



Instituto de Economía

Facultad de Ciencias Económicas y de Administración
Universidad de la República - Uruguay

Transferencias Monetarias y Crimen. Evidencia para la última década en Montevideo.

Cecilia Alonso Battaglia

INSTITUTO DE ECONOMÍA

Serie Documentos de Investigación Estudiantil

Abril, 2018

DIE 02/2018

ISSN: 2301-1963 (en línea)

La autora agradece especialmente a Marcelo Perera y Nicolás Trajtenberg por sus permanentes aportes y dedicación desde sus roles de tutores del presente Trabajo Final de Grado. A Andrea Vigorito y Jorge Campanella, por sus valiosos comentarios y constante orientación a lo largo del desarrollo de este documento. A Fernando Borraz que como comentarista brindó excelentes recomendaciones metodológicas y sugerencias para futuras investigaciones que implicaron grandes aportes a la formación. A Emiliano Tealde, Diego Aboal, Cecilia Lara y Augusto Souto, por sus diversas contribuciones. A mi familia y amigos por su invaluable apoyo en la totalidad del trayecto de la Licenciatura.

También se agradece al Observatorio Nacional sobre Violencia y Criminalidad del Ministerio del Interior por haber proporcionado registros administrativos sobre denuncias para realizar este documento.

Todos los errores u omisiones son mi entera responsabilidad.

Forma de citación sugerida para este documento: Alonso, C. (2018). “Transferencias Monetarias y Crimen. Evidencia para la última década en Montevideo”. Serie Documentos de investigación estudiantil, DIE 02/2018. Instituto de Economía, Facultad de Ciencias Económicas y Administración, Universidad de la República, Uruguay.

Transferencias Monetarias y Crimen. Evidencia para la última década en Montevideo.

Cecilia Alonso Battaglia*

Resumen

Este trabajo analiza el efecto de las Asignaciones Familiares del Plan de Equidad, un programa implementado en 2008 de transferencias monetarias condicionadas a los hogares con menores de 18 años y situación de vulnerabilidad socioeconómica, sobre los delitos contra la propiedad en la ciudad de Montevideo. La metodología utilizada consiste en la aplicación de modelos tradicionales (Efectos fijos y GMM Arellano-Bond) y modelos espaciales (Durbin) sobre un panel de datos anual donde la unidad de análisis son las seccionales policiales, el mismo se construyó a partir de registros administrativos de denuncias y las Encuestas Continuas de Hogares para el período 2004 a 2016. El análisis revela que el programa no tiene un efecto estadísticamente significativo sobre los delitos contra la propiedad.

JEL: I28, I38, K42, C21, C23

Palabras claves: Programas de transferencias condicionadas, crimen, Econometría Espacial, Uruguay.

Cash Transfers and Crime. Evidence for the last decade in Montevideo.

Cecilia Alonso Battaglia

Abstract

This paper analyzes the effect of the *Asignaciones Familiares del Plan de Equidad*, a conditional cash transfer programme targeted to households with children under 18 years old and a vulnerable socio-economic situation, on property crimes in the city of Montevideo. The methodology used consists on the application of traditional models (Fixed effects and GMM Arellano-Bond) and spatial models (Durbin) on a data panel defined annually at the police jurisdiction level, built with administrative records of complaints and information gathered from the uruguayan Household Surveys for the period 2004 to 2016. The analysis reveals that the programme has no statistical significant effect on property crime.

JEL code: I28, I38, K42, C21, C23

Key words: Conditional cash transfers, crime, Spatial Econometrics, Uruguay.

Índice

| | |
|--|-----------|
| 1. Introducción | 6 |
| 2. Programa Asignaciones Familiares del Plan de Equidad | 9 |
| 3. Marco teórico | 10 |
| 3.1. Corrientes criminológicas | 10 |
| 3.2. Enfoque económico del crimen | 12 |
| 3.3. Canales que vinculan transferencias y delitos | 14 |
| 4. Antecedentes | 15 |
| 4.1. Evidencia empírica sobre determinantes del delito. | 15 |
| 4.2. Relación entre transferencias condicionadas y criminalidad | 17 |
| 4.2.1. Relación negativa | 17 |
| 4.2.2. Relación positiva | 18 |
| 4.2.3. Relación inexistente | 18 |
| 5. Hipótesis | 19 |
| 6. Estrategia empírica | 19 |
| 6.1. Descripción de los datos | 20 |
| 6.2. Definición de variables | 23 |
| 6.3. Modelos de Econometría Clásica | 25 |
| 6.4. Modelos de Econometría Espacial | 26 |
| 6.5. Forma funcional de los modelos a estimar y resultados esperados | 30 |
| 7. Resultados | 31 |
| 7.1. Chequeos de robustez | 39 |
| 8. Conclusiones | 40 |
| Referencias | 42 |
| 9. Anexo | 47 |

1. Introducción

Los programas sociales basados en transferencias condicionadas se han implementado extensamente en diversos países de América Latina con el objetivo principal de reducir la pobreza y la desigualdad (Cecchini et al, 2011). A su vez, dicho continente se caracteriza por ser el más violento del planeta (UNODC, 2014), mientras que en el resto del mundo los niveles de violencia tienden a disminuir, América Latina es la única región donde en promedio la violencia se ha intensificado desde 2005 (Jaitman et al, 2015). Esto ha dado lugar a una incipiente literatura que busca analizar las posibles externalidades de los programas de transferencias condicionadas sobre indicadores de criminalidad. El presente trabajo busca aportar evidencia sobre dicho vínculo para el caso de Montevideo, particularmente se busca analizar el efecto sobre actividades delictivas del programa social Asignaciones Familiares del Plan de Equidad implementado en Uruguay.

En el año 2005 se estableció en Uruguay, con carácter temporal, el Plan de Asistencia Nacional a la Emergencia Social (PANES). A través de éste el Estado ofreció asistencia monetaria, alimentaria y de vivienda, así como el acceso a alternativas laborales y educativas. El componente monetario, denominado Ingreso Ciudadano, consistía en una transferencia a los hogares de suma fija (independientemente de la composición de los mismos). Por otro lado, el componente alimentario tomó la forma de una tarjeta magnética para la adquisición de alimentos y artículos de limpieza. En 2008 el PANES fue sustituido por un régimen de Asignaciones Familiares en el marco del Plan de Equidad (AFAM-PE). El mismo incluyó un componente que dio continuidad y amplió el apoyo alimentario del PANES, denominado Tarjeta Uruguay Social (TUS). Los objetivos de dichos programas son mejorar dimensiones del bienestar de los hogares beneficiarios, sin embargo, existen efectos no anticipados por los diseñadores de la política que afectan dimensiones inesperadas, operando en igual sentido o contrario a los efectos buscados.

En cuanto al contexto nacional, Uruguay enfrenta actualmente un escenario problemático en lo que refiere a criminalidad e inseguridad. Las estadísticas policiales y judiciales revelan un aumento de la criminalidad durante los últimos años. Entre 2005 y 2014 la tasa de homicidios cada 100 mil habitantes paso de 5.7 a 7.6. La de lesiones ¹ mostró una reducción importante en el período 2005-2009, pero a partir de entonces las denuncias comenzaron a crecer de modo acelerado alcanzando en 2014 su máximo histórico de 300 denuncias de lesiones por cada 100 mil habitantes. Lo mismo sucedió con la tasa de hurto², entre 2005 y 2009 la tendencia se redujo de 3130 denuncias por cada 100 mil habitantes a 2789, pero a partir de entonces se verifica un aumento hasta pasar a ser de 2943 denuncias en el año 2014. En cuanto a la tasa de rapiña³, se observó un crecimiento sostenido durante el período 2005-2014, de punta a punta el incremento fue del 100 % (OPP MIDES, 2015).

A su vez, en Uruguay existe un elevado nivel de inseguridad ciudadana⁴. Según la encuesta de victimización realizada en 2015, la delincuencia y la inseguridad fue considerado por los uruguayos el principal problema del país. Asimismo, la mayoría de las personas supone que en el último año la delincuencia aumentó y también la mayoría cree que probablemente o muy probablemente será víctima de un delito en los próximos meses (Séptima Edición Encuesta de Victimización 2014-2015).

Al observar la evolución de los indicadores de criminalidad en Uruguay, Aboal y Perera (2013) destacan la aceleración en el crecimiento de los delitos contra la propiedad en la fase recesiva de la economía (1999-2004) lo que sugiere la existencia de cierta relación entre los niveles de criminalidad y la etapa del ciclo económico. Sin embargo, no se observa un fenómeno similar una vez que comienza la recuperación socioeconómica luego de 2004 con mejoras en los indicadores de desarrollo social (renta,

¹Según el Código Penal, artículo 316, comete una lesión «el que, sin intención de matar, causare a alguna persona lesión personal»

²Según el Código Penal, artículo 340, el delito de hurto es cometido por «el que se apodera de cosa ajena mueble, sustrayéndola a su tenedor, para aprovecharse o hacer que otro se aproveche de ella»

³Según el Código Penal, artículo 344, el delito de rapiña es cometido por quien «con violencias y amenazas, se apodere de cosa mueble, sustrayéndola a su tenedor, para aprovecharse o hacer que otro se aproveche de ella.»

⁴La Organización de las Naciones Unidas ha definido la seguridad ciudadana como «la condición personal, objetiva y subjetiva, de encontrarse libre de violencia o amenaza de violencia o despojo intencional por parte de otros»

pobreza monetaria, desigualdad y desempleo), llevando a cuestionar el argumento sobre los determinantes sociales de la criminalidad. Es importante destacar que una evolución similar ha sido observada en otros países en distintos momentos del tiempo, por ejemplo en Estados Unidos (Saridakis, 2004). No obstante, la principal limitante que se presenta al reflexionar sobre lo anterior es el desconocimiento del escenario contrafactual, es decir, lo que hubiese ocurrido con el nivel de violencia y criminalidad en el país si la mejora en los indicadores de desarrollo no hubiese tenido lugar, esto revive el debate sobre la posible relación de causalidad entre pobreza-criminalidad y desigualdad-criminalidad.

Debido a la mayor magnitud de las cifras actuales referentes a criminalidad en Uruguay respecto a los niveles de la década del noventa⁵, conocer los incentivos y/o desincentivos que genera el programa AFAM-PE sobre posibles comportamientos delictivos es de relevancia para los diseñadores de políticas públicas, por lo que este documento busca aportar evidencia sobre la existencia de dicha externalidad del programa. Se destaca que el presente estudio cubre un terreno de investigación bastante nuevo en el país, trabajos anteriores nacionales se han centrado en la identificación de factores sociales y económicos que determinan o están correlacionados con la criminalidad (por ejemplo Aboal, Lorenzo y Perera, 2007; Campanella, 2008; Paternain y Sanseviero, 2008; Donnangelo, 2006; Trajtenberg, 2004; Borraz y González, 2010).

Otro motivo por el cual resulta relevante analizar aspectos vinculados al crimen se desprende de que dicho fenómeno implica un elevado costo para la sociedad. El último dato estimado del costo del crimen en Uruguay refiere al año 2010 y fue de 3.1 % del producto bruto interno (PIB) del país (Aboal et al 2013). A su vez, las estimaciones revelan que a los países de América Latina y el Caribe en 2014 el crimen les costó en promedio entre un 2.41 % y un 3.55 % de su PIB. Se destaca que el tamaño de los costos relacionados con el crimen en dicha región es similar al que gastan esos países en infraestructura y es aproximadamente igual a la porción de los ingresos de la región que va al 30 % más pobre de la población (Jaitman et al, 2017). Estas estimaciones de costos proporcionan una imagen clara del impacto del crimen y de la violencia en la región, ante este escenario es difícil controlar la ansiedad por avanzar rápidamente en comprender las razones profundas de dicho fenómeno, fomentando la necesidad de realizar investigaciones vinculadas a la temática e identificar un conjunto de acciones que puedan reducir dichos efectos.

El presente trabajo aporta una innovación respecto a todos los estudios nacionales sobre el tema de los que se tiene conocimiento, esto es la consideración de efectos geográficos mediante modelos espaciales. La realidad uruguaya está marcada por la existencia de gran segregación territorial donde los individuos se agrupan según determinadas características, por un lado la pobreza está concentrada territorialmente en barrios periféricos de la ciudad, y por otro existe aglutinación de los que poseen mayor capital económico y humano en los barrios de la costa, expresando así un proceso de exclusión social (Gustavo De Armas, 2005). A su vez, las marcadas diferencias socioeconómicas entre regiones están asociadas a tensiones sociales que se manifiestan en la dimensión geográfica (Gasparini et al, 2014). De esta forma se entiende al espacio como productor y al mismo tiempo producto de las relaciones sociales motivo por el cual debe desempeñar un rol fundamental en el análisis de la criminalidad.

Alineado a lo anterior, Weisburd (2015) plantea el estudio de la criminología enfocándose en el espacio como unidad de análisis (particularmente microregiones). Sostiene que además de concentrarse en las causas que motivan a las personas que cometen un crimen (*quién*), hay que enfocarse en las características de los lugares específicos donde los crímenes fueron cometidos (*dónde*). La necesidad de entender las características del *dónde* en lugar del *quién* se deriva de que el crimen tiende a mostrar patrones repetitivos y agrupamiento geográfico (clustering), por lo que una mejor comprensión de estos factores es vital para diseñar políticas efectivas para reducir la violencia. Si el crimen no ocurre de forma aleatoria a través del espacio, entonces es relevante estudiar la información geográfica asociada al delito para poder identificar la mejor manera de reducirlo.

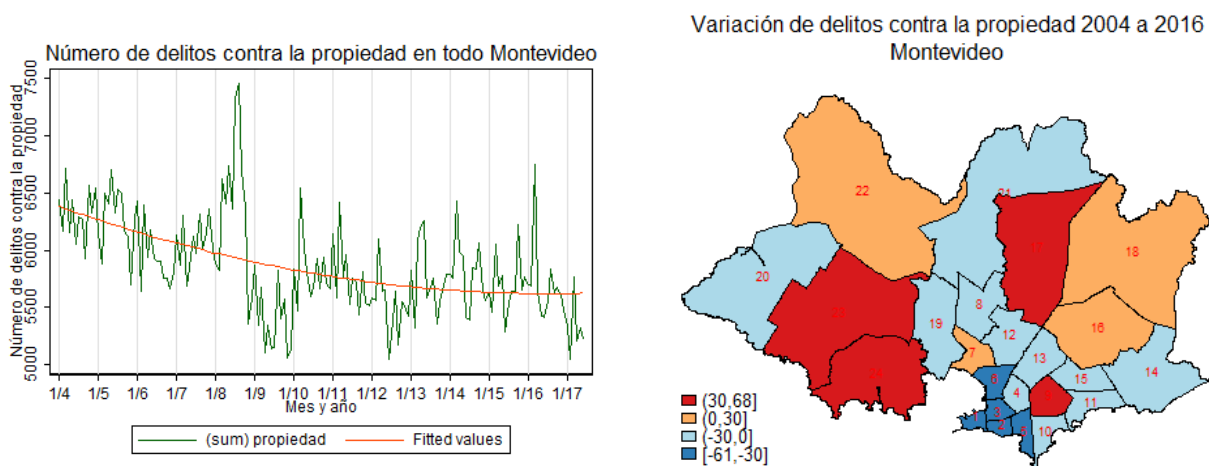
Otro motivo por el cual resulta relevante incorporar la dimensión espacial en este caso, se desprende de la particular evolución disímil de la tasa de delito contra la propiedad en Montevideo entre 2004 y

⁵La cantidad de crímenes denunciados cada mil habitantes (contra la propiedad y personales agregados) en Montevideo en 1990 era de 34.06, pasando a ser de 64.38 en 2010 (Aboal y Perera, 2013) y de 56.3 en 2016.

2016. Como puede observarse en la Figura 1, si bien en el agregado del departamento la tasa tendió a caer en el período que va de enero de 2004 a junio de 2017⁶, esta tendencia no fue la misma si se observa la serie para cada seccional policial. En el mapa de la Figura 1 se presenta en tonalidades de azul las unidades geográficas que presenciaron una caída porcentual del delito contra la propiedad entre 2004 y 2016, siendo particularmente las de la zona céntrica de la ciudad, y en tonalidades de rojo las que presentaron un aumento del fenómeno, principalmente la zona periférica del departamento.

Un trabajo reciente de Jaitman y Ajzenman (2016) respalda lo anterior, encuentran que hay un área con elevado nivel de delitos en el sur de Montevideo (centro), a su vez, al comparar datos de denuncias de 2006 con 2015 se observa que dicha zona se volvió más segura y que varios puntos calientes⁷ se crearon en otras áreas de la ciudad. Estiman que en Montevideo, alrededor del 52 % de los segmentos que eran calientes pasaron a ser fríos y que el restante 48 % se mantuvo caliente. Por otro lado, un 20 % de los que eran fríos pasaron a ser calientes. Como consecuencia, el número de segmentos calientes aumentó significativamente, aunque el crimen promedio por segmento se redujo en alrededor un 24 %. Por lo tanto, en 2015 había más regiones con altos índices de delitos esparcidos por toda la ciudad respecto a 2006, pero cada uno de estos exhibieron menor número de crímenes. Los autores señalan que esta expansión del crimen en la ciudad es consistente con la percepción generalizada de inseguridad en Montevideo.

Figura 1: Evolución de la tasa de delitos contra la propiedad en Montevideo.



Fuente: Elaboración propia en base a datos del SIG de la IMM y registros administrativos de denuncias.

Las principales preguntas de investigación que se buscan responder en el presente documento son las siguientes: ¿El programa AFAM-PE tuvo un efecto significativo y robusto en las tasas de delitos contra la propiedad en Montevideo: hurtos, rapiñas, daños y copamiento, considerando el período que va del año 2004 a 2016? En caso en que existan dichos efectos, ¿Cuáles son los signos y magnitudes de los mismos?, ¿qué conclusiones se pueden obtener sobre los efectos al incorporar la dimensión espacial en el análisis?.

La información a utilizar proviene de dos fuentes. Una es proporcionada por la División Estadística y Análisis Estratégico del Ministerio del Interior y refiere a las denuncias de delitos cometidos en el departamento de Montevideo. La base contiene, para cada delito, la fecha en que se cometió, la seccional en la que se radicó la denuncia, el tipo de delito y la ubicación geográfica del mismo. Otros microdatos a utilizar son las Encuestas Continuas de Hogares del INE que presentan información

⁶Si se observa de forma desagregada la evolución de los componentes del delito contra la propiedad, se encuentra que en el período la tasa de hurtos (que tiene un peso de 74.2%) y la tasa de daño (9.3%) tuvieron una fuerte caída, mientras que la tasa de rapiñas (16.3%) presenciaron un aumento de punta a punta. En el Anexo pueden verse las series mensuales de Hurtos, Rapiñas y Daño para Montevideo entre enero de 2004 y junio de 2017.

⁷En criminología se entiende por *punto caliente* o *hot spot* a un determinado lugar geográfico que supera el número medio de eventos delictivos o donde el riesgo de ser víctima de un delito es superior a la media (Eck et al, 2005).

referente a las características socioeconómicas de la población y particularmente sobre los que se autoreportan beneficiarios de la mencionada transferencia.

El documento se estructura de la siguiente forma. En la sección 2 se introducen los principales aspectos del Programa Asignaciones Familiares del Plan de Equidad. En la sección 3 se describe el marco teórico en el cual se basa la presente investigación. En la sección 4 se presenta una breve revisión de la evidencia empírica sobre los determinantes del delito, para luego presentar una selección de antecedentes internacionales, regionales y nacionales acerca de los efectos colaterales de los programas de transferencias condicionadas sobre el crimen. En la sección 5 se plantean las hipótesis que se buscan contrastar. En la sección 6 se describe la estrategia empírica utilizada. En la sección 7 se reportan los resultados junto con algunos ejercicios de chequeo de robustez y, por último, en la sección 8 se presentan las conclusiones que se derivan de los resultados del presente trabajo.

2. Programa Asignaciones Familiares del Plan de Equidad

Las Asignaciones Familiares del Plan de Equidad (AFAM-PE) son un programa de transferencias no contributivas⁸ que se implementan en el año 2008 (Ley 18.227). Pasaron a sustituir el Plan de Atención Nacional a la Emergencia Social (PANES) que se había establecido con carácter temporal en 2005, para reducir los elevados niveles de pobreza resultado de la crisis bancaria uruguaya de 2002.

En la actualidad, AFAM-PE es el programa no contributivo con mayor cobertura a nivel nacional. Consiste en una prestación monetaria de carácter mensual que entrega el Banco de Previsión Social (BPS) a hogares que presenten vulnerabilidad socioeconómica y tengan integrantes de 0 a 17 años de edad y/o personas con discapacidad. La magnitud del monto varía de forma creciente de acuerdo a la cantidad de menores en el hogar y el nivel educativo de los mismos. Para determinar la elegibilidad de los hogares, se utiliza conjuntamente el Índice de Carencias Críticas⁹, que busca reflejar las condiciones de vida del hogar, y un umbral de ingresos per cápita del hogar (no conocido públicamente). Cabe señalar que el BPS actualiza de forma bimestral este último criterio de elegibilidad, y si el ingreso del hogar supera el umbral establecido, la transferencia se suspende (Carbajal, 2017).

Además de los objetivos ya mencionados de las AFAM-PE existe el de fomentar la asistencia escolar, fundamentalmente entre los 14 y 17 años, edades en las que se da la mayor desvinculación con el sistema educativo, por lo que el Plan entrega montos superiores a los hogares que envían a los menores a secundaria. A su vez, existen condicionalidades para el otorgamiento de la transferencia: asistencia al sistema educativo formal para la población entre 4 y 17 años de edad y controles periódicos en el sistema de salud entre 0 a 17 años de edad.

El año de su implementación, el objetivo de alcance del programa era de hasta 330.000 beneficiarios, pasando a ser de 500.000 a partir de 2009 (Ley 18.227). Sin embargo, el alcance del programa fue menor al provisto, en 2009 el número de hogares beneficiarios fue de 365.000. Dicho fenómeno puede justificarse principalmente por el aumento de ingresos y la caída de la pobreza que se dio en esos años, también por la existencia de problemas relacionados a la postulación y demoras en la evolución del programa (Burdín y De Melo, 2009) y porque hogares que forman parte de la población objetivo no se reconocen como tales por lo que no realizan el trámite para cobrar la transferencia (Vigorito et al, 2012).

