los vecinos<sup>7</sup>. Debido a que el personal que las fuerzas de seguridad debían comprometer para la tarea de protección no podía ser alcanzado con el número normal de policías asignados a estos barrios, la presencia policial fue aumentada con la reasignación de oficiales desde tareas administrativas en el Departamento Central de Policía, la División de Comunicaciones y la Policía Montada.<sup>8</sup>

Los datos analizados en este trabajo son de tres barrios no contiguos de Buenos Aires que conjuntamente representan alrededor del 3,2 por ciento del área de la ciudad con el 6,9 por ciento de su población. Hay una comisaría en cada barrio<sup>9</sup>. Los barrios fueron elegidos sobre la base de tres criterios: eran las áreas con el mayor número de instituciones judías en la ciudad;<sup>10</sup> la mayor parte de estos barrios no estaba cerca de una institución protegida (más del 50 por ciento de las cuadras están a más de 2 cuadras de una institución protegida), lo cual provee un grupo de control para nuestro estudio; y tres era el número máximo de comisarías para las cuales pudimos convencer a las autoridades policiales de que nos suministraran datos.<sup>11</sup> Hay un total de 876 cuadras en estos tres barrios. La cuadra constituye la unidad de observación de nuestro estudio.<sup>12</sup>

---

<sup>5</sup> Este fue el segundo ataque terrorista en la ciudad de Buenos Aires. La embajada israelí fue destruida el 17 de Marzo de 1992. En los meses inmediatos que siguieron al primer ataque, los más prominentes centros judíos, incluyendo la A.M.I.A., obtuvieron mayor atención por parte de los oficiales de policía en patrulla. Pero la vigilancia no era generalizada y fue decayendo de manera gradual. Información sobre estos ataques puede ser encontrada en [www.atentado-amia.com.ar](http://www.atentado-amia.com.ar), [www.daia.org.ar](http://www.daia.org.ar), y [www.bnaibrith.org](http://www.bnaibrith.org).

<sup>6</sup> Aproximadamente el 85 por ciento de la población judía del país vive en Buenos Aires y alrededores.

<sup>7</sup> La información institucional para este trabajo fue recopilada a través de una serie de entrevistas con informantes clave, incluyendo el Secretario de Seguridad (tercer nivel de autoridad en el gobierno federal, luego del presidente y ministros), el Jefe de la Policía Federal y el Ministro del Interior durante el período en consideración así como un ex juez federal, un ex fiscal federal, y el director de una organización no gubernamental dedicada a proteger los derechos civiles.

<sup>8</sup> Por ejemplo, más de un tercio de los aproximadamente 200 agentes policiales asignados a Once, uno de los barrios con mayor densidad de instituciones judías, tuvo que ser reasignado a actividades de protección. El personal necesario para mantener los niveles previos de presencia policial en el resto del barrio fue traído de afuera de esta comisaría.

<sup>9</sup> Hay 53 comisarías en Buenos Aires. Adrián Pelacchi (2000) discute a fondo las características institucionales del delito y de la fuerza policial en Argentina.

<sup>10</sup> No hay instituciones musulmanas en los barrios considerados para nuestro estudio.

<sup>11</sup> Los registros diarios de las comisarías, que registran los robos de automóviles en las mismas páginas que cualquier otro tipo de delito o incidente, no están disponibles al público. El Jefe de la Policía Federal tuvo que emitir una autorización especial instruyendo al personal de las comisarías que nos provea los datos.

<sup>12</sup> Consideramos una cuadra como el segmento de una calle entre dos esquinas. Con pocas excepciones, Buenos Aires es una ciudad en cuadrícula perfecta, con calles que se cruzan de manera perpendicular en las esquinas. Cada cuadra tiene de aproximadamente 100 metros (110 yardas) de largo.

Obtuvimos toda la información de la que dispone la policía (con la excepción del nombre de la víctima) sobre cada robo automotor denunciado en estos barrios en el período de nueve meses empezando el 1° de abril de 1994 y terminando el 31 de diciembre de 1994. La Figura 1 presenta el orden temporal de los acontecimientos en nuestro estudio. Del 1° de abril al 17 de julio queda constituido el período previo al ataque terrorista. El período que abarca desde el 18 de julio hasta el 31 de julio incluye una primer semana en la cual la vigilancia todavía no había sido puesta en práctica y una segunda semana en la cual la policía comenzó a implementar la política de protección. Para fines de la última semana de julio la protección policial funcionaba completamente y era conocida por el público. Finalmente, el período del 1 de agosto al 31 de diciembre cubre el período de protección policial.

Aunque la tendencia de las víctimas a no denunciar los delitos usualmente deriva en que los registros oficiales subestimen los niveles de delincuencia, esto es un problema menor para el caso de robo de automóviles en Buenos Aires por dos razones. Primero, es necesaria la intervención policial para activar el seguro automotor contra robo, un tipo de seguro utilizado por la mayoría de dueños de automóviles en Buenos Aires (89 por ciento de acuerdo a la encuesta oficial de victimización, Ministerio de Justicia, 2000). Segundo, debido a que los delincuentes usualmente utilizan automóviles robados para perpetrar otros delitos, las víctimas denuncian el robo de su automóvil a la policía para evitar la confusión acerca de su participación en tales delitos. La encuesta de victimización antes citada informa que el 87 por ciento de los robos de automóviles en Buenos Aires son denunciados a la policía, comparado con sólo 29 por ciento para todos los tipos de delitos. Otra ventaja de los datos sobre robo de automóviles es que se espera que esta categoría de delito sea más sensible a la presencia policial.<sup>13</sup> La mayor parte de los asaltos ocurren luego de un corto período de vigilancia de la posible víctima. Los delincuentes que están centrando su atención en víctimas móviles pueden pasar por alto la presencia policial. Un automóvil estacionado, en cambio, brinda a los delincuentes el tiempo necesario para recopilar información sobre las áreas en las que tienen intenciones de cometer delitos.

La información sobre robos de automóviles obtenida a través de la policía incluye la dirección de dónde estaba estacionado el vehículo robado, fabricante y año de fabricación, día y hora de la denuncia del robo, y si el robo fue violento o no. Durante el período de análisis, se denunciaron 794 robos no a mano armada de automóviles en estos barrios.<sup>14</sup> Aunque por lo general ocurren en el medio de la cuadra, los robos de automóviles en muchos casos son denunciados como si hubieran ocurrido en las esquinas para facilitar la descripción verbal por parte de las víctimas de la ubicación de los delitos en el momento de realizar la denuncia. Asignamos un cuarto de cada robo denunciado en una esquina a cada una de las cuatro cuadras que allí se interceptan.<sup>15</sup>

El conjunto de datos completo incluye información sobre la geografía de estos barrios, en particular, la ubicación precisa de cada institución judía. Hay 45 instituciones protegidas en esta parte de la ciudad. Treinta y siete de ellas están dentro de los barrios, mientras que el resto se ubican cerca de los límites (pero a menos de 3 cuadras de

---

<sup>13</sup> Noventa y cuatro por ciento de los robos de automóviles en Buenos Aires ocurren en la calle (Ministerio de Justicia, 2000).

<sup>14</sup> Excluimos un pequeño número (63) de robos a mano armada reportados durante este período así como 86 denuncias correspondientes a direcciones incompletas o inexistentes o a robo de automóviles que se encontraban fuera de nuestra muestra barrial (que no fueron denunciados en la comisaría correspondiente).

<sup>15</sup> Este proceso asigna algunas fracciones de los robos a cuadras fuera de los límites de los barrios bajo estudio, lo cual reduce el número de automóviles robados de 794 a 778,75.

distancia).<sup>16</sup> La distribución geográfica de las cuadras, instituciones y robos de automóviles esta resumida en la Tabla A1 en el apéndice.

Usando información del censo de 1991, la Tabla 1 compara las características socioeconómicas potencialmente relacionadas con el hecho de ser víctima de un delito y poseer un automóvil en todas las áreas con y sin instituciones judías. El nivel más bajo de desagregación para los cuales existe información censal disponible en Buenos Aires son las fracciones censales, que cubren aproximadamente de 8 a 10 hectáreas contiguas. Los tests de medias no revelan diferencias significativas entre las fracciones censales donde hay o no hay instituciones judías en las siguientes dimensiones: tasa de propiedad del hogar, porcentaje de hogares pobres, número de miembros del hogar, porcentaje de mujeres, tasa de empleo y edad. La única dimensión en la que difieren las fracciones censales es en la cantidad de años de educación del jefe de hogar: 11,65 y 11,05 para fracciones sin y con instituciones judías, respectivamente. Interpretamos estos resultados como evidencia de que la vigilancia fue asignada de manera aleatoria a lo largo de las características socioeconómicas. La Tabla A2 en el apéndice compara las tasas demográficas y de robo de automóviles para los barrios estudiados relativo al total de la ciudad.

Una dimensión clave en nuestro ejercicio empírico es la distancia de cada cuadra en nuestra muestra a la institución judía más cercana, sin importar si el edificio está en nuestros barrios. Distinguimos entre cuadras que contienen instituciones judías, cuadras que son contiguas en cualquier dirección a una cuadra que contiene una institución judía, y cuadras que están a dos cuadras de distancia, en cualquier dirección, de una cuadra conteniendo una institución judía. Luego comparamos estas cuadras con aquellas que están a más de dos cuadras de distancia de una cuadra conteniendo una institución judía.

La Tabla 2 presenta las medias (y los desvíos estándar) de los robos de automóviles para cada mes para cada tipo de cuadra. La última fila presenta el número de cuadras de cada tipo. Para el mes de julio consideramos, de manera separada, el período previo y el posterior al ataque terrorista. Para el período posterior a julio, la tabla muestra que, relativo al grupo de control (es decir, las cuadras que están a más de dos cuadras de la institución judía más cercana), las cuadras ocupadas por una institución judía experimentaron menos robos de automóviles. No se observa una reducción similar en las cuadras que están a una o dos cuadras de distancia de la institución judía más cercana. En particular, diferencias en las medias indican que el robo de automóviles promedio en cuadras con instituciones protegidas es significativamente menor que el promedio de robos de automóviles para el grupo de control para todos los meses luego de julio, con la excepción de octubre. Aunque un primer análisis de los datos para las cuadras que contienen instituciones judías también sugiere una caída en los primeros días de julio (antes del ataque), la diferencia con el grupo de control no es estadísticamente significativa para este período. Es más, para todo período previo al ataque terrorista no podemos rechazar que la media de los robos de automóviles en las cuadras con instituciones judías es igual a la media para el grupo de control.

La Figura 2 presenta la misma información a un mayor nivel de desagregación: por semana. Las series (eje izquierdo) son obviamente más volátiles para los promedios correspondientes a un número menor de cuadras (ver la última fila de la Tabla 2). Las líneas horizontales (eje derecho) representan las medias pre y post-ataque para los datos semanales para cada tipo de cuadra. Previo al ataque no se aprecian diferencias en estos promedios entre los distintos tipos de cuadras. Luego del ataque, sin embargo, el robo de automóviles promedio para las cuadras conteniendo instituciones judías evoluciona

---

<sup>16</sup> Ninguna de las instituciones protegidas en nuestra muestra está ubicada en una esquina.

alrededor de una media menor. En cambio, los niveles de robo de automóviles para los otros tipos de cuadras presentan un pequeño aumento a lo largo del tiempo.

## II. El Efecto de la Policía sobre el Robo de Automóviles

### A. Estrategia Empírica

Nuestro objetivo es identificar el efecto causal de la presencia policial sobre el robo de automóviles. Usando el número total de robos de automóviles por cuadra durante cada mes desde abril hasta diciembre como la variable dependiente, obtenemos un panel con 9 observaciones para cada cuadra.<sup>17</sup> Excluimos los robos de automóviles ocurridos entre el 18 de julio y el 31 de julio.<sup>18</sup> Teniendo datos de cuadras con y sin instituciones protegidas podemos definir un grupo de tratamiento y uno de control. Incluimos efectos fijos mensuales que controlan por cualquier tipo de shocks agregados en la evolución del delito, y efectos fijos en las cuadras que controlan por características invariantes en el tiempo. Controlando por efectos temporales e individuales, obtenemos los estimadores de diferencia-en-diferencia del efecto de la policía sobre el delito utilizando el siguiente modelo:

$$\text{Robo de Automóviles}_{it} = \alpha_0 \text{Policía en la Cuadra}_{it} + \alpha_1 \text{Policía a Una Cuadra}_{it} + \alpha_2 \text{Policía a Dos Cuadras}_{it} + M_t + F_i + \varepsilon_{it}$$

donde:

*Robo de Automóviles<sub>it</sub>* es el número total de robo de automóviles en la cuadra *i* en el mes *t*;

*Policía en la Cuadra<sub>it</sub>* es una variable dummy que es 1 para los meses posteriores al ataque terrorista (agosto, septiembre, octubre, noviembre, y diciembre) si hay una institución protegida en la cuadra, 0 en otro caso;

*Policía a Una Cuadra<sub>it</sub>* es una variable dummy que es 1 para los meses posteriores al ataque terrorista (agosto, septiembre, octubre, noviembre, y diciembre) si la cuadra está a una cuadra de distancia de la institución protegida más cercana, 0 en otro caso;

*Policía a Dos Cuadras<sub>it</sub>* es una variable dummy que es 1 luego del ataque terrorista (agosto, septiembre, octubre, noviembre, y diciembre) si la cuadra está a dos cuadras de distancia de la institución protegida más cercana, 0 en otro caso;

*M<sub>t</sub>* es un efecto fijo mensual;

*F<sub>i</sub>* es un efecto fijo por cuadra;

*ε<sub>it</sub>* es un término de error.<sup>19</sup>

El aspecto clave de nuestro ejercicio empírico es que la asignación geográfica de la fuerza policial (por la política de vigilancia de las instituciones judías) es exógena a la distribución del delito. Los oficiales son ubicados en esas cuadras para proteger un

---

<sup>17</sup> Por supuesto, nuestro nivel mensual de agregación es arbitrario. Resultados similares se obtienen cuando agregamos los datos, por ejemplo, a nivel semanal. Todos los resultados reportados pero no presentados están disponibles si solicitados.

<sup>18</sup> Incluyendo el período entre el 25 de julio y el 31 de julio nuestros resultados no son afectados.

<sup>19</sup> Los errores estándar son Huber-White (es decir, consistentes con heteroscedasticidad) salvo especificados.

potencial blanco terrorista, no en respuesta a niveles del delito común. Por lo tanto, el ataque terrorista provee un experimento natural que rompe la determinación simultánea del delito y la presencia policial.

Vale la pena notar que nosotros estimamos el efecto de la presencia policial sobre el delito en ausencia de datos directos sobre la ubicación de las fuerzas policiales. En nuestro estudio la distribución de las instituciones protegidas para el período posterior al ataque representa la presencia de la fuerza policial. De hecho, nuestro trabajo podría haber sido construido aplicando técnicas de variables instrumentales. Si una proporción de la fuerza policial está endógenamente asignada a lidiar con el delito común, mientras que otra está exógenamente desplegada para proteger edificios judíos, podríamos utilizar la política de vigilancia como un instrumento para la presencia policial. Un ejercicio de dos etapas, sin embargo, requeriría datos detallados sobre la ubicación de las fuerzas policiales por cuadra en cada momento del tiempo, información que es confidencial. Sin embargo podemos calcular la regresión en forma reducida del resultado sobre instrumento, aunque no es posible estimar la regresión instrumentada de dos etapas.

Una pregunta natural con respecto a nuestro enfoque empírico es si los oficiales de policía asignados a la protección de las instituciones judías y musulmanas son efectivamente agentes anti-delito. Aunque los policías en este rol se ven limitados en su capacidad para perseguir sospechosos fuera de su área asignada, ellos pueden sin embargo interferir con los delitos cometidos cerca de sus ubicaciones y comunicar la presencia de individuos sospechosos a los policías en patrulla por el barrio. Más aún, los delincuentes probablemente esperen que la policía intervenga. Desde un punto de vista más práctico, existe evidencia anecdótica de arrestos realizados por policías en tareas de guardia de estas instituciones.<sup>20</sup>

### B. Estimaciones Básicas

La Tabla 3 proporciona los resultados de nuestra regresión básica. La columna (A) utiliza sólo la menor medida de la proximidad de la presencia policial, *Policía en la Cuadra*, una variable dummy que toma el valor 1 para todo mes luego del ataque para toda cuadra en donde hay una institución judía. Esta regresión considera a todas las otras cuadras en la muestra como nuestro grupo de control. El coeficiente que acompaña a *Policía en la Cuadra* es negativo y significativo.

La regresión (B) incluye una medida más amplia de la distancia a una institución protegida, *Policía a Una Cuadra*. Esta variable captura el efecto de la presencia policial en las 6 cuadras que son contiguas en cualquier dirección a cada cuadra ocupada por una institución protegida. El efecto de *Policía en la Cuadra* es negativo, significativo, y marginalmente mayor en valor absoluto que el obtenido en la columna (A). El efecto de *Policía a Una Cuadra* (el efecto de ser una cuadra vecina inmediata) no es significativo. Esto indica que las cuadras a una cuadra de distancia de una institución protegida no experimentan un nivel de robo de automóviles significativamente menor que el resto del barrio.

---

<sup>20</sup> Ver, por ejemplo, *La Nación*, 11 de septiembre de 1999, donde se informa de la captura de un ladrón de automóviles en marzo de 1997 por parte de un oficial de policía protegiendo una escuela judía en Belgrano. Eventos similares fueron reportados en Villa Luro y en Once (donde un oficial de policía asignado a la protección de una institución judía fue apuñalado en una pelea con un ladrón que estaba robando una verdulería cercana; el ladrón luego fue arrestado).

La regresión (C) incluye una tercer medida de proximidad a una institución protegida, *Policía a Dos Cuadras*. Esta medida toma el valor 1 durante el período posterior al ataque para todas las cuadras que están a dos cuadras de distancia de la institución judía más cercana. La significatividad de *Policía en la Cuadra* se mantiene debajo del nivel del 1 por ciento, mientras que los coeficientes de *Policía a Una Cuadra* y *Policía a Dos Cuadras* no son significativos. Para las cuadras dentro del radio inmediato de las instituciones protegidas (una o dos cuadras de distancia) el robo de automóviles no es menor que para el grupo de control (es decir, el resto del barrio).<sup>21</sup> Luego introdujimos dummies adicionales de tratamiento (*Policía a Tres Cuadras*, *Policía a Cuatro Cuadras*, etc.), pero sus coeficientes no eran significativamente distintos de cero.

Nuestros resultados sugieren que la introducción de la presencia policial fija y observable generó una caída significativa en el robo de automóviles en las cuadras protegidas pero ningún efecto a una o dos cuadras de distancia respecto del resto del barrio. Para el resto de este trabajo nos concentramos en la especificación que toma como nuestro grupo de control a las cuadras a más de dos cuadras de distancia de un edificio protegido. Los resultados no cambian cuando tratamos a las cuadras a una o dos cuadras de distancia de una institución protegida como parte del grupo de control (o si restringimos el grupo de control a un área todavía más distante).

El efecto de la presencia policial en la misma cuadra es bastante grande en términos económicos. El coeficiente de diferencia-en-diferencia de la columna (C) indica una reducción de 0,081 robos de automóviles por mes en las cuadras que recibieron protección policial directa. El número promedio de robos de automóviles por mes por cuadra desde agosto hasta diciembre para todas las cuadras a más de dos cuadras de distancia de una institución protegida es 0,108. Relativo a este promedio, el robo de automóviles cae en un 75 por ciento en las cuadras en donde se sitúa alguna institución protegida.

La caída estimada de delitos en las cuadras protegidas puede ser aproximada como una elasticidad del delito con respecto a la presencia policial. El cambio en el porcentaje estimado en el robo de automóviles es -75 por ciento. Para calcular el cambio porcentual en la presencia policial, notamos, por ejemplo, que en el barrio de Once había aproximadamente 200 oficiales antes del ataque. Asumiendo que los oficiales de la policía de Buenos Aires trabajan turnos de 8 horas y un promedio de 21 días al mes, hay aproximadamente 47 oficiales patrullando en cualquier momento del día. Como Once contiene 153 cuadras, la presencia promedio de los oficiales por cuadra es 0,31. Aproximando a grandes rasgos, el cambio en la presencia policial es  $(1-0,31)/0,31=2,23$ , lo cual da una elasticidad aproximada del robo de automóviles con respecto a la policía de -0,33. También puede resultar apropiado reducir el número de policías presentes en cualquier momento del día por la proporción de oficiales en patrulla relativo a los oficiales asignados a otras tareas (por ejemplo, tareas administrativas o de investigación). Bayley sugiere 60 por ciento como un número razonable para esta proporción para los Estados Unidos (ver Capítulo 2 en Bayley, 1998). Usando estos estimados, la elasticidad del robo de automóviles con respecto a la presencia policial es -0,17.

Este número es menor que la elasticidad de la presencia policial sobre el robo de vehículos informado para los Estados Unidos en trabajos previos (ver, por ejemplo, Levitt, 1997; McCrary, 2002). Comparaciones con estudios previos, sin embargo, deben ajustar por el hecho de que ellos utilizan cambios en el delito a nivel ciudad y no pueden

---

<sup>21</sup> Se obtienen resultados similares si incluimos un conjunto de dummies que miden la distancia en cuadras a la institución judía en vez de los efectos fijos de cada cuadra. Ninguna de estas dummies es significativa.

distinguir entre los efectos de disuasión y de incapacitación de una mayor cantidad de policías. La estrategia empírica utilizada en nuestro trabajo, basada en policías fijos en vigilancia, sugiere que los efectos estimados son exclusivamente de disuasión. Los efectos de la encarcelación y la subsiguiente reducción de la población delictiva (es decir, incapacitación) deberían observarse para todas las cuadras, no sólo para aquellas ocupadas por instituciones judías protegidas.

Antes de continuar resulta útil considerar dos estimadores alternativos. La similitud de las características demográficas y de las tasas de robo de automóviles antes de la intervención entre las áreas con y sin instituciones judías sugiere que vale la pena considerar un simple estimador de corte transversal. Éste es presentado en la columna (D) de la Tabla 3 donde sólo consideramos las observaciones luego del ataque y excluimos el efecto fijo de la cuadra. El coeficiente sobre *Policía en la Cuadra* es  $-0,073$ . No podemos rechazar la hipótesis de que los coeficientes de *Policía en la Cuadra* son iguales para la especificación de corte transversal y la de diferencia-en-diferencia.<sup>22</sup> Una segunda alternativa, que surgió a partir de la similitud en las tasas de robo de automóviles antes y después del ataque para el grupo de control, es enfocarnos exclusivamente en la variación en las series de tiempo. La columna (E) compara las tasas de robo de automóviles pre y post ataque excluyendo las observaciones del grupo de control y los efectos fijos de cada mes. El coeficiente es  $-0,058$ , algo menor que el obtenido en la columna (C). La diferencia se debe a la pequeña tendencia positiva en el grupo de control, aunque todavía no podemos rechazar igualdad con el coeficiente de diferencia-en-diferencia.<sup>23</sup> Interpretamos la similitud entre el estimador de corte transversal, el de series de tiempo, y el de diferencia-en-diferencia como una señal de la robustez de nuestro diseño de investigación.

### C. Robustez

En esta sub-sección presentamos tests adicionales para validar nuestros resultados. Por ejemplo, una objeción potencial es que, debido a que la protección también implica restricciones para estacionar justo frente a algunas de las instituciones protegidas, la política pudo haber llevado de manera mecánica a un menor número de víctimas. Para tratar este problema, medimos el espacio donde no está permitido estacionar frente a cada institución. Este área representa, en promedio, un 11 por ciento del total del espacio para estacionar en las cuadras protegidas.<sup>24</sup> Bajo una relación lineal, este factor puede explicar una reducción de 0,012 en el número de automóviles robados (11 por ciento de 0,108, el número promedio de automóviles robados para el grupo de

---

<sup>22</sup> Se puede argumentar que agrupar observaciones, sin efectos individuales, en la columna (D) puede llevar a errores estándar subestimados. Sin embargo, no podemos rechazar igualdad del coeficiente sobre *Policía en la Cuadra* para el método de corte transversal y el de diferencia-en-diferencia cuando los errores estándar en la columna (D) se estiman colapsando los datos para cada cuadra (de modo que hay sólo 876 observaciones correspondientes a los promedios por cuadra post-ataque).

<sup>23</sup> En la ausencia de efectos mensuales fijos, la variable dependiente está normalizada al número de robo de automóviles por mes de similar duración (30 días). No podemos rechazar la igualdad del coeficiente de *Policía en la Cuadra* para la especificación de series de tiempo y la de diferencia-en-diferencia cuando los errores estándar en la columna (E) son estimados colapsando los datos para cada cuadra (por lo que hay sólo 848 observaciones correspondientes a los promedios pre y post ataque para las 424 cuadras que no son de control).

<sup>24</sup> Esto implica un límite superior para las restricciones para estacionar generadas por el ataque terrorista ya que estacionar frente a algunas de estas instituciones ya estaba prohibido antes del ataque.

control). Rechazamos con un nivel de significatividad del 1 por ciento que nuestro coeficiente estimado sea igual a este valor.

Otra cuestión es que los conductores quizás prefirieron evitar estacionar cerca de las instituciones protegidas por miedo a otro ataque terrorista. Para analizar este punto, estimamos por separado los coeficientes de la presencia policial para cada mes luego del ataque terrorista. Si el miedo a otro ataque estaba generando que los vecinos no estacionaran en estas cuadras, deberíamos esperar que el efecto sea decreciente en el tiempo.<sup>25</sup> Sin embargo, nuestros coeficientes sobre *Policía en la Cuadra* se mantienen constantes en todos los períodos posteriores al ataque. Más aún, los ataques terroristas a la Embajada Israelí y a la A.M.I.A. estuvieron concentrados en los edificios que eran blancos del ataque (los edificios de la cuadra cercanos no fueron mayormente afectados), por lo que el impacto del miedo a futuros ataques debería estar concentrado en los espacios de estacionamiento justo frente a las instituciones judías.<sup>26</sup> Es interesante destacar que, para agosto, el primer mes luego del ataque, se obtiene un coeficiente negativo y significativo para *Policía a Una Cuadra*, lo que nos hace especular con que los delincuentes necesitaron tiempo para darse cuenta que los policías de guardia estaban realmente restringidos al lugar asignado. En cambio, para los meses subsiguientes la presencia de los oficiales de policía no muestra ningún efecto sobre la disuasión del delito a una cuadra de distancia.

También investigamos si las cuadras cercanas a una institución judía muestran una dinámica de delito diferente al resto del barrio para el período *previo* al ataque. Si el delito decrecía en cuadras ocupadas por instituciones judías antes del ataque, quizás estamos capturando una correlación espuria. Para analizar este tema, en la Tabla 4 consideramos una muestra que empieza el 1° de abril y termina el 17 de julio. Luego reestimamos nuestra regresión básica redefiniendo nuestras variables dummies *Policía en la Cuadra*, *Policía a Una Cuadra* y *Policía a Dos Cuadras* para que tomen el valor 1 al final de cada mes previo al ataque [fin de abril en la columna (A), fin de mayo en la columna (B), y fin de junio en la columna (C)]. De esta manera, reproducimos nuestro ejercicio como si el ataque terrorista hubiera sucedido previo al período de tratamiento. Los resultados de la Tabla 4 no son significativos. Esto valida nuestro ejercicio en el sentido que no revela ninguna dinámica particular del delito afectando nuestro grupo de tratamiento previo al ataque terrorista.

La pregunta de si el momento del cambio en la evolución de los robos de automóviles cerca de las instituciones judías coincide con la fecha en que se hizo efectiva la protección policial puede estudiarse como un test del momento del cambio estructural en el modelo presentado en la Sección II, subsección A. Estimamos una serie de modelos con dummies de tratamiento definidas para cada posible fecha de cambio. Luego calculamos la suma de los errores al cuadrado para cada modelo. La estimación de la fecha de cambio por mínimos cuadrados es la fecha para la cual la suma de los errores al cuadrado asociados al modelo se minimizan (Jushan Bai, 1994; Bai, 1997; Bai et al., 1998; Bruce Hansen, 2001). Considerando la muestra completa (todas las observaciones

---

<sup>25</sup> De manera similar, se puede argumentar que luego del ataque el delincuente común experimentó un florecimiento de su civilidad que los llevó a no cometer delitos frente a edificios de la comunidad judía. Nuevamente, deberíamos esperar que este florecimiento se vaya desvaneciendo con el paso del tiempo. La caída en el delito en la Ciudad de Nueva York inmediatamente después del ataque terrorista del 11 de septiembre del 2001 fue atribuido a un aumento en la civilidad (ver, por ejemplo, "U.S. Crime Rate Up, Ending Decade of Decline," *Christian Science Monitor*, 25 de junio del 2002).

<sup>26</sup> También debería enfatizarse que encontrar un lugar donde esté permitido estacionar en estos barrios es por lo general difícil, de manera que se reduce la incidencia del problema. Sobre las difíciles condiciones del estacionamiento en Buenos Aires, ver, por ejemplo, *La Nación*, 5 de marzo de 2001.

desde el 1° de abril hasta el 31 de diciembre, incluyendo el período intermedio comprendido desde el 18 de julio hasta el 31 de julio), primero realizamos este ejercicio redefiniendo las dummies de tratamiento para que tomen el valor 1 al final de cada mes. La suma de los errores al cuadrado se minimiza en la regresión que considera el fin de julio como la fecha de quiebre. Para ganar en precisión, también hacemos el ejercicio a un nivel de desagregación semanal. En este caso, el estimador de la fecha de quiebre corresponde al final de la cuarta semana de julio.<sup>27</sup> Por lo tanto, para ambas frecuencias de agregación los estimados de la fecha de quiebre coinciden con la fecha real en la que se desplegó la protección policial.

Cuando existe correlación serial positiva, un problema potencial es que las regresiones por mínimos cuadrados ordinarios subestiman los errores estándar. Este problema puede ser exacerbado en las estimaciones por el método de diferencia-en-diferencia cuando la variable de tratamiento está correlacionada, tal como es el caso para la aproximación de la presencia policial que utilizamos en nuestro ejercicio. Utilizamos dos soluciones (analizadas en Marianne Bertrand et al., 2004) para resolver este problema para muestras grandes como la nuestra. Primero, colapsamos los datos para cada cuadra en dos observaciones (períodos pre y post). En la columna (A) de la Tabla 5, regresamos los promedios mensuales del robo de automóviles por cuadra para los períodos pre y post ataque sobre la variable de tratamiento. Los resultados se mantienen inalterados. La segunda solución es permitir una estructura arbitraria para las covarianzas entre las cuadras a lo largo del tiempo. Esto se presenta en la columna (B) de la Tabla 5, que muestra que nuestros resultados no se ven afectados cuando los errores estándar son computados a través del agrupamiento (*clustering*) por cuadras.<sup>28</sup>

Otra preocupación es la posible presencia de correlación espacial entre las cuadras del mismo barrio que pueden estar afectadas de manera similar por shocks locales. Para responder a este punto, en la columna (C) de la Tabla 5 los errores estándar son calculados a través de la agrupación (*clustering*) por combinaciones barrio-mes. Esto no afecta la significatividad de nuestros resultados. El número de grupos, sin embargo, puede ser considerado insuficiente cuando agrupamos en las 27 combinaciones de barrios-mes. En la columna (D) mostramos que los resultados no cambian cuando consideramos observaciones semanales (transformadas a niveles mensuales) y agrupamos en las 111 combinaciones barrio-semana. Como estrategia alternativa para controlar por la presencia potencial de shocks locales, incluimos en la columna (E) efectos fijos por mes-barrio en vez de nuestro efecto fijo mensual. De nuevo, nuestros resultados no se ven modificados.

En la columna (F) repetimos este análisis, excluyendo las cuadras donde no ocurrieron robos durante todo el período de análisis. Introducir protección policial en estas cuadras no debería tener efecto, estando el número de automóviles robados acotado a cero. Como es de esperar, el coeficiente es más grande (más negativo) cuando excluimos las 213 cuadras donde no hay robos (24 por ciento de nuestra muestra),

<sup>27</sup> En el ejercicio semanal, el segundo menor de los errores al cuadrado se obtiene en la regresión que considera la fecha de quiebre al final de la primera semana de julio.

<sup>28</sup> La fórmula de la varianza para calcular el error estándar de los agrupamientos está dada por

$$\hat{\mathbf{Z}} = q_c (\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1} \left( \sum_{h=1}^M \mathbf{u}_h' \mathbf{u}_h \right) (\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1}; \text{ donde: } \mathbf{u}_h = \sum_{j \in G_h} \mathbf{u}_j; G_1, G_2, \dots, G_M \text{ son los grupos; } M \text{ es el}$$

número de grupos;  $\mathbf{u}_j = (y_j - \mathbf{x}_j \mathbf{b}) \mathbf{x}_j$ ; y  $q_c = \frac{N-1}{N-k} \frac{M}{M-1}$ ; mientras  $y_j, \mathbf{x}_j, \mathbf{b}, \mathbf{X}, N$  y  $k$  siguen la

notación econométrica estándar (para más detalles, ver STATA (2001), página 87). Este estimador de la varianza coincide con el estimador de la varianza de Huber-White cuando cada grupo contiene una observación.

correspondiendo a una caída en el robo de automóviles del 89 por ciento relativo al grupo de control. Finalmente, una especificación de Poisson presentada en la columna (G) muestra que nuestros resultados son robustos a la estimación utilizando modelos de datos discretos.<sup>29</sup> Las tasas de incidencia de Poisson implican que las cuadras protegidas experimentan un 70 por ciento menos de robos de automóviles que el grupo de control.

#### D. Resultados Adicionales

Utilizando información estándar del mercado de automóviles usados aprovechamos nuestros datos sobre año de construcción y marca del automóvil para estimar el valor de los automóviles robados. Luego analizamos, en la Tabla 6, el efecto disuasorio diferencial de la presencia policial dividiendo la muestra entre automóviles baratos y caros. Luego realizamos un análisis similar para días laborales y días de fin de semana y para robos de día y de noche. Los coeficientes sobre *Policía en la Cuadra* no muestran diferencias estadísticamente significativas en el efecto de la presencia policial por valor del automóvil, día de la semana, u hora del día (luego de normalizar los coeficientes por el número promedio de robo de automóviles de cada tipo).<sup>30</sup>

En algunas de las cuadras donde la policía fue asignada posteriormente al ataque ya había alguna clase de protección. En la Tabla 7 comparamos el efecto de la protección adicional para las cuadras ocupadas por un banco, edificio público (incluyendo embajadas extranjeras), estaciones de servicio, o cualquiera de estos edificios relativo a otras cuadras que no tenían seguridad previamente. Los primeros dos casos (bancos y edificios públicos) implican una protección policial previa. El caso siguiente (estaciones de servicio) implica iluminación y movimiento durante todo el día. Como es de esperar, el coeficiente sobre la presencia policial adicional es siempre menor cuando existían fuentes previas de protección en la cuadra. El efecto de la presencia policial para las cuadras que ya estaban custodiadas es significativamente distinto de cero sólo en cuadras que tienen un banco [ver columna (A)], donde la policía está presente sólo durante las horas de oficina y usualmente dentro del edificio.

#### E. Discusión

El objetivo de nuestro trabajo es estimar el efecto disuasorio de la policía sobre el robo de automóviles y explorar la validez interna a nuestras estimaciones. También vale la pena discutir brevemente la pregunta de finanzas públicas: si los beneficios de la política superan a sus costos, y la validez externa de nuestros resultados (es decir, si nuestros estimados pueden ser utilizados para predecir el efecto de la policía sobre el robo de automóviles en otras situaciones). Aunque no nos es posible realizar una evaluación completa de estos temas, alguna de la información de la que disponemos merece ser considerada.

---

<sup>29</sup> Se obtienen resultados similares utilizando un modelo binomial negativo.

<sup>30</sup> Por ejemplo, el coeficiente de *Policía en la Cuadra* de  $-0,028$  en la columna (A) corresponde a una reducción en el robo de automóviles caros del 71 por ciento (la media, luego de julio, de los robos de automóviles caros para el grupo de control es 0,039). El coeficiente de  $-0,042$  para el robo de automóviles baratos [columna (B)] indica una reducción del 65 por ciento (la media, luego de julio, de los robos de automóviles baratos en el grupo de control es 0,065). La diferencia no es estadísticamente significativa. Notar que el modelo del automóvil y, por lo tanto, su valor no están disponibles para todos los robos de automóviles reportados.

El punto inicial para el análisis costo-beneficio es el costo directo de la vigilancia policial relativo al valor de los automóviles. Durante este período, un oficial de policía de Buenos Aires ganaba en promedio un salario mensual de \$800. Dado que los policías trabajan turnos de 8 horas y un promedio de 21 días al mes, el costo mensual de proveer protección policial para una cuadra es aproximadamente \$3.428. Nuestros estimadores sugieren que la presencia policial en una cuadra debería llevar a una reducción de 0,081 robos de automóviles por mes. El valor promedio de los automóviles robados en nuestra muestra es \$8.403.<sup>31</sup> Por lo tanto, en términos de la reducción del robo de automóviles exclusivamente, la política de protección no fue efectiva en términos de costos. Por supuesto que la protección policial visible provee otros beneficios sociales además de una menor tasa de robo de automóviles. Disuade otros tipos de delitos no considerados en nuestro estudio (por ejemplo, robos a hogares o ataques terroristas) y provee una mayor sensación de seguridad a los ciudadanos. Más aún, incapacitar a los delincuentes probablemente beneficia sustancialmente a la sociedad, mientras que nuestros estimadores sólo capturan el efecto disuasorio. Por otro lado, la reducción del delito en las cuadras protegidas puede estar reflejando simplemente el desplazamiento de la actividad delictiva a otras áreas de la ciudad tal como discutimos más abajo.

Otra forma de evaluar el impacto de la policía, relevante para contestar la pregunta en materia de finanzas públicas, es determinar si el total de automóviles robados en Buenos Aires se vio afectado tanto o menos que la reducción que se dio en las cuadras que contienen instituciones protegidas. Desgraciadamente, no se dispone de datos mensuales confiables de robos de automóviles para toda la Ciudad de Buenos Aires. Los datos anuales publicados sobre delitos, muestran una tendencia general ascendente en el robo de automóviles y en otros delitos a la propiedad durante los años 1990s en la Ciudad de Buenos Aires (esto es menos evidente en el resto del país). El año 1994 no fue un caso aislado en este proceso. Uno debería notar también que los aumentos en los niveles delictivos estaban concentrados en áreas urbanas de bajos ingresos (ver Di Tella et al., 2002), mientras que los barrios considerados en nuestro estudio son áreas de ingresos medios a altos. Finalmente, las cuadras protegidas probablemente representan una porción demasiado pequeña de la ciudad, queriendo decir con esto que, dado el ruido en las estadísticas oficiales y las tendencias que afectan el nivel y la distribución del delito durante el período estudiado, no es claro que el impacto de nuestro experimento natural pueda ser percibido a nivel agregado.

Con respecto a la validez externa de nuestros hallazgos, un número de cuestiones merecen ser mencionadas. Primero, la tecnología del policía en una ubicación fija que analizamos es similar a la utilizada por la seguridad privada en los barrios de mayor afluencia de Buenos Aires. En estas áreas hay cabinas de seguridad privada ubicadas en cada esquina, aproximadamente a 100 metros una de la otra. Si la vigilancia de la seguridad privada cubre toda la extensión de la cuadra (es decir, no hay puntos desprotegidos) y no hay ninguna ventaja en tener una sección de la cuadra custodiada por dos guardias de seguridad (es decir, protección superpuesta), entonces la máxima distancia de protección es de 50 metros, la distancia desde la cabina del guardia de seguridad al hogar más lejano de su área a vigilar. Resulta interesante que nuestros

---

<sup>31</sup> Si algunos automóviles robados son recuperados en condiciones de ser utilizados, entonces sólo una parte de su valor debería ser contabilizado. Las publicaciones oficiales toman la proporción de automóviles robados en Buenos Aires que nunca son recuperados como 60 por ciento (Ministerio de Justicia, 2000). Uno también debería contar, sin embargo, la cantidad de tiempo consumida por el proceso de recuperación y el costo de cualquier reparación necesaria.

resultados son consistentes con la solución de cobertura alcanzada por el mercado de seguridad privada.

Segundo, nuestros resultados -que derivan de una tecnología basada en policías en una ubicación fija- pueden ser relevantes para el análisis de otras formas de presencia policial como por ejemplo los patrulleros. Cambiar de una modalidad de policía fija a una de policía móvil, probablemente no provoque una respuesta diferente en el robo de automóviles dado que el acto de ingresar por la fuerza a un automóvil es un acto de una duración extremadamente corta. Debido a que los delincuentes verifican que no haya policías observándolos cuando ellos comienzan el proceso, la probabilidad de ser descubierto condicional a no estar siendo observado al principio del proceso es virtualmente cero.<sup>32</sup> Más aún, el tipo de presencia policial que analizamos es visible. Una alternativa como desplegar agentes de civil, haría más riesgoso el hecho de ingresar a un automóvil por la fuerza para los delincuentes, pero podría dificultar la denuncia de los delitos al policía más cercano por parte de víctimas y ocasionales testigos. De hecho, los funcionarios públicos tienden a responder a la presión popular por una mayor protección contra el delito desplegando más policía visible en las calles, lo cual puede llevar a reasignaciones policiales contraproducentes.<sup>33</sup> Dado el impacto eminentemente local de desplegar policías en las calles, sería interesante obtener estimaciones del efecto de incorporar policías adicionales en tareas de investigación.

Finalmente, un punto importante en el establecimiento de la validez externa de nuestros resultados es la potencial presencia de desplazamientos del delito a otras áreas.<sup>34</sup> La forma más simple de esta hipótesis está relacionada con el desplazamiento a las cuadras inmediatamente adyacentes. Si todos los delincuentes que operaban en las cuadras protegidas se movieran a las cuadras contiguas, se debería esperar un aumento en los delitos en las cuadras adyacentes de  $(-0,08/4,35) = 0,018$ , donde 4,35 es el número promedio en la muestra de cuadras a una cuadra de distancia de una cuadra protegida ( $4,35 = 161/37$ ) por cada cuadra protegida. Rechazamos la hipótesis del desplazamiento

---

<sup>32</sup> Nuestros informantes clave enfatizaron que la probabilidad de que un patrullero realmente sea testigo de un delito es bastante baja. El caso más probable es que alguien que haya sido testigo de un delito llame a la policía. La revista *The Economist* (24 de febrero, 2001) realiza un argumento similar: “Pero poner más policía de ronda tendrá probablemente casi ningún efecto en las estadísticas del delito. Un oficial en patrulla cubre típicamente un área conteniendo 18.000 habitantes, 7.500 casas, 140 millas de calle, 85 acres de parques, 77 millas de rutas, 23 bares y 10 escuelas. La probabilidad de que ese oficial realmente atrape a un delincuente con las manos en la masa es extremadamente pequeña”. Un estudio del gobierno inglés estima que los patrulleros en Londres pueden pasar a menos de 100 yardas de un robo en progreso una vez cada 8 años y, aún en esa ocasión, es muy improbable que se den cuenta que un delito se está llevando a cabo, menos aún atrapar al ladrón”.

<sup>33</sup> Un ex oficial de policía comenta un punto similar en una carta abierta al diario americano *The Washington Post*: “La otra alternativa era la de llamar a los oficiales de detrás de los escritorios para que hicieran patrullas a pie, supuestamente sin ningún costo adicional. Pero mientras este segundo método parecería ser más deseable, tenía costos ocultos que quitaron la habilidad al departamento de policía de resolver y prevenir delitos. La mayoría de los llamados oficiales de escritorio estaban realizando importantes funciones de investigación y de soporte que ocurren fuera de la vista del público. En cada ciclo de contratación de personal en que los policías de escritorio salían a la calle, la habilidad del departamento de policía para resolver delitos tales como asesinatos, robos, violaciones y asaltos se veía reducida (“Citizen Police for the city,” *The Washington Post*, 10 de septiembre del 2000) La literatura sobre criminalidad distingue entre dos formas de aplicación de la ley: monitoreo e investigación (ver, por ejemplo, Dilip Mookherjee y Ivan Png, 1992).

<sup>34</sup> Derek Cornish y Ronald Clarke (1987) y Rene Hesseling (1994) relevan la literatura criminológica sobre el desplazamiento del delito. Ian Ayres y Levitt (1998), John Lott (1998), y Mark Duggan (2001) estudian el efecto de la introducción de tecnologías de protección *no observables* (Lojack y armas de mano ocultas) con potenciales externalidades positivas. De manera similar, en nuestro estudio, la presencia policial *observable* puede llegar a inducir externalidades negativas en áreas circundantes.

completo a las cuadras adyacentes con los niveles convencionales de significatividad. Sin embargo, bajo algunas especificaciones encontramos evidencia consistente con la presencia de desplazamiento a cuadras ubicadas a dos cuadras de distancia de las instituciones protegidas (por ejemplo, utilizando un modelo logístico binario que trata de manera similar cualquier número positivo de robos). Siendo un poco más generales, dado que no sabemos cómo seleccionan los delincuentes las cuadras donde llevan a cabo los robos, sabemos poco acerca de dónde movilizan sus actividades cuando son disuadidos de robar en un lugar específico. De hecho, es posible que el robo de automóvil disuadido en las cuadras protegidas sea desplazado a otras áreas de la ciudad (dentro o fuera de los barrios de nuestra muestra), aunque nuestro estudio no posee el poder estadístico para medir las magnitudes de estos efectos de desplazamiento.

### **III. Conclusiones**

Un desafío crucial en la literatura sobre criminalidad es obtener una estimación del efecto de aumentar la presencia policial. En este trabajo, hemos abordado esta pregunta aprovechando un experimento natural. El 18 de julio de 1994, una célula terrorista hizo explotar una bomba que destruyó el principal centro judío en la Ciudad de Buenos Aires, matando a 85 personas e hiriendo a más de 300. Luego del ataque, se asignó un oficial de policía frente a cada institución judía y musulmana en el país. Debido a que la distribución de estas instituciones puede presumirse exógena en una regresión del delito, es posible utilizar este atroz evento para romper la determinación simultánea del delito y la presencia policial.

Recogimos datos sobre las ubicaciones precisas de los robos de automóviles en tres barrios de Buenos Aires antes y después del ataque. Hallamos efectos importantes, negativos, y estrictamente locales de la presencia policial sobre el robo de automóviles. Las cuadras que reciben protección policial experimentan 0,081 robos de automóviles menos por mes que las cuadras que no están protegidas. El promedio post-ataque del número de robos de automóviles por cuadra para nuestro grupo de control es 0,108, por lo que la protección policial induce una baja del robo de automóviles de aproximadamente 75 por ciento. Las cuadras a una o dos cuadras de distancia de donde se provee protección, sin embargo, no experimentan menos robos de automóviles relativo al resto de los barrios.

La robustez de nuestra estrategia empírica está ilustrada por el hecho de que llegamos a conclusiones similares utilizando un enfoque de corte transversal, de series de tiempo, o de diferencia-en-diferencia. Los resultados también son robustos frente a especificaciones alternativas y no parecen ser generados por correlaciones espurias asociadas con diferentes dinámicas del delito para los grupos de tratamiento y de control. La estrategia empírica empleada en este trabajo, basada en policías de guardia, sugiere que los efectos estimados corresponden exclusivamente a efectos disuasorios. Una limitación de nuestro enfoque, sin embargo, es que no nos permite proveer una estimación precisa de la medida del desplazamiento del delito a otras áreas.

En resumen, nuestros resultados sugieren que una guardia policial visible ejerce un efecto grande, negativo y local sobre el robo de automóviles y un efecto pequeño o ningún efecto fuera de un área restringida.

## Apéndice

**Tabla A1: Distribución de las Cuadras, Instituciones y Robos de Automóviles por Barrio**

	Belgrano	Villa Crespo	Once	Total
Cuadras	463	260	153	876
Instituciones	9	14	22	45
Dentro del barrio	7	13	17	37
En los límites	2	1	5	8
Robos de Automóviles	530	191	73	794
1 de abril - 17 de julio	197	73	24	294
18 de Julio – 31 de julio	30	9	7	46
1 de agosto- 31 de diciembre	303	109	42	454

**Tabla A2: Características del Barrio y de la Ciudad**

	Belgrano	Villa Crespo	Once	Ciudad de Buenos Aires
Tasa de Propiedad del Hogar	0.731	0.670	0.593	0.694
Tasa de Hacinamiento	0.009	0.022	0.026	0.018
Tasa de Pobreza	0.026	0.058	0.078	0.070
Educación del Jefe de Familia	12.338	10.278	10.516	10.482
Número de Miembros del Hogar	2.768	2.763	2.506	2.805
Población Femenina	0.561	0.543	0.550	0.546
Tasa de Desempleo	0.051	0.061	0.055	0.059
Edad	38.166	36.874	38.373	38.022
Tasa de Robo de Automóviles	478.703	298.315	167.952	219.231

**Nota:** La Tasa de Propiedad del Hogar es el porcentaje de hogares ocupados por sus dueños. La Tasa de Hacinamiento es el porcentaje de hogares con más de tres personas por habitación. La Tasa de Pobreza es el porcentaje de hogares con al menos una necesidad básica insatisfecha (hacinamiento, cuatro o más miembros por cada miembro con trabajo y jefe del hogar con un bajo nivel educativo; baja calidad del hogar; niños en edad escolar sin ir a la escuela; o no poseer sistema cloacal). La Educación del Jefe del Hogar es el promedio de los años de estudio del jefe de hogar. La Población Femenina es el porcentaje de mujeres en el total de la población. La Tasa de Desempleo es la tasa de desempleo para la población con edad mayor o igual a catorce años. La Edad es el promedio de la edad de la población. La fuente de los datos para las características demográficas es el Censo Poblacional del 2001. La Tasa de Robo de Automóviles es la tasa anual por 100.000 habitantes para 1994. Para los tres barrios, la información disponible desde abril hasta diciembre para este estudio fue extrapolada a tasas anuales. La fuente de datos para las tasas de robo de automóviles son el Ministerio de Justicia para toda la ciudad y la Policía Federal para los tres barrios.

## REFERENCIAS

- Andreoni, James.** "Reasonable Doubt and the Optimal Magnitude of Fines: Should the Penalty Fit the Crime?" *RAND Journal of Economics*, Autumn 1991, 22 (3), pp. 385-95.
- Angrist, Joshua.** "Lifetime Earnings and the Vietnam Era Draft Lottery: Evidence from Social Security Administrative Records." *American Economic Review*, June 1990, 80 (3), pp. 313-36.
- Angrist, Joshua and Krueger, Alan.** "Does Compulsory School Attendance Affect Schooling and Earnings?" *Quarterly Journal of Economics*, November 1991, 106 (4), pp. 979-1014.
- Ayres, Ian and Levitt, Steven.** "Measuring Positive Externalities from Unobservable Victim Precaution: An Empirical Analysis of Lojack." *Quarterly Journal of Economics*, February 1998, 113 (1), pp. 43-77.
- Bai, Jushan.** "Least Squares Estimation of a Shift in Linear Processes." *Journal of Time Series Analysis*, September 1994, 15 (5), pp. 453-72.
- Bai, Jushan.** "Estimation of a Change Point in Multiple Regression Models." *Review of Economics and Statistics*, November 1997, 79 (4), pp. 551-63.
- Bai, Jushan; Lumsdaine, Robin and Stock, James.** "Testing For and Dating Common Breaks in Multivariate Time Series." *Review of Economic Studies*, July 1998, 65 (3), pp. 395-432.
- Bar-Ilan, Avner and Sacerdote, Bruce.** "The Response to Fines and Probability of Detection in a Series of Experiments." *National Bureau of Economic Research* (Cambridge, MA), Working Paper No. 8638, December 2001.
- Bayley, David.** "Introduction to Chapter 2: Patrol," in D. Bayley, ed., *What Works in Policing*, New York: *Oxford University Press*, 1998, pp. 26-30.
- Becker, Gary.** "Crime and Punishment: An Economic Approach." *Journal of Political Economy*, March-April 1968, 76 (2), pp. 169-217.
- Bertrand, Marianne; Duflo, Esther and Mullainathan, Sendhil.** "How Much Should We Trust Differences-in-Differences Estimates?" *Quarterly Journal of Economics*, 2004, 119 (1).
- Cameron, Samuel.** "The Economics of Crime Deterrence: A Survey of Theory and Evidence." *Kyklos*, May 1988, 41 (2), pp. 301-23.
- Corman, Hope and Mocan, H. Naci.** "A Time-Series Analysis of Crime, Deterrence, and Drug Abuse in New York City." *American Economic Review*, June 2000, 90 (3), pp. 584-604.
- Cornish, Derek and Clarke, Ronald.** "Understanding Crime Displacement: An Application of Rational Choice Theory." *Criminology*, November 1987, 25 (4), pp. 933-47.
- Di Tella, Rafael; Galiani, Sebastian and Schargrotsky, Ernesto.** "Crime Inequality when Victims Adapt." *Mimeo*, UTDT, 2002.
- Duggan, Mark.** "More Guns, More Crime." *Journal of Political Economy*, October 2001, 109 (5), pp. 1086-1114.

- Eck, John and Maguire, Edward.** “Have Changes in Policing Reduced Violent Crime? An Assessment of the Evidence,” in A. Blumstein and J. Wallman, eds., *The Crime Drop in America*. New York: *Cambridge University Press*, 2000, pp. 207-65.
- Ehrlich, Isaac.** “Participation in Illegitimate Activities: A Theoretical and Empirical Investigation.” *Journal of Political Economy*, May-June 1973, 81 (3), pp. 521-65.
- Ehrlich, Isaac and Brower, George.** “On the Issue of Causality in the Economic Model of Crime and Law Enforcement: Some Theoretical Considerations and Experimental Evidence.” *American Economic Review*, May 1987, 77 (2), pp. 99-106.
- Fajnzylber, Pablo; Lederman, Daniel and Loayza, Norman.** “Crime and Victimization: An Economic Perspective.” *Economia*, Fall 2000, 1 (1), pp. 219-302.
- Fisher, Franklin and Nagin, Daniel.** “On the Feasibility of Identifying the Crime Function in a Simultaneous Equations Model of Crime,” in A. Blumstein, D. Nagin and J. Cohen, eds., *Deterrence and Incapacitation: Estimating the Effects of Criminal Sanctions on Crime Rates*. Washington, DC: *National Academy of Sciences*, 1978, pp. 361-99.
- Freeman, Richard.** “Why Do So Many Young American Men Commit Crimes and What Might We Do About It?” *Journal of Economic Perspectives*, Winter 1996, 10 (1), pp. 25-42.
- Hamermesh, Daniel.** “The Art of Labormetrics.” National Bureau of Economic Research (Cambridge, MA), *Working Paper No. 6927*, February 1999.
- Hansen, Bruce.** “The New Econometrics of Structural Change: Dating Breaks in U.S. Labor Productivity.” *Journal of Economic Perspectives*, Fall 2001, 15 (4), pp. 117-28.
- Hesseling, Rene.** “Displacement: A Review of the Empirical Literature,” in R. Clarke, ed., *Crime Prevention Studies*, III. Monsey, NY: *Criminal Justice Press*, 1994, pp. 197-230.
- Kessler, Daniel and Levitt, Steven.** “Using Sentence Enhancements to Distinguish between Deterrence and Incapacitation.” *Journal of Law and Economics*, April 1999, 42 (1), pp. 343-63.
- LaLonde, Robert.** “Evaluating the Econometric Evaluations of Training Programs with Experimental Data.” *American Economic Review*, September 1986, 76 (4), pp. 604-20.
- Levitt, Steven.** “Using Electoral Cycles in Police Hiring to Estimate the Effect of Police on Crime.” *American Economic Review*, June 1997, 87 (3), pp. 270-90.
- Levitt, Steven.** “Why Do Increased Arrest Rates Appear to Reduce Crime: Deterrence, Incapacitation or Measurement Error?” *Economic Inquiry*, July 1998, 36 (3), pp. 353-72.
- Levitt, Steven.** “Using Electoral Cycles in Police Hiring to Estimate the Effect of Police on Crime: Reply.” *American Economic Review*, September 2002, 92 (4), pp. 1244-50.
- Lott, John.** *More Guns, Less Crime*. Chicago: *The University of Chicago Press*, 1998.
- Marvell, Thomas and Moody, Carlisle.** “Specification Problems, Police Levels, and Crime Rates.” *Criminology*, November 1996, 34 (4), pp. 609-46.
- McCormick, Robert and Tollison, Robert.** “Crime on the Court.” *Journal of Political Economy*, April 1984, 92 (2), pp. 223-35.

- McCrary, Justin.** “Using Electoral Cycles in Police Hiring to Estimate the Effect of Police on Crime: Comment.” *American Economic Review*, September 2002, 92 (4), pp. 1236-43.
- Ministerio de Justicia.** “Estudio de Victimización en Centros Urbanos de la Argentina.” *Mimeo*, Ministerio de Justicia de la República Argentina 2000.
- Mookherjee, Dilip and Png, Ivan.** “Monitoring vis a vis Investigation in the Enforcement of Law.” *American Economic Review*, June 1992, 82 (3), pp. 556-65.
- Pelacchi, Adrian.** Tratado sobre la Seguridad Pública, 318, Buenos Aires: *Editorial Policial*, 2000.
- Posner, Richard.** “What Do Judges and Justices Maximize?” *Supreme Court Economic Review*, 1993, 3 (1), pp. 1-41.
- Sacerdote, Bruce.** “Peer Effects With Random Assignment: Results for Dartmouth Roommates.” *Quarterly Journal of Economics*, May 2001, 116 (2), pp. 681-704.
- Sherman, Lawrence; Gartin, Patrick and Buerger, Michael.** “Hot Spots of Predatory Crime: Routine Activities and the Criminology of Place.” *Criminology*, 1989, 27 (1), pp. 27-55.
- Sherman, Lawrence and Weisburd, David.** “General Deterrent Effects of Police Patrol in Crime “Hot Spots”: A Randomized, Controlled Trial.” *Justice Quarterly*, December 1995, 12 (4), pp. 625-648.
- STATA.** Stata Reference Manual. Number 7, Vol. 3 Q-St, College Station Texas: *Stata Press*, 2001.
- Witte, Ann.** “Estimating the Economic Model of Crime with Individual Data.” *Quarterly Journal of Economics*, February 1980, 94 (1), pp. 155-67.

**Tabla 1: Características Demográficas de las Áreas de Control y Tratamiento**

Características Demográficas	Fracciones Censales sin Instituciones Judías (A)	Fracciones Censales con Instituciones Judías (B)	Diferencia (C) = (A) – (B)
Tasa de Propiedad del Hogar	0,696 (0,008)	0,663 (0,017)	0,032 (0,019)
Tasa de Hacinamiento	0,014 (0,001)	0,017 (0,002)	-0,002 (0,003)
Tasa de Pobreza	0,042 (0,003)	0,052 (0,008)	-0,010 (0,009)
Educación del Jefe del Hogar	11,653 (0,147)	11,052 (0,300)	0,600 (0,335)
Número de Miembros del Hogar	2,719 (0,023)	2,685 (0,054)	0,034 (0,059)
Población Femenina	0,556 (0,001)	0,552 (0,003)	0,003 (0,003)
Tasa de Desempleo	0,053 (0,001)	0,059 (0,003)	-0,005 (0,003)
Edad	38,005 (0,128)	37,690 (0,223)	0,315 (0,258)
Número de fracciones censales	53	14	

**Nota:** Las columnas (A) y (B) presentan la media de cada variable para las fracciones censales con y sin instituciones judías en nuestra muestra. La columna (C) presenta las diferencias en las medias. Los desvíos estándar están entre paréntesis. La Tasa de Propiedad del Hogar es el porcentaje de hogares ocupados por sus dueños. La Tasa de Hacinamiento es el porcentaje de hogares con más de tres personas por habitación. La Tasa de Pobreza es el porcentaje de hogares con al menos una necesidad básica insatisfecha (hacinamiento, cuatro o más miembros por cada miembro con trabajo y jefe del hogar con un bajo nivel educativo; baja calidad del hogar; niños en edad escolar sin ir a la escuela; o no poseer sistema cloacal). La Educación del Jefe del Hogar es el promedio de los años de estudio del Jefe de Hogar. La Población Femenina es el porcentaje de mujeres en el total de la población. La Tasa de Desempleo es la tasa de desempleo para la población con edad mayor o igual a catorce años. Edad es el promedio de edad para la población. Fuente: Censo Poblacional de 1991.

**Tabla 2: Evolución Mensual del Robo de Automóviles**

Mes	Más de dos cuadras de la institución judía más cercana (A)	Institución judía en la cuadra (B)	Una cuadra de la institución judía más cercana (C)	Dos cuadras de la institución judía más cercana (D)	Diferencia (E)=(B)-(A)	Diferencia (F)=(C)-(A)	Diferencia (G)=(D)-(A)
Abril	0,09955 (0,248)	0,12162 (0,361)	0,12111 (0,287)	0,12278 (0,297)	0,02206 (0,060)	0,02156 (0,025)	0,02323 (0,022)
Mayo	0,10840 (0,235)	0,08783 (0,205)	0,07763 (0,181)	0,09734 (0,259)	-0,02056 (0,035)	-0,03076 (0,018)	-0,01106 (0,020)
Junio	0,07853 (0,196)	0,12837 (0,286)	0,07763 (0,215)	0,06969 (0,186)	0,04983 (0,047)	-0,00090 (0,019)	-0,00884 (0,015)
Julio (1-17)	0,03926 (0,145)	0,02027 (0,069)	0,05900 (0,210)	0,03097 (0,141)	-0,01899 (0,013)	0,01973 (0,017)	-0,00829 (0,011)
Julio (18-31)	0,03926 (0,146)	0,02702 (0,078)	0,07298 (0,217)	0,06858 (0,238)	-0,01224 (0,014)	0,03371 (0,018)	0,02931 (0,017)
Agosto	0,11836 (0,287)	0,04729 (0,175)	0,06677 (0,219)	0,12721 (0,304)	-0,07106 (0,031)	-0,05159 (0,021)	0,00884 (0,024)
Septiembre	0,10176 (0,256)	0,01351 (0,057)	0,09006 (0,276)	0,09845 (0,248)	-0,08825 (0,015)	-0,01170 (0,024)	-0,00331 (0,020)
Octubre	0,12112 (0,267)	0,06081 (0,215)	0,09782 (0,260)	0,08849 (0,236)	-0,06031 (0,037)	-0,02330 (0,024)	-0,03263 (0,020)
Noviembre	0,09623 (0,240)	0,02702 (0,078)	0,11024 (0,288)	0,10176 (0,217)	-0,06921 (0,017)	0,01400 (0,025)	0,00553 (0,018)
Diciembre	0,10176 (0,268)	0,02702 (0,078)	0,11645 (0,278)	0,10619 (0,225)	-0,07474 (0,018)	0,01468 (0,025)	0,00442 (0,019)
Número de cuadras	452	37	161	226			

**Nota:** Las primeras cuatro columnas presentan la media y el desvío estándar (entre paréntesis) del número de robos de automóviles para cada tipo de cuadra por mes. El número promedio de robos de automóviles para julio se puede obtener sumando los dos sub-períodos. Las últimas tres columnas presentan la diferencia de medias de las columnas (B), (C) y (D) respecto de la columna (A), con el desvío estándar entre paréntesis.

**Tabla 3: El Efecto de la Presencia Policial sobre el Robo de Automóviles**

	Diferencia-en-Diferencia			Corte Transversal	Series de Tiempo
	(A)	(B)	(C)	(D)	(E)
Policía en la Cuadra	-0,07752*** (0,022)	-0,08007*** (0,022)	-0,08080*** (0,022)	-0,07271*** (0,011)	-0,05843*** (0,022)
Policía a Una Cuadra		-0,01325 (0,013)	-0,01398 (0,014)	-0,01158 (0,010)	-0,00004 (0,013)
Policía a Dos Cuadras			-0,00218 (0,012)	-0,00342 (0,009)	0,01701 (0,010)
Efectos Fijos por Cuadra	Sí	Sí	Sí	No	Sí
Efectos Fijos por Mes	Sí	Sí	Sí	Sí	No
Número de Observaciones	7884	7884	7884	4380	3816
R <sup>2</sup>	0,1983	0,1984	0,1984	0,0036	0,1891

**Nota:** Variable Dependiente: número de robos de automóviles por mes por cuadra. Regresiones de mínimos cuadrados en variables dummies. Los robos de automóviles que ocurrieron entre el 18 de julio y el 31 de julio están excluidos. La columna (D) excluye las observaciones para el período previo al ataque (desde abril hasta julio). La columna (E) excluye las observaciones de las cuadras que están a más de dos cuadras de distancia de la institución protegida más cercana. Los errores estándar de Huber-White están entre paréntesis. \*\*\* implica significatividad al nivel del 1 por ciento.

**Tabla 4: Robo de Automóviles antes del Ataque Terrorista**

	Dummies policiales activadas el 30 de abril (A)	Dummies policiales activadas el 31 de mayo (B)	Dummies policiales activadas el 30 de junio (C)
Policía en la Cuadra	-0,01864 (0,053)	0,01467 (0,040)	-0,03611 (0,038)
Policía a Una Cuadra	-0,02553 (0,025)	0,01402 (0,019)	0,02310 (0,022)
Policía a Dos Cuadras	-0,03263 (0,022)	-0,01465 (0,017)	-0,00940 (0,016)
Efectos Fijos por Cuadra	Sí	Sí	Sí
Efectos Fijos por Mes	Sí	Sí	Sí
Número de Observaciones	3504	3504	3504
R <sup>2</sup>	0,3206	0,3202	0,3204

**Nota:** Variable Dependiente: número de robos de automóviles por mes por cuadra. Regresiones de mínimos cuadrados en variables dummies. Período de muestra: 1 de abril – 17 de julio. La variable Policía en la Cuadra en la columna (A) es 1 entre el 30 de abril y el 17 de julio (para cuadras conteniendo una institución judía) y 0 en otro caso. Lo mismo sucede con Policía a Una Cuadra y Policía a Dos Cuadras (para cuadras a una cuadra de distancia de la institución judía más cercana y para dos cuadras de distancia de la institución judía más cercana, respectivamente). La columna (B) redefine estas variables utilizando el 31 de mayo, y la columna (C) utiliza el 30 de junio. Los errores estándar de Huber-White están entre paréntesis.

**Tabla 5: Robustez**

	(A)	(B)	(C)	(D)	(E)	(F)	Poisson (G)
Policía en la Cuadra	-0,08080*** (0,023)	-0,08080*** (0,025)	-0,08080*** (0,022)	-0,08216*** (0,025)	-0,08344*** (0,024)	-0,12617*** (0,037)	0,29635** (0,145)
Policía a Una Cuadra	-0,01398 (0,015)	-0,01398 (0,016)	-0,01398 (0,016)	-0,01475 (0,019)	-0,01658 (0,015)	-0,01789 (0,019)	0,86699 (0,178)
Policía a Dos Cuadras	-0,00218 (0,012)	-0,00218 (0,013)	-0,00218 (0,017)	-0,00002 (0,016)	-0,00243 (0,012)	-0,00394 (0,015)	0,98322 (0,179)
Efectos Fijos por Cuadra	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí
Efectos Fijos por Mes	Sí	Sí	Sí	Sí	No	Sí	Sí
Efectos Fijos por Barrio-Mes	No	No	No	No	Sí	No	No
Número de Observaciones	1752 R <sup>2</sup> =0,6519	7884 R <sup>2</sup> =0,1984	7884 R <sup>2</sup> =0,1984	32412 R <sup>2</sup> =0,0521	7884 R <sup>2</sup> =0,2010	5967 R <sup>2</sup> =0,1616	5967 W=40,95***

**Nota:** En la regresión (A) la variable dependiente es el promedio pre y post ataque de los robos de automóviles por cuadra. En la regresión (D) la variable dependiente es el número de automóviles robados por semana por cuadra (mensualizado). En el resto de la tabla la variable dependiente es el número de automóviles robados por mes por cuadra. Las regresiones (F) y (G) excluyen las cuadras que no registraron robos durante el período muestral. Todas las regresiones excluyen los robos de automóviles ocurridos entre el 18 de julio y el 31 de julio. Los errores estándar de Huber-White están presentados entre paréntesis en las columnas (A), (E), y (F). Los errores estándar agrupados (clustered) en las 27 combinaciones barrio-mes están entre paréntesis en la columna (C). Los errores estándar agrupados (clustered) en las 111 combinaciones barrio-semana están entre paréntesis en la columna (D). Las tasas de incidencia de Poisson (errores estándar entre paréntesis) se presentan en la columna (G).\*\*\* Significativo al 1 por ciento. \*\* Significativo al 5 por ciento.

**Tabla 6: Automóvil Caro vs. Automóvil Barato, Día de Semana vs. Fin de Semana, y Noche vs. Día**

	Robos de Automóviles Caros (A)	Robos de Automóviles Baratos (B)	Robos en Días de la Semana (C)	Robos en Fin de Semana (D)	Robos de Noche (E)	Robos de Día (F)
Policía en la Cuadra	-0,02798*** (0,009)	-0,04213** (0,019)	-0,05879*** (0,017)	-0,02201 (0,015)	-0,02922** (0,013)	-0,05157*** (0,018)
Policía a Una Cuadra	-0,00848 (0,007)	-0,00607 (0,011)	-0,00807 (0,012)	-0,00591 (0,006)	-0,01368 (0,008)	-0,00030 (0,011)
Policía a Dos Cuadras	-0,00763 (0,007)	0,00392 (0,009)	0,00212 (0,010)	-0,00431 (0,006)	-0,00033 (0,006)	-0,00185 (0,010)
Efectos Fijos por Cuadra	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí
Efectos Fijos por Mes	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí
Número de Observaciones	7884	7884	7884	7884	7884	7884
R <sup>2</sup>	0,1383	0,1650	0,1629	0,1792	0,1558	0,1737

**Nota:** Variable Dependiente: número de automóviles robados de cada tipo por mes por cuadra. Regresiones de mínimos cuadrados en variables dummies. Los robos de automóviles que ocurrieron entre el 18 de julio y el 31 de julio fueron excluidos. Los automóviles caros son aquellos valuados por encima de la media de la muestra (\$8.403). La muestra cubre 244,25 robos de automóviles caros y 446,25 robos de automóviles baratos. Las medias post-julio de los robos de automóviles caros y baratos para el grupo de control son 0,039 y 0,065, respectivamente. El modelo del automóvil y, por lo tanto, su valor no está disponible para todos los automóviles reportados como robados. Los robos de automóviles en los días de la semana son aquellos reportados desde el lunes hasta el viernes. La muestra cubre 518,25 robos de automóviles en los días de la semana y 214,5 en los fines de semana. Las medias post-julio de los robos de automóviles en los días de la semana y en los fines de semana para el grupo de control son 0,078 y 0,030, respectivamente. Los robos de automóviles de noche son aquellos reportados entre las 10 p.m. y las 10 a.m. La muestra cubre 239,75 robos de automóviles de noche y 493 de día. Las medias post-julio para los robos de automóviles de noche y de día para el grupo de control son 0,035 y 0,073, respectivamente. Los errores estándar de Huber-White están entre paréntesis. \*\*\* Significativo al 1 por ciento. \*\* Significativo al 5 por ciento.

**Tabla 7: Otras Fuentes de Protección Contra el Delito**

	Banco (A)	Edificio Público (B)	Estaciones de Servicio (C)	Todos (D)
Policía en la Cuadra x (1 - Protección)	-0,08391*** (0,024)	-0,08498*** (0,024)	-0,08196*** (0,023)	-0,09008*** (0,025)
Policía en la Cuadra x Protección	-0,02641** (0,012)	-0,00766 (0,040)	-0,03891 (0,070)	-0,02141 (0,022)
Policía a Una Cuadra x (1 - Protección)	-0,01940 (0,014)	-0,01350 (0,014)	-0,01375 (0,014)	-0,01869 (0,015)
Policía a Una Cuadra x Protección	0,04762 (0,047)	-0,02462 (0,021)	-0,03266 (0,046)	0,01921 (0,032)
Policía a Dos Cuadras x (1 - Protección)	-0,00206 (0,012)	-0,00433 (0,012)	-0,00231 (0,012)	-0,00481 (0,012)
Policía a Dos Cuadras x Protección	-0,00375 (0,043)	0,05640 (0,051)	0,00275 (0,058)	0,01644 (0,030)
estadístico <sup>†</sup> -F	5,21**	2,80*	0,35	4,31**
Efectos Fijos por Cuadra	Sí	Sí	Sí	Sí
Efectos Fijos por Mes	Sí	Sí	Sí	Sí
Número de Observaciones	7884	7884	7884	7884
R <sup>2</sup>	0,1987	0,1986	0,1985	0,1987

**Nota:** Variable Dependiente: número de robos de automóviles por mes por cuadra. Regresiones de mínimos cuadrados en variables dummies. Los robos de automóviles que ocurrieron entre el 18 de julio y el 31 de julio fueron excluidos. *Protección* es igual a 1 cuando un Banco (Columna A), un Edificio Público (Columna B), una Estación de Servicio (Columna C), o cualquiera de estos (Columna D) está ubicado/a en la cuadra; y es igual a 0 en cualquier otro caso. Los errores estándar de Huber-White están entre paréntesis. \* Significativo al 10 por ciento. \*\* Significativo al 5 por ciento. \*\*\* Significativo al 1 por ciento. † Hipótesis Nula: *Policía en la Cuadra x (1 - Protección) = Policía en la Cuadra x Protección*.

**Figura 1: Los Acontecimientos en el Período Analizado**

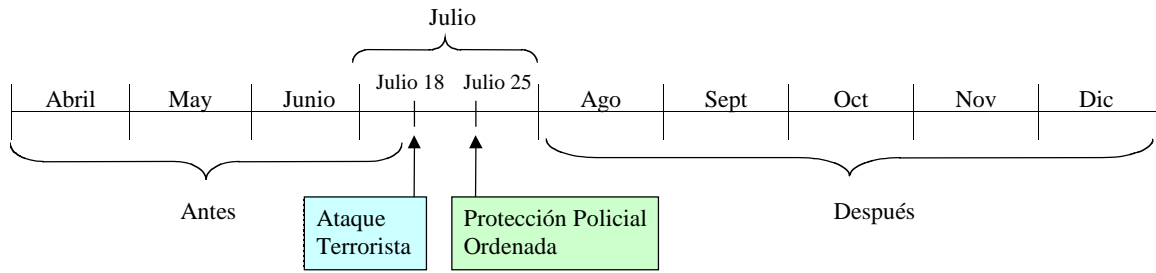
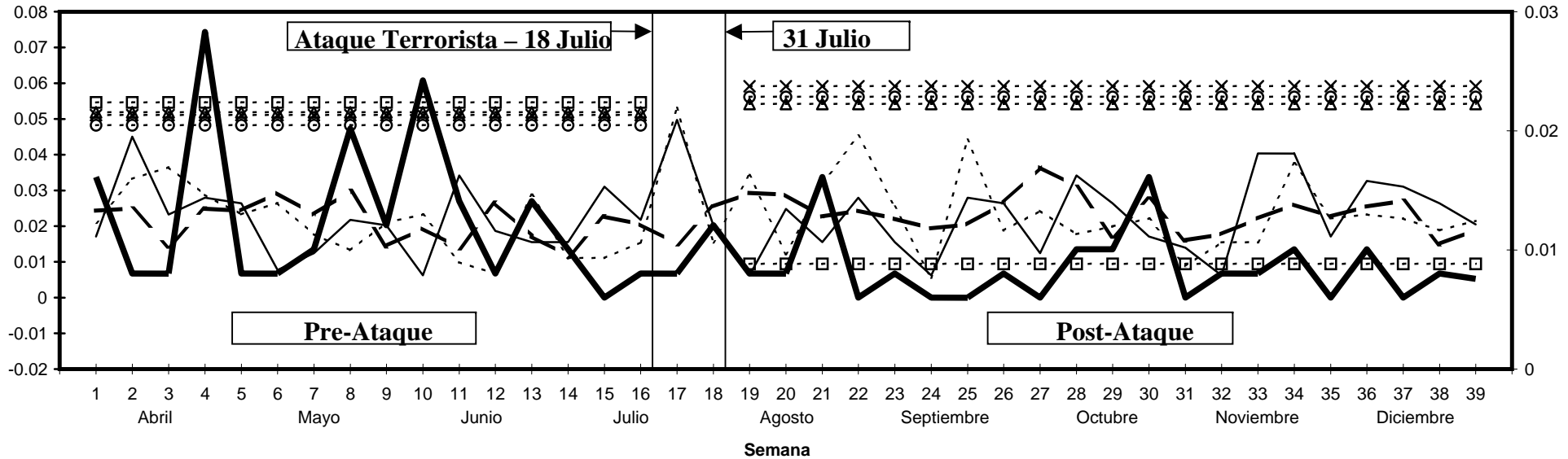
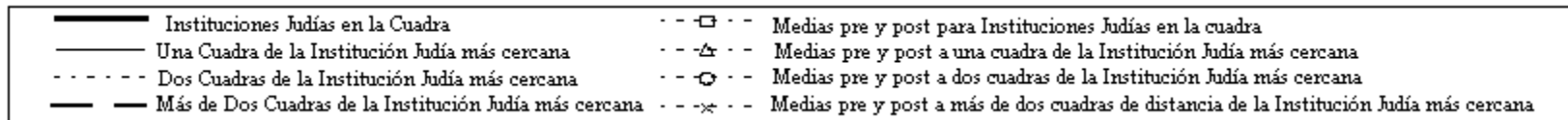


Figura 2 – Evolución Semanal del Robo de Automóviles



Por Semanas (Eje Izquierdo)

Medias (Eje Derecho)



**Nota:** Promedio por semana de los robos de automóviles para las cuadras que contienen una institución judía (37 cuadras), cuadras que están a una cuadra de distancia de la institución judía más cercana (161), cuadras que están a dos cuadras de distancia de la institución judía más cercana (226), y cuadras que están a más de dos cuadras de distancia de la institución judía más cercana (452). Las líneas horizontales son los promedios previos y posteriores al ataque (excluyendo los robos de automóviles que ocurrieron entre el 18 de julio y el 31 de julio).