

OFERTA LABORAL POLICIAL Y SEGURIDAD CIUDADANA

[Borrador, Noviembre 2013]

José A. Valderrama Torres y Henry Espinoza¹

Ministerio de Economía y Finanzas del Perú, Jr. Junín 319, L01 Lima, Perú

Resumen

En el Perú urbano 26 de cada 100 adultos han sido víctima de algún crimen en los tres últimos años; asimismo, el 80% de las personas tiene una sensación o percepción de inseguridad. En agosto de 2011, como respuesta al problema de inseguridad el gobierno peruano promulgó el Decreto de Urgencia N° 047-2011, el cual incrementa la presencia policial en cuatro ciudades. De acuerdo a esta medida de política se estableció un nuevo sistema de trabajo para la fuerza policial llamado *Reten-Servicio-Franco* (RSF), que consistió en la compra de parte del tiempo libre de los policías, estableciendo además disposiciones que regulan los períodos de descanso y tiempo libre entre turnos. De acuerdo a la norma, la intervención funcionaría como piloto en algunas ciudades y su escalamiento a todo el país dependería de los resultados de la misma. El objetivo del presente estudio es estimar el impacto del RSF sobre la victimización en el 2012, ya sea que ésta se manifieste como daños a la propiedad o como crímenes violentos. Así, empleando información de la Encuesta Nacional de Programas Estratégicos (ENAPRES) de los años 2010, 2011 y 2012 y empleando la técnica de doble diferencia, en un escenario que puede ser considerado como un experimento natural, se tiene que la intervención tuvo un impacto favorable consiguiendo una reducción en la probabilidad de ser víctima en daños de la propiedad en 4% y una reducción en 2% de ser víctima de un crimen violento. Los resultados demostraron ser robustos bajo diferentes especificaciones; además, se realizó un análisis costo-beneficio que sugiere que los beneficios de la intervención RSF son similares a sus costos.

Palabras claves: presencia policial, victimización por crimen, experimento natural.

Clasificación JEL: C31, D04, K42, H50.

¹ Las deficiencias restantes son responsabilidad de los autores.

Las opiniones expresadas en este documento pertenecen a los autores y no deben ser atribuidas al Ministerio de Economía y Finanzas del Perú. Los autores agradecen la asistencia en distintas fases del estudio a Cynthia Bravo, Hans Canicoba y Angélica Luciano.

Correos electrónicos: jvalderrama@onp.gob.pe, hespinoza@mef.gob.pe

1. Introducción

De acuerdo a fuentes oficiales² la tasa de victimización, que afecta a personas de 14 años a más que viven en las áreas urbanas, fue de 28,5% en el 2010, 26,1% en el 2011 y 24,2% en el 2012.³ Además, el 80% de la muestra teme ser víctima de un delito durante el mismo período, cifra que coloca al país en el primer lugar en América Latina en términos de la percepción subjetiva de inseguridad (Carrión et al, 2012).

En respuesta a los elevados niveles de delincuencia e inseguridad, el gobierno promulgó un Decreto de Urgencia en Agosto de 2011 (DU 047-2011). La medida de política plantea una intervención que en un primer momento debería funcionar como un piloto y que dependiendo de los resultados podría escalarse a todo el país. Así, se seleccionaron las ciudades de La Libertad, Lambayeque, Piura, Callao y el distrito de Comas, ubicado en Lima. En enero de 2012 el área de influencia fue extendida a la ciudad de Arequipa y los distritos de los Valles de los ríos Apurímac y Ene (VRAE) y Huallaga. La distribución de las ciudades afectadas por la intervención RSF en 2011 y 2012 es representada en la Figura 1.

[Figura 1]

El objetivo del DU 047-2011 fue frenar los índices delincuenciales mediante el establecimiento de un nuevo sistema de trabajo para la fuerza policial, este sistema, conocido como Retén-Servicio-Franco(RSF), regula las horas de trabajo, los periodos de descanso y el tiempo libre entre turnos, a cambio de una compensación monetaria adicional a su sueldo. Bajo este régimen los policías trabajan en un ciclo de tres días. Durante los dos primeros, dividen sus horas de trabajo en retén y servicio. El primero implica permanecer dentro de las comisarías realizando labores administrativas con completa disponibilidad en caso de eventualidades; y el segundo, hace referencia a las horas reales de trabajo en las calles, en función de su especialización. El tercer día es un período de descanso conocido como franco.

Bajo el sistema actual, conocido como veinticuatro por veinticuatro (24x24), el cual no ha cambiado en el resto del país, los policías trabajan en un ciclo de dos días. El 24x24 implica que los policías trabajen un día y tomen libre el siguiente. La diferencia entre los dos sistemas es que, bajo el sistema 24x24 los oficiales pueden trabajar para otras instituciones durante su día libre⁴. Bajo el sistema RSF, el gobierno compra el día libre de los policías impidiendo que trabajen para instituciones privadas. Esto es equivalente a un aumento del salario neto en 1080 Nuevo Soles por mes, lo cual es casi el 50% de su salario promedio mensual. Coincidentemente, bajo el sistema RSF, los policías deberían haber incrementado sus horas de trabajo en 50% en las ciudades tratadas.

El sistema RSF fue creado para servir como una intervención piloto en las ciudades mencionadas desde agosto de 2011 hasta marzo de 2012. Luego de ese período, una evaluación debería determinar si el sistema debería continuar y ser expandido a otras ciudades. Una evaluación de este tipo es crucial, pues el resultado de la intervención debería justificar el impacto fiscal de una medida como esta. Sólo en la versión piloto el sistema RSF ha costado 252,6 millones de Nuevos Soles por año, pudiendo haberse incrementado a 1,296 millones de Nuevos Soles si la intervención se hubiera

² La fuente consultada es la Encuesta Nacional de Programas Presupuestales (ENAPRES), la misma que es llevada a cabo por el Instituto Nacional de Estadística e Informática (INEI)

³ Implica ser víctima al menos en un evento que coloque en peligro su seguridad.

⁴ Los policías usualmente trabajan como guardias de seguridad en bancos, restaurantes o centros comerciales. El objetivo del sistema era darle al policía la oportunidad de ganar dinero extra, porque la falta de recursos públicos impidió que el gobierno aumentara sus salarios durante la década del noventa.

extendido a todo el país, lo cual a la fecha representa aproximadamente el 1,2% del presupuesto del país (en el 2013).

La lógica de una intervención como la del RSF, en cuanto al impacto de la misma sobre el crimen, tiene a la disuasión y la detención como canales por medio de los cuales se podría reducir el crimen. En primer lugar, la disuasión busca reducir la delincuencia mediante la modificación del beneficio económico proveniente del mismo. La disuasión puede cambiar la percepción del riesgo y el comportamiento de los actuales y potenciales delincuentes, impidiéndoles que cometan el crimen, aumentando con ello la probabilidad de ser atrapados. Becker (1968) y Ehrlich (1973) desarrollaron modelos teóricos para demostrar la veracidad de esta afirmación. En segundo lugar, la detención tiene por objeto la eliminación de los infractores de la escena social durante plazos de tiempo fijados por medio del encarcelamiento. Una mayor presencia policial podría contribuir a que más delincuentes sean detenidos. Mientras un delincuente se encuentre encarcelado es incapaz de participar en actividades delictivas.⁵ Sin embargo, tal como lo señala Becker (1968), la disuasión es menos costosa que la detención debido a los costos de procesamiento y castigo asociado.

La teoría de que la delincuencia disminuye cuando aumenta la presencia policial, sugerida en los modelos de Becker y Ehrlich, se enfrenta al problema de encontrar evidencia empírica sólida que la respalde. Así, la endogeneidad, expresada como una causalidad simultánea, podría suponer una complicación seria en la estimación. Mientras que la presencia policial puede afectar el crimen a través de la disuasión o la detención, es probable también que el gobierno de una ciudad en la que la tasa de criminalidad está aumentando, incremente también la presencia policial mediante la contratación de más oficiales. Esto puede introducir un sesgo positivo en la estimación del efecto de la presencia policial sobre el crimen (Di Tella and Schargrodsky, 2004). Un desafío central en la literatura del crimen ha sido lidiar con este problema para así identificar los efectos causales de la presencia policial sobre el crimen. Algunos estudios tratan de eludir la causalidad simultánea utilizando diferentes estrategias econométricas como el uso de variables instrumentales y la explotación de experimentos naturales.

En cuanto al uso de variables instrumentales, la literatura policial ofrece diferentes alternativas como los ciclos electorales o la distribución de recursos policiales para identificar el impacto de la intervención. Levitt (1997), por ejemplo, observó que el incremento en el tamaño de las fuerzas policiales se concentra desproporcionalmente en años electorales, por lo que utilizó la fecha de las elecciones de alcaldes y gobernadores como variable instrumental para identificar el efecto causal de los policías sobre el crimen. De acuerdo a sus resultados, se encuentra una reducción sustancial en el crimen violento, pero muestra un efecto no significativo sobre el crimen contra la propiedad.⁶ Por otro lado, Vollaard y Koning (2009) y Vollaard y Hamed (2009) explotan el hecho de que en Holanda y Reino Unido, respectivamente, la distribución de los recursos policiales entre las municipalidades, o áreas de fuerzas policiales, se basan en una fórmula. La fórmula del financiamiento policial incluía predictores de la carga laboral de la policía local tales como la densidad de viviendas y la longitud de las carreteras. Dado el tiempo necesario para contratar y

⁵Esta afirmación es cuestionable en algunos contextos. La sobrepoblación de las cárceles hace más difícil a las autoridades el control de los internos. La evidencia muestra que la mayoría de los crímenes son actualmente planeados desde el interior de las cárceles, donde jóvenes criminales son entrenados también para mayores actividades delictivas.

⁶ A pesar de su contribución a la literatura policial, el trabajo de Levitt ha sido ampliamente criticado. Aunque las elecciones predicen significativamente la tasa de crecimiento de la masa de fuerza policial en las ciudades, no realiza una predicción significativa de la tasa de crecimiento de la criminalidad. Como resultado de una estimación de mínimos cuadrados en dos etapas del efecto de los policías sobre el crimen, usando indicadores del año electoral como instrumento, se obtuvo que éste no es diferente de cero, e indistinto de una estimación de mínimos cuadrados ordinarios (McCrary, 2001).

entrenar al personal policial y la práctica de suavizar año a año los cambios en los recursos de la policía local, los niveles reales de policías difieren de los niveles prescritos por la fórmula de financiamiento. Estos autores utilizan la diferencia entre la cantidad real de policías y el recomendado por la fórmula como una fuente de variación exógena en el nivel de policías. Ambos estudios encuentran efectos significativamente negativos a cantidades elevadas de policías sobre la delincuencia, contra la propiedad, el crimen violento, gasto privado en seguridad y el desorden público.

En segundo lugar, respecto a la creación de un experimento natural, algunas intervenciones públicas han sido utilizadas para identificar el efecto causal de la presencia policial sobre el crimen. Las intervenciones de política o los shocks inesperados que afectan a algunos países (o grupos) pero no a otros son usadas para este propósito. Por ejemplo, Di Tella y Schargrodsky (2004) explotan las variaciones exógenas en la presencia policial que fueron causadas por ataques terroristas. Estos autores aprovecharon el aumento de la fuerza policial producto de un ataque terrorista sobre el principal centro judío en Buenos Aires en 1994. Ellos encontraron que el robo de autos disminuyó en un 75% en las zonas que fueron protegidas, a comparación de aquellas que no lo fueron. Machin y Marie (2011) usaron la introducción de la *Street Crime Initiative* (SCI) en Reino Unido y Gales, la misma que proveyó en el año 2002 recursos adicionales solo a algunas zonas policiales. Los autores encontraron que la introducción de la SCI pareció reducir significativamente el número de robos en las zonas donde fue aplicada en comparación con otras áreas que no fueron afectadas.

En este estudio nos basamos en la configuración de un experimento natural para evaluar el efecto de la intervención RSF sobre la victimización, haciendo la distinción entre crímenes contra la propiedad y crímenes violentos. Una característica fundamental de esta intervención fue que ésta nació como un piloto en la que sólo cinco ciudades fueron afectadas inicialmente por la medida de política. La creación del experimento natural de la intervención RSF nos permite estimar su efecto mediante la comparación de la victimización de la delincuencia a nivel individual en las ciudades intervenidas por el RSF con los mismos indicadores en las ciudades no intervenidas. Usando una muestra representativa de microdatos de victimización por crimen, se ha identificado el impacto empleando técnicas no experimentales, específicamente la estrategia Diferencia en Diferencias en corte transversal repetido.

La fuente de información consultada es la ENAPRES, que al ser una encuesta a hogares, no tiene los conocidos problemas que sí poseen los registros administrativos policiales. En particular, además de los típicos problemas de registro erróneo, información de este tipo suele encontrarse subreportada debido a que no todas las víctimas denuncian el mismo en la instancia policial correspondiente. Así, con información de la ENAPRES, sólo el 14% de personas que fueron víctimas de un acto delictivo lo reportaron a la policía (dato para el Perú urbano durante el periodo 2010-2012). Este error de medición genera sesgo en las estimaciones, por lo que los estudios que emplean registros administrativos como fuente de información deben tomar en cuenta esto en el análisis. La evidencia actual sobre el efecto disuasorio de la policía se limita sobre todo a los delitos que están relativamente bien reportados por el público y correctamente registrados por la policía, tales como robos de hogares y autos (Vollaard y Koning, 2009).

La demanda por delincuencia es derivada de la demanda por seguridad (Ehrlich, 1981). Esta demanda se relaciona al beneficio potencial promedio por delito, como un precio, y a la frecuencia de ataques (crímenes), como la cantidad. El precio podría ser medido como el valor diferencial de la ganancia sobre el costo de oportunidad del delincuente. Las víctimas, quienes demandan delincuencia, afectan el costo de oportunidad de los delincuentes por la cantidad de la autoprotección y compra de seguros para proteger sus propiedades. Desde una perspectiva

económica, las respuestas de las víctimas a los crímenes son importantes ya que añaden grandes costos de la delincuencia a la sociedad, con toda la población tomando eventualmente alguna medida preventiva (Vollaard y van Ours, 2011). Dado que el beneficio potencial por delincuencia es una función decreciente de la protección privada, todos los demás determinantes de oportunidades legítimas e ilegítimas se mantienen constantes, lo que por tanto debería ser una función decreciente del porcentaje de crímenes en sí mismo.

La prevención de las víctimas puede tanto sustituir como aumentar el gasto público sobre el control del crimen. Con oportunidades de ganancia en los delitos contra la propiedad desigualmente distribuidos entre la población, la selección óptima de los objetivos criminales mediante la minimización de costos para los delincuentes implica que, como la cantidad agregada de actos delictivos aumenta, los objetivos marginales seleccionados deben ser asociado con mayores costos de producción por cada sol ganado. Por esta razón, se espera que el beneficio adicional por delito sea una función decreciente de la frecuencia agregada de delitos. Dado que se espera que todos los componentes derivados de la demanda privada por delincuencia sean negativos en relación a la frecuencia (u ocurrencia) de los delitos (manteniendo constantes todos los precios de dispositivos de protección, bienestar, ingresos legítimos y parámetros de productividad), también se espera que su suma vertical sea una función continua y decreciente de la tasa de delitos.

La victimización por crimen puede ser vista como una función inversa de la demanda efectiva por delincuencia. La ocurrencia de un delito es expresada como una función de los factores que influyen en la brecha entre la ganancia y el costo de efectuar el crimen. Entre otros, también se consideran las características de las personas, características de seguridad de las zonas de residencia, la vigilancia privadas, y las intervenciones públicas que pueden incrementar la presencia policial, como por ejemplo, RSF.

En esta investigación, se estima el efecto causal de una intervención pública, RSF, sobre la victimización por crimen. Nuestra estimación de diferencia en diferencias (o de doble diferencias) muestra que las ciudades que fueron parte de la intervención, en promedio, ven reducida la victimización en crímenes contra la propiedad, en torno al 4%, en comparación con otra ciudad elegida como parte del grupo control. Un efecto similar se encontró con respecto a la probabilidad de ser víctima de un crimen violento, pero de alrededor del 2%⁷. Estos resultados son robustos ante distintas especificaciones, las cuales incluyen una estimación no lineal, incorporación de efectos fijos distritales y la estimación con y sin factores de expansión.

Esta evidencia es importante en el actual debate respecto al sistema 24x24. Además, los resultados del análisis costo-beneficio sugieren que los beneficios de la medición, en cuanto a la posible reducción de los costos generados por actividades criminales, como un porcentaje de los costos relacionados a RSF, se encuentran en un rango de 85% a 111%, dependiendo del modelo considerado.

El resto de esta investigación se encuentra distribuido de la siguiente manera. La Sección 2 presenta una descripción de la base de datos de la ENAPRES. La Sección 3 presenta el marco empírico utilizado para evaluar la intervención RSF y sus resultados. La Sección 4 muestra el análisis costo-beneficio de la intervención RSF. Finalmente, la Sección 5 concluye.

⁷ Como se señalará en la sección siguiente la variable dependiente es una dicotómica que incide si la persona fue o no víctima de algún tipo de crimen. Como el análisis es respecto a los valores promedios, y siendo el promedio de una dicotómica el porcentaje de incidencia o probabilidad de ser víctima, es que se puede hablar indistintamente como el efecto sobre la victimización o la probabilidad de ser víctima.

2. Descripción de los Datos

Este estudio hace uso de los datos de la Encuesta Nacional de Programas Presupuestales (ENAPRES). La ENAPRES es llevada a cabo anualmente por el Instituto Nacional de Estadística e Informática (INEI) desde el 2010. La ENAPRES emplea una muestra polietápica estratificada, y dependiendo del módulo, representativa de la población peruana de las zonas urbanas y rurales.

La ENAPRES es una encuesta multipropósito que incluye un capítulo de victimización por crimen con inferencia sólo a nivel de ciudades, es decir, no incluye las zonas rurales. La victimización por crimen se divide en crimen contra la propiedad y crimen violento, ambos observados a nivel individual. En el caso del primero, incluye el arrebato, robo e intento de robo a la persona, el allanamiento al hogar y el robo de vehículos (o parte de ellos). De otro lado, la victimización por crimen violento incluye lesiones graves, otras lesiones, asaltos comunes, intento de asalto, violación y atentados contra el pudor.

Tres periodos de los datos de la ENAPRES 2010, 2011 y 2012 son incluidos en este estudio. La encuesta contiene una muestra aleatoria de personas que son entrevistadas en casi todos los meses del año en que la encuesta se llevó a cabo.⁸ La victimización se refleja en los doce meses anteriores a la entrevista. Para efectos de este estudio, el periodo de mayo a diciembre de 2010 (ENAPRES 2010) constituye el periodo anterior a la intervención. A pesar que la intervención RSF funcionó plenamente después del 15 de agosto del 2011, sólo usaremos el periodo intermedio de abril a julio de 2011 (ENAPRES 2011) para un ejercicio de robustez. Debido a la naturaleza de la incidencia de la victimización en la encuesta, dentro del plazo de doce meses, agosto a diciembre de 2012 constituye el periodo posterior a la intervención en el análisis. En este estudio se tomó información de las tres ciudades que fueron afectadas por la intervención RSF (Chiclayo, Trujillo y Piura) y de tres ciudades no afectadas que conformaron el grupo control (Moyobamba, Huancayo y Cusco). Nuestra muestra para la estimación incluye 31 078 adultos de 14 años de edad a más que residen en hogares ubicados en las ciudades mencionadas anteriormente durante el periodo de estudio.

En la tabla 1 se compara las características demográficas, aquellas que pueden estar relacionadas con la victimización, en las ciudades afectadas y no afectadas por RSF antes de aplicarse la intervención en el 2011. Las pruebas de comparación de medias indican que no existen diferencias significativas entre las ciudades afectadas y no afectadas por la intervención RSF en las siguientes variables: índice de pobreza, tamaño del hogar, tasa de hogares propios, edad de las personas, porcentaje de la población femenina y tasa de desempleo. Para las ciudades afectadas y no afectadas por la intervención RSF, se encontró que sólo dos variables son estadísticamente diferentes: años de educación y hacinamiento. A pesar de estas diferencias, se ha tomado estos resultados como evidencia de una asignación aleatoria de la intervención RSF. Sin embargo, se ha controlado por estas diferencias en nuestra estimación.

[Tabla 1]

La Tabla 2 presenta la distribución de las personas de nuestra muestra dentro de las ciudades y a través de los años. Además, esta tabla resume las probabilidades de victimización por tipo de delito. La victimización por crimen contra la propiedad, en promedio, es más frecuente que ser víctima de

⁸ Mientras el barrido de la ENAPRES del 2010 recolectó información de mayo a diciembre y la ENAPRES del 2011 desde abril hasta diciembre; el barrido de la ENAPRES en el 2012 recopiló información en cada mes del año.

un crimen violento. Por un lado, el riesgo promedio de victimización por un crimen contra la propiedad varía entre veinte y veinticinco por ciento. Por otro lado, el riesgo promedio de victimización por un crimen violento fluctúa entre un cuatro y un siete por ciento.

[Tabla 2]

Además de variables relacionadas a la victimización por un delito, se ha utilizado un número de variables que puede afectar el riesgo de victimización. Estas variables son calculadas en base a los datos de la ENAPRES. El resumen estadístico de todas las variables utilizadas en el análisis se encuentran en la Tabla 3.

[Tabla 3]

Como mencionamos previamente, este estudio concierne sólo a seis ciudades: tres ciudades afectadas por la intervención RSF: Trujillo, Chiclayo y Piura; y tres ciudades no afectadas: Cusco, Huancayo y Moyobamba. A pesar de que las ciudades RSF, de acuerdo a las autoridades policiales, fueron elegidas debido a la creciente proporción de delitos y a su grado de violencia, la evidencia estadística sugiere que la elección puede ser considerada un experimento natural. En efecto, una evaluación de los datos muestra que aquellas no son las ciudades con las mayores tasas de delincuencia. Los datos de la ENAPRES indican que las ciudades con las tasas más altas de victimización en el 2011 son Puno, Abancay y Tacna. Las tasas de victimización de las ciudades afectadas por el DU 047-2011 (La Libertad, Lambayeque, Piura, Callao) se encuentran dentro del promedio. En la siguiente sección, donde se desarrolla la estrategia empírica, discutiremos la elección de las ciudades no afectadas como parte del grupo control.

3. El efecto de la presencia policial sobre la victimización

a. Estrategia empírica

Nuestro objetivo es investigar el posible efecto de la presencia policial sobre la victimización por un delito. Como la intervención RSF puede ser vista como un experimento natural, su efecto puede ser estimado mediante la comparación de las ciudades afectadas por RSF con las ciudades no afectadas. Para identificar este efecto utilizamos el incremento en las horas de trabajo de los policías generado por la intervención RSF. Hemos basado nuestra estimación, del efecto de RSF, en un modelo de probabilidad lineal en datos de corte transversal repetido, de la siguiente manera⁹:

$$[1] \Pr(V_{it} = 1|T, RSF, u) = \beta_0 + \beta_1 T_{it}^{12} + \beta_2 RSF_{it} + \beta_3 (T_{it}^{12} * RSF_{it}) + u_{it},$$

Donde V_{it} es la variable resultado de interés: victimización por crimen. Es una variable dicotómica que se activa si el individuo i ha sido víctima de un crimen en el periodo t . La dicotómica temporal T_{it}^{12} captura los factores agregados que han afectado a V_{it} a lo largo del tiempo, desde el 2010 (año que representa el periodo previo a la intervención) hasta el 2012 (año que representa el periodo posterior a la intervención). La presencia de la dicotómica RSF_{it} captura las posibles diferencias entre las personas en las ciudades afectadas por el sistema RSF y la población de las

⁹El modelo de probabilidad lineal, en contraste con modelos no lineales, es conveniente para estimar el efecto parcial de los covariados sobre la probabilidad promedio de respuesta a lo largo de su distribución (Wooldridge, 2010).

ciudades no afectadas, antes de implementarse la intervención. El coeficiente de interés, β_3 , multiplica el término de interacción ($T_{it}^{12} * RSF_{it}$). El estimador $\hat{\beta}_3$ es llamado el estimador de Diferencia-en-Diferencias (*DiD*). Éste estima las diferencias en el tiempo del riesgo de ser víctima de un delito para las personas afectadas por el sistema RSF y las que no son afectadas y luego toma la diferencia entre estas dos en momentos distintos (2010-2012). Finalmente, u_{it} es un error idiosincrático.

Se estima la ecuación [1] para ambas condiciones de victimización: i) victimización para el crimen contra la propiedad y ii) victimización por crimen violento. Para identificar el efecto de RSF sobre las ciudades intervenidas: Piura, Trujillo y Chiclayo, éstas son comparadas con tres ciudades que no han sido afectadas: Cusco, Huancayo y Moyobamba. Estas tres ciudades no intervenidas fueron elegidas como grupo control debido a que poseen características socioeconómicas similares (ver Tabla 1) y porque exhiben un patrón de crecimiento de la victimización similar a la de las ciudades intervenidas con las que se les empareja, en los años previos a la intervención: 2010 y 2011. El cumplimiento de esto último es considerado evidencia a favor del supuesto de tendencia común. Con la finalidad de identificar el estimador *DiD*, se asume que los efectos temporales T_{it}^{12} son comunes tanto en las personas afectadas como en las no afectadas. Si las tendencias difieren entre las ciudades con la intervención RSF y las del grupo control, no se podría identificar al parámetro $\hat{\beta}_3$. La intuición de la estimación es que los cambios en la tasa de victimización que no son explicados por la tendencia, son atribuidos entonces al efecto de RSF. Mostramos evidencia para respaldar el supuesto de tendencia común y, mediante eso, la idoneidad de las ciudades sin la intervención RSF como grupo control. Dos años previos a la intervención RSF y un modelo similar a la ecuación [1] para ambos tipos de victimización por crimen son empleados para dar soporte al supuesto de tendencia común:

$$[2] \ Pr(V_{it} = 1 | T_{it}^{11}, RSF_{it}, u_{it}) = \alpha_0 + \alpha_1 T_{it}^{11} + \alpha_2 RSF_{it} + \alpha_3 (T_{it}^{11} * RSF_{it}) + u_{it}.$$

Se espera que el estimador $\hat{\alpha}_3$ no sea estadísticamente significativo, pues el período de análisis contemplado es anterior al inicio de la intervención. Los resultados de la estimación son mostrados en la Tabla 4. En ambos casos se observa que la hipótesis de que el estimador $\hat{\alpha}_3$ es cero no puede ser rechazada. Este ejercicio, conocido como prueba placebo (Gertler et al., 2011), básicamente, estima el modelo *DiD* como si se tratará de estimar el efecto de una intervención hipotética, si no se encuentra impacto durante los periodos previos a la intervención, se puede asumir que la tendencia previa a la intervención es la misma para las personas en las ciudades intervenidas con el sistema RSF y en las no afectadas.

[Tabla 4]

Para asegurar la insesgadez del estimador de *DiD*, $\hat{\beta}_3$, se requiere que la intervención RSF no se encuentre sistemáticamente relacionada con otros factores que afecten V_{it} , ocultos en u_{it} . Hemos añadido covariados adicionales para tomar en cuenta la posibilidad de que dentro de la muestra aleatoria de cada grupo de ciudades existen características sistemáticamente diferentes en los dos periodos de tiempo. Asimismo, hemos incluido efectos fijos distritales en nuestro modelo.¹⁰

Entre los factores que pueden afectar la victimización por un delito, tanto de un crimen violento como de uno en contra de la propiedad, hemos considerado a las características individuales como el género, la edad, la educación y la condición de jefe de hogar. Estas características pueden señalar,

¹⁰Un distrito representa un área de administración jurídica en que son divididas las ciudades.

para potenciales delincuentes, lo valioso que podría resultar el elegir a personas con dichas características como víctima. De acuerdo con Ehrlich (1981) las personas ejercen una demanda por delincuencia mediante su exposición al riesgo. Como indicador del valor de muchas de las posibles víctimas se han tomado en cuenta algunas de las características del hogar tales como: la tasa de hacinamiento y el índice socioeconómico (NSE). También se incluyeron variables relacionadas a las medidas de prevención dentro del modelo. Asimismo se incluyeron variables dicotómicas que indican si los vecindarios de las personas cuentan con la presencia de las fuerzas de seguridad municipal, los llamados Serenazgo.

Nuestra estimación también considera posibles efectos heterogéneos de la intervención RSF. Esta intervención pretende incrementar la presencia policial a través del aumento de las horas laborales. No obstante, en línea con este tipo de medidas se tiene que para observar un efecto disuasivo efectivo, se debe tomar en cuenta las funciones de los policías (Wilson y Boland, 1978). Básicamente, a qué se dedican los policías durante esas horas extra. Wilson y Boland (1978) investiga si la estrategia de vigilancia afecta la probabilidad de arresto por robo y si esta probabilidad a su vez afecta la tasa de robos efectuados. Ellos encuentran que en aquellas ciudades en las que se logró generar una alta tasa de arrestos mediante el empleo de una estrategia de vigilancia agresiva, la proporción de robos fue menor que una en la que se conoce solamente la composición socioeconómica de la ciudad y la densidad de oportunidades criminales.

Como no se puede medir directamente la estrategia policial, hemos utilizado una variable proxy. A las personas encuestadas en la ENAPRES se les preguntó sobre si ellos han observado vigilancia policial en sus vecindarios. Hemos incluido esta variable de manera multiplicativa con RSF. Esperamos que el incremento de las horas de trabajo por sí solo no reduzca el riesgo de victimización por crimen si la presencia policial no es percibida en las calles por la población. En este caso estimamos un modelo como el siguiente:

$$[3] \Pr(V_{it} = 1 | T_{it}^{12}, RSF_{it}, X_{it}, P_{it}, u_{it}) = \beta_0 + \beta_1 T_{it}^{12} + \beta_2 RSF_{it} + \beta_3 (T_{it}^{12} * RSF_{it}) \\ + \beta_4 (RSF_{it} P_{it}) + \beta_5 (T_{it}^{12} * P_{it}) \\ + \beta_6 (T_{it}^{12} * RSF_{it} * P_{it}) + u_{it}$$

Donde P_{it} representa si el lugar de residencia de las personas cuenta con vigilancia policial la que, además, es observada por ellas. Bajo este escenario, el estimador del coeficiente β_6 representa un efecto adicional de la intervención RSF para aquellas personas cuya vecindad posee vigilancia policial.

b. Estimación

Las Tablas 5 y 6 muestran la estimación *DiD* del efecto de RSF sobre la victimización estimada con datos de corte transversal repetidos. La columna [1] muestra la estimación de la ecuación [1]: el modelo base. La regresión de la columna [2] incluye covariados adicionales. La columna [3] reporta las mismas explicativas de la columna [2], pero incluye efectos fijos distritales. Vale la pena señalar que el coeficiente RSF desaparece en este último modelo debido a la existencia de colinealidad perfecta entre los efectos fijos distritales y la aplicación del sistema *Reten-Servicio-Franco* en las ciudades intervenidas. Las columnas [4], [5] y [6] son similares a las columnas [1], [2] y [3], respectivamente, pero incorporan la hipótesis de la heterogeneidad generada por la verificación de la presencia policial por los propios encuestados.

[Tabla 5]

En el caso de la Tabla 5, en el modelo base, columna [1], la intervención RSF reduce el riesgo de victimización por crimen contra la propiedad en 4.3%. Cuando los covariados son considerados, columnas [2] y [3], el efecto de RSF se mantiene negativo y estadísticamente significativo entre 4.6% y 5.4%. Este efecto se mantiene estable cuando se incorpora la heterogeneidad en las columnas [4], [5] y [6]. No se encontró evidencia o esta no fue lo suficientemente contundente para concluir que existe heterogeneidad en el modelo. Debido a que no hay ganancia por usar alguno de los modelos con heterogeneidad, nuestra especificación preferida es la dada por la columna [3].

La Tabla 5 también muestra que el efecto de los covariados sobre el crimen contra la propiedad es estable entre las distintas especificaciones. El coeficiente de NSE es el único que cambia significativamente cuando los efectos fijos distritales son tomados en cuenta. Esta variación podría estar explicada por el hecho de que algunos componentes del índice NSE se encuentran relacionados con los distritos. La condición NSE no debería cambiar drásticamente a lo largo del tiempo.

Tomando en cuenta las características individuales, pareciera que las condiciones de género podrían jugar un rol importante. Ello disminuye el riesgo de victimización por crimen contra la propiedad en casi 3% en cualquiera de las diferentes especificaciones. A pesar de ser percibidas como un objetivo más vulnerable, las mujeres pueden también ser consideradas menos atractivas económicamente junto a otros indicadores de riqueza que son considerados en la ecuación como los años de educación o condición de jefe de hogar. Por lo tanto, las variables que están relacionadas con una posible mayor ganancia por acto delictivo, como el ser jefe de hogar y los años de educación, consistentemente incrementan el riesgo de victimización.

No se encontró evidencia de que las medidas preventivas afectan a la victimización por crímenes contra la propiedad. Efectos estadísticamente no significativos fueron encontrados para Serenazgo. Una posible explicación puede estar relacionada al hecho de que esas variables reflejan la disponibilidad del servicio en lugar de qué tan bien opera ese servicio (su efectividad). Es importante notar que el Serenazgo es una estrategia de gobierno local. Pareciera que las estrategias del Gobierno Nacional como las de la intervención RSF son más efectivas que una proveniente de Gobiernos Locales.

De otro lado, la Tabla 6 muestra la estimación *DiD* del efecto de RSF sobre la victimización por crimen violento. El efecto de la intervención RSF parece ser estable en los modelos evaluados. Ésta reduce el riesgo de sufrir un crimen violento en casi 2%, en promedio. La verificación de la presencia policial en las zonas de residencia de las personas, medido por el coeficiente de $T_{it}^{12} * RSF_{it} * P_{it}$, del mismo modo que en el caso anterior, no representa un efecto adicional sobre la victimización por crimen violento.

[Tabla 6]

El efecto de otros covariados considerados en el modelo son constantes en todas las especificaciones consideradas. Respecto a las características individuales tales como si es de género femenino y la educación, hemos encontrado que estas condiciones incrementan el riesgo de victimización por crimen violento de manera significativa. Estas variables pueden señalar un bajo costo de producción para el delincuente, reduciendo así su costo de oportunidad. Un efecto similar también es encontrado para la condición de jefe de hogar, ya que puede reflejar un posible mayor valor de las posesiones. Otras características individuales como el NSE y la tasa de hacinamiento fueron encontradas como estadísticamente no significativas.

En el caso de la medida preventiva dada por el Serenazgo se encontró significancia en los modelos con explicativas y cuando los efectos fijos distritales no fueron considerados, reduciendo el riesgo de crimen violento en 1%.

Nuestras estimaciones no son estrictamente comparables con estudios previos que calculan el efecto de la presencia policial. Nosotros representamos el efecto de la presencia policial en términos del incremento de la jornada laboral de los policías, mas no en términos de la cantidad de la fuerza policial ni del presupuesto. No obstante, encontramos algunas similitudes en términos de la dirección del efecto. Vollaard y Koning (2009) revisan literatura reciente para encontrar que en términos de elasticidad, el incremento de uno por ciento en la fuerza policial per cápita reduce la victimización por un delito contra la propiedad entre 35% y 50%. La revisión de Vollaard y Koning (2009) encontró que la elasticidad de la presencia policial respecto al crimen violento estuvo entre 28% y 86%.¹¹

4. Ejercicio de Robustez

Para confirmar la validez de nuestros resultados, hemos re-estimado nuestro modelo bajo distintas especificaciones. El análisis se realiza sobre el modelo favorito rotulado como [3], es decir el modelo con covariados y efectos fijos distritales. Para el ejercicio de robustez se han considerado los efectos que tienen en la estimación la incorporación del factor de expansión poblacional de la encuesta, el momento en el año que se ha aplicado la encuesta (efecto fijo temporal) y la estimación del modelo empleando una especificación no lineal del tipo probit. Los resultados de los coeficientes estimados son mostrados en la Tabla 7.

La columna [1] presenta nuestro modelo preferido y sirve como comparación. Hemos re-estimado este modelo en la columna [2] tomando en cuenta efectos fijos mensuales. En la especificación de la columna [3], adicionalmente, hemos tomado en cuenta la ponderación de la muestra. Finalmente, en las columnas [4], [5] y [6] se ha cambiado la forma funcional de la ecuación [3]. Se estimó la ecuación usando un modelo probit siguiendo la misma lógica presentada en las tres primeras columnas. En este último caso la estimación del efecto basado en doble diferencias sigue lo planteado por Puhani (2012).¹²

[Tabla 7]

Nuestra estimación parece ser robusta bajo distintos escenarios. En el modelo de probabilidad lineal, columnas [1] a [3], los resultados indican una reducción estadísticamente significativa en el riesgo de crímenes contra la propiedad de 5.2-5.4%. Los resultados del modelo no lineal, de las columnas [4] a [6], no se encuentran alejados de su contraparte lineal, pues el impacto se encuentra entre 5.2% y 5.6%. En el caso de crimen violento, la reducción en el riesgo de crimen está entre 2.0% y 2.5%, en el caso de la especificación lineal y entre 3.6% y 4.9% en el caso del modelo no lineal.

¹¹Vollaard y Koning (2009) también reportaron los resultados de Lin (2009) que son considerados *outliers*, debido a que son mucho más grandes que los reportados anteriormente.

¹²Puhani (2012) señala que en un modelo no lineal de diferencias en diferencias, el efecto tratamiento no es la simple igualación de la diferencia cruzada de los resultados observados, pero sí igual a la diferencia de dos diferencias cruzadas: la diferencia cruzada de la esperanza condicional del resultado observado menos la diferencia cruzada de la esperanza condicional del posible resultado sin tratamiento.

5. Análisis Costo-Beneficio

Nuestra estimación del impacto de la intervención RSF sugieren que el riesgo de ser víctima de un crimen contra la propiedad y un crimen violento se podría reducir en un 5.4% y 2.0%, respectivamente. Estas estimaciones deben ser tomadas cautelosamente debido a la validez externa. A pesar de la robustez de nuestras estimaciones, el supuesto de la selección aleatoria de las ciudades dentro de la intervención RSF puede aún ser cuestionada. Nosotros utilizamos esta estimación para realizar un análisis costo-beneficio de la intervención RSF. Aunque somos conscientes de las limitaciones de este ejercicio. Este puede ser considerado entonces, meramente especulativo. Nuestro análisis costo-beneficio es similar a uno desarrollado por Levitt (1997) y Vollaard y Hamed (2009).

En Perú, las actividades delictivas cuestan aproximadamente 71.6 billones de Nuevos Soles cada año (CONASEC, 2010). Esta estimación incluye los gastos y esfuerzos por combatir la delincuencia, la pérdida de las víctimas y el desvío de recursos legítimos debido a propósitos ilícitos. Los criminales se llevan un total de 48.8 billones de Nuevos Soles. El estado peruano y las empresas privadas gastan 9.31 billones Nuevos Soles en prevención, procesos judiciales y sanciones. Las víctimas de crímenes pierden 4.94 billones de Nuevos Soles y los daños económicos en el país totalizan 11.5 billones de Nuevos Soles. Por lo tanto el costo de la delincuencia se estima en 25.8 billones de Nuevos Soles [PORQUE EL CÁLCULO NO SE HACE CON LOS 71.6 BILLONES MENCIONADO AL INICIO DEL PÁRRAFO?]. Estas cifras se encuentran agregadas. No se presentan estimaciones para el crimen contra la propiedad y el crimen violento en particular. En consecuencia, deberíamos agregar también nuestras estimaciones del impacto de RSF sobre la victimización. En nuestros modelos hemos agregado las variables dependientes en una sola, que se activa cuando las personas han sido víctimas ya sea de un delito contra la propiedad o de un crimen violento en los últimos doce meses. Utilizamos tres especificaciones para el modelo de la intervención RSF como en un análisis de sensibilidad.

La Tabla 8 muestra los resultados del análisis costo-beneficio. Los resultados varían, de acuerdo, con la especificación del modelo tomada para estimar el impacto de la intervención RSF. La fila A muestra el costo de la delincuencia para la sociedad. La fila B representa la reducción en el riesgo de victimización y varía según la columna. Ésta agrega el impacto de ambos: victimización por crímenes contra la propiedad y victimización por crímenes violentos. Mientras la columna [1] muestra los resultados de nuestro modelo preferido como el señalado en la ecuación [3]; las columnas [2] y [3] presentan los resultados de un modelo como el de la ecuación [2] con y sin covariados, respectivamente. Los resultados sugieren que el impacto de la intervención RSF sobre la victimización por crimen es una reducción en el riesgo alrededor de 4.6%, 4.8% y 5.7%. El beneficio de la intervención RSF, fila C, es la posible reducción en el costo generado por las actividades criminales debido a la intervención. Por los gastos generados en la implementación de RSF, hemos considerado lo que sería el costo para todo el país, fila D. Dado que los costos de la delincuencia estimados son expresados en términos de todo el país, esto hace que las estimaciones sean menos complicadas si evaluamos costos y beneficios, también, en términos de todo el país.¹³ Por lo tanto, el ratio costo-beneficio, fila E, implica que por cada Nuevo Sol gastado en aumentar la presencia policial, a través de la intervención RSF, alrededor de 0.91 Nuevos Soles, 0.95 Nuevos Soles y 1.13 Nuevos Soles, respectivamente, son ahorrados en términos de costos generados por actividades delictuales.

¹³Sin embargo, los posibles problemas de validez externa de nuestra estimación están presentes. Estos resultados, como inicialmente se mencionó, deben ser tomados cautelosamente.

[Tabla 8]

Por tanto, el total de los costos de la intervención exceden los posibles beneficios de la medida de política en los dos primeros casos y sólo en el caso de la columna [3], la cual es considerada la estimación más alta del efecto de RSF, los beneficios son mayores que los costos, pero por un bajo margen. Dado que los costos solo consideran los salarios de la fuerza policial, la proporción costo-beneficio debe ser baja. Similar a lo encontrado por Vollaard y Hamed (2009), nuestra tasa de costo-beneficio es mayor que la unidad en nuestro modelo preferido el cual es mostrado en la columna [3], no obstante, debe tomarse en cuenta que los costos sólo contemplan pago al personal, por lo que pueden ser tratados como un piso. Esto se suma al punto de que otras medidas pueden ser más costo efectivas en disminuir la victimización por crimen y mejorar la eficacia de la presencia policial.

6. Conclusiones

En este estudio hemos estimado el impacto de la intervención RSF sobre la victimización de la población por crimen: en delitos contra la propiedad y crímenes violentos. El RSF incrementa las horas laborales de los policías, lo que actúa como una medida de una mayor presencia policial en las ciudades donde ha sido implementada. A diferencia de la literatura convencional, hemos medido el efecto de tener una mayor presencia policial y no de un mayor número de agentes policiales. El efecto de RSF ha sido estimado mediante la comparación de la victimización por crimen a nivel individual en las ciudades en las que se implementó el RSF y aquellas en las que no, bajo la lógica de un experimento natural, pues la intervención se implementó como un piloto (esta intervención fue aplicada inicialmente sólo en cinco ciudades).

Utilizando los datos de la encuesta de hogares de la ENAPRES, nuestra estimación sugiere que la intervención RSF es claramente efectiva en reducir la victimización por crímenes contra la propiedad y en menor grado la victimización por crímenes violentos. Además, al parecer las fuerzas municipales de seguridad, Serenazgo, nos son tan efectivas como lo son los policías, o al menos no se encontró suficiente evidencia que permita afirmar lo contrario. De este modo, se ha encontrado un efecto no significativo del Serenazgo sobre la reducción del riesgo en las personas de ser víctimas de un crimen.

La robustez de nuestra estrategia empírica se confirma por dos enfoques. En primer lugar, hemos probado el supuesto de tendencia común a través de una estimación placebo. Esta prueba parece evidenciar que el patrón de crecimiento de la victimización es similar cuando comparamos las ciudades afectadas por RSF con aquellas ciudades no afectadas previo a la intervención. En segundo lugar, obtuvimos estimaciones similares del efecto de la intervención RSF usando diferentes especificaciones como un modelo no lineal y cuando consideramos la ponderación muestral del diseño de la encuesta y efectos fijos mensuales.

El análisis costo-beneficio llevado a cabo en este estudio indica que los beneficios arrojados por la intervención RSF son similares a sus costos. Aunque estas estimaciones son solo especulativas, y respetando las posibles amenazas de la validez externa, esto sugiere que se requiere medidas más costo efectivas para atacar las tasas de victimización.

Creemos que se necesita mayores investigaciones respecto a cómo prevenir la victimización por crimen violento. Hemos encontrado un pequeño impacto significativo, 2%, comparado con el efecto sobre la victimización por crímenes contra la propiedad que se estima en 5.4%. Otros estudios han encontrado un gran efecto disuasivo de la presencia policial sobre el crimen violento.

Sin embargo, la literatura no es concluyente respecto al efecto disuasivo sobre el crimen violento como lo es en el caso de los delitos contra la propiedad, a pesar de la existencia de problemas de endogeneidad. Estudios psicológicos, clínicos y sociológicos han avanzado más con respecto a las causas del crimen violento y, por ello, proponen soluciones diferentes a las de la presencia policial.

REFERENCIAS

Becker, G. S., 1974. Crime and Punishment: An Economic Approach. *Journal of Political Economy* 76(2), 169–217.

Consejo Nacional de Seguridad Ciudadana – CONASEC, 2010. La Inseguridad Ciudadana y sus Implicancias en los Costos de las Empresas. CONASEC, Lima.

Carrión, J.F., P. Zárate and M.A. Seligson, 2012. Cultura política de la democracia en Perú, 2012: hacia la igualdad de oportunidades. USAID, Lima.

Di Tella, R. and E. Schargrodsky, 2004. Do Police Reduce Crime? Estimate Using the

Allocation of Police Forces after a Terrorist Attack. *The American Economic Review* 94(1), 115-133.

Ehrlich, I., 1974. Participation in Illegitimate Activities -- An Economic Analysis, in The

Economics of Crime and Punishment, Becker and Landes, eds., Columbia University Press, New York, 1974, pp. 68-134.

Ehrlich, I., 1981. On the Usefulness of Controlling Individuals: An Economic Analysis of Rehabilitation, Incapacitation, and Deterrence. *The American Economic Review* 71(3), 307-322.

Gertler, P., S. Martinez, P. Premand, L. Rawlings and C. Vermeersch, 2011. Impact Evaluation in Practice. The World Bank, Washington, DC.

Kolenikov, S. and G. Angeles, 2009. Socioeconomic status measurement with discrete proxy variables: Is principal component analysis a reliable answer? *Review of Income and Wealth* 55 (1), 128-165.

Harbaugh, W.T., N. Mocan and M.S. Visser, 2011. Theft and Deterrence. IZA DP No. 5813.

Kolenikov, S and G. Angeles, 2009. Socioeconomic Status Measurement With Discrete Proxy Variables: Is principal Component Analysis a Reliable Answer? *Review of Income and Wealth* 55(1), 128-165.

Levitt, S.D., 1997. Using Electoral Cycles in Police Hiring to Estimate the Effect of Police on Crime. *American Economic Review* 87(3), 270-90.

Machin S. and O. Marie, 2011. Crime and Police Resources: The Street Crime Initiative. *Journal of the European Economic Association* 9(4), 678-701.

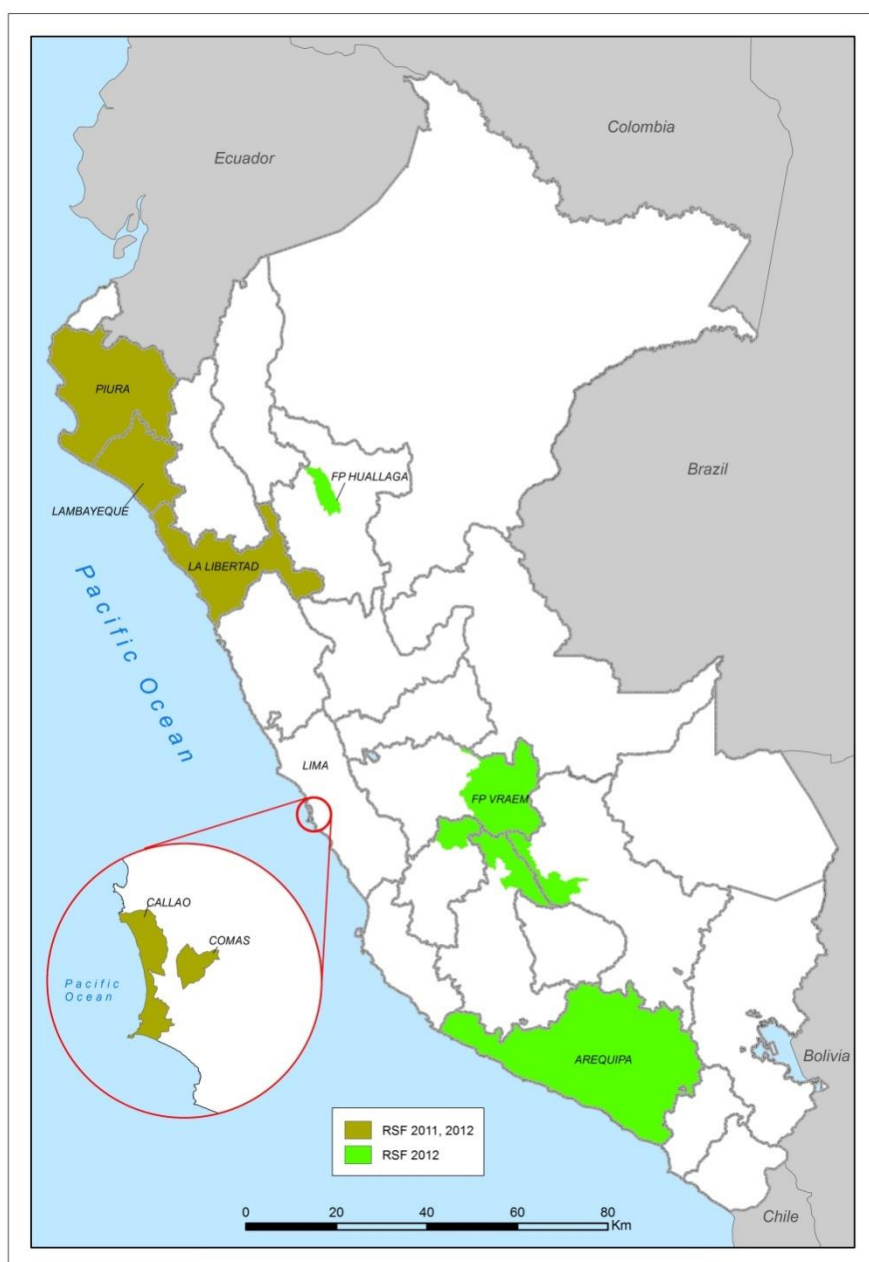
McCrary, J., 2002. Using Electoral Cycles in Police Hiring to Estimate the Effect of Police on Crime: Comment. *American Economic Review* 92(4), 1236-1243.

Philipson, T.J. and Posner, R.A., 1996. The economic epidemiology of crime. *Journal of Law and Economics* 39(2), 405–36.

- Puhani, P.A., 2012. The treatment effect, the cross difference, and the interaction term in nonlinear “difference-in-differences” models. *Economics Letters* 115(1), 85–87.
- Tseloni, A., K. Witterbrood, G. Farrell and K. Pease, 2004. Burglary Victimization in England and Wales, The United States and the Netherlands: A Cross-National Comparative test of Routine Activities and Lifestyle Theories. *British Journal of Criminology* 44(1), 66-91.
- Vollaard, B. and P. Koning, 2009. The effect of police on crime, disorder and victim precaution. Evidence from a Dutch victimization survey. *International Review of Law and Economics* 29(4), 336–348
- Vollaard, B. and J. Hamed, 2009. The Effect of Police on Recorded Crime vs. The Effect of Police on Victimization of Crime. Evidence for England and Wales. Discussion Paper 2009-012, Tilburg University, Tilburg Law and Economic Center.
- Vollaard, B. and J. van Ours, 2011. Does regulation of built-in security reduce crime? Evidence from a natural experiment. *The Economic Journal* 121(552), 485-504.
- Wilson J. Q. and B. Boland, 1978. The Effect of the Police on Crime. *Law & Society Review* 12(3), 367-390.
- Wooldridge J., 2002. *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*. Cambridge: The MIT Press.

Figuras

Figura 1.
Perú. Ciudades cubiertas por el plan *RSF* 2011-2012.



Tablas

Tabla 1.

Características demográficas de las ciudades *RSF* afectadas y no afectadas, 2011.

	Ciudades RSF afectadas	Ciudades RSF NO afectadas	Diferencia
	[1]	[2]	[1]-[2]
Tasa de pobreza ¹	0.30 (0.02)	0.23 (0.02)	0.06 (0.03)
Tamaño del hogar ²	4.98 (0.08)	4.85 (0.09)	0.12 (0.12)
Tasa de propiedad de la vivienda ³	0.66 (0.02)	0.65 (0.02)	0.01 (0.02)
Edad ⁴	31.85 (0.40)	31.20 (0.38)	0.65 (0.55)
Hacinamiento ⁵	1.55 (0.04)	1.86 (0.05)	-0.32 (0.07)
Población femenina ⁶	0.50 (0.01)	0.50 (0.01)	0.01 (0.01)
Educación del jefe de hogar ⁷	8.53 (0.16)	9.55 (0.19)	-1.02 (0.25)
Tasa de desempleo ⁸	0.04 (0.00)	0.04 (0.00)	0.00 (0.01)

Fuente: INEI. Encuesta Nacional de Hogares - ENAHO (2011). Elaboración propia.

Desviación estándar en paréntesis.

Información a nivel urbano.

¹ Porcentaje de hogares viviendo debajo de la línea de pobreza.

² Número de miembros del hogar.

³ Porcentaje de propietarios de hogares.

⁴ Edad en años.

⁵ Ratio del número de miembros del hogar dividido por el número de habitaciones en el hogar.

⁶ Porcentaje de mujeres en la población total.

⁷ Años de educación del jefe de hogar.

⁸ Porcentaje de adultos desempleados (14 o más años de edad) en la fuerza laboral.

Tabla 2.
Victimización observada según ciudades (2010-2012).

	2010			2011			2012		
	Tamaño muestral (N)	Crimen contra la propiedad	Crimen Violento	Tamaño muestral (N)	Crimen contra la propiedad	Crimen Violento	Tamaño muestral (N)	Crimen contra la propiedad	Crimen Violento
RSF ciudades afectadas									
Total	11,889	0.22 (0.42)	0.06 (0.25)	12,130	0.25 (0.43)	0.06 (0.24)	4,792	0.20 (0.40)	0.04 (0.20)
Trujillo	4,223	0.25 (0.43)	0.09 (0.28)	4,273	0.25 (0.43)	0.06 (0.23)	1,773	0.20 (0.40)	0.04 (0.20)
Chiclayo	3,556	0.22 (0.41)	0.02 (0.14)	3,700	0.23 (0.42)	0.03 (0.18)	1,378	0.19 (0.39)	0.02 (0.14)
Piura	4,110	0.20 (0.40)	0.08 (0.27)	4,157	0.25 (0.43)	0.09 (0.28)	1,641	0.20 (0.40)	0.05 (0.22)
RSF ciudades no afectadas									
Total	10,333	0.21 (0.41)	0.07 (0.26)	10,170	0.23 (0.42)	0.06 (0.24)	4,064	0.23 (0.42)	0.07 (0.25)
Cusco	3,094	0.26 (0.44)	0.08 (0.27)	3,099	0.29 (0.46)	0.09 (0.29)	1,173	0.30 (0.46)	0.09 (0.29)
Huancayo	3,268	0.29 (0.46)	0.09 (0.28)	3,203	0.31 (0.46)	0.06 (0.23)	1,251	0.28 (0.45)	0.07 (0.26)
Moyobamba	3,971	0.11 (0.31)	0.06 (0.23)	3,868	0.11 (0.32)	0.05 (0.22)	1,640	0.14 (0.35)	0.05 (0.21)

Fuente: ENAPRES (2010-2012). Elaboración propia.
Desviaciones estándar en paréntesis.

Tabla 3.
Estadísticas muestrales (2010 y 2012).

	Ciudades RSF	Ciudades No-RSF	Diferencia
	[1]	[2]	[1] - [2]
Características Individuales			
Mujer ¹	0.53 (0.00)	0.52 (0.00)	0.00 (0.00)
Edad ²	39.41 (0.23)	38.81 (0.24)	0.61 (0.33)
Años de educación ³	9.38 (0.10)	9.73 (0.11)	-0.35 (0.14)
Características familiares			
Jefe de hogar ⁴	0.34 (0.00)	0.38 (0.00)	-0.04 (0.00)
Hacinamiento ⁵	1.51 (0.02)	1.73 (0.03)	-0.22 (0.04)
NSE ⁶	0.31 (0.01)	0.32 (0.00)	-0.01 (0.01)
Medidas cautelares			
P ⁷	0.37 (0.01)	0.17 (0.01)	0.20 (0.01)
Serenazgo ⁸	0.40 (0.01)	0.32 (0.01)	0.08 (0.02)
N	16,681	14,397	

Fuente: ENAPRES (2010 y 2012). Elaboración propia.

Desviaciones estándar en paréntesis.

¹ Variable dicotómica. Indica si el individuo es mujer.

² Edad en años.

³ Años de educación.

⁴ Variable dicotómica. Indica si el individuo es jefe de hogar.

⁵ Ratio del número de miembros del hogar dividido por el número de habitaciones en el hogar.

⁶ Índice construido usando la metodología propuesto por Kolenikov y Angeles (2009). El índice resume las características de la pobreza tal como el material predominante en las paredes, pisos y techos.

⁷ Variable dicotómica. Indica si el individuo vive en un vecindario en la que se observa presencia policial.

⁸ Variable dicotómica. Indica si el individuo vive en un vecindario con fuerzas de seguridad municipal.

Tabla 4.

Prueba placebo.

Modelo de probabilidad lineal estimado con pool de datos 2010-2011.

	Var.Dep.: Victimización crimen contra la propiedad [N=44,522]	Var. Dep.: Victimización crimen violento [N=44,522]
T^{11}	0.018** (0.01)	-0.003 (0.01)
RSF	0.01 (0.03)	-0.01 (0.01)
$T^{11} * RSF$	0.006 (0.01)	0.003 (0.01)
Constante	0.213*** (0.02)	0.074*** (0.01)
Adj. R^2	0.001	0.000

Fuente: ENAPRES (2010- April to July on 2011). Elaboración propia.

* <0.10, ** <0.05, *** <0.01.

Errores estándar robustos según Huber-White y clusterizados por distritos en paréntesis.

La dimensión del modelo consiste de dos períodos: 2010 y 2011 (Abril a Julio). En ambos modelos, el periodo base es 2010.

Tabla 5

DiD. Estimación del efecto de la intervención RSF sobre el daño a la propiedad.
Modelo de probabilidad lineal empleando datos de corte transversal repetido.

	[1]	[2]	[3]	[4]	[5]	[6]
$RSF * T^{12}$	-0.043*** (0.02)	0.046*** (0.01)	-0.054*** (0.02)	-0.042** (0.02)	-0.044** (0.02)	-0.048** (0.02)
RSF	0.01 (0.03)	0.02 (0.02)		0.019 (0.03)	0.02 (0.02)	
T^{12}	0.016 (0.01)	0.016 (0.01)	0.022* (0.01)		-0.027 (0.006)	-0.029 (0.006)
Mujer ¹		-0.027*** (0.01)	-0.029*** (0.01)		-0.027*** (0.01)	-0.029*** (0.01)
Edad ²		-0.003*** (0.00)	-0.003*** (0.00)		-0.003*** (0.00)	-0.003*** (0.00)
Educación ³		0.013*** (0.00)	0.011*** (0.00)		0.013*** (0.00)	0.011*** (0.00)
Jefe de Hogar ⁴		0.035*** (0.01)	0.035*** (0.01)		0.035*** (0.01)	0.035*** (0.01)
Hacinamiento ⁵		0.00 (0.00)	-0.008*** (0.00)		0.001 (0.00)	-0.008*** (0.00)
NSE ⁶		-0.141*** (0.03)	-0.001 (0.01)		-0.143*** (0.03)	-0.003 (0.02)
Serenazgo ⁷		0.001 (0.01)	-0.02 (0.01)		0.009 (0.03)	-0.009 (0.02)
$RSF * T^{12} * P$				0.002 (0.03)	0.009 (0.03)	-0.009 (0.02)
$P * RSF$				-0.022** (0.01)	-0.022*** (0.01)	-0.026*** (0.01)
$P * T^{12}$				-0.008 (0.03)	-0.016 (0.02)	-0.003 (0.01)
Constante	0.213*** (0.02)	0.235*** (0.03)	0.247*** (0.02)	0.214*** (0.02)	0.233*** (0.03)	0.250*** (0.02)
Efectos Fijos Distrit.	No	No	Si	No	No	Si
N	30 491	29 281	29 281	29 901	29 080	29 080
Adj. R^2	0.001	0.047	0.074	0.001	0.047	0.074

* <0.10, ** <0.05, *** <0.01.

Errores estándar robustos según Huber-White y clusterizados por distritos en paréntesis.

La dimensión temporal del modelo consiste de dos periodos: 2010 y 2012. En todos los modelos, el periodo base es 2010.

¹Variable dicotómica. Indica si el individuo es una mujer.

²Edad en años.

³Años de educación.

⁴Variable dicotómica. Indica si el individuo es jefe de hogar.

⁵Ratio del número de miembros del hogar dividido por el número de habitaciones en la casa.

⁶Índice construido usando la metodología propuesta por Kolenikov y Angeles (2009). El índice resume variables que típicamente son consideradas proxy de la pobreza estructural tales como el material predominante en las paredes, pisos y techos.

⁷Variable dicotómica. Indica si el individuo vive en un vecindario con presencia de fuerzas de seguridad municipal.

Tabla 6

DiD. Estimación del efecto de la intervención RSF sobre el crimen violento.

Modelo de probabilidad lineal empleando datos de corte transversal repetido.

	[1]	[2]	[3]	[4]	[5]	[6]
<i>RSF * T¹²</i>	-0.018** (0.01)	-0.018** (0.01)	-0.020** (0.01)	-0.022** (0.01)	-0.023** (0.01)	-0.025** (0.01)
<i>RSF</i>	-0.010 (0.01)	-0.010 (0.01)		-0.003 (0.01)	-0.002 (0.01)	
<i>T¹²</i>	-0.006 (0.01)	-0.007 (0.01)	-0.007 (0.01)	-0.005 (0.01)	-0.006 (0.01)	-0.007 (0.01)
Mujer ¹		0.012*** (0.00)	0.012*** (0.00)		0.013*** (0.00)	0.012*** (0.00)
Edad ²		-0.000*** (0.00)	-0.001*** (0.00)		-0.000*** (0.00)	-0.001*** (0.00)
Educación ³		0.001** (0.00)	0.001* (0.00)		0.001** (0.00)	0.001* (0.00)
Jefe de hogar ⁴		0.021*** (0.00)	0.021*** (0.00)		0.021*** (0.00)	0.021*** (0.00)
Hacinamiento ⁵		0.001 (0.00)	0.001 (0.00)		0.001 (0.00)	0.001 (0.00)
NSE ⁶		0.013 (0.02)	0.015 (0.01)		0.012 (0.02)	0.014 (0.01)
Serenazgo ⁷		0.010* (0.00)	-0.001 (0.00)		0.010*** (0.00)	0.001 (0.00)
<i>RSF * T¹² * P</i>				0.021 (0.01)	0.025* (0.01)	0.019 (0.01)
<i>P * RSF</i>				-0.021*** (0.01)	-0.025*** (0.01)	-0.015*** (0.01)
<i>P * T¹²</i>				-0.010 (0.01)	-0.013 (0.01)	-0.004 (0.01)
Constante	0.074*** (0.01)	0.063*** (0.01)	0.063*** (0.01)	0.075*** (0.01)	0.061*** (0.01)	0.064*** (0.01)
Efectos Fijos Distrit.	No	No	Yes	No	No	Yes
<i>N</i>	30 491	29 281	29 281	29 901	29 080	29 080
Adj. <i>R</i> ²	0.002	0.004	0.014	0.003	0.005	0.014

* <0.10, ** <0.05, *** <0.01.

Errores estándar robustos según Huber-White y clusterizados por distritos en paréntesis.

La dimensión temporal del modelo consiste de dos periodos: 2010 y 2012. En todos los modelos, el periodo base es 2010.

¹ Variable dicotómica. Indica si el individuo es una mujer.

² Edad en años.

³ Años de educación.

⁴ Variable dicotómica. Indica si el individuo es jefe de hogar.

⁵ Ratio del número de miembros del hogar dividido por el número de habitaciones en la casa.

⁶ Índice construido usando la metodología propuesta por Kolenikov y Angeles (2009). El índice resume variables que típicamente son consideradas proxy de la pobreza estructural tales como el material predominante en las paredes, pisos y techos.

⁷ Variable dicotómica. Indica si el individuo vive en un vecindario con presencia de fuerzas de seguridad municipal.

Tabla 7

Análisis de Robustez de la Estimación DiD del efecto de la intervención *RSF* sobre el crimen.

	Modelo de Probabilidad Lineal			Modelo Probit		
	[1]	[2]	[3]	[4]	[5]	[6]
Crimen contra la propiedad						
	-0.054***	-0.054***	-0.052***	-0.055***	-0.056***	-0.052***
	(0.015)	(0.015)	(0.016)	(0.018)	(0.018)	(0.017)
	<i>N</i> =	<i>N</i> =	<i>N</i> =	<i>N</i> =	<i>N</i> =	<i>N</i> =
	29281	29281	28684	29063	29063	29044
	<i>R</i> ² =	<i>R</i> ² =	<i>R</i> ² =	<i>R</i> ² =	<i>R</i> ² =	<i>R</i> ² =
	0.074	0.074	0.074	0.0835	0.0841	0.083
Crimen violento						
	-0.020**	-0.021**	-0.025**	-0.036*	-0.041*	-0.049*
	(0.01)	(0.01)	(0.01)	(0.02)	(0.02)	(0.03)
	<i>N</i> =	<i>N</i> =	<i>N</i> =	<i>N</i> =	<i>N</i> =	<i>N</i> =
	29281	29281	28684	28188	28188	28170
	<i>R</i> ² =	<i>R</i> ² =	<i>R</i> ² =	<i>R</i> ² =	<i>R</i> ² =	<i>R</i> ² =
	0.014	0.015	0.016	0.0408	0.0435	0.0474
Características del modelo						
Ponderado	No	No	Si	No	No	Si
Efecto fijo distrital	Si	Si	Si	Si	Si	Si
Efecto fijo mensual	No	Si	Si	No	Si	Si

* <0.10, ** <0.05, *** <0.01.

Errores estándar robustos según Huber-White y clusterizados por distritos en paréntesis.

La dimensión temporal del modelo consiste de dos periodos: 2010 y 2012. En todos los modelos, el periodo base es 2010.

Modelos [1], [2] y [3] son basados en la ecuación [3].

Para los modelos [4], [5] y [6] los efectos fueron estimados siguiendo a Puhani (2012).

Tabla 8
Análisis Costo beneficio de la intervención *RSF*

		[1]	[2]	[3]
Costo del Crimen ¹ (PEN Mills)	A	25,750	25,750	25,750
Efecto promedio del <i>RSF</i> ² (%)	B	4.6%	4.8%	5.7%
Beneficio del <i>RSF</i> (PEN Mills)	C=A*B	1,185	1,236	1,468
Gasto total en el <i>RSF</i> ³ (PEN Mills)	D	1,296	1,296	1,296
Ratio Costo-Beneficio	E=C/D	91%	95%	113%

Elaboración propia. En todos los casos se asume que el efecto es el impacto promedio entre crimen violento y daño a la propiedad. Las columnas [1], [2] y [3] hacen referencia al modelo nulo (sin covariados), con covariados y efectos fijos distritales con covariados, respectivamente.

Notas:

¹ Tomado de CONASEC (2010). Incluye gastos del gobierno y compañías en prevención y procesos judiciales, pérdida de las víctimas y daños económicos en el país.

² Estimación propia.

³ Cálculo basado en un incremento salarial de 1,080 PEN a la fuerza policial involucrada.

Disclaimer for the series

MSSD Discussion Papers contain preliminary material and research results, and are circulated prior to a full peer review in order to stimulate discussion and critical comment. It is expected that most Discussion Papers will eventually be published in some other form, and that their content may also be revised.