El monto de la transferencia que le corresponde a cada hogar beneficiario en función de su composición se calcula de la siguiente manera:

⁸Transferencias no contributivas son aquellas que no requieren de aportes de la persona para su otorgamiento.

⁹El Índice de Carencias Críticas (ICC) fue construido conjuntamente por el MIDES y la Universidad de la República. Es un instrumento que se basa en un modelo probit para predecir la probabilidad de que un hogar pertenezca a la población objetivo, en base a variables que reflejan nivel educativo de los integrantes, vivienda, confort y composición del hogar. Así se determina un punto de corte por región (con ponderadores específicos para Montevideo y el Interior) tomando como referencia la ECH, que permite distinguir entre los hogares que según la predicción del modelo pertenecen a la población elegible y los que no.

$$M = P * (men18)^{0,6} + S * (mensec)^{0,6} + T \quad (1)$$

Donde *men18* es la cantidad de menores de edad en el hogar y *mensec* es la cantidad de integrantes del hogar entre 14 y 17 años que asisten a secundaria.

Los montos que componen la transferencia (P, S y T) son actualizados anualmente, a partir del primero de enero de 2017 los valores son los siguientes (expresados en dólares corrientes de enero de 2017):

- 48.1 USD primer componente (P): monto por menores entre 0 y 17 años de edad.
- 20.6 USD segundo componente (S): complemento por menores entre 14 y 17 años de edad que asisten a secundaria.
- 68.8 USD tercer componente (T): monto por miembros del hogar con discapacidad.

Existe una amplia literatura para Uruguay que evalúa los impactos de las transferencias monetarias condicionadas en varias dimensiones: en las condiciones de la vivienda de los beneficiarios, en su inserción laboral, en la asistencia a centros educativos de los menores del hogar, en desempeños de salud y nivel de fecundidad, sobre el bienestar subjetivo, actitudes y opiniones así como también en el nivel de empoderamiento de la mujer¹⁰. Sin embargo, se encuentran únicamente dos trabajos nacionales que buscan analizar externalidades de dichas transferencias sobre actividades delictivas (Borraz y Munyo, 2014; Aboal y Perera, 2013), por lo que este documento busca aportar evidencia en esa dimensión.

3. Marco teórico

En esta sección se introducen brevemente las principales corrientes criminológicas, posteriormente se desarrolla el enfoque económico del crimen en el que se enmarca el presente trabajo y finalmente se presentan los posibles canales que vinculan las transferencias condicionadas con los delitos.

Dado que la violencia es un fenómeno complejo y multidimensional, resulta relevante especificar y delimitar el tipo de violencia que se considerará en el presente trabajo, esto se lleva a cabo siguiendo el criterio de clasificación de Buvinic et al (2002). El análisis se concentra principalmente en los delitos contra la propiedad, excluyendo los delitos contra las personas (como asalto agravado y homicidios) debido a que desde el enfoque económico la conexión de las transferencias con estos últimos es más débil que con los primeros. Particularmente no se incluye dentro del análisis empírico la violencia intrafamiliar, a pesar de que existe la posibilidad de que la transferencia tenga un efecto sobre ella, debido a que se caracteriza a nivel mundial por tener una tasa de reporte muy baja y una tasa de subreporte muy variante en el tiempo.

3.1. Corrientes criminológicas

La criminología es una ciencia social interdisciplinaria que estudia las causas y circunstancias de los distintos delitos, la personalidad de los que delinquen y el tratamiento adecuado para la prevención del crimen. A lo largo de la historia se han realizado esfuerzos para encontrar explicaciones al fenómeno de la violencia poniendo énfasis en diferentes factores determinantes de la misma. Aunque este trabajo se enmarca en la explicación teórica que se intenta dar al fenómeno desde la economía, se entiende relevante realizar una breve presentación de otras corrientes criminológicas dada la interconexión de las mismas con el enfoque económico:

¹⁰véase Machado et al, 2012; Amarante et al, 2009; Amarante y Vigorito, 2012; Carbajal, 2017; Bérlogo, 2013; Bérlogo y Cruces, 2017; Failache et al, 2016.

- Teoría del aprendizaje social: sostiene que el delito es una conducta que se aprende a partir de mecanismos como la asociación diferencial, las definiciones y la imitación, por lo que resultan determinantes variables referentes al contexto socio cultural de los individuos. De esta forma, la estructura cultural de una sociedad provee instancias de aprendizaje en las que se establecen normas que determinan lo socialmente aceptable e inaceptable, se presentan modelos de conducta y se gestan sistemas de recompensa y castigo que refuerzan diferencialmente las conductas individuales (Akers, 2004). Alineado a esto, Patterson (1991) sostiene que uno de los motivos por lo que las personas cometen delitos es por una deficiencia relativa a lo que se considera "normal". Psicólogos sociales, en el marco de la "hipótesis de la edad impresionable", destacan que existe un período de socialización en la vida de los individuos (aproximadamente entre los 18 y 25 años), durante el cual las influencias tienen un impacto muy profundo, por lo que los valores, las actitudes, y la percepción del mundo en general tiende a quedar fija en los individuos siendo muy difícil de modificar posteriormente.
- Teoría de la anomia: sostienen que el delito sucede por la ausencia de normas provocada por crisis sociales o el debilitamiento del sistema de valores. Las teorías de la estructura social defectuosa consideran que la causa principal de la delincuencia es la inestabilidad de las estructuras e instituciones sociales, siendo el delito una consecuencia de la organización social. Cabe señalar que, desde esta perspectiva, la educación y la formación laboral pueden reducir la probabilidad de que los jóvenes cometan delitos al ser un canal socialmente legítimo para conseguir los fines esperados (Merton, 1938).
- Teoría de la frustración: el delito es una respuesta a la frustración causada por el bloqueo de oportunidades o la incongruencia entre logros y expectativas. En el marco de una cultura dominante donde se enfatiza la relevancia de los fines por sobre los medios, los jóvenes carecen de medios legítimos para alcanzar dichos fines, por lo que utilizan medios ilegítimos para hacerlo. Este enfoque puede vincularse con la literatura de polarización, de origen en la sociología y las ciencias políticas. Dada una característica relevante (por ejemplo: el nivel de ingreso, la raza, la religión, o el nivel educativo), la población está polarizada en la medida en que existan grupos cuyos miembros compartan una característica, se identifiquen con el grupo y se sientan diferenciados de los miembros de otros grupos. Así, la identificación y el distanciamiento con el resto producen antagonismo entre la población generando un clima de tensión social. La noción de polarización comparte con la de desigualdad la preocupación por las diferencias entre los individuos, pero agrega un aspecto que el concepto de desigualdad ignora: la semejanza entre ciertas personas puede implicar la formación de una conciencia de grupo que desemboque en una situación de tensión y conflicto con otros grupos también internamente homogéneos (Gasparini et al, 2014).
- Teoría de control social o del capital social: considera que las personas tienen una tendencia a delinquir, salvo que exista algún motivo que se lo impida. Por lo tanto, la pregunta relevante no es *por qué se comete el delito*, sino *por qué no se comete el delito*. Así estudian los controles que impiden delinquir, pueden ser internos (como la escala de valores y el autoconcepto) o externos (vigilancia de la familia, la iglesia, la escuela o cualquier otro grupo social). De esta forma, la construcción de capital social es problemática en contextos que combinan relaciones inestables, carencias de obligaciones recíprocas, ausencia de normas y sanciones, así como baja heterogeneidad social (Hirschi, 1969).
- Teoría del etiquetamiento: en el marco de la desigual distribución de poder en la sociedad se define quién resulta etiquetado. Las evaluaciones recíprocas inciden en el proceso de construcción de la identidad ocasionando que el individuo etiquetado adopte un rol de acuerdo a dicha etiqueta. Cabe señalar que la delimitación de lo que se concibe como un comportamiento desviado no es un dato objetivo, sino que es una construcción social que surge de los procesos de interacción. De estos procesos se desprenden significados y evaluaciones que redundan en la estigmatización

y etiquetamiento de determinados individuos, ocasionando como último resultado el crimen (Chouy, 2013).

- Enfoque de histéresis: este enfoque analiza la dinámica del fenómeno de la violencia y aporta una perspectiva desde la historia para la explicación de los actos delictivos, sostienen que estos no son aleatorios y que exhiben inercia en el tiempo (véase Londoño et al 2000 una aplicación empírica de este enfoque). Desde el punto de vista de una comunidad, el crecimiento del crimen genera un deterioro del capital social y por lo tanto de las normas informales que disuaden las conductas delictivas. A su vez, un nivel alto de criminalidad en el pasado puede reducir el salario que se consigue en una actividad legal ya que las personas que delinquen muchas veces son estigmatizadas, también puede disminuir los costos de planear y ejecutar un crimen debido a que se aprendió con la experiencia y, por último, lleva a reducir los umbrales de moralidad. Conjuntamente estos efectos se traducen en un nivel alto de criminalidad en el presente (Aboal et al 2007).

De algunos de los enfoques anteriores se desprende la importancia de considerar el espacio en el análisis del fenómeno de la criminalidad, aspecto que es abarcado en el presente trabajo. De la teoría del aprendizaje social se resalta la relevancia del contexto socio cultural de los individuos como determinante de la conducta delictiva, de la teoría de la anomia se destaca la idea del delito como consecuencia de la organización de la sociedad, y de la teoría del capital social se incorpora la importancia de los procesos de interacción para la construcción de lo que se concibe como un comportamiento desviado. En línea con las ideas anteriores, la realidad uruguaya esta marcada por la existencia de gran segregación territorial donde los individuos se agrupan según ingresos, por un lado la pobreza esta concentrada territorialmente en barrios periféricos de la ciudad, y por otro existe aglutinación de los que poseen mayor capital económico, humano y social en los barrios de la costa, expresando así un proceso de exclusión social. De esta forma, se asiste a la emergencia de una cultura de ciudad, donde los que son distintos (económica, social y culturalmente) viven muy lejos entre sí, con una casi nula probabilidad de interacción, y los que son parecidos se concentran, reproduciendo hábitos, pautas de comportamiento y estrategias (Gustavo De Armas, 2005; Kaztman, 1997). Así, el espacio toma el rol de productor y simultáneamente producto de las relaciones sociales por lo que resulta fundamental su incorporación en el análisis.

3.2. Enfoque económico del crimen

El enfoque que se utilizará como base de esta investigación parte del supuesto de que la violencia no es un comportamiento puramente irracional, aunque se entiende que lo pueda ser en algún caso particular. A su vez, enfatiza que los comportamientos criminales están inducidos por incentivos socioeconómicos y limitados por restricciones institucionales.

La Economía del Crimen puede dividirse principalmente en dos componentes, uno analiza los costos económicos que este ocasiona a la sociedad y el otro analiza las causas económicas que llevan a los individuos a delinquir, ambos se desprenden del trabajo pionero de Gary Becker (1968) *Crime and Punishment: An Economic Approach*, donde se plantea que las personas deciden delinquir o no en respuesta a una motivación económica. El primero subraya que la violencia tiene como consecuencia pérdidas materiales que es relevante cuantificar. A su vez, la prevención del crimen implica la utilización de recursos de la sociedad (como el gasto en sistemas policiales, judiciales, provisión de servicios sociales) que podrían ser empleados para otro tipo de propósito. Por lo tanto, resulta relevante conocer los costos del crimen para la conformación de prioridades en la formulación de políticas públicas y asignación de recursos. El segundo componente, supone que los individuos responden a incentivos económicos para tomar decisiones racionales e incrementar su bienestar. Comparan los beneficios que pueden obtener del crimen: el botín del delito y retornos psíquicos como el status entre pares, con los costos: tiempo de planificación y ejecución del crimen, posibles inconvenientes y el costos psicológico de quebrantar la ley, además de considerar la probabilidad de arresto y encarcelamiento. Para ejecutar

una acción los individuos evalúan si el beneficio es mayor que los costos que se derivan de ella, y a partir de esto toman una decisión basada en la racionalidad económica (Matsueda et al, 2006).

Esta perspectiva enmarca el análisis desde el punto de vista del individualismo metodológico, ya que la unidad de análisis es el individuo y los fenómenos sociales son explicables meramente a partir de la agregación de acciones individuales. La intuición del modelo micro detrás de la decisión individual de cometer un acto criminal es que el comportamiento delictivo será más frecuente cuanto mayores son los beneficios o menores los costos derivados del mismo, puede expresarse de la siguiente forma:

$$(1 - p)U(IC) - (p)U(S) > U(IL) \quad (2)$$

Donde p es la probabilidad de ser atrapado y sancionado, IC es el ingreso de la actividad criminal, S es la sanción asociada al delito que no solo recoge el ingreso que el individuo pierde por estar en prisión (ingresos futuros) sino también el valor de la "molestia" que implica cumplir esa sanción, finalmente, IL es el ingreso de la actividad legal que puede verse como el costo de oportunidad de la actividad ilegal. Por lo tanto, de este enfoque se desprende que lo que diferencia a los individuos que delinquen de los que no lo hacen no son sus motivaciones, sino los distintos beneficios y costos a los que se enfrentan.

De esta forma, si la utilidad que generarían los ingresos provenientes de actividades delictivas netos de la desutilidad de la posibilidad de ser atrapado y sancionado resulta mayor que la utilidad esperada de la actividad legal, entonces el individuo optará por delinquir¹¹.

En los próximos párrafos se discuten las posibles variables que afectan las utilidades y probabilidades de la ecuación anterior. Este análisis resulta de extremada relevancia para la comprensión de la posterior especificación de los modelos que se utilizarán en la estrategia empírica.

En primer lugar, el *nivel de ingreso promedio* en una región y tiempo determinado tiene dos efectos contrapuestos sobre la decisión de delinquir. Por un lado, bajos niveles de ingreso que provienen de actividades legales hacen que los incentivos a pasarse a actividades ilegales sean mayores, ya que lo que se pierde llegado el caso de ser capturado es poco. Por otro lado y en sentido contrario, dichos bajos niveles de ingreso reducen los incentivos de cometer crímenes ya que el botín es reducido (Becker, 1968; Matsueda et al, 2006).

De forma similar al nivel de ingreso, el nivel de *pobreza* también puede llegar a afectar el nivel de crimen. Existe literatura internacional que explora dicho vínculo (Pare at al, 2014; Piotrowska et al, 2015; Patterson, 1991; Jarjoura et al, 2002).

La relación entre *desigualdad* en la distribución del ingreso y la actividad delictiva ha llevado al desarrollo de literatura tanto teórica (Becker, 1968; Block and Heineke, 1975; Imrohorgolu et al, 2000) como empírica (Kelly, 2000; Fajnzylber et al, 2002; Wilkinson, 2004; Demombynes et al, 2005; Brush, 2007; Beremboim et al, 2008; Chintrakarn et al, 2012; Whitworth, 2012; Pare at al, 2014; Kang, 2015). Cuando hay una gran diferencia entre individuos pobres y ricos el botín que los primeros pueden obtener es mayor. A su vez, Wilkinson (2004) plantea que la calidad de las relaciones sociales se debilita en sociedades desiguales, las personas confían menos en los otros, hay mayores niveles de hostilidad, más discriminación hacia las minorías y las personas se involucran menos en actividades de la comunidad.

La *eficiencia de las instituciones disuasivas* y de encarcelamiento afectan directamente la desutilidad de las actividades ilegales. Existe evidencia empírica de que los factores disuasivos son significativos en la reducción de las tasas de delito. Particularmente, se encuentra evidencia a nivel mundial de que la desutilidad del crimen se ve más afectada por factores que aumentan la probabilidad de que el criminal sea atrapado (desempeño policial para identificar y capturar a los delincuentes), respecto a otros vinculados a la severidad de la condena (Matsueda et al, 2006; Soares et al, 2010).

¹¹Cabe señalar que el enfoque asume que los individuos conocen la probabilidad objetiva de arresto y encarcelamiento, sin embargo esto es claramente discutible, para lidiar con dicho obstáculo existen modelos posteriores que involucran probabilidad subjetiva relajando el supuesto anterior (Matsueda et al, 2006)

Cabe señalar que en el presente trabajo no será posible operativizar esta dimensión con los datos disponibles, siendo una limitante del análisis.

La *estructura etaria* de la población también es otro factor regional determinante en la actividad delictiva. A nivel mundial, la gran mayoría de los delitos son realizados por jóvenes entre 15 y 24 años de edad, la particular susceptibilidad de los jóvenes a incurrir en actividades ilegales se desprende principalmente de que están débil o nulamente vinculados al mercado laboral y presentan una menor aversión al riesgo (Soares et al, 2010).

La *densidad* de la región, medida como la cantidad de habitantes por kilómetro cuadrado, puede tener efectos contrapuestos en la actividad delictiva. Por un lado, las áreas más pobladas ofrecen mayores oportunidades para los delitos contra la propiedad ya que existen más cantidad de comercios, pero por otro lado, si existe una gran cantidad de habitantes que pueden ser vistos como vigilantes y testigos esto puede inhibir a los criminales (Buonanno et al, 2006).

En la literatura se encuentra que el *nivel de desempleo* es otro factor determinante del crimen a nivel de una región. Esto se debe a que la tasa de desocupación se asocia a la falta de oportunidades, situación que puede inducir el aumento de los delitos (Buonanno et al, 2006; Aboal et al, 2007).

Por otro lado, existe evidencia de que los *niveles educativos* de la población se vinculan negativamente con el crimen. Los canales detrás de esta relación son los siguientes: mayores niveles educativos generan un mayor salario en una actividad legal (costo de oportunidad) y generan un aumento en el umbral de moralidad (Gallipoli et al, 2006).

3.3. Canales que vinculan transferencias y delitos

De la literatura (Zhang, 1997; DeFronzo, 1996; Burek, 2005; Foley, 2008; Wright, 2014; Meloni, 2014; Loureiro, 2012; Chioda et al, 2012; Camacho et al, 2012; Aboal et al, 2013; Borraz y Munyo, 2014) se sustraen los siguientes argumentos fuertemente interconectados entre sí, algunos enmarcados en la economía del crimen y otros no, sobre la influencia de los programas sociales basados en transferencias monetarias condicionadas, en la propensión al delito en el corto o mediano plazo. Resulta importante aclarar que cuando se hace referencia a los *beneficiarios* del programa, se están considerando a todos los miembros del hogar donde algún integrante cobra la transferencia.

- Efecto ingreso: lo que una persona tiene para perder al realizar una actividad ilegal es menor cuanto más desfavorable sea su situación socioeconómica, por lo que una transferencia de ingresos a esta población podría reflejarse en una menor probabilidad de cometer un crimen contra la propiedad. Esto puede respaldarse mediante la utilización del modelo económico del crimen detallado en la sección anterior. Según este modelo, la propensión de un individuo a cometer un delito está basada en la comparación racional de sus costos y beneficios. El delito es cometido cuando los beneficios esperados son superiores a los costos (Becker, 1968).
- Percepción cultural de la actividad delictiva: el cumplimiento de la ley es más atractivo cuando representa las normas sociales compartidas por la mayoría de los individuos de una comunidad, esto se debe a que dichas normas activan reacciones psicológicas que limitan el oportunismo criminal. Por lo tanto, como un programa público puede mejorar la integración social mediante la promoción de la ciudadanía y el ejercicio de los derechos, la internalización de las leyes en las normas sociales puede afectar negativamente no sólo los delitos económicos sino también los delitos contra las personas. No obstante, es importante señalar que existe evidencia empírica a favor de que el programa AFAM-PE no tuvo efectos significativos sobre bienestar subjetivo, actitudes y opiniones, lo que sugiere que dicho canal no sería relevante para explicar el posible vínculo entre la transferencia y el delito (Bérgolo et al, 2013).
- Aumento del botín disponible: la transferencia monetaria genera mayor disponibilidad de dinero en las calles incrementando el ingreso esperado de la actividad criminal y generando así un

aumento de las actividades delictivas. Cabe señalar que este canal, a diferencia de los otros, no se explica por un cambio del comportamiento de los beneficiarios, sino que estos serían víctimas del delito.

- **Modificación del uso del tiempo:** la transferencia puede generar un incentivo a la disminución de la oferta laboral de algunos beneficiarios que de ese modo dispondrán de mayor tiempo para dedicar a otras tareas, entre las que eventualmente podría incluirse la actividad delictiva, ocasionando una causalidad positiva entre el programa y el comportamiento delictivo.
- **Condicionalidades de la transferencia:** en el caso de las AFAM-PE, al igual que la mayoría de las transferencias condicionadas de la región, la condición de asistencia a un centro educativo puede reducir el tiempo que los jóvenes de los hogares beneficiarios están en las calles y por lo tanto disminuir el tiempo de exposición a actividades delictivas (efecto incapacitación). Varios autores han documentado el impacto negativo que tiene la educación sobre el crimen, las razones detrás de dicho efecto, de carácter de mediano-largo plazo, son: aumenta los salarios incrementando el costo de oportunidad de cometer un crimen, altera las preferencias ante el riesgo y, por último, los grupos de pares que se forman en la escuela son distintos de los grupos que se forman en las calles (Lochner et al, 2004).
- **Empoderamiento de las mujeres receptoras de las transferencias:** el hecho de que la gran mayoría de las personas que cobran la transferencia son mujeres, puede afectar negativamente la violencia de género al dotar de mayor independencia a estas. Sin embargo, otra posibilidad de efecto contrario es que la mayor disposición de dinero de las mujeres puede motivar más violencia hacia ellas por parte de los miembros del hogar con el incentivo de apropiarse de dichos recursos y de la toma de decisiones. Respecto a esto último, en el marco de los modelos socio-culturales se encuentra el argumento de que violencia hacia la mujer aumenta cuando se incrementan sus ingresos, principalmente porque los hombres perciben que su rol de género tradicional se ve amenazado (véase Bobonis et al, 2015; Maldonado et al, 2005; Munyo y Rossi, 2015).

4. Antecedentes

En esta sección inicialmente se introducen algunos estudios empíricos sobre los determinantes de la actividad delictiva. Posteriormente se presenta una selección de investigaciones referentes al vínculo específico entre transferencias condicionadas y crimen, clasificadas en función del signo de la relación.¹²

4.1. Evidencia empírica sobre determinantes del delito.

A nivel agregado se pueden identificar factores socioeconómicos que inciden en la decisión individual de ejecutar un acto criminal: los niveles de ingreso, el patrón de distribución del ingreso, la estructura demográfica de la población, las oportunidades de empleo y el nivel de educación. Las transferencias condicionadas claramente inciden en varios de los factores anteriores por lo que su implementación puede tener como consecuencia cambios en el nivel agregado de delitos. Cabe destacar que al igual que en la mayoría de los antecedentes encontrados, el presente análisis se centrará en el vínculo entre criminalidad y transferencias a nivel agregado, abandonando toda pretensión de realizar un estudio de agentes representativos.

En cuanto al *nivel de ingreso promedio* en una región y tiempo determinado, Machin y Meghir (2000) encuentran para Inglaterra y Gales que caídas en los salarios de los trabajadores no calificados llevó a aumentos en el crimen entre 1975 y 1996. A su vez, Urrego et al (2016) analizan mediante un enfoque espacial el papel que juega el nivel de ingreso permanente sobre los delitos en una unidad geográfica y las unidades limítrofes, aplicado a Medellín. Encuentran que un aumento del 1% en los

¹²En el Anexo puede encontrarse una Tabla de Antecedentes clasificados a nivel internacional, regional y nacional con la información extraída de los trabajos analizados durante la revisión bibliográfica.

ingresos permanentes en las unidades geográficas reduce en promedio un 0,67 % los delitos, además de tener un efecto significativo y variable sobre las unidades vecinas.

Respecto a la evidencia del fenómeno de la *desigualdad* como determinante de la actividad delictiva, Campanella (2008) encuentra para Uruguay evidencia de una correlación positiva entre las tasas de denuncia de rapiñas con respecto a indicadores de desigualdad tomando como referencia el período 1986-2005, a su vez, Aboal et al (2007) encuentran que la desigualdad en la distribución del ingreso de los hogares es significativa para explicar las tasas de criminalidad. Alineado a lo anterior, Gasparini et al (2008) encuentran una asociación empírica fuerte, aunque no necesariamente causal, entre polarización y conflicto en América Latina, sus resultados también sugieren una relación semejante y no menos fuerte entre desigualdad y conflicto. Sostienen que la evidencia de altos índices de polarización y desigualdad en dicho continente podría ayudar a entender por qué la región se caracteriza por tener altos niveles de tensión y criminalidad.

Por otro lado, Beremboim et al (2008) estiman una correlación positiva entre desigualdad y crimen, pero analizan la causalidad inversa a la que predomina en la literatura: un aumento del crimen genera mayor desigualdad. Sostienen que aquellos que tienen una mayor probabilidad de ser víctimas de actividades criminales son los que no pueden proteger su propiedad, principalmente los pobres e incluso la clase media, como resultado, más crimen puede aumentar la desigualdad porque no afecta a los ricos pero empobrece a los pobres. Vinculado a esto, Chintrakarn et al (2012) encuentran evidencia empírica de un efecto negativo y significativo de la desigualdad en el crimen para Estados Unidos, el argumento es que el incremento en la desigualdad tuvo la peculiaridad de generar mayor protección contra el delito entre los individuos de mayores ingresos, disminuyendo las oportunidades de actividades ilegales contra la propiedad del resto de la población.¹³

En lo que refiere al *nivel de pobreza*, Kaztman et al (2004) estudian la delincuencia para los distintos barrios de Montevideo, encuentran que son los que tienen menor desarrollo socioeconómico y mayor marginalidad los que presentan mayor incidencia de la criminalidad. Según los autores, se justifica porque los habitantes de los barrios marginales se enfrentan a incertidumbre en lo referente al empleo y al ingreso, llevándolos a mudarse con mayor frecuencia (generalmente a hogares de parientes o amigos) por lo que se observa que los lazos sociales entre vecinos tienden a ser más débiles en estas zonas de la ciudad, a la vez que los mecanismos para sancionar desviaciones de conducta son más escasos. Como consecuencia, los autores sostienen que las conductas criminales serían resultado de la conjunción de dos elementos: las motivaciones materiales que llevan a tratar de alcanzar metas de consumo a través de vías no legítimas, y las motivaciones de pertenencia que nacen de la búsqueda de integrarse a la subcultura dominante en los barrios marginales.

En cuanto al *nivel de desocupación*, Campanella (2008) estima para Uruguay una correlación positiva entre las tasas de denuncia de rapiñas con respecto a la tasa de desempleo de varones menores de 25 años en el período 1986-2005. Alineado a lo anterior, Aboal et al (2007) estiman para el mismo período que la proporción de hogares sin ocupados es una variable que aparece claramente asociada al nivel de criminalidad.

Finalmente, en lo referente a la *educación*, Gallipoli et al (2006) encuentran para EEUU que las políticas enfocadas a la permanencia escolar (particularmente los subsidios a la completitud de la escolarización obligatoria) tienen mayores resultados para disminuir las tasas de delitos que aumentos de las penas de prisión. Por otro lado, Kaztman (1997) encuentra para Uruguay que los barrios donde los hogares presentan un bajo clima educativo son los que tienen una mayor proporción de jóvenes con comportamiento de riesgo. No obstante, el autor sostiene que el vínculo es de carácter estructural, identifica la consolidación en Uruguay de un patrón de marginalidad subcultural con orígenes en los inicios de los años ochenta, y que tendría como una de sus principales manifestaciones el aumento de la violencia. El autor señala como elementos que aportaron a la conformación de este patrón los altos requerimientos educativos para el ingreso al mercado laboral, el debilitamiento de la familia y la segmentación residencial en el acceso a servicios, particularmente la educación.

¹³Por una revisión bibliográfica más detallada sobre el vínculo entre desigualdad y criminalidad véase Dropplemann, C., N. Trajtenberg (2017). Inequality and Crime in Latin America.

4.2. Relación entre transferencias condicionadas y criminalidad

4.2.1. Relación negativa

La idea de que cuando un individuo recibe una transferencia monetaria, la asignación de tiempo entre actividades lícitas e ilícitas tiende a verse modificada en favor de la primera se encuentra reiterada en la literatura. La intuición detrás de esto es que una transferencia reduce la utilidad marginal de las ganancias provenientes de actividades delictivas. DeFronzo (1983) encuentra un efecto negativo del nivel de asistencia pública a familias pobres, sobre la variación de las tasas de homicidios y robos en 39 áreas metropolitanas de EEUU en 1970. Zang (1997) encuentra evidencia para el año 1987 en EEUU de que tanto las transferencias en especie como las monetarias estaban negativamente asociadas con el crimen contra la propiedad. El mismo signo obtiene DeFronzo (1996) para 141 ciudades de EEUU al evaluar el impacto del programa AFDC (Aid to Families with Dependent Children) en los delitos contra la propiedad. Foley (2011) encuentra para doce ciudades de EEUU que los beneficiarios de las transferencias consumen dicho monto en los días posteriores al cobro del mismo, y luego cuando se termina satisfacen sus necesidades con ingresos provenientes de actividades delictivas.

A nivel regional se encuentra literatura que también evidencia relaciones negativas entre transferencias condicionadas y crimen. Loureiro (2012) analiza el caso del Programa Bolsa Familia de Brasil. Los resultados encontrados indican que el gasto en transferencias tiene un efecto significativo de signo negativo sobre las tasas de crimen contra la propiedad, el efecto sobre los crímenes contra las personas no resulta significativo. Sostienen que el canal es la reducción de pobreza que las transferencias generan. Posteriormente Chioda, De Mello y Soares (2012) estudian lo mismo pero para distintas áreas geográficas de la ciudad de San Pablo. Como unidades de análisis se definieron áreas que rodean a las escuelas, de este modo es posible asociar a cada escuela (y por lo tanto a un determinado nivel de cobertura del programa) con la incidencia de un acto delictivo en un área circundante. Encuentran un impacto negativo del plan Bolsa Familia sobre los niveles de criminalidad a nivel de distrito escolar en San Pablo, siendo los resultados significativos y robustos. Además, el programa muestra tener un mayor impacto sobre los delitos contra la propiedad, por lo que sostienen que es la reducción de la pobreza el canal a través del cual el acceso a las transferencias incide sobre la ocurrencia de delitos. No obstante, también encuentran impactos a nivel de crímenes violentos y delitos vinculados a las drogas, esto puede explicarse por un canal diferente que podría relacionarse a los cambios en las interacciones sociales y de la composición de los grupos de pares como consecuencia de la mayor concurrencia a los centros educativos por parte de los adolescentes.

Camacho, Mejía y Ulloa (2012) realizan un estudio del impacto del programa colombiano Familias en Acción sobre los niveles de criminalidad en la región urbana de la ciudad de Bogotá. El trabajo procura identificar dos tipos de efectos o canales de transmisión del programa: el canal de ingresos (reducción de la pobreza) y un segundo canal que está vinculado a las condicionalidades de las transferencias monetarias en cuanto al requisito de asistencia de los jóvenes a los centros educativos. La mayor asistencia a la educación disminuye el tiempo que los jóvenes dedican a estar en las calles expuestos a la posibilidad de vincularse a actividades o grupos delictivos. Los resultados que encuentran indican la existencia de un efecto ingreso negativo y significativo sobre la ocurrencia de crímenes, mientras que el segundo canal no resulta significativo. Alineado a esto, Meloni (2014) encuentra para el caso de Argentina que el Programa Alivio a la Pobreza tuvo un impacto negativo en los crímenes contra la propiedad (hurtos y robos) y en menor magnitud sobre los asaltos agravados.

Entre los antecedentes nacionales se encuentra el trabajo de Aboal y Perera (2013) que estiman que existe un efecto negativo del PANES sobre las rapiñas. Explotan los mismos registros administrativos de denuncias con los que se cuenta para el presente trabajo, pero abarcando el período que va de 2003 a 2010, también utilizan las Encuestas Continuas de Hogares correspondientes a esos años para obtener información referente a la cobertura del programa y a características de la población, así construyen un panel de datos donde se observan las tasas de delitos y las variables socioeconómicas de cada seccional policial anualmente. La estrategia de identificación de la relación causal entre los programas sociales de transferencias condicionadas y la incidencia de la actividad delictiva se basa en un modelo empírico con efectos fijos temporales e individuales que controla por diferentes variables

socioeconómicas.

4.2.2. Relación positiva

En sentido contrario a la evidencia anteriormente mencionada, surgen varios argumentos. En primer instancia, en algunos países las condiciones de elegibilidad de los programas de transferencias condicionadas implican que los jefes de hogar estén desempleados, o que sea un hogar monoparental. Esto puede generar incentivos al desempleo teniendo como consecuencia que los individuos dispongan de tiempo que pueden utilizar en actividades delictivas. A su vez, los bajos niveles de transferencia pueden dejar a los individuos con necesidades insatisfechas optando por delinquir para satisfacerlas. Burek (2005) encuentra que las AFDC en Kentucky entre 1980 y 1990 generaron un aumento en los delitos contra la propiedad debido a dichas condiciones de elegibilidad. Cabe señalar, como se aclaró en la segunda sección del presente trabajo, que el programa AFAM-PE de Uruguay no presenta dichas condiciones de elegibilidad, los jefes de hogar beneficiarios pueden ser tanto ocupados como desocupados y no se exige que sean hogares monoparentales. De hecho, existe evidencia empírica de que las AFAM-PE no tienen efectos significativos sobre el desempleo (Machado et al, 2012; Carbajal, 2017), por lo que no llevarían a que los beneficiarios dispongan de mayor tiempo para incurrir en actividades delictivas por dicho motivo.

En el mismo sentido que los trabajos anteriores, Borraz y Munyo (2014) encuentran evidencia para Montevideo de que los pagos de Asignaciones Familiares tienen un efecto significativo y positivo en actividades criminales únicamente que atentan contra la propiedad. Sugieren que el canal es económico: mayor cantidad de dinero disponible en las calles aumenta el “botín” de cometer un crimen lo que conlleva al incremento de las actividades delictivas. Los autores utilizan los registros administrativos de denuncias y las Encuestas Continuas de Hogares que se utilizan en este documento, para el período que va de abril de 2005 a diciembre de 2010. La estrategia de identificación que plantean consiste en explotar el aumento exógeno en el pago que se da de la transferencia en 2008, aplicando el método de Diferencias en Diferencias que controla por el sesgo de selección debido a características observables (ingreso per cápita del hogar y tasa de desempleo) y también por características inobservables que se mantienen constantes en el tiempo.

En línea con el resultado de Borraz y Munyo (2014), Wrigth et al (2014) encuentran evidencia empírica para Missouri de la existencia del mismo canal vinculado al aumento del “botín”. Estiman que la tasa de delitos total se reduce en respuesta del cambio en la forma de pago de la transferencia, que pasa de ser en papel moneda a ser mediante un formato electrónico. Por último, cabe señalar que no se encontró otra evidencia empírica a nivel internacional que respalde un signo positivo en la relación transferencias-crimen.

4.2.3. Relación inexistente

Por otro lado, aparece la idea de que las actitudes individuales ante el crimen no se ven modificadas debido a pequeños montos de transferencias monetarias. En este sentido, Worrall (2005) encuentra para California que no hay asociación entre las tasas de delitos y el gasto en transferencias entre 1990 y 1998.

A nivel regional, Bobonis, Castro y Morales (2015) analizan la relación entre violencia doméstica hacia las mujeres y el programa de transferencias condicionadas Oportunidades en México. Construyendo grupos comparables de hogares beneficiarios y no beneficiarios para tres momentos distintos del tiempo (2003, 2006 y 2011), encuentran que los abusos físicos y emocionales no se diferencian en forma significativa entre las parejas de dichos grupos de hogares.

A nivel nacional, Aboal y Perera (2013) considerando el período 2003-2010 no encuentran un efecto significativo de los programas sociales Apoyo Alimentario y Asignaciones Familiares sobre el total de delitos ni sobre los hurtos. Los autores señalan que existe la posibilidad de que los canales mediante los que se conectan las transferencias con los delitos, que muchas veces implican un signo contrario

como se desarrolló en el Marco Teórico, estén interactuando simultáneamente impidiendo que se pueda captar a nivel agregado un efecto de la política.

Finalmente, se destaca la existencia de resultados contradictorios en Uruguay respecto al vínculo de las transferencias condicionadas y los delitos contra la propiedad. Existe evidencia empírica que muestra la existencia de un vínculo positivo del programa AFAM y los delitos contra la propiedad (Borraz y Munyo, 2014), mientras que por otro lado se encuentra evidencia de la inexistencia de dicho vínculo, aunque sí de un efecto negativo del PANES sobre la tasa de rapiñas (Aboal y Perera, 2013). Por este motivo, con el presente trabajo se busca aportar nueva evidencia mediante la utilización de datos recientes que abarcan un período más extenso y una metodología diferente a la anteriormente abordada, sobre la relación entre las transferencias del programa AFAM-PE y los delitos contra la propiedad en Montevideo.

5. Hipótesis

En línea con la evidencia empírica que se ha encontrado tanto para la región (Meloni, 2014; Loureiro, 2012; Camacho et al, 2012; Chioda et al, 2012) como con la gran mayoría de investigaciones internacionales sobre el tema (Zang, 1997; De Fronzo, 1996; De Fronzo, 1983; Foley, 2008) y también con la evidencia nacional respecto al vínculo del PANES con la actividad delictiva (Aboal et al 2013), desde el enfoque económico del crimen y respaldado en la presunción de que el efecto ingreso es el que predomina entre los canales que vinculan transferencias condicionadas y el delito, se busca contrastar la hipótesis de que el programa Asignaciones Familiares del Plan de Equidad tuvo un efecto local negativo sobre los delitos contra la propiedad en Montevideo, considerando el período que va entre 2004 y 2016.

Por otro lado, alineado a lo que encuentran Urrego et al (2016), se propone contrastar la hipótesis de que los paneles tradicionales aplicados a este caso subestiman, respecto a los paneles espaciales, el efecto promedio que puede tener AFAM-PE sobre los delitos contra la propiedad.

6. Estrategia empírica

En esta sección se describen los datos que se utilizaron para llevar a cabo el presente trabajo así como también se detallan sus restricciones, se definen las variables construidas para operativizar conceptos teóricos y se presentan algunas descriptivas de las mismas, posteriormente se introducen los modelos teóricos que se utilizarán junto con sus posibles limitaciones, en el marco de la econometría clásica y la econometría espacial.

Como se desarrolló en secciones anteriores, el crimen está vinculado con diversas dimensiones: desigualdad, pobreza, educación, estructura demográfica, entre otros. Por lo tanto, la estrategia empírica que se propone en el presente trabajo busca aislar dichos factores determinantes para poder identificar el efecto del Programa AFAM-PE sobre el delito contra la propiedad a nivel agregado. A su vez, se tiene en cuenta que las delimitaciones geográficas dentro de Montevideo no son unidades aisladas y que es necesario considerar relaciones espaciales entre las mismas.

Se proponen modelos de datos de panel para explicar las tasas de delitos en función de la variable de interés referente al Programa AFAM-PE, variables de control respaldadas en las relaciones establecidas en el marco teórico y el espacio como elemento fundamental del análisis. Cabe señalar que, llegado el caso de encontrar un efecto, con la información disponible no va a ser posible identificar al miembro del hogar que cambia su decisión de cometer un crimen como consecuencia de la transferencia monetaria ya que solo se cuenta con datos agregados.

Es importante hacer referencia a la principal limitante que presentan los trabajos empíricos sobre la temática criminalidad o violencia: la forma de medir dicho fenómeno. En el presente documento se utiliza el número de hechos denunciados, esta variable depende de la cantidad de delitos efectivamente ocurridos y de las variaciones en la propensión a denunciar por parte de la población. Un problema

que se deriva de lo anterior ocurre cuando los determinantes de la propensión a denunciar son también determinantes de la ocurrencia de delitos. Por ejemplo, el nivel de ingresos. Por un lado, un mayor nivel de ingresos puede afectar negativamente la ocurrencia de crímenes, pero al mismo tiempo puede aumentar la propensión a denunciar ya que se asocia con una mejor percepción por parte de la población de que el crimen sea aclarado.

La estrategia empírica que se considera en el presente trabajo se conforma por una aproximación inicial mediante modelos de datos de panel tradicionales siguiendo las estrategias implementada por Aboal et al (2013) y Meloni (2014). Para posteriormente utilizar un enfoque de modelos espaciales siguiendo la metodología aplicada por Urrego et al (2016). Se busca utilizar modelos econométricos clásicos para datos de panel y también modelos espaciales con el objetivo de comparar los resultados arrojados por los dos enfoques.

6.1. Descripción de los datos

La información a utilizar proviene de dos fuentes, la que refiere a las denuncias es proporcionada por el Ministerio del Interior, con datos según cuatro tipos de delitos contra la propiedad: hurtos, rapiñas, daños y copamiento. Por otro lado, la información de las variables económicas y demográficas referentes a la población y particularmente sobre los que se autoreportan beneficiarios de la transferencia AFAM-PE, provienen de los microdatos de la Encuesta Continua de Hogares (ECH) del Instituto Nacional de Estadística (INE). La limitación más importante de esta última fuente es el margen de error que pueda cometerse al caracterizar pequeñas áreas geográficas. También se utilizaron los Censos de los años 2004 y 2011 para estimar mediante interpolación y corrigiendo por la tasa de omisión censal ¹⁴, la población por seccional policial en cada año.

La base proporcionada por el Ministerio del Interior contiene, para cada delito denunciado en Montevideo entre 2004 y 2016, la fecha en que se cometió, la ubicación geográfica del mismo, la seccional correspondiente y el tipo de delito. El total de observaciones en dicha base de datos es de 1.274.146, para el presente trabajo se selecciona únicamente el subgrupo de delitos contra la propiedad (hurtos, rapiñas, daños y copamiento) que conforman un total de 964.038 observaciones, el 75.7 % del total de delitos. A su vez, de los delitos contra la propiedad el 74.23 % son hurtos, el 16.34 % rapiñas, el 9.36 % daño y el 0.07 % copamiento.

Cabe señalar que los datos se basan en crímenes que fueron denunciados, por lo que es altamente probable que exista una subestimación de la incidencia efectiva de los delitos, a consecuencia del posible subreporte de los mismos. Si los problemas de subreporte son una proporción relativamente constante en el tiempo de los delitos que efectivamente ocurrieron, las tendencias temporales no deberían verse afectadas por el mismo. Pero dicho supuesto no es necesariamente exacto cuando se consideran series para períodos relativamente largos en donde es más plausible que se registren cambios en los comportamientos de las personas o las agencias policiales en lo que hace a la propensión a denunciar o a registrar delitos.

Es importante aclarar, como limitante del presente trabajo, que las fuentes de información no permiten identificar el lugar de residencia del criminal, sino únicamente el lugar en el que se cometió el delito. No obstante, si bien los crímenes no se encuentran perfectamente circunscritos al lugar donde viven los que delinquen, se cree que una gran proporción de ellos puede ocurrir cerca del lugar de residencia. Una de las conclusiones que aparecen en el trabajo de Kaztman et al (2014) puede verse como un argumento a favor del supuesto anterior. Los autores encuentran para Montevideo que son los barrios con menor desarrollo socioeconómico y mayor marginalidad los que presentan mayor incidencia de la criminalidad, sostienen que las conductas criminales además de ser una vía ilegítima para alcanzar metas de consumo, son en gran parte resultado de motivaciones de pertenencia que nacen de la búsqueda de integrarse a la subcultura dominante de los barrios marginales, donde existe un debilitamiento de los lazos entre vecinos. Por otro lado, existe evidencia internacional que respalda el

¹⁴El factor de corrección por omisión censal utilizado para ajustar cada censo es el cociente entre la población estimada en Montevideo en dicho año por el INE, y la población relevada en el censo. En 2004 dicho factor fue de 1.03 y en 2011 1.04. En el anexo puede encontrarse una tabla con la población estimada por seccional policial para cada año.

supuesto de que los ofensores tienden a delinquir en zonas cercanas a su lugar de residencia, evitando trasladarse demasiado. Townsley et al (2015) encuentran evidencia para los Países Bajos, el Reino Unido y Australia, de que la probabilidad de que un delincuente seleccione un área para cometer un delito está positivamente influenciado principalmente por la proximidad a su hogar y el número total de víctimas disponibles.

Las fuentes de información antes descritas se utilizan para crear un panel donde la unidad de análisis son las seccionales policiales. Para obtener la información de las ECH a nivel de seccionales policiales se utilizó la correspondencia existente en el censo de 2011 entre segmento censal, sección censal y seccional policial. Por lo tanto, se observan N unidades (24 seccionales policiales¹⁵), durante T períodos (13 años: entre 2004 y 2016). Más adelante se expone en detalle las variables presentes en dicho panel.

Figura 2: Variable dependiente

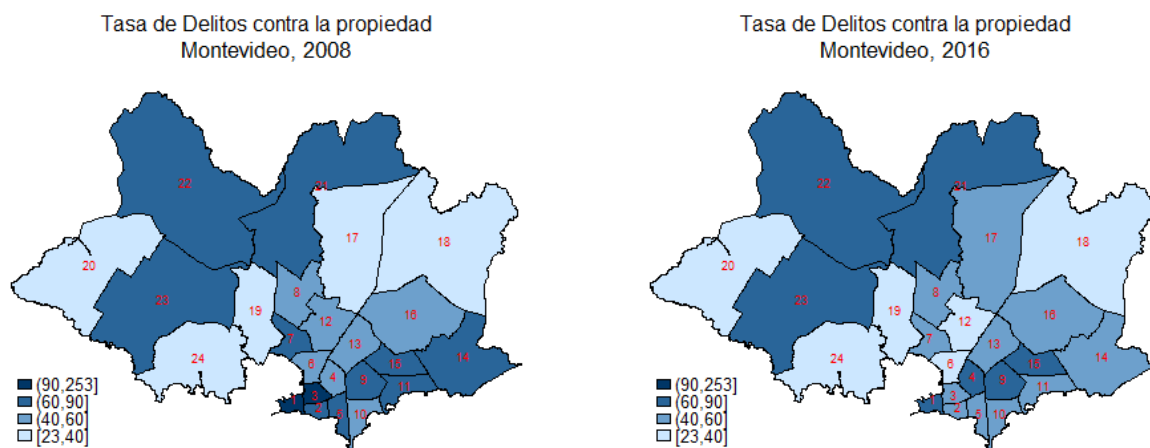
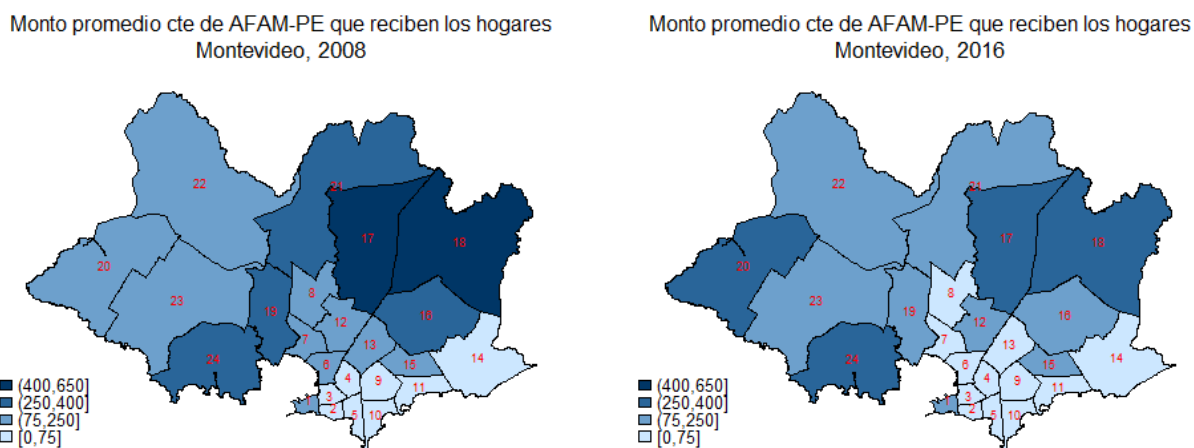


Figura 3: Variable de interés en precios constantes de enero de 2013



Fuente: Elaboración propia en base a datos del SIG de la IMM, las ECH del INE y los registros administrativos de denuncias.

¹⁵En diciembre de 2012 la seccional policial número 16 se divide en dos seccionales: la 25 y la 16. Por lo tanto, actualmente existen 25 seccionales policiales en Montevideo, pero al trabajar con información anterior a dicha modificación, el presente documento considera 24 seccionales unificando la 16 y 25 en una sola a partir del año 2013.

En la Figura 2 se muestran mapas de coropletas, en dicha herramienta visual se colorean las áreas con una intensidad proporcional al valor que toma una variable cuantitativa. Al utilizar este instrumento y ver que el nivel de la tasa de delitos contra la propiedad tiende a ser similar en seccionales limítrofes (mostrando una misma tonalidad), se tiene evidencia que la distribución de dicha variable depende en cierta medida del valor que asume la misma en las regiones vecinas. Lo mismo puede interpretarse al observar los mapas que refieren a la variable de interés sobre el monto del programa AFAM-PE.

Se destaca que mediante la simple observación de los mapas de coropletas, la relación es inversa entre el monto de transferencia que reciben los hogares y la tasa de delitos contra la propiedad a nivel de seccionales policiales, sin embargo, dicha relación puede justificarse por la intervención de otras variables. Además, el supuesto detrás de esta afirmación es que los individuos delinquen mayoritariamente en la unidad geográfica en la que viven.

Resulta relevante mencionar que en la visualización de los mapas referentes a la variable del monto promedio de AFAM-PE que reciben los hogares, se recoge la diferencia existente entre las seccionales policiales en lo que refiere al porcentaje de hogares con menores de edad. Aquellas regiones que presentan una estructura demográfica con más proporción de niños y jóvenes, van a tender a tener más hogares beneficiarios del programa debido a las condiciones de elegibilidad del mismo. Por este motivo, en el Cuadro 1 se presentan los valores de la tasa de delitos contra la propiedad, el porcentaje de hogares con menores de 18 y el porcentaje de beneficiarios para cada seccional policial.

Cuadro 1: Tabla descriptiva de variables de interés por seccional para 2008 y 2016.

| Secc | % con men 08 | % con men 08 | % benef 08 | % benef 16 | tasa prop 08 | tasa prop 16 |
|------|--------------|--------------|------------|------------|--------------|--------------|
| 1 | 22.77 | 25.14 | 2.97 | 7.13 | 163.98 | 73.76 |
| 2 | 19.55 | 21.45 | 2.00 | 0.71 | 81.82 | 59.53 |
| 3 | 23.31 | 16.02 | 1.85 | 0.51 | 90.81 | 58.01 |
| 4 | 27.53 | 26.87 | 2.66 | 1.21 | 56.44 | 66.14 |
| 5 | 21.65 | 20.66 | 1.17 | 0.19 | 63.61 | 58.96 |
| 6 | 32.17 | 31.34 | 4.23 | 2.66 | 45.28 | 36.79 |
| 7 | 36.92 | 34.01 | 2.44 | 3.26 | 72.02 | 56.34 |
| 8 | 37.62 | 36.26 | 6.79 | 4.05 | 54.69 | 40.17 |
| 9 | 25.91 | 27.79 | 2.17 | 0.40 | 69.68 | 70.22 |
| 10 | 23.68 | 25.36 | 0.71 | 0.05 | 51.57 | 47.45 |
| 11 | 29.88 | 30.04 | 1.96 | 0.93 | 67.65 | 50.31 |
| 12 | 38.75 | 38.17 | 6.99 | 9.37 | 52.40 | 37.88 |
| 13 | 36.36 | 35.03 | 6.31 | 4.98 | 52.29 | 48.47 |
| 14 | 40.09 | 38.73 | 1.61 | 1.42 | 74.95 | 54.87 |
| 15 | 32.54 | 33.28 | 6.50 | 5.51 | 89.30 | 67.99 |
| 16 | 45.83 | 44.20 | 11.52 | 13.57 | 41.92 | 51.06 |
| 17 | 55.94 | 53.23 | 17.38 | 20.74 | 39.27 | 48.26 |
| 18 | 58.56 | 52.04 | 16.90 | 19.43 | 28.19 | 31.81 |
| 19 | 46.67 | 44.47 | 11.53 | 14.02 | 32.47 | 37.05 |
| 20 | 37.81 | 50.17 | 6.71 | 24.41 | 31.92 | 34.50 |
| 21 | 46.62 | 44.65 | 12.05 | 10.74 | 79.71 | 60.84 |
| 22 | 45.16 | 47.09 | 8.41 | 9.52 | 87.62 | 67.94 |
| 23 | 39.04 | 40.96 | 9.67 | 9.28 | 81.35 | 85.99 |
| 24 | 56.50 | 49.62 | 15.46 | 16.48 | 37.35 | 35.68 |

Fuente: Elaboración propia en base a registros administrativos de denuncias y las ECH del INE.

6.2. Definición de variables

A continuación se definen las variables mediante las cuales se operativizan los conceptos introducidos en el marco teórico y antecedentes, vinculados con los determinantes del delito.

D_{it} : Delitos contra la propiedad denunciados por cada 1000 habitantes en la seccional i en el año t . Es la variable dependiente, se considerarán los siguientes delitos contra la propiedad: hurtos, rapiñas, daños y copamiento.

$AFAMPE_{it}$: Porcentaje de hogares beneficiarios de las Asignaciones Familiares del Plan de Equidad¹⁶ en la seccional i en el año t . Es la variable independiente clave.

$MAFAMPE_{it}$: Monto de transferencia media por hogar de las Asignaciones Familiares del Plan de Equidad en la seccional i en el año t . Es la segunda forma que toma la variable independiente clave.

$Ingreso_{it}$: Ingreso promedio per cápita del hogar en la seccional i en el año t , incluye las transferencias vinculadas al PANES, Asignaciones Familiares contributivas, TUS y Apoyo Alimentario, excluyendo las transferencias referentes a AFAM-PE. Se va a considerar alternativamente el ingreso per cápita del hogar sin valor locativo y con valor locativo, seleccionando la variable que ajuste mejor al modelo.

$Ingresoler_{it}$: Ingreso promedio mensual per cápita (sin el monto por AFAM-PE) de los hogares del primer quintil de la distribución del ingreso, que se encuentran en la seccional i en el año t . Se considera esta variable ya que se entiende que el ingreso medio de la unidad geográfica no es una buena medida de la evolución del ingreso de la población beneficiaria de la transferencia, siendo el ingreso medio de la población del primer quintil una medida más adecuada debido a que el programa está focalizado a los hogares de menores recursos (Aboal et al, 2013). La utilización de esta variable busca contribuir a identificar la existencia de un canal ingreso de la política como se detallará en la sección de resultados.

$Pobreza_{it}$: porcentaje de hogares debajo de la línea de la pobreza monetaria¹⁷ en la seccional i en el año t .

$Desig_{it}$: valor del índice de desigualdad en la seccional i en el año t . Se utilizará el índice de Gini ya que es el más comúnmente utilizado en los antecedentes analizados. También se utilizarán los siguientes indicadores de desigualdad para verificar la robustez de los resultados: varianza del logaritmo del ingreso ($Desig1_{it}$), cociente entre el percentil 75 y el percentil 25 de ingreso ($Desig2_{it}$), cociente entre la media del ingreso per cápita del hogar del primer decil sobre la media del último decil para cada seccional ($Desig3_{it}$), cociente entre la mediana del ingreso per cápita del hogar del primer decil sobre la mediana del último decil para cada seccional ($Desig4_{it}$).

$Densidad_{it}$: densidad de población en la seccional i en el momento t , medida como la cantidad de habitantes por kilómetro cuadrado. Controla por el efecto de la urbanización en la actividad delictiva, por un lado las áreas más pobladas ofrecen mayores oportunidades para los delitos contra la propiedad ya que existen más cantidad de comercios, pero por otro lado, la existencia de una gran cantidad de habitantes y posibles testigos del delito puede inhibir a los criminales.

$Ph1524_{it}$: porcentaje de hombres entre 15 y 24 años en la seccional i en el año t . A nivel mundial se encuentra que la mayoría de delitos son realizados por dicha población debido a que su vínculo con el sistema laboral es débil y presentan una menor aversión al riesgo (Soares et al, 2010).

¹⁶En las ECH de los años 2008 a 2011 no se pregunta si la persona era beneficiaria de AFAM-PE, solo se pregunta si cobra alguna asignación familiar, por lo tanto, fue necesario imputar quienes eran beneficiarios de las Asignaciones de BPS para los trabajadores formales y quienes del Plan de Equidad, en función de las características laborales y la frecuencia en que declaran cobrar la transferencia (AFAM-PE es mensual y la asignación del sistema anterior bimensual). Una vez determinados los beneficiarios de cada programa se imputó el monto de la transferencia. Cabe señalar que se realizó este mismo procedimiento para los años en que se cuenta con la información relevada (ECH de 2012 en adelante) y no existen grandes diferencias en los porcentajes de beneficiarios y montos para cada tipo de asignación a nivel de seccionales policiales entre la variable imputada y la relevada en dichas encuestas.

¹⁷La línea de la pobreza se construye siguiendo el Método del Ingreso del INE, utilizando la Canasta básica alimenticia y la Canasta básica no alimenticia.

Desemp_{it}: La tasa de desempleo, asociado a la falta de oportunidades, es una variable que puede ser determinante de un aumento de los delitos (Flores et al, 2014).

EstabResid_{it}: Estabilidad residencial, porcentaje de hogares propietarios del terreno y de la vivienda, se puede considerar como una proxy del sentido de pertenencia de los individuos al lugar donde viven. Si se considerara a los hogares que únicamente son propietarios de la vivienda y no del terreno, parte de la proporción se va a caracterizar por estar situados en asentamientos. Por dicho motivo, se utiliza el porcentaje de hogares propietarios tanto del terreno como de la vivienda, siendo más próxima al concepto de estabilidad residencial que se quiere operativizar.

EducSuperior_{it}: porcentaje de personas que tienen estudios terciarios en la seccional i en el año t.

Climaedu_{it}: variable referente a la dimensión de educación complementaria a la anterior, se define siguiendo a Machado et al (2012). Se calcula para cada hogar el promedio de los años de educación aprobados por los adultos (mayores de 18), posteriormente se calcula la media de esta variable a nivel de seccionales policiales para cada año. En la etapa de estimación se va a elegir entre incluir la variable de clima educativo y la que refiere a educación superior, ya que las mismas están correlacionadas y recogen información similar, formará parte de las variables de control la que resulte más significativa.

Formal_{it}: tasa de formalidad laboral promedio (proporción de trabajadores que aportan a la seguridad social) para cada seccional policial en cada período. Busca captar la estabilidad laboral de los individuos en cada unidad geográfica.

Todas las variables monetarias utilizadas en el presente trabajo se llevaron a precios constantes de enero de 2013 mediante el IPC.

A continuación se introduce el promedio, el desvío estándar, el mínimo y el máximo de las variables principales para el departamento de Montevideo considerando todo el período.

Cuadro 2: Tabla descriptiva de las variables principales considerando todo el período y seccionales.

| variable | mean | sd | min | max |
|--|-------|-------|-------|--------|
| monto AFAM-PE | 100 | 132 | 0 | 644 |
| % de hog benef AFAM-PE | 5.72 | 7.45 | 0.00 | 32.58 |
| tasa de denuncias contra propiedad | 58.81 | 28.90 | 23.26 | 252.70 |
| tasa de hurtos | 44.33 | 23.84 | 14.74 | 204.33 |
| tasa de rapiñas | 8.52 | 4.57 | 0.72 | 32.25 |
| % con educación superior completa | 7.18 | 5.83 | 0.00 | 25.84 |
| clima educativo | 10.35 | 1.93 | 7.31 | 14.52 |
| % hombres entre 15 y 24 años | 8.00 | 2.00 | 2.00 | 25.00 |
| % hogares con menores | 37.65 | 11.26 | 16.02 | 62.22 |
| % Estabilidad residencial | 52.00 | 12.00 | 0.00 | 82.00 |
| tasa de formalidad | 75.93 | 11.30 | 42.52 | 93.55 |
| tasa de desempleo | 8.07 | 2.92 | 3.23 | 18.97 |
| ingreso per cáp del hog (cte enero 2013) | 17581 | 8140 | 5402 | 41320 |
| ingreso per cáp del hog 1er quintil | 6705 | 2223 | 3377 | 13966 |
| % pobreza | 21.28 | 18.61 | 0.11 | 74.67 |
| Índice de gini | 35.42 | 3.33 | 25.58 | 47.41 |
| desig1 | 0.45 | 0.11 | 0.19 | 1.12 |
| desig2 | 2.35 | 0.24 | 1.88 | 4.55 |
| desig3 | 0.09 | 0.01 | 0.05 | 0.12 |
| desig4 | 0.15 | 0.02 | 0.09 | 0.20 |
| población | 57258 | 30652 | 6685 | 128780 |
| densidad | 7871 | 5914 | 599 | 22978 |

Fuente: Elaboración propia en base a registros administrativos de denuncias y las ECH del INE.

6.3. Modelos de Econometría Clásica

Sea y_{it} el valor de la variable dependiente (tasa de denuncias) en la unidad territorial (seccional policial) i y el tiempo t , a continuación se plantea el modelo empírico clásico para identificar una relación causal entre el programa AFAM-PE y la incidencia de la actividad delictiva:

$$y_{it} = \theta afampe_{it} + \beta X_{it} + \alpha_t + \nu_i + u_{it} \quad (3)$$

con $afampe_{it}$ la variable independiente de interés vinculada al Programa AFAM-PE cuyo coeficiente asociado θ contribuirá a contrastar la hipótesis de investigación, X_{it} un vector de características de la unidad geográfica i en el momento t y β un vector de coeficientes asociados a cada una de las variables explicativas consideradas en el modelo. Los últimos tres términos de la ecuación representan las variables aleatorias que capturan la heterogeneidad inobservada entre regiones ν_i , los shocks agregados α_t comunes a todas las regiones (efectos temporales), y el último término u_{it} captura simultáneamente los shocks idiosincráticos y los errores de medida y de agregación.

El enfoque más simple para analizar datos de panel es el modelo POLS (Pooled OLS). En este se omiten las dimensiones de espacio y tiempo de los datos agrupados y simplemente se calcula la regresión MCO usual. Cabe destacar que los supuestos detrás de este modelo son: que se dispone de una muestra aleatoria, es decir, que se cuenta con observaciones que son independientes e idénticamente distribuidas, además de que se asume homoscedasticidad y ausencia de correlación serial. Por otro lado, los supuestos necesarios para la estimación de los betas de forma consistente son: exogeneidad contemporánea y que la matriz $E(X_i'X_i)$ sea no aleatoria y no singular.

Sin embargo, bajo la especificación anterior la existencia de heterogeneidad inobservada genera potenciales problemas de endogeneidad si dichos factores inobservados se encuentran correlacionados con las variables explicativas. De acuerdo con los supuestos de Gauss-Markov, los estimadores POLS son los Mejores Estimadores Lineales Insesgados (MELI) siempre y cuando los errores sean independientes entre sí y se distribuyan idénticamente con varianza constante. Desafortunadamente, es altamente probable que estas condiciones sean violadas en datos de panel: la independencia se viola cuando los errores de diferentes unidades están correlacionados (correlación contemporánea), o cuando los errores dentro de cada unidad se correlacionan temporalmente (correlación serial), o ambos. A su vez, la distribución idéntica de los errores es violada cuando la varianza no es constante (heteroscedasticidad).

Una manera de corregir el problema de autocorrelación, es decir, cuando los errores no son independientes con respecto al tiempo, es a través de un modelo de efectos fijos con un proceso autorregresivo que controle por la dependencia de t con respecto a $t-1$. La idea es remover los efectos individuales, que se cancelan al transformar el modelo en desviaciones con respecto a las medias individuales. Por esta razón, si se aplica la transformación intra-grupo a un vector de constantes, se obtiene cero: todo lo que sea constante desaparece y no se puede estimar el efecto de las variables invariantes en el tiempo. Así, la modelización mediante efectos fijos permite derivar el efecto asociado a cada seccional policial.

En el presente caso de estudio, un posible argumento sobre la existencia de endogeneidad puede ser, por ejemplo, el hecho de que la variable relevante inobservable *nivel de integración o cohesión social* está correlacionada con la variable explicativa de interés referente a AFAM-PE. En el marco de las teorías del aprendizaje social y el control social, que se desarrollaron previamente en la sección 3.1, dicha variable puede ser explicativa de la tasa de delitos, a su vez, es razonable esperar que un contexto de mayor integración social genere que los individuos elegibles de la transferencia tengan mayor información y una mayor disposición a solicitarla por lo que puede relacionarse positivamente con la cantidad de beneficiarios del programa. No obstante, si se supone que dichos inobservables son invariantes en el tiempo, la estimación por efectos fijos atenuaría este problema.

Por lo tanto, un factor fundamental de la creación del modelo es determinar si existen efectos individuales que estén correlacionados con las variables explicativas, es decir, determinar si existe heterogeneidad inobservable. Cuando esto sucede, se debe modelar dicha heterogeneidad con efectos

fijos o efectos aleatorios, dependiendo de cómo sea el tipo de interacción del factor y las variables explicativas¹⁸.

Por último, siguiendo a Meloni (2014), se estimará un modelo con la variable dependiente rezagada para capturar la persistencia de la tasa de delitos contra la propiedad de un año a otro, se destaca que una especificación de este tipo tiene un claro soporte teórico y empírico desde el enfoque de histéresis. Como se mencionó anteriormente, la consistencia del estimador por efectos fijos depende del supuesto de independencia condicional que establece la independencia entre el término de error y los regresores de la ecuación. En este caso, por construcción no se va a cumplir dicho supuesto por lo que los estimadores derivados de los modelos estáticos serán inconsistentes. Por lo tanto, se va a utilizar la metodología propuesta por Arellano y Bover (1995) y desarrollada por Blundell y Bond (1998) para tratar la endogeneidad de la variable dependiente rezagada, consiste en diferenciar el modelo para eliminar el término α_t y luego explotar la información de los rezagos de la variable dependiente como instrumento para posteriormente estimar mediante GMM (Generalized Method of Moments)(Cameron y Trivedi, 2009).

6.4. Modelos de Econometría Espacial

La econometría espacial es un subcampo relativamente joven dentro de la econometría, incorpora efectos espaciales y los problemas que estos generan en los modelos econométricos clásicos que utilizan datos de corte transversal y de panel. Entre los motivos por los cuales ha sembrado un interés creciente en los últimos años se encuentra: el espacio geográfico incrementó su relevancia en la Teoría Económica, la generación de bases de datos con información georeferenciada va en aumento y la creación de Sistemas de Información Geográfica y programas específicos para manipular esos datos (Herrera et al, 2012). En esta sección se realizará una breve introducción a los modelos de econometría espacial para datos de panel.

La utilización de modelos con rezago espacial resulta de interés si se sospecha que existe un mecanismo por el cual se relaciona el valor de la variable dependiente con las unidades geográficas vecinas. En el presente trabajo, claramente dos seccionales policiales limítrofes presentan tasas de delitos similares, por lo cual el parámetro de rezago espacial es intuitivo. A su vez, se entiende que resulta de gran importancia que el análisis de la criminalidad considere las características socioeconómicas propias de cada unidad geográfica ya que son fundamentales para explicar no solo el comportamiento de los delitos, sino también para explicar las tendencias de los delitos y cómo se interrelacionan todo esto en el espacio.

Una primer pregunta de análisis en los estudios empíricos debe ser: ¿Presenta la variable de estudio autocorrelación espacial? si la respuesta es afirmativa se deben formular modelos econométricos donde se incorpore explícitamente el efecto del espacio (Herrera et al, 2012). Formalmente, la autocorrelación espacial puede definirse como:

$$Cov(y_{it}, y_{jt}) = E(y_{it}y_{jt}) - E(y_{it})E(y_{jt}) \neq 0, \text{ para } i \neq j \quad (4)$$

donde y_{it} e y_{jt} son observaciones de una variable aleatoria localizada espacialmente en i y j respectivamente, en un mismo momento del tiempo.

Se identifican dos tipos de autocorrelación espacial, *positiva* si la existencia de un fenómeno determinado en una región dada propicia su expansión a otras regiones circundantes. De manera opuesta, la autocorrelación espacial *negativa* se refiere a la existencia de fenómenos en una región que impiden u obstaculizan la aparición de estos en otras regiones vecinas (Pérez Pineda, 2006).

Las causas de la autocorrelación espacial se identifican en dos hechos: la existencia de errores de medida para observaciones en unidades espaciales vecinas (en este caso puede entenderse como un error de medida la subdeclaración de delitos) y la existencia de varios fenómenos de interacción espacial como los efectos de difusión y de dispersión. La existencia de estos fenómenos causantes de la

¹⁸Para elegir entre el modelo Pool y el de efectos aleatorios se debe realizar el contraste de Breusch-Pagan, a su vez, para contrastar entre efectos fijos y efectos aleatorios se aplica la prueba de Hausman.

dependencia espacial llevan a considerar instrumentos que permitan incorporar los dentro de modelos econométricos para lograr caracterizar dicha dependencia. La principal diferencia entre la econometría clásica y la espacial se basa en el tratamiento e incorporación a esta última de dichos efectos espaciales, la econometría tradicional tiende a ignorarlos y en caso de que existan se violan los supuestos de Gauss-Markov. Por un lado, la dependencia espacial genera el incumplimiento del supuesto de que en un muestreo repetitivo las variables explicativas son fijas e independientes y, por tanto, ni estas ni sus residuos seguirán una distribución normal e independiente. Por el otro, la heterogeneidad espacial viola el supuesto de que existe una sola relación lineal a lo largo de observaciones de una muestra de datos, lo cual sugiere problemas de heteroscedasticidad (Pérez Pineda, 2006).

Existen dos grupos de herramientas que permiten detectar la presencia de autocorrelación espacial. En primer lugar, se puede realizar una aproximación cualitativa mediante el análisis exploratorio espacial visualizando en diferentes gráficos y mapas el comportamiento de las variables bajo estudio. Por otro lado, para obtener una medida cuantitativa de dependencia espacial están las herramientas inferenciales que consisten en distintos estadísticos para testear la existencia de correlación espacial, el más utilizado y el que se aplicará en el presente trabajo es el estadístico I de Moran¹⁹. Un instrumento adicional que se suele utilizar para la contrastación del grado de dependencia espacial de las variables, es el diagrama de dispersión de Moran, la forma en que se encuentran los puntos sobre este determinan el tipo de autocorrelación (positiva si la pendiente es positiva, indicando que los valores de cada observación y sus vecinos se asemejan, y negativa si la pendiente es negativa, tal que cuando el valor de la variable es alto, en los vecinos es bajo y viceversa).

El diagrama de dispersión de Moran muestra la relación entre la variable y su rezago espacial. En vez de utilizar la variable original, es preferible trabajar con desviaciones respecto a la media (Herrera, 2015). La relación entre la variable estandarizada y el rezago espacial de dicha variable puede representarse mediante una regresión lineal simple sin constante, el coeficiente estimado de la pendiente de dicha regresión es igual al estadístico I de Moran. Cabe señalar que el problema con dicho estadístico es que el rechazo de la hipótesis nula no brinda información sobre el posible modelo a especificar, no da una idea clara sobre el tipo de estructura espacial que se encuentra en el proceso generador de datos.

Como es imposible estimar todas las autocovarianzas espaciales para todos los posibles pares de observaciones, dado que estas exceden el número de datos disponibles (sobreparametrización), la solución consiste en imponer una estructura sobre las relaciones de dependencia espacial, aquí se introduce la matriz de contactos W , también denominada matriz de pesos, distancias o interacciones espaciales (Herrera et al, 2012). La matriz de pesos espaciales ocupa una posición central en econometría espacial ya que define las interacciones entre observaciones.

Los modelos de datos de panel espacial utilizan la matriz de contacto W , generalmente exógena al modelo y definida previamente mediante algún criterio. Existen diferentes criterios sobre su construcción que siguen alguna hipótesis de interacción y van desde el uso de la posición geográfica, hasta el uso de flujos que capturan interacciones sociales y utilizan otras fuentes de información socioeconómica, cada uno resultará en una matriz de ponderaciones diferentes, llevando a un rezago espacial distinto²⁰. La especificación de los modelos espaciales puede escribirse de las siguientes maneras:

$$Y_t = \rho WY_t + \beta X_t + \delta WX_t + u_t \iff y_{it} = \rho \sum_{j=1}^N w_{ij}y_{jt} + \beta X_{it} + \delta \sum_{j=1}^N w_{ij}X_{jt} + u_{it} \quad (5)$$

$$u_t = \lambda Wu_t + \epsilon_t \iff u_{it} = \lambda \sum_{j=1}^N w_{ij}u_{jt} + \epsilon_{it} \quad (6)$$

Con $t=(2004, \dots, 2016)$ años, $i,j=(1, \dots, 24)$ seccionales policiales. Y_t es el vector con las 24 y_{it} observaciones de la variable dependiente en el momento t . W es la matriz de contactos simétrica de 24×24 ,

¹⁹En Herrera et al (2012) pueden encontrarse varios test de independencia espacial desarrollados de forma detallada.

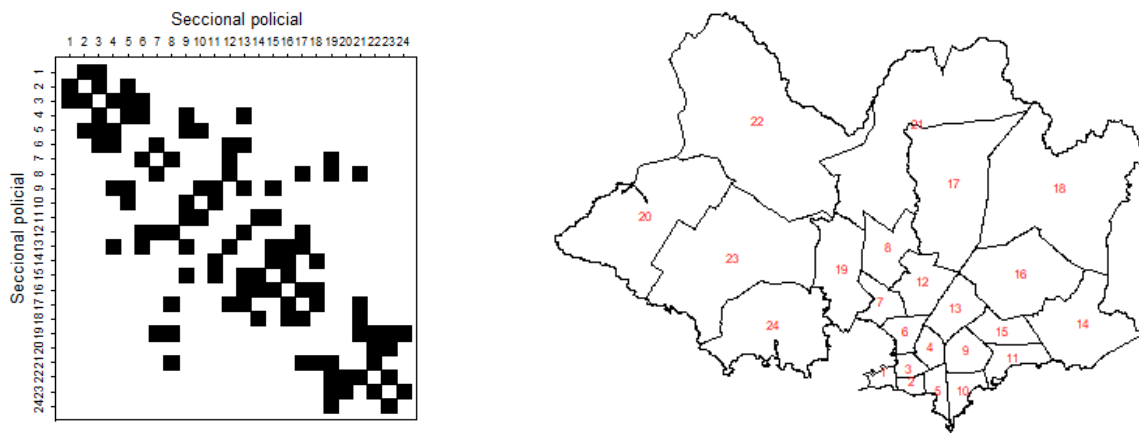
²⁰En Chasco Yrigoyen (2003) se puede encontrar un análisis detallado de las especificaciones alternativas de pesos espaciales

compuesta por los pesos espaciales w_{ij} que valen 1 si la seccional i es limítrofe con la seccional j y 0 en otro caso²¹ (particularmente vale 0 en la diagonal principal ya que ninguna unidad puede ser vecina de sí misma). WY_t capta la interacción endógena de la variable dependiente entre las unidades geográficas vecinas, efecto que recoge el coeficiente ρ . β es el vector de los coeficientes asociados a las variables explicativas. X_t es la matriz que contiene los valores de las variables explicativas para cada unidad geográfica en el momento t . A su vez, WX_t refleja la interacción espacial de las variables independientes, la cual esta asociada al vector de coeficientes δ . u_t es el vector de residuos compuesto por los valores para cada unidad geográfica u_{it} .

A su vez, $w_{ij}u_{it}$ refleja el rezago espacial en el término de error, que se vincula con el coeficiente λ , su existencia garantiza que los choques que ocurren en una seccional vecina de i inmediatamente se propagan a i . W es la matriz de contacto, el criterio de relación espacial entre las unidades geográficas para su construcción fue el de frontera, los valores que conforman la matriz van a ser 1 para aquellas seccionales limítrofes y 0 para las que no los son. La diagonal principal siempre está conformada por ceros dado que ninguna observación puede ser vecina de si misma. De esta forma, los delitos de cada seccional pueden afectar las seccionales vecinas siempre y cuando estas estén más cerca de la unidad inicial. Finalmente, ϵ_t un vector de ruidos blancos compuesto por ϵ_{it} .

En el siguiente gráfico de la matriz simétrica de contactos puede observarse el número de seccional policial tanto en el eje vertical como en el eje horizontal, cuando un cuadrado es negro significa que las seccionales correspondientes en los ejes son limítrofes, cuando es blanco implica que no lo son. Por ejemplo, la seccional policial número 20 tiene como seccionales limítrofes las número 22 y 23, motivo por el cual en el gráfico de la matriz de contacto, se observan cuadrados negros cuando el eje vertical toma el valor de 20 y el horizontal de 22, lo mismo sucede cuando el eje horizontal toma valor 23.

Figura 4: Representación de la Matriz de Contactos binaria de las Seccionales Policiales.



Fuente: Elaboración propia en base a datos del SIG de la IMM.

El origen de la autocorrelación espacial determina el tipo de especificación del modelo de regresión a seguir que incorpore este efecto espacial en su estructura. Así las ecuaciones anteriores representan una familia de modelos, imponiendo restricciones sobre algunos parámetros se obtienen:

- SAR (Spatial Autoregressive model): modelo con rezago espacial únicamente en la variable dependiente, por lo que con $\lambda = \delta = 0$, sustituyendo en la última ecuación se obtiene²²:

$$Y_t = \rho WY_t + \beta X_t + \epsilon_t \quad (7)$$

²¹A veces se trabaja con alguna transformación de la matriz de contacto debido a que mejora las propiedades estadísticas de los estimadores y contrastes. La transformación más usada es la normalización por fila, en donde los nuevos pesos se obtienen de dividir los pesos tradicionales por la suma de todos los pesos de la fila, de esta forma, en la matriz transformada la suma de cada fila vale uno.

²²La especificación del término de error ha sido planteada como autorregresiva espacial de orden 1, pero pueden introducirse rezagos de orden p , SAR(p). Incluso puede adoptarse una estructura de media móvil SMA, aunque no es lo más utilizado.

Por lo tanto, en este modelo la relación espacial se da por la presencia de la variable endógena rezagada, mientras que no se considera la relación directa entre dicha variable y las características propias de las unidades geográficas vecinas (ya que $\delta = 0$). Cabe señalar que las implicancias econométricas de la omisión de elementos como WY_t son muy importantes, puede comprobarse²³ que los estimadores de los parámetros bajo los modelos econométricos clásicos serían sesgados y este sesgo no desaparecería en un contexto asintótico.

- SEM (Spatial Error model): modelo con rezago espacial únicamente en el término de error, por lo que se supone $\rho = \delta = 0$ obteniendo:

$$Y_t = \beta X_t + u_t \quad (8)$$

$$u_t = \lambda W u_t + \epsilon_t \quad (9)$$

En este modelo la relación espacial ocurre por medio de contagio ya que los choques exógenos se propagan entre las unidades vecinas.

- SARAR: modelo con rezago espacial en la variable dependiente y en el término de error. Supone que $\delta = 0$, lo que implica que la relación espacial se da por medio de la relación directa entre la variable endógena y su rezago espacial, y además por choques aleatorios en las unidades vecinas que tienen un efecto contagio sobre la unidad i . Entonces:

$$Y_t = \rho W Y_t + \beta X_t + u_t \quad (10)$$

$$u_t = \lambda W u_t + \epsilon_t \quad (11)$$

- Modelo de Durbin: rezago espacial en la variable dependiente y en las independientes. Plantea que existe una relación espacial con las características individuales de cada una de las unidades vecinas pero no plantea relación espacial en el término de error. Por lo tanto, los choques espaciales se propagan y generan a través de intervenciones sobre las variables explicativas de interés. Supone que $\lambda = 0$ por lo que:

$$Y_t = \rho W Y_t + \beta X_t + \delta W X_t + \epsilon_t \quad (12)$$

Dado que la perturbación del modelo ϵ_{it} cumple con los supuestos básicos, la ecuación puede estimarse por máxima verosimilitud.

Para seleccionar el mejor modelo a utilizar se deben realizar contrastes de hipótesis que evalúen cuál recoge adecuadamente el proceso generador de los datos. El procedimiento que se llevará a cabo en el presente trabajo consiste en partir del Modelo de Durbin, que resulta ser el más complejo, y observar si los demás modelos brindan al menos la misma información (Urrego et al, 2016). Las pruebas para la selección del modelo que se utilizarán en el presente trabajo se encuentran en el Cuadro 3.

Cabe señalar que ante la diyuntiva de seleccionar entre un modelo con dependencia en el error (SEM), y otro modelo más complejo como el de Durbin, la literatura se inclina más por este último debido a las consecuencias inferenciales que tiene. Si se estima un modelo de error espacial, pero se ha omitido un parámetro de dependencia sustantiva, los coeficientes estimados serán inconsistentes. No obstante, en el caso de estimar un modelo de Durbin omitiendo un parámetro de dependencia residual, los estimadores serán consistentes a pesar de no ser eficientes (Herrera et al, 2012). A su vez, como señalan Flores et al (2014), la selección del Modelo Espacial de Durbin resulta ser preferible dadas las siguientes circunstancias que posiblemente estén presentes en el caso de análisis: 1) existe por lo menos una variable potencialmente importante omitida (por ejemplo, las referentes a la fuerza policial), 2) es probable que dicha variable este correlacionada con las variables explicativas incluidas en el modelo, 3) es probable que el proceso de la perturbación sea espacialmente dependiente.

²³La demostración puede encontrarse en Herrera et al (2012) página 10.

Cuadro 3: Pruebas estadísticas para la selección del modelo espacial

| Prueba | SAR | SEM | SARAR |
|--------------------------|------------------------------------|------------------------------------|--|
| H0) | $\delta = 0$ | $\delta = -\rho\beta$ | SARAR se puede representar con el Modelo de Durbin. |
| H1) | $\delta \neq 0$ | $\delta \neq -\rho\beta$ | SARAR no se puede representar con el Modelo de Durbin. |
| Estadístico | Prueba lineal de Wald | Prueba no lineal de Wald | Prueba de Razon de Verosimilitud. |
| Región de rechazo | $\text{Prob}(F) < \alpha$ | $\text{Prob}(F) < \alpha$ | $\text{Prob}(\text{chi-cuadrado}) < \alpha$ |
| Conclusión | Bajo H0 es SAR, bajo H1 es Durbin. | Bajo H0 es Durbin, bajo H1 es SEM. | Bajo H0 es Durbin, bajo H1 es SARAR. |

Fuente: Urrego et al (2016)

Los efectos marginales de las especificaciones de panel espacial se componen de dos elementos: 1) el efecto marginal²⁴ directo que está estrictamente relacionado con el efecto individual de una modificación en una variable, 2) el efecto indirecto que recopila la información relevante del impacto sobre las unidades vecinas.

Por lo tanto, los modelos espaciales permiten estimar de forma separada el impacto directo (dentro de una misma unidad geográfica) de una variable independiente en la dependiente, y el impacto indirecto (desde y hacia unidades vecinas). Este último es de particular interés para analizar efectos "spillover", determinando qué variables producen un efecto derrame estadísticamente significativo (Flores et al, 2014).

6.5. Forma funcional de los modelos a estimar y resultados esperados

En el marco de los paneles tradicionales, se va a estimar el siguiente modelo:

$$D_{it} = \beta_0 + \theta AFAMPE_{it} + \beta_1 Ingreso_{it} + \beta_2 Ingresoler_{it} + \beta X_{it} + \alpha_i + u_{it} \quad (13)$$

Con $t=(2004, \dots, 2016)$ años, $i,j=(1, \dots, 24)$ seccionales policiales. D_{it} es la tasa de denuncias de delitos contra la propiedad (cada mil habitantes) en la seccional i en el año t . $AFAMPE_{it}$ es la variable de interés referente al programa Asignaciones Familiares del Plan de Equidad en la seccional i en el año t . $Ingreso_{it}$ e $Ingresoler_{it}$ son variables que refieren a distintos conceptos de ingreso de la seccional i en el año t . X_{it} hace referencia a las variables de control (índice de Gini, densidad de población, % de población con 12 años o más de educación formal, % de individuos debajo de la línea de pobreza monetaria, tasa de desempleo y % de individuos que viven en un hogar del cual son propietarios) que buscan captar características socioeconómicas de una seccional y año determinado.

Si se detecta que existe autocorrelación espacial en la variable dependiente mediante un test de independencia espacial, se opta por especificar el siguiente modelo:

$$\begin{aligned}
D_{it} = & \beta_0 + \rho \sum_{j=1}^N w_{ij} D_{jt} + \theta_1 AFAMPE_{it} + \theta_2 \sum_{j=1}^N w_{ij} AFAMPE_{jt} \\
& + \beta_1 Ingreso_{it} + \delta_1 \sum_{j=1}^N w_{ij} Ingreso_{jt} + \beta_2 Ingresoler_{it} + \delta_2 \sum_{j=1}^N w_{ij} Ingresoler_{jt} \\
& + \beta X_{it} + \delta \sum_{j=1}^N w_{ij} X_{jt} + \alpha_i + u_{it} \\
u_{it} = & \lambda \sum_{j=1}^N w_{ij} u_{jt} + \epsilon_{it}
\end{aligned} \quad (14)$$

Con $t=(2004, \dots, 2016)$ años, $i,j=(1, \dots, 24)$ seccionales policiales. D_{it} , $AFAMPE_{it}$, $Ingreso_{it}$, $Ingresoler_{it}$ y X_{it} se definen de igual forma que en el modelo anterior. w_{ij} son los pesos espaciales

²⁴un efecto marginal es el cambio de la variable dependiente ante un cambio en una variable independiente condicionado a que las demás variables no cambiaron (*ceteris paribus*)

que valen 1 si la seccional i es limítrofe con la seccional j y 0 en otro caso. $w_{ij}D_{jt}$ capta la interacción endógena de la variable dependiente entre las unidades geográficas vecinas. $w_{ij}AFAMPE_{jt}$ introduce la relación de la variable de interés entre las seccionales vecinas, lo cual se ve recogido por el coeficiente θ_2 . A su vez, $w_{ij}X_{jt}$ refleja la interacción espacial de las variables de control, la cual esta asociada al vector de coeficientes δ . Finalmente, u_{it} es el residuos de la seccional i en el año t .

Los diferentes tipos de modelos explicados en la sección de Econometría Espacial serán especificados y contrastados para elegir el mejor a través de las pruebas introducidas anteriormente en el Cuadro 3.

Para lograr confirmar la hipótesis del presente trabajo, una vez seleccionado el mejor modelo entre los especificados, en el marco de los paneles tradicionales, la estimación del coeficiente θ debe ser significativa y negativa, implicando que, dado lo demás constante, una expansión del programa (aumento en la proporción de hogares beneficiarios o del monto de la transferencia, dependiendo de la variable de interés utilizada) en una unidad geográfica genera en promedio una caída en la tasa de delitos contra la propiedad en dicha unidad. En el marco de los modelos espaciales, para contrastar la hipótesis será necesario calcular los efectos directos, indirectos y totales, existirá evidencia empírica a favor de la hipótesis del presente trabajo cuando el efecto total de la variable referente al programa AFAM-PE sea significativo y de signo negativo. Si la variable es no significativa, o significativa de signo positivo, se refuta la hipótesis.

7. Resultados

A continuación se presentan los resultados obtenidos a partir de los distintos modelos utilizados, junto con la interpretación de los mismos y la discusión de las distintas limitaciones inherentes al análisis. Posteriormente se introducen algunos ejercicios de chequeo de robustez implementados.

Cabe señalar que en todas las especificaciones del presente trabajo se agrupan los errores estándar a nivel de la unidad de análisis (las seccionales policiales) para que el término de error tenga una correlación arbitraria dentro de las mismas a lo largo del tiempo. No obstante, la consistencia de los errores estándar robustos tomando cluster se basa en la teoría asintótica que supone que el número de grupos va al infinito, en este caso se cuenta con 24 seccionales policiales por lo que usar dichos errores puede provocar un rechazo excesivo.

En el Cuadro 4 pueden observarse los resultados de las regresiones que buscan explicar la variable referente a la tasa de delitos contra la propiedad, en algunas se incluyen variables de control socio-económicas para capturar posibles modificaciones en la variable dependiente debido a cambios en las mismas. Se consideran inicialmente efectos aleatorios. Únicamente se observa un coeficiente estadísticamente significativo al 10% asociado al programa AFAM-PE en la estimación 4 del cuadro 4, con efectos aleatorios y controles. Sin embargo, en el resto de las especificaciones dicho coeficiente no resulta significativo.

Es importante destacar que el promedio de ingreso per cápita del hogar resulta significativo al 10% en las estimaciones 3 y 4 del Cuadro 4. El coeficiente de esta variable presenta signo negativo indicando que el incremento del ingreso medio de los hogares residentes de una región disminuye la tasa de delitos cometidos contra la propiedad en esa misma región. La inclusión del ingreso de los hogares como variable explicativa tiene una clara fundamentación desde el enfoque económico del crimen. Al trabajar a nivel agregado, el ingreso medio puede ser tanto una medida de los recursos económicos del potencial autor de un delito como de la potencial víctima. En el primer caso es esperable una relación negativa entre ingreso y tasa de delito y en el segundo una relación positiva.

Por otro lado, es probable que el ingreso medio de una región no sea una buena medida de la evolución de los ingresos de la población beneficiaria de la transferencia ya que la misma está focalizada a los hogares de menores recursos. Por esta razón, siguiendo a Aboal y Perera (2013), para buscar identificar la existencia de un canal ingreso de la política también se incluye el ingreso de la población del primer quintil en los modelos estimados. Dicha variable presenta un coeficiente de signo negativo y

resulta significativa al 10 % en las estimaciones con efectos aleatorios del Cuadro 4, indicando que un aumento del ingreso de los hogares vulnerables residentes de una región disminuye la tasa de delitos contra la propiedad cometidos en esa región.

Cuadro 4: Estimaciones paneles tradicionales con efectos aleatorios.

| VARIABLES | (1) RE | (2) RE | (3) RE | (4) RE |
|---|-----------------------------------|----------------------|--------------------|---------------------|
| <i>AFAMPE_{it}</i> | | -0.222 (0.149) | | -0.192 (0.112)* |
| <i>MAFAMPE_{it}</i> | -0.010 (0.007) | | -0.005 (0.006) | |
| <i>Ingreso_{it}</i> | | | -0.001 (0.001)* | -0.001 (0.001)** |
| <i>Ingreso_{1er}_{it}</i> | | | -0.003 (0.002)* | -0.003 (0.002)* |
| Observations | 312 | 312 | 312 | 312 |
| Number of secpol | 24 | 24 | 24 | 24 |
| Efectos indiv fijos | no | no | no | no |
| Efectos fijos temp | no | no | no | no |
| Controles | no | no | si | si |
| Errores estándar robustos | tomando cluster | a nivel de seccional | entre paréntesis | |
| | **** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, | * $p < 0,1$ | | |

Nota: Las variables de control incluyen el índice de Gini, la densidad de población, el % de población con 12 años o más de educación formal, el % de individuos debajo de la línea de pobreza monetaria, la tasa de desempleo y el % de individuos que viven en un hogar del cual son propietarios. Las variables de control construidas pero no incluidas en el modelo por no haber resultado significativas bajo ninguna especificación fueron el % de hombres entre 15 y 24 años y la tasa de formalidad laboral promedio.

Los contrastes de Breusch-Pagan²⁵ y el de Hausman²⁶, sugieren que el modelo más correcto a utilizar es el de efectos fijos ya que controla por características inobservables de las seccionales.

En el Cuadro 5, en las columnas 1 a 4 pueden observarse los resultados de las estimaciones con efectos individuales fijos (para recoger heterogeneidad invariante en el tiempo entre las seccionales). Siguiendo a Meloni (2014) y Aboal et al (2013) en las columnas 5 y 6 se presentan las estimaciones donde, además de controlar por efectos fijos de seccionales, también se introducen efectos fijos temporales (agregando dummies anuales entre las variables explicativas) para controlar por tendencias comunes en el comportamiento delictivo. En ninguna de las regresiones con efectos fijos resultan significativas las variables que refieren al programa AFAM-PE, por lo que según estas estimaciones el efecto a nivel de seccionales de las transferencias en los delitos contra la propiedad sería inexistente.

Cabe mencionar que también se realizaron estimaciones Pool utilizando ambas variables explicativas referentes al programa, tanto con y sin variables de control. En todas ellas se observó un coeficiente negativo y significativo al 5 % asociado a la transferencia, esta diferencia respecto a los resultados del Cuadro 5 sugieren que existe variación en la cobertura del programa entre las unidades geográficas que parece estar negativamente asociada con el delito (esto puede denotarse claramente al observar los mapas de coropletas de secciones anteriores), pero sin embargo, la variación intra seccionales en la cobertura no muestra una relación notable con las tasas de delitos.

²⁵La prueba de heterocedasticidad de Breusch Pagan se utiliza para seleccionar entre el modelo Pool y la estimación con efectos aleatorios, la hipótesis nula es que la varianza es constante, en este caso el valor del estadístico fue de 701 con un p-valor asociado de 0.000 por lo que con un 95 % de confianza se puede decir que el modelo Pool no resulta apropiado.

²⁶La prueba de Hausman para contrastar entre efectos fijos y efectos aleatorios es un test chi cuadrado que determina si las diferencias son sistemáticas y significativas entre dichas estimaciones. Si las diferencias en las estimaciones de los parámetros no son sistemáticas, entonces ambos estimadores se considerarán consistentes. En este contexto, lo lógico es quedarse con el más eficiente (RE). Si, en cambio, las diferencias son sistemáticas (se rechaza H0), se procederá a seleccionar el estimador consistente (FE) (Cameron y Trivedi, 2009). En este caso, el valor del estadístico fue de 40.04 con un pvalor asociado de 0.000 por lo que con un nivel de confianza del 95 % es preferible utilizar efectos fijos.

Cuadro 5: Estimaciones paneles tradicionales con efectos fijos.

| VARIABLES | (1) FE | (2) FE | (3) FE | (4) FE | (5) FE | (6) FE |
|--------------------------------|---|-------------------|--------------------|--------------------|-------------------|-------------------|
| <i>AFAMPE_{it}</i> | | -0.180 (0.146) | | -0.028 (0.110) | | 0.201 (0.193) |
| <i>MAFAMPE_{it}</i> | -0.007 (0.007) | | 0.002 (0.005) | | 0.010 (0.009) | |
| <i>Ingreso_{it}</i> | | | -0.001 (0.001)* | -0.001 (0.001)* | -0.000 (0.000) | -0.000 (0.000) |
| <i>Ingresoler_{it}</i> | | | -0.002 (0.002) | -0.002 (0.002) | -0.000 (0.001) | -0.000 (0.001) |
| Observations | 312 | 312 | 312 | 312 | 312 | 312 |
| R-squared | 0.003 | 0.006 | 0.152 | 0.151 | 0.198 | 0.198 |
| Number of secpol | 24 | 24 | 24 | 24 | 24 | 24 |
| Efectos indiv fijos | si | si | si | si | si | si |
| Efectos fijos temp | no | no | no | no | si | si |
| Controles | no | no | si | si | si | si |
| Errores estándar robustos | tomando | cluster | a nivel de | seccional | entre paréntesis | |
| | **** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,1$ | | | | | |

Nota: Las variables de control incluyen el índice de Gini, la densidad de población, el % de población con 12 años o más de educación formal, el % de individuos debajo de la línea de pobreza monetaria, la tasa de desempleo y el % de individuos que viven en un hogar del cual son propietarios.

A modo de observación, es importante reiterar una de las principales limitantes presentes en los trabajos empíricos sobre criminalidad, esto es que varios de los determinantes de la propensión a denunciar son también determinantes de la ocurrencia de delitos, por ejemplo, la variable ingreso puede afectar negativamente los delitos contra la propiedad, pero a su vez, tiende a relacionarse positivamente con la propensión a denunciar, por lo tanto, el efecto que se capta en el modelo es probablemente una combinación de los dos anteriores, siendo imposible desagregarlo.

Resulta interesante aclarar que las dummies anuales para controlar por efectos temporales dejan de ser significativas cuando se introducen las variables de control. Esto sugiere que los delitos dentro de una misma seccional a través del tiempo responden a condiciones socioeconómicas capturadas por las variables de control. Este resultado se va a utilizar posteriormente al estimar los Modelos espaciales, decidiendo únicamente considerar efectos fijos individuales, omitiendo los efectos fijos temporales debido a que se introducen variables de control.

La estrategia de identificación utilizada hasta ahora en el presente trabajo, en el marco de los paneles tradicionales, resulta diferente a la utilizada por el antecedente de Borraz y Munyo (2014), donde encuentran un efecto positivo y significativo de las transferencias sobre los delitos contra la propiedad. A diferencia del presente trabajo y el de Aboal y Perera (2013), dichos autores construyen un panel de periodicidad mensual que va desde abril de 2005 a diciembre de 2010, conformado por 68 meses y 24 seccionales policiales. En este documento no se considera dicha unidad de tiempo debido al gran margen de error que puede cometerse al caracterizar de forma mensual pequeñas áreas geográficas mediante la Encuesta Continua de Hogares, siendo preferible realizarlo de forma anual. Otra diferencia metodológica con el presente trabajo consiste en que los autores no utilizan tasas de denuncias como variable dependiente, sino cantidades de denuncias, controlando en el modelo por una variable referente al número de habitantes por seccional policial en cada momento del tiempo. La estrategia de identificación que plantean consiste en explotar el aumento exógeno en el pago que se da de la transferencia en 2008, aplicando el método de Diferencias en Diferencias que controla por el sesgo de selección debido a características observables (ingreso per cápita del hogar y tasa de desempleo) y también por características inobservables que se mantienen constantes en el tiempo.²⁷

En el Cuadro 6 se presentan los resultados de los modelos donde se incluye la variable dependiente

²⁷Con el objetivo de comparar resultados, se replicó la estrategia de identificación abordada por el antecedente de Borraz y Munyo (2014) pero utilizando una periodicidad anual y considerando el período 2004 a 2016, no se encontraron efectos significativos del programa. Lo mismo se realizó considerando el período trabajado por los autores (2005-2010) y el coeficiente asociadas al programa AFAM-PE tampoco resultó ser significativamente distinto de cero.

rezagada un período, controlando la endogeneidad mediante el enfoque de Arellano-Bond. La inclusión de la variable dependiente rezagada busca capturar la persistencia de la tasa de delitos contra la propiedad de un año a otro, dado que mayores tasas de delitos hoy se asocian con mayores tasas de delito mañana (Buonanno y Montolio, 2006). Es importante destacar que una especificación de este tipo tiene un claro soporte teórico y empírico desde el enfoque de histéresis.

No obstante, estos resultados hay que considerarlos con precaución debido a que el incumplimiento del supuesto de independencia condicional también puede ocurrir por la endogeneidad de las restantes variables incluidas en el modelo, en particular por la variable de interés referente al programa (Aboal y Perera, 2013; Meloni, 2014). Para superar lo anterior, se debería utilizar el modelo dinámico GMM-*system* con variables instrumentales para poder controlar por errores de medida en los datos de delito y la probable endogeneidad conjunta de las variables explicativas y la tasa de delito (Buonanno y Montolio, 2006)²⁸. En el presente trabajo no se abordará el modelo anterior ya que el estimador presenta baja precisión asintótica y largo sesgo cuando se cuenta con pocas observaciones como en este caso (Buonanno y Montolio, 2006).

Es importante hacer referencia a un tema de gran preocupación en los estudios de criminología, la simultaneidad, esta surge particularmente cuando se enfrentan limitaciones de datos como es el caso de este documento y la mayoría de los antecedentes analizados (Meloni, 2014). Para minimizar la probabilidad de una relación simultánea entre los valores contemporáneos de la principal variable explicativa referente a AFAM-PE, y el delito contra la propiedad, siguiendo a Meloni (2014) se estima la ecuación con variables explicativas rezagadas un periodo (Cuadro 6).

Cuadro 6: Estimaciones GMM Arellano-Bond con errores estándar robustos.

| Variables | (1) AB | (2) AB | (3) AB | (4) AB | (5) AB | (6) AB |
|-----------------------------------|---------------------|---------------------|----------------------|---------------------|--------------------|-------------------|
| $L.D_{it}$ | 0.796 (0.082)*** | 0.779 (0.093)*** | 0.684 (0.149)*** | 0.677 (0.161)*** | 0.185 (0.105)* | 0.173 (0.117) |
| $L.MAFAMPE_{it}$ | | | -0.022 (0.007)*** | | -0.021 (0.013)* | |
| $L.AFAMPE_{it}$ | | | | -0.330 (0.151)** | | -0.314 (0.254) |
| $MAFAMPE_{it}$ | 0.009 (0.007) | | | | | |
| $AFAMPE_{it}$ | | 0.034 (0.146) | | | | |
| $L.Ingreso_{it}$ | | | | | -0.000 (0.001) | -0.000 (0.001) |
| $L.Ingresoler_{it}$ | | | | | -0.002 | -0.002 |
| Observations | 264 | 264 | 264 | 264 | 264 | 264 |
| Number of secpol | 24 | 24 | 24 | 24 | 24 | 24 |
| Controles | no | no | no | si | si | si |
| Test autocov resid order 1 is 0 | 0.052 | 0.044 | 0.076 | 0.068 | 0.143 | 0.168 |
| Test autocov resid order 2 is 0 | 0.798 | 0.734 | 0.742 | 0.740 | 0.937 | 0.935 |
| Test de Sargan | 0.106 | 0.096 | 0.065 | 0.070 | 0.050 | 0.055 |
| Errores estándar robustos tomando | cluster | a nivel | de | seccional | entre | paréntesis |

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

Nota: Las variables de control incluyen el índice de Gini, la densidad de población, el % de población con 12 años o más de educación formal, el % de individuos debajo de la línea de pobreza monetaria, la tasa de desempleo y el % de individuos que viven en un hogar del cual son propietarios.

La estimación de las ecuaciones con todas las variables de interés rezagadas un período es una primer aproximación en la búsqueda de instrumentos exógenos. En presencia de endogeneidad las propias variables endógenas rezagadas son candidatas a instrumentos en tanto se encuentren incorrelacionadas con los errores contemporáneos (Aboal y Perera, 2013)²⁹

²⁸En el Apéndice A de Buonanno y Mortolio (2006) puede encontrarse en detalle el procedimiento GMM-*system*.

²⁹Este es un supuesto de validez de un instrumento. A su vez el mismo debe ser relevante, es decir, debe tener un buen poder de predicción de la variable endógena.

Dado que las regresiones incluyen la variable dependiente rezagada, para la interpretación es importante señalar que cada coeficiente estimado representa el efecto de corto plazo de su variable asociada. Para obtener el efecto de largo plazo, cada coeficiente debe ser dividido por 1 menos el coeficiente de la variable dependiente rezagada (Fajnzylber et al, 2002).

En las estimaciones 1 y 2 del cuadro anterior, se observa que la variable dependiente rezagada es significativa incluso a un 1% de significación, de signo positivo como era de esperar en el marco del enfoque criminológico de histéresis, por otro lado, las variables referentes a la transferencia no son significativas. En la parte inferior del cuadro pueden encontrarse los pvalores asociados a dos tests, uno evalúa si la autocovarianza promedio de los residuos de orden 1 es cero, otro testea lo mismo para la autocovarianza de orden dos. Si u_{it} de la ecuación (3) de la sección 6.3 está serialmente incorrelacionado, entonces la primer diferencia de dicho error debería presentar correlación serial de orden uno pero no de mayor orden. Por lo tanto, para que el modelo este bien estimado, se debería rechazar la hipótesis nula del primer test y no rechazar la del segundo test (Cameron y Trivedi, 2009). Lo anterior se cumple considerando un nivel de significación del 10% para las estimaciones 1, 2, 3 y 4 del cuadro anterior, y no se cumple para las estimaciones 5 y 6.

El test de Sargan se utiliza para contrastar si los instrumentos son válidos (si no están correlacionados con el término de error). Como puede observarse en la parte inferior del cuadro anterior, las implicancias del test no son claras, si se considera un nivel de significación del 10% se rechaza la hipótesis nula para las regresiones de 2 a 6, lo que indicaría que los instrumentos no son exógenos, sin embargo, si se considera un 5%, no se rechaza H_0 por lo que existiría evidencia a favor de la validez de los instrumentos. Este resultado sugiere la utilización del modelo dinámico GMM *system* con variables instrumentales para poder controlar por errores de medida en los datos de denuncias y la probable endogeneidad conjunta de las variables explicativas y la tasa de delito, pero en este trabajo no se aplicará dicho método ya que se cuenta con pocas observaciones de corte transversal y el estimador presenta baja precisión asintótica además de largo sesgo cuando ese es el caso (Buonanno y Montolio, 2006). Esto se deja como sugerencia para futuras investigaciones que utilicen un nivel de desagregación geográfico mayor, como por ejemplo a nivel de barrios.

En las estimaciones 3 y 4 se utilizan como explicativas únicamente la variable de delito y la del programa rezagadas un período, ambas resultan significativas a un 5% en los dos modelos que utilizan variables referentes a AFAM-PE, se destacar que Meloni (2014) llega a lo mismo bajo estimaciones similares. La estimación 4 sugiere que un aumento de 1% en la cantidad de hogares beneficiarios de AFAM-PE reduce en promedio 0.33 la cantidad de delitos contra la propiedad cada mil habitantes en esa región, implicando una disminución de 0.56%³⁰ de los delitos contra la propiedad en el corto plazo. Es importante destacar que, comparado al efecto del PANES estimado por Aboal y Perera (2013): un aumento de un 1% en los hogares beneficiarios reduce en 2% las rapiñas, el efecto anterior asociado al Plan de Equidad es muy pequeño. A su vez, el efecto de largo plazo es de una caída del 1.02%³¹ en dichos delitos.

Sin embargo, cuando se introducen las variables de control rezagadas un período (estimaciones 5 y 6), la variable referente al monto de la transferencia pasa a ser significativa solo a un 10% y la referente al porcentaje de beneficiarios deja de serlo. Lo anterior constituye una diferencia respecto a los resultados encontrados por Meloni (2014), dado que en dicho trabajo el efecto de la transferencia continúa siendo robusto ante esa modificación en la especificación del modelo Arellano-Bond. Dicha pérdida de significación observada contribuye a la evidencia de la inexistencia de un efecto del programa AFAM-PE sobre la tasa de delitos contra la propiedad.

A continuación puede observarse el gráfico de Moran para el año 2004, donde se detecta la existencia de autocorrelación espacial positiva en la variable dependiente. También se contrasta la dependencia espacial utilizando una distribución normal estándar Z asociada al estadístico I-Moran para la variable

³⁰Este porcentaje se calcula como el coeficiente estimado sobre la tasa de delitos contra la propiedad promedio (Buonanno y Montolio, 2006), es decir, $(0.33/58.81)*100=0.56$

³¹Para obtener el efecto de largo plazo, dado que las estimaciones incluyen la variable dependiente rezagada mediante la cual se propaga el efecto, el coeficiente debe ser dividido por 1 menos el coeficiente de la variable dependiente rezagada (Fajnzylber et al, 2002), es decir, $(0.33/1-0.677)=1.02$

tasa de denuncias de delitos contra la propiedad. Se plantea un contraste para cada año (desde 2004 hasta 2016) donde la hipótesis nula es que la variable se distribuye en forma aleatoria entre las unidades espaciales, y la hipótesis alternativa es que la variable no se distribuye aleatoriamente entre las seccionales. Como el p-valor resulta menor a 0.05 para casi todos los años (a excepción de 2014, 2015 y 2016), se concluye que hay evidencia a favor de la existencia de dependencia espacial y por tanto es pertinente considerar modelos de econometría espacial en el análisis.

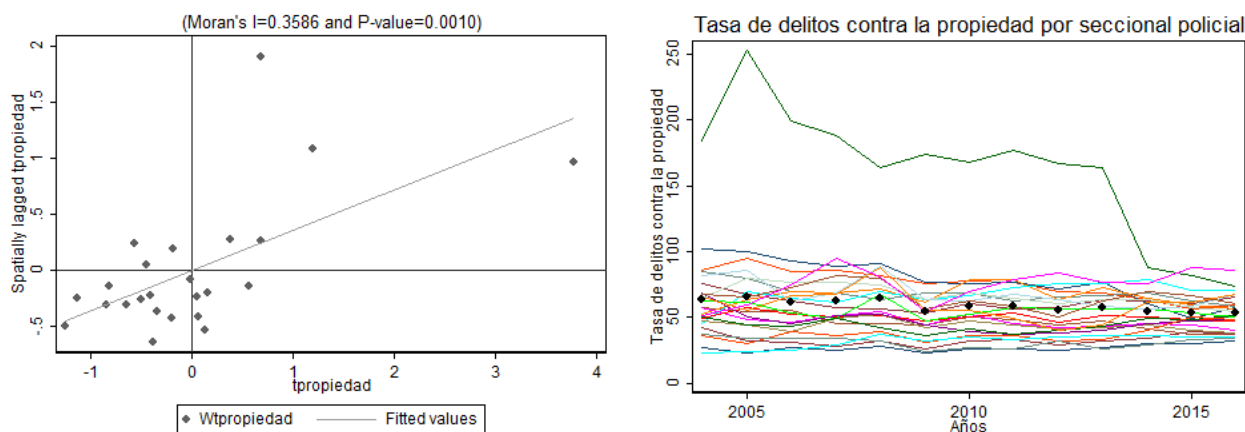
Resulta interesante destacar que el rechazo de la hipótesis de autocorrelación espacial en los últimos tres años se debe principalmente al proceso de convergencia del nivel de las tasas de delitos contra la propiedad que se dio entre las distintas seccionales policiales. Esto puede observarse en el gráfico de la derecha de la Figura 5, donde se presenta en un mismo cuadrante las series anuales de la tasa de delito contra la propiedad para las 24 seccionales entre 2004 y 2016 y la serie total (línea punteada). La serie que se encuentra muy por arriba de las demás en los años iniciales corresponde a la seccional número 1 ubicada en la zona de Ciudad Vieja, se destaca que la misma converge al nivel de las tasas de delito del resto de las seccionales. Esto no ocurre únicamente con dicha seccional, se constata en general que las que presentaban inicialmente en 2004 las tasas más altas de delitos contra la propiedad (principalmente la 1, 2, 3, 4, 5, 6) presenciaron durante el período una tendencia a la baja de dicho fenómeno, mientras que, por otro lado, las que presentaban inicialmente menores tasas sufrieron un aumento de las mismas al considerar el período punta a punta (especialmente la 9, 17, 18, 22, 23, 24). De este forma tuvo lugar una convergencia en los niveles de tasas de delitos contra la propiedad, llevando a que en los últimos años la autocorrelacion espacial de dicho delito no sea significativa debido a la escasa variabilidad del fenómeno entre seccionales.

Existe evidencia empírica que respalda lo anterior, Jaitman y Ajzenman (2016) encuentran que al comparar datos de delitos de 2006 y 2015 referentes a Montevideo, se observa que la zona del Centro y Ciudad Vieja se volvió más segura, sostienen que esto se debe principalmente a que se destinaron mayores recursos focalizados a dichos lugares, donde por ejemplo se instalaron cámaras CCTV (Closed-circuit television). A su vez, sostienen que estas medidas aumentaron el delito en áreas que anteriormente no eran consideradas puntos calientes, debido a que los agresores mostraron una respuesta racional al elegir otros objetivos y desplazar el crimen, generando un aumento de la percepción ciudadana en lo que refiere a inseguridad, en un contexto donde el crimen agregado tendió a disminuir.

Cuadro 7: P-valor del Índice de Moran en cada año para la tasa de denuncias de delitos contra la propiedad

| 2004 | 2005 | 2006 | 2007 | 2008 | 2009 | 2010 | 2011 | 2012 | 2013 | 2014 | 2015 | 2016 |
|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|
| 0.000 | 0.000 | 0.001 | 0.031 | 0.048 | 0.000 | 0.007 | 0.012 | 0.012 | 0.019 | 0.479 | 0.073 | 0.271 |

Figura 5: Gráfico de I-Moran en 2004 (izquierda) y serie de delitos anual por seccional policial (derecha)



Fuente: Elaboración propia.

La Figura 5 muestra el gráfico de Moran para el conjunto de seccionales policiales de Montevideo. Cada seccional está representada por un punto definido por su tasa de delitos contra la propiedad en 2004 relativa al promedio del departamento (eje horizontal), y un promedio ponderado de la tasa de delitos de sus vecinos (eje vertical).

Es importante señalar que mediante la utilización de modelos espaciales se puede relajar el supuesto de que los que delinquen lo hacen en la unidad geográfica donde viven, pasando a suponer que además de delinquir en dicho lugar se considera que lo pueden hacer en las unidades geográficas vecinas. Alineado a esto, Urrego et al (2016) encuentran que los modelos de panel tradicionales subestiman el impacto real que puede tener la variable de interés sobre los delitos. Sostienen que cuando no se tiene en cuenta la especificación espacial los efectos omitidos pueden estar siendo absorbidos por las variables incluidas en el modelo, llevando a conclusiones no muy precisas.

En el Cuadro 8 se presentan los resultados de la estimación de los paneles espaciales, se van a considerar estimaciones espaciales con efectos fijos, debido a que se realizó el contraste de Hausman para modelos espaciales y estos son preferidos³². Bajo ninguna especificación las variables referentes al programa resultan estadísticamente significativas, se obtiene el mismo resultado sobre la relación entre el programa y el delito contra la propiedad que mediante la utilización de paneles tradicionales estáticos. Estas estimaciones son comparables con los modelos 1 y 2 del Cuadro 5 en el marco de los paneles tradicionales, ya que presentan efectos fijos por seccionales y las mismas variables de control. Por lo tanto, en este caso, la incorporación de una mayor complejidad a la estrategia empírica para agregar la dimensión espacial no resultó en la obtención de conclusiones diferentes respecto a las que se alcanzaron con econometría clásica.

Cuadro 8: Estimaciones paneles espaciales con efectos fijos individuales.

| Variables | SAR | SAR | SEM | SEM | SARAR | SARAR | Durbin | Durbin |
|----------------------------------|-----------------------|-----------------------|------------------------|------------------------|----------------------|----------------------|-----------------------|-----------------------|
| <i>AFAMPE_{it}</i> | 0.217 (0.187) | | 0.103 (0.221) | | 0.094 (0.123) | | 0.323 (0.242) | |
| <i>MAFAMPE_{it}</i> | | 0.008 (0.010) | | 0.006 (0.011) | | 0.006 (0.005) | | 0.016 (0.013) |
| <i>Ingreso_{it}</i> | 0.000 (0.001) | 0.000 (0.001) | -0.001 (0.001) | -0.001 (0.001) | -0.001 (0.001) | -0.001 (0.001) | -0.000 (0.001) | -0.000 (0.001) |
| <i>Ingreso1er_{it}</i> | -0.002 (0.001)** | -0.002 (0.001)** | -0.003 (0.001)*** | -0.003 (0.001)*** | -0.003 (0.002) | -0.003 (0.002) | -0.003 (0.001)*** | -0.003 (0.001)*** |
| <i>W.AFAMPE_{it}</i> | | | | | | | -0.083 (0.079) | |
| <i>W.MAFAMPE_{it}</i> | | | | | | | | -0.005 (0.004) |
| <i>W.Ingreso_{it}</i> | | | | | | | 0.000 (0.000) | -0.000 (0.000) |
| <i>W.Ingreso1er_{it}</i> | | | | | | | 0.001 (0.000)* | 0.001 (0.000)* |
| rho | 0.279 (0.005)*** | 0.279 (0.005)*** | | | 0.042 (0.025)* | 0.042 (0.025)* | 0.278 (0.005)*** | 0.278 (0.005)*** |
| sigma2 _e | 121.168 (9.706)*** | 121.397 (9.725)*** | 122.672 (10.088)*** | 122.687 (10.086)*** | 133.847 (75.861)* | 133.829 (76.051)* | 108.187 (8.673)*** | 108.115 (8.667)*** |
| lambda | | | 0.086 (0.019)*** | 0.086 (0.019)*** | 0.057 (0.057) | 0.057 (0.057) | | |
| Observations | 312 | 312 | 312 | 312 | 312 | 312 | 312 | 312 |
| Number of secpol | 24 | 24 | 24 | 24 | 24 | 24 | 24 | 24 |
| Efectos fijos indiv | si | si | si | si | si | si | si | si |
| Controles | si | si | si | si | si | si | si | si |
| Errores estándar | robustos | tomando | cluster | a nivel | de | seccional | entre | paréntesis |
| | **** $p < 0,01$, | ** $p < 0,05$, | * $p < 0,1$ | | | | | |

Nota: Las variables de control incluyen el índice de Gini, la densidad de población, el % de población con 12 años o más de educación formal, el % de individuos debajo de la línea de pobreza monetaria, la tasa de desempleo y el % de individuos que viven en un hogar del cual son propietarios.

³²La hipótesis nula del contraste de Hausman para modelos espaciales es que la diferencia de los coeficientes de las estimaciones RE y FE no son sistemáticas. El estadístico de dicha prueba aplicada al Modelo de Durbin fue de 288 con un pvalor asociado de 0.000, por lo que se rechaza la hipótesis nula siendo necesario estimar con efectos fijos.

Con el fin de seleccionar el modelo que represente mejor el proceso generador de los datos se realizan tres pruebas de hipótesis para modelos espaciales que se encuentran en el Cuadro 9. Hay evidencia a favor de que el modelo Durbin, que incluye rezagos espaciales de la variable dependiente, al igual que de las variables independientes, es el que recoge de manera más adecuada dicho proceso.

En el modelo de Durbin seleccionado, no resultan significativas las variables referentes a AFAM-PE pero sí lo es el ingreso per cápita promedio de los hogares del primer quintil a un nivel de 1% de significación. Una posible explicación de este resultado conjunto es que la magnitud de las transferencias monetarias, aún cuando implican un aumento de ingresos de los hogares más vulnerables, son muy pequeñas como para afectar la tasa de delitos, ya sea porque el monto medio de la transferencia o la población cubierta es pequeña (Worral, 2005). Otra explicación puede ser que el programa ponga en marcha dos efectos de signo contrario (Aboal y Perera, 2013).

Cuadro 9: Pruebas para la selección del modelo espacial

| Prueba | Método | Estadístico | Probabilidad | Conclusión |
|--------|------------------|-------------|--------------|-------------------------------|
| SAR | Wald lineal | 38 | 0.000 | SAR no representa Durbin |
| SEM | Wald no lineal | 12.99 | 0.163 | SEM no representa Durbin. |
| SARAR | Prueba no lineal | -73.6 | 1.000 | SARAR está incluido en Durbin |

Fuente: Elaboración propia

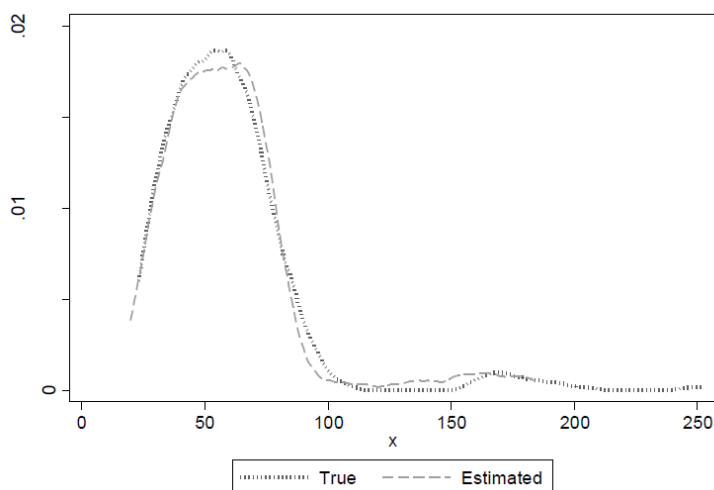
Los resultados de las estimaciones del modelo de Durbin se complementan con el cálculo de efectos directos, indirectos y totales en forma de elasticidades que se observan en el Cuadro 10. Ninguno de los efectos estimados referentes al programa resulta estadísticamente significativo, respecto a las variables de control, la única que posee un efecto significativo a un 5% tanto directo como indirecto es la densidad, medida como la cantidad de habitantes por kilómetro cuadrado. Un aumento de un 1% en la densidad de una seccional policial genera un aumento en promedio de 0.015% en las denuncias de delitos contra la propiedad cada mil habitantes en dicha seccional policial (efecto directo), a su vez, genera un incremento de 0.055% en la cantidad de dichos delitos en el resto de las seccionales (efecto indirecto), implicando un efecto total de una suba de 0.07% en los delitos contra la propiedad cada mil habitantes. La justificación de este efecto puede desprenderse de que las áreas más pobladas ofrecen mayores oportunidades para los delitos contra la propiedad, por lo que los retornos del crimen tienden a ser más altos y la probabilidad de arresto menor (Bergamo et al, 2006). A su vez, el hecho de que el efecto indirecto sea mayor al directo puede deberse a que la cantidad de habitantes en una seccional puede ser vista como posibles vigilantes y testigos, por lo que un aumento de estos tiende a inhibir a los criminales y llevarlos a que cometan delitos en unidades geográficas cercanas. Por otro lado, se observa que el ingreso per cápita de los hogares del primer quintil tiene un efecto directo significativo, un aumento de 1% en dicha variable de ingreso en una determinada seccional genera en promedio una disminución del delito contra la propiedad de 0.003% en esa unidad geográfica, se destaca que el signo es el esperado pero la magnitud es muy pequeña, a su vez, el efecto indirecto y total no resultan significativos.

Cuadro 10: Efectos estimados por el Modelo de Durbin (Elasticidades)

| VARIABLES | Directo | Indirecto | Total |
|--------------------------------|------------|-----------|-----------|
| <i>MaFampe_{it}</i> | 0.0162 | 0.0067 | 0.0230 |
| <i>Ingreso_{it}</i> | -0.0001 | 0.0003 | 0.0002 |
| <i>Ingreso_{lerit}</i> | -0.0029*** | 0.0006 | -0.0023 |
| <i>Gini_{it}</i> | -0.1181 | 0.2349 | 0.1168 |
| <i>Pobreza_{it}</i> | -0.2113 | 0.0587 | -0.1526 |
| <i>EducSup_{it}</i> | 1.4973 | -2.6831 | -1.1858 |
| <i>EstabRes_{it}</i> | 7.7019 | 53.59 | 61.29 |
| <i>Desemp_{it}</i> | 0.4108 | -0.4216 | -0.0108 |
| <i>Densid_{it}</i> | 0.0148** | 0.0549*** | 0.0697*** |

Errores estándar robustos tomando cluster a nivel de seccional entre paréntesis
 *** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,1$

Figura 6: Función de densidad de la tasa de delitos contra la propiedad observados y predichos mediante del Modelo de Durbin con efectos fijos.



Fuente: Elaboración propia.

Siguiendo a Urrego et al (2016), en la Figura 6 se analiza el grado de ajuste del modelo espacial de Durbin estimado con efectos fijos, se compara la función de densidad de la tasa de los delitos contra la propiedad cada mil habitantes observada y la predicha desde el modelo. Se destaca que el ajuste es bueno ya que ambas funciones de densidad no presentan grandes diferencias.

Resulta relevante reiterar que los resultados anteriores referentes a los modelos espaciales se basan en la definición previa de la matriz de contactos W que se construye en función de un criterio de interacción espacial determinado. En este caso se utilizó una matriz de tipo binaria, pero resulta interesante para futuras investigaciones la construcción de matrices de contactos siguiendo, por ejemplo, un criterio de distancias entre las unidades geográficas o de algún tipo de interacción relevada por variables socioeconómicas³³.

Por otro lado, también se propone dejar en la agenda de investigaciones futuras la utilización de Modelos Espaciales dinámicos que introduzcan la variable dependiente rezagada no solo espacial sino temporalmente, de esta forma, además de considerar la dimensión espacial como parte del análisis, se considera el carácter persistente de la tasa de delitos de un periodo a otro con justificación teórica enmarcada en el enfoque de histéresis. Sin embargo, se destaca que el desarrollo de estos modelos es aún muy reciente en la literatura de econometría espacial por lo que son muy pocas las aplicaciones empíricas que se encuentran de los mismos.

Finalmente, es importante señalar una de las limitantes principales del presente trabajo: no se cuenta con información referente a la fuerza policial. En la literatura sobre disuasión del delito se encuentran, entre otras, variables que refieren a la tasa de aclaración de delitos, la probabilidad de aprensión y la severidad del castigo (Buonanno et al, 2006; Fajnzylbern et al, 2002; Soares, 2010). Desde el enfoque económico del crimen, resulta relevante considerar dichas variables ya que determinan los retornos esperados del delito y por lo tanto la decisión de cometerlo (Becker, 1968).

7.1. Chequeos de robustez

Siguiendo el análisis de robustez que plantean Aboal y Perera (2013), se excluye de la muestra las seccionales policiales del centro de Montevideo (número 1, 2 y 3), con el objetivo de analizar la sensibilidad a la exclusión de zonas muy particulares por ser principalmente destino de la actividad delictiva. Se cree que en estas zonas la evolución de las tasas de delitos puede estar explicada en menor medida por la evolución de las características de la población residente y en mayor medida por las características de la población que vive en el resto de la ciudad (zonas de origen del delito).

³³Véase Chasco Yrigoyen (2003) para profundizar en la determinación de especificaciones alternativas de pesos espaciales y matrices de contactos.

A su vez, dicho chequeo de robustez resulta especialmente relevante al analizar los resultados encontrados por Jaitman et al (2016), donde señalan que el Centro y Ciudad Vieja fueron las zonas de Montevideo donde la actividad delictiva presentó comportamientos muy cambiantes en el período 2006-2015, debido a que se modificaron las estrategias policiales de disuasión del delito. Dado que no se cuenta con información referente a la fuerza policial, resulta relevante restringir el análisis al resto de la ciudad con el objetivo de ver si los resultados se mantienen. Las estimaciones pueden encontrarse en el Anexo, los resultados no difieren a los encontrados sin restringir la muestra.

Por otro lado, dado que el programa AFAM-PE fue implementado en el año 2008, se especifican los principales modelos restringiendo el período a los años 2008 a 2016 con el objetivo de analizar la sensibilidad de los resultados. Los mismos no se ven sustancialmente modificados, respaldando la inexistencia de un efecto del programa de Asignaciones Familiares del Plan de Equidad sobre la tasa de delitos contra la propiedad.

Finalmente, con el objetivo de comparar resultados se replicó el chequeo de robustez realizado por el antecedente de Borraz y Munyo (2014), donde realizan un ejercicio placebo estimando los modelos con los delitos personales como variable dependiente, esperando no encontrar un vínculo entre el programa de transferencia y dicho tipo de delito. No se encuentran efectos significativos del programa en ninguna de las especificaciones, tanto en las que incluyen controles como en las que no.

8. Conclusiones

El presente trabajo buscó contribuir al debate sobre los posibles efectos de las transferencias condicionadas en los delitos contra la propiedad. Mediante la utilización de registros administrativos de denuncias para el departamento de Montevideo entre 2004 y 2016, y de información socioeconómica relevada por las Encuestas Continuas de Hogares, se encuentra evidencia de que el Programa Asignaciones Familiares del Plan de Equidad no tuvo un efecto estadísticamente significativo agregado a nivel de seccionales policiales sobre las tasas de delitos contra la propiedad. Esto va en línea con lo encontrado por el antecedente de Aboal y Perera (2013) respecto a los programas Apoyo Alimentario y Asignaciones Familiares en Montevideo considerando el período 2003 a 2010. Una posible explicación de este resultado, es que la magnitud de las transferencias monetarias es muy baja como para afectar la tasa de delitos, ya sea porque el monto de la transferencia o la población cubierta es pequeña (Worrall, 2005). Otra justificación puede desprenderse de la posibilidad de que el programa ponga en marcha efectos de signo contrario que se cancelen mutuamente (Aboal y Perera, 2013).

En el marco de la teoría del aprendizaje social, la teoría de la frustración y el enfoque del capital social, resulta relevante hacer referencia de la existencia de canales no económicos de más largo plazo que vinculan las transferencias con la actividad delictiva de forma negativa. Estos resultan ser difíciles de captar debido a que aún no se cuenta con un horizonte de largo plazo desde que se implementó el Programa. Por lo tanto, se entiende que es relevante continuar haciendo esfuerzos para evaluar las externalidades que pueden presentar estos programas en la actividad delictiva. Particularmente, se cree que la mejor forma de identificar el efecto causal del Programa en la actividad delictiva, debería ser mediante la explotación de un episodio de variación exógena de la variable de tratamiento o mediante un experimento natural.

El presente análisis se diferencia de los estudios nacionales anteriores vinculados al tema por diversas razones: 1) hasta ahora, no se tiene conocimiento de la existencia de un estudio que aborde explícitamente el efecto de Programas de Transferencias Condicionadas en la actividad delictiva mediante la utilización de modelos espaciales para datos de panel en Uruguay, siendo el presente trabajo una inicial aproximación a la implementación de los mismos; 2) se utilizan registros administrativos de denuncias de delitos que abarcan los últimos 13 años, siendo el período más largo considerado hasta el momento; 3) se considera la dinámica de la actividad delictiva mediante la utilización de los modelos GMM Arellano Bond; 4) se incluye un extenso conjunto de variables socioeconómicas de control no tenidas en cuenta anteriormente.

Se destaca la relevancia de involucrar la dimensión espacial cuando se trabaja con datos agregados geográficamente. Mediante el análisis descriptivo de los microdatos de denuncias se observó un proceso de convergencia del nivel de las tasas de delitos contra la propiedad entre las distintas seccionales policiales, ocasionando que en los últimos tres años la correlación espacial testeada mediante el índice de Moran no sea significativamente distinta de cero. Se constata que las seccionales que presentaban en 2004 las tasas más altas de delitos contra la propiedad (principalmente la 1, 2, 3, 4, 5 y 6) presenciaron durante el período una tendencia a la baja de dicho fenómeno, mientras que, por otro lado, las que presentaban inicialmente menores tasas sufrieron un aumento de las mismas al considerar el período punta a punta (especialmente la 9, 17, 18, 22, 23 y 24).

Por otro lado, dado que la disuasión no depende únicamente de intervenciones en variables socioeconómicas, sino también de la eficiencia de las instituciones disuasivas y de encarcelamiento, que afectan directamente la desutilidad de las actividades ilegales y por lo tanto la decisión de cometerlas (Becker, 1968), se cree necesario dejar sobre la agenda académica la posibilidad de realizar un análisis adicional donde se incluyan variables que refieran a la fuerza policial, la tasa de aclaración de delitos, la probabilidad de aprensión y la severidad del castigo. En dicho contexto se intensifica la relevancia de la utilización de modelos espaciales ya que puede ocurrir que políticas disuasivas focalizadas tengan como consecuencia un corrimiento del delito, por lo que las interacciones espaciales juegan un rol fundamental en el análisis (Flores et al, 2014; Jaitman et al 2016).

Se entiende que la utilización de herramientas de análisis espacial es un instrumento poderoso para el diseño de políticas públicas focalizadas, principalmente para aquellas que tienen como objetivo reducir la actividad delictiva. Como argumenta Urrego et al (2016), la intervención gubernamental no debe basarse en lo que se espera que mejore la unidad geográfica si se interviene, sino también en la forma en que dicha unidad contribuye con la evolución de las unidades limítrofes. Así, a la hora de formular políticas públicas se debe analizar los focos de inversión que obedezcan a mejores respuestas individuales y espaciales, en lugar de buscar únicamente la mitigación del problema que puede ser coyuntural. Además, debe establecerse un orden de prioridad de desarrollo social en el departamento entre mejorar las condiciones generales de vida o disminuir las disparidades de las mismas entre las unidades geográficas.

La posibilidad de utilizar en un futuro datos de delitos con una mayor desagregación geográfica permitiría realizar mejores estimaciones y obtener mediciones de efectos directos e indirectos más precisos. Por ejemplo, podría utilizarse información a nivel de barrios incrementando el número de observaciones de corte transversal (de 24 a 62). De lo anterior se desprende que resulta prioritario continuar realizando esfuerzos para contar con información georreferenciada precisa, confiable y disponible referente a la violencia y criminalidad a nivel nacional. No obstante, lo anterior no está exento de un *trade off* entre nivel de desagregación geográfica y precisión de las variables explicativas obtenidas de la Encuesta Continua de Hogares.

Por otro lado, resulta de interés dejar planteado en la agenda de investigación la posibilidad de diseñar una estrategia de identificación similar a la utilizada por los antecedentes de Camacho, Mejía y Ulloa (2012), donde utilizan la variación en la cantidad de delitos acontecidos entre los días previos y posteriores al pago de las transferencias, buscando contrastar la existencia del efecto ingreso de las mismas.

Finalmente, si se pudiera contar con datos pertinentes, para investigación futura sería relevante indagar el efecto que pudo tener la incorporación de la modalidad de pago de las transferencias mediante tarjeta de débito sobre los delitos contra la propiedad, de forma de analizar la presencia del canal “Aumento del botín disponible” introducido en el marco teórico. Otra forma de investigar sobre la existencia de dicho canal puede ser mediante un diseño de estrategia empírica que utilice el surgimiento de la Ley de Inclusión Financiera.

Referencias

- [1] Aboal, D., M. Perera (2013). Evaluación de las externalidades de los programas de transferencias condicionadas en la actividad delictiva: el caso de Uruguay. Centro de Investigaciones Económicas (CINVE).
- [2] Aboal, D., J. Campanella, B. Lanzilotta, M. Domínguez, M. Vairo (2013). Costos del Crimen en Uruguay. Centro de Investigaciones Económicas (CINVE).
- [3] Aboal, D., F. Lorenzo, M. Perera (2007). Crimen y violencia en Uruguay. Comisión Sectorial de Investigación Científica de la Universidad de la República.
- [4] Amarante, V., A. Vigorito (2012). La Expansión de las Transferencias no Contributivas en Uruguay en los Últimos Años. International Policy Centre for Inclusive Growth.
- [5] Anselin, L., J. Le Gallo, H. Jayet (2006). Spatial panel econometrics. Center for Spatially Integrated Social Science (CSISS).
- [6] Arellano, M., O. Bover (1995). Another look at the instrumental-variable estimation of error components models. *Journal of Econometrics* 68, 29-52.
- [7] Akers, R., G. Lee, M. Borg (2004). Social Learning and Structural Factors in Adolescent Substance Use. *Western Criminology Review*, 5(1) 17-34.
- [8] Baremboim, I., F. Campante (2008). Does Crime Breed Inequality? Evidence from the Favelas in Rio de Janeiro. Unpublished.
- [9] Becker, G., W. Landes (1968). *Crime and Punishment: An Economic Approach*. University of Chicago and National Bureau of Economic Research.
- [10] Bérangolo, M., A. Dean, I. Perazzo, A. Vigorito (2013). Evaluación cuantitativa del impacto de Asignaciones Familiares-Plan de Equidad. IECON.
- [11] Block, M., J. Heineke (1975) A labor theoretical analysis of the criminal choice. *American Economic Review* 65, 314-325.
- [12] Blundell, R., S. Bond (1998). Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models. *Journal of Econometrics* 87, 115-143.
- [13] Bobonis, G., R. Castro y J. Morales (2015). Conditional Cash Transfers for Women and Spousal Violence. Evidence of the Long-Term Relationship from the Oportunidades Program in Rural Mexico. Banco Interamericano de Desarrollo.
- [14] Borraz F., I. Munyo (2014). Conditional Cash Transfers and Crime: Higher Income but also Better Loot. Centro de Economía, Sociedad y Empresa, IEEM Business School, Universidad de Montevideo.
- [15] Borraz, F., N. González (2010). Determinantes económicos y sociodemográficos de la delincuencia en Uruguay. *Bienestar y Política Social* 6(2): 47-77.
- [16] Brush, J. (2007). Does income inequality lead to more crime? A comparison of cross sectional and time series analysis of US countries. *Economics Letters*.
- [17] Buonanno, P., D. Montolio (2006). Identifying the Socio-economic and Demographic Determinants of Crime across Spanish Provinces. Dipartimento di Scienze Economiche. Università degli Studi di Bergamo.
- [18] Burdín, G., G. De Melo (2009). Prestaciones sociales en Uruguay: ¿por qué hay beneficiarios que no las solicitan?. CEPAL.

- [19] Burek, M. (2005). Testing the Relationship Between Welfare Spending and Property Crimes. Department of Criminology at Indiana University of Pennsylvania.
- [20] Buvinic, M., A. Morrison, M.B. Orlando (2002). Violencia, Crimen y Desarrollo Social en América Latina y el Caribe. Papeles de Población. Universidad Autónoma del Estado México. Toluca-México, enero-marzo 2005, No. 43, pág 167-214.
- [21] Capasso, S. (2004). Crime, Inequality and Economic Growth. Manchester y Salerno: CNR-ISS M CGBCR , University of Manchester, y CSEF , University of Salerno.
- [22] Camacho, A., D. Mejía (2013). Las externalidades de los programas de transferencias condicionadas sobre el crimen. El caso de Familias en Acción en Bogotá. Banco Interamericano de Desarrollo (BID).
- [23] Cameron, A., P. Trivedi (2009). Microeconometrics Using Stata. Stata Press.
- [24] Campanella, J. (2008). Una aproximación económica a los determinantes del delito en Montevideo en el período 1986-2005.
- [25] Carbajal, F. (2017). El impacto del gasto público en la equidad: el caso de las asignaciones familiares en Uruguay. Banco Interamericano de Desarrollo (BID)
- [26] Cecchini, S., A. Madariaga (2011). Programa de transferencias condicionadas. Balance de la experiencia reciente en América Latina y el Caribe. Santiago de Chile, Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL).
- [27] Chasco Yrigoyen, C. (2003). Econometría Espacial Aplicada a la Predicción-Extrapolación de Datos Microterritoriales. Consejería de Economía e Innovación Tecnológica de la Comunidad de Madrid.
- [28] Chioda, L., J. De Mello, R. Soares (2012). Spillovers from Conditional Cash Transfer Programs: Bolsa Familia and Cime in Urban Brasil. Universidad de Rio de Janeiro.
- [29] Chouhy, C. (2013). Criterios de asignación de reclusión de adolescentes en conflicto con la ley: Una mirada a las instituciones de privación de libertad adolescente en Uruguay en el período 1997-2004. Monografía Final Maestría en Economía. UDELAR.
- [30] Dahlberg, M., M. Gustavsson (2005). Inequality and Crime: Separating the Effects of Permanent and Transitory Income. Working paper. Uppsala Universitet.
- [31] Dean, A., A. Vigorito (2015). El acceso a programas de transferencias de ingreso de la población de menores recursos en Uruguay. Un análisis en base a la Encuesta de panel INE-MIDES-UDELAR. IECON.
- [32] De Armas, G. (2005). De la sociedad hiperintegrada al país fragmentado. 20 años de democracia, Taurus, Montevideo.
- [33] De Fronzo, J. (1983). Economic assistance to impoverished Americans. Criminology, Vol. 21 (1): 119-136.
- [34] De Fronzo, J. (1996). Welfare and Burglary. Crime and Delinquency, Vol. 42: 223-229.
- [35] De Lima, M., R. Ximenes, E. de Souza, C. Feitosa, M. de Fatima (2005). Spatial analysis of socioeconomic determinants of homicide in Brazil. Rev Saude Publica 39(2).
- [36] Demombynes, G., B. Ozler (2005) Crime and local inequality in South Africa. Journal of Development Economics 76, 265-292.
- [37] Donnangelo, J. (2006). Evolución y patrones recientes de la criminalidad en Uruguay. Reporte técnico del Ministerio del Interior. Montevideo, Uruguay: Ministerio del Interior.

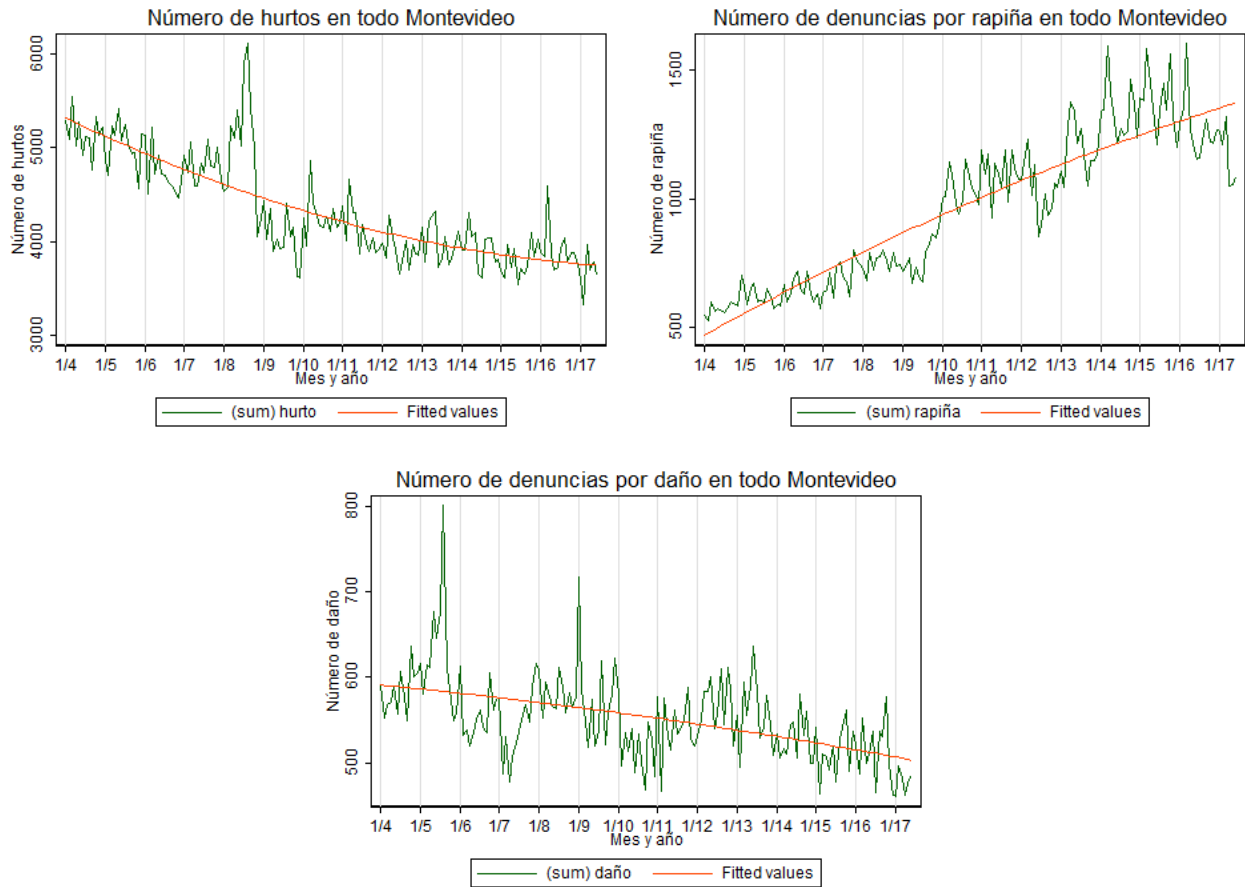
- [38] Dropplemann, C., N. Trajtenberg (2017). Inequality and Crime in Latin America.
- [39] Drukker, D., I. Prucha, R. Raciborski (2013). Maximum likelihood and generalized spatial two-stage least-squares estimators for a spatial-autoregressive model with spatial-autoregressive disturbances. *The Stata Journal*, 13, Number 2, pp. 221-241.
- [40] Eck, J., S. Chainey, J. Cameron, M. Leitner, R. Wilson (2005). Mapping Crime: Understanding Hot spots. NIJ Special Report. U.S. Department of Justice. Office of Justice Programs. National Institute of Justice, Washington D.C.
- [41] Elhorst, J. (2003). Specification and estimation of spatial panel data models. *International Regional Science Review* 26, 3: 244-268.
- [42] Fajnzylber, P., D. Lederman y N. Loayza (2002). What causes violent crime?. *European Economic Review*, vol. 46, pp. 1323-1357.
- [43] Ferreira, D. (2015). Reflexiones sobre los alcances y los límites de las Asignaciones Familiares - Plan de Equidad.
- [44] Flores, M., E. Rodríguez-Oreggia (2014). Spillover Effects of Homicides across Mexican Municipalities: A Spatial Regime Model Approach. EGAP Tecnológico de Monterrey.
- [45] Foley, C. (2008). Welfare Payments and Crime. Harvard University and NBER.
- [46] Gallipoli, G., G. Fella (2006). Education and crime over the Lifecycle. *Computing in Economics and Finance*, 192. Londres: Society for Computational Economics.
- [47] Gasparini, L., M. Cicowiez, W. Sosa Escudero (2014). Pobreza y desigualdad en América Latina: Conceptos, Herramientas y Aplicaciones. Centro de Estudios Distributivos, Laborales y Sociales (CEDLAS). Universidad Nacional de La Plata.
- [48] Gasparini, L., P. Glüzmann, R. Sánchez, L. Tornarolli (2008). Spatial welfare disparities in Latin America and the Caribbean. Documento de trabajo. Centro de Estudios Distributivos, Laborales y Sociales (CEDLAS).
- [49] Herrera, M., J. Paz, J. Cid (2012). Introducción a la Econometría Espacial. Una aplicación al estudio de la fecundidad en la Argentina usando R. Universidad Nacional de Salta.
- [50] Herrera, M. (2015). Econometría espacial usando Stata. Breve guía aplicada para datos de corte transversal. Documento de Trabajo. Instituto de Estudios Laborales y del Desarrollo Económico. Universidad Nacional de Salta.
- [51] Hirschi, T. (1969). Causes of delinquency. Berkeley: University of California Press.
- [52] Townsley, M., D. Birks, W. Bernasco, S. Ruiter, S. Johnson, G. White, S. Baum (2015). Burglar Target Selection: A Crossnational Comparison. *Journal of Research in Crime and Delinquency* 2015, Vol. 52(1) 3-31.
- [53] Imrohroglu, A., A. Merlo, P. Rupert (2000). On the political economy of income redistribution and crime. *International Economic Review* 41, 1-25.
- [54] Informe encuesta de victimización 2016-2017. Novena Edición. Comisión de Seguridad Ciudadana Cámara Nacional de Comercio y Servicios del Uruguay.
- [55] Informe encuesta de victimización 2014-2015. Novena Edición. Comisión de Seguridad Ciudadana Cámara Nacional de Comercio y Servicios del Uruguay.
- [56] Jaitman, L. (2017). Los costos del crimen y de la violencia. Nueva evidencia y hallazgos en América Latina y el Caribe. Banco Interamericano de Desarrollo.

- [57] Jaitman, L., N. Ajzenman (2016). Crime Concentration and Hot Spot Dynamics in Latin America. Inter-American Development Bank. Working paper.
- [58] Jaitman, L., G. Compean (2015). Closing Knowledge Gaps: Toward Evidence-based Crime Prevention Policies in Latin America, Inter-American Development Bank. Washington DC. Technical Note. Available at: <https://publications.iadb.org/handle/11319/7240>
- [59] Jarjoura, G., A. Triplett, G. Brink (2002). Growing up poor: examining the link between persistent childhood poverty and delinquency. *Journal of Quantitative Criminology*, Vol. 18, No. 2.
- [60] Kang, S. (2015). Inequality and crime revisited: effects of local inequality and economic segregation on crime. College of Economics and Finance, Hanyang University.
- [61] Kaztman, R. (1997). Marginalidad e integración social en Uruguay. *Revista de la CEPAL* 62: 91-117.
- [62] Kaztman, R., F. Filgueira, F. Errandonea (2004). La ciudad fragmentada: respuesta de los sectores populares urbanos a las transformaciones del mercado y el territorio en Montevideo. Serie Documentos de Trabajo del Programa sobre Integración, Pobreza y Exclusión Social, Colección Monitor Social del Uruguay N°2. Montevideo, Uruguay: Universidad Católica del Uruguay.
- [63] Kelly, M. (2000). Inequality and crime. *Review of Economics and Statistics* 82, 530:539.
- [64] Lochner, L., E. Moretti (2004). The Effect of Education on Crime: Evidence from Prison Inmates, Arrests, and Self-Reports. *The American Economic Review*, 94(1).
- [65] Londoño, J., A. Gaviria y R. Guerrero (2000). Asalto al Desarrollo: Violencia en América Latina. Red de Centros de Investigación, Banco Interamericano de Desarrollo.
- [66] Loureiro, A. (2012). Can Conditional Cash Transfers Reduce Poverty and Crime? Evidence from Brazil. University of Edinburgh.
- [67] Lung-fei, L., J. Yu (2013). Identification of spatial Durbin panel models. University of Cambridge.
- [68] Maldonado, I., M. Nájera, A. Segovia (2005). Efectos del programa oportunidades en las relaciones de pareja y familiares. Instituto Latinoamericano de Estudios de la Familia.
- [69] Matsueda, R., D. Kreager, D. Huizinga (2006). Detering Delinquents: A Rational Choice Model of Theft and Violence. *American sociological review*. Vol. 71.
- [70] Matsueda, R., M. Grigoryeva (2014). Social Inequality, Crime and Deviance. Department of Sociology, University of Washington.
- [71] Machado, A., M. Castaings, J. Chiossi, G. Dibot, M. González, M. Moreno, V. Rojo, M. Ryan, F. Terra (2012). El nuevo régimen de Asignaciones Familiares. Su impacto en la participación y permanencia en el Ciclo Básico de educación media. MIDES-IECON.
- [72] Machin, S., C. Meghir (2000). Crime and economic incentives. Department of Economics, University College London, Institute for Fiscal Studies and Centre for Economic Performance, London School of Economics.
- [73] Meloni, O. (2014). Does poverty relief spending reduce crime? Evidence from Argentina. *International Review of Law and Economics*.
- [74] Merton, R. (1938). Social Structure and Anomie. *American Sociological Review*, Volume 3, Issue 5, 672-682.
- [75] Munyo, I., M. Rossi (2015). The Effects of Real Exchange Rate Fluctuations on the Gender Wage Gap and Domestic Violence in Uruguay. Inter-American Development Bank, Working paper.

- [76] Paternain, R. (2008). Los espacios regionales del delito en Uruguay. En: Paternain, R. y Sanseviero, R, compiladores. *Violencia, Inseguridad y Miedos en Uruguay. ¿Qué tienen para decir las Ciencias Sociales?*. Montevideo, Uruguay: Fundación Friedrich Ebert Stiftung.
- [77] Patterson, E. (1991). Poverty, income inequality, and community crime rates. *Criminology* 29, 755-776.
- [78] Pare, P., R. Felson (2014). Income inequality, poverty and crime across nations. *The British Journal of Sociology*, Volume 65, Issue 3.
- [79] Pérez Pineda, J. (2006). Econometría espacial y ciencia regional. *Investigación Económica*, vol. LXV, 258, pp. 129-160.
- [80] Piotrowska, P., C. Stride, S. Croft, R. Rowe (2015) Socioeconomic status and antisocial behaviour among children and adolescents: A systematic review and meta-analysis. *Clinical Psychology Review* 35, 47-55.
- [81] Reporte Uruguay. 2015. Dirección de Presupuestos, Control y Evaluación de la Gestión Informes Observatorio nacional sobre violencia y criminalidad. Ministerio del Interior. División de Estadísticas y Análisis estratégico.
- [82] Saridakis, G. (2004). Violent crime in the United States of America: a time series analysis between 1960-2000. *European Journal of Law and Economics* 18, 203-221.
- [83] Scorzafave, L., M. Soares (2009). Income inequality and pecuniary crimes. *Economic Letters*.
- [84] Soares, R., J. Naritomi (2010). *Understanding high crime rates in Latin America*. University of Chicago Press.
- [85] Stiftung, F. (2008). *Violencia, inseguridad y miedos en Uruguay. Qué tienen para decir las ciencias sociales?*.
- [86] Tekeli, S., G. Gunsoy (2013). The relation between education and economic crime: an assessment for Turkey. *Procedia - Social and Behavioral Sciences* 106, 3012–3025.
- [87] Tittle, C., R. Meier (1990). *Specifying the socioeconomic status/delinquency relationship*. Washington State University.
- [88] UNODC (2014). *Global Study on Homicide 2013*. United Nations publication, Sales No. 14.IV.1.
- [89] Urrego, J., C. Gómez, H. Velásquez, J. Valderrama (2016). Efecto de los ingresos permanentes sobre el delito: un enfoque espacial y un caso de aplicación. *Investigación Económica*, vol LXXV, núm. 298, pp. 115-153.
- [90] Weisburd, D. (2015). The law of crime concentration and the criminology of place. *Criminology*, 53(2), 133–157.
- [91] Wilkson, R. (2004). *Why is violence more common where inequality is greater?*. Division of Epidemiology and Public Health, University of Nottingham Medical School, UK.
- [92] Whitworth, A. (2012). *Local inequality and crime: Exploring how Variation in the Scale of Inequality Measures Affects Relationships between Inequality and Crime*.
- [93] Worrall, J. (2005). Reconsidering the Relationship between Welfare Spending and Serious Crime: A Panel Data Analysis with Implications for Social Support Theory. *Justice quarterly*. Vol. 22 (3): 364-391.
- [94] Wright, R., E. Tekin, V. Topalli, C. McClellan, T. Dickinson, R. Rosenfeld (2014). *Less Cash, Less Crime: Evidence from the Electronic Benefit Transfer Program*. IZA.
- [95] Zhang, J. (1997). The Effect of Welfare Programs on Criminal Behavior: A Theoretical and Empirical Analysis. *Economic Inquiry*. Vol. 35: 120-137.

9. Anexo

Figura 7: Series mensuales de la cantidad de denuncias por Hurtos, Rapiñas y Daño en Montevideo.



Fuente: Elaboración propia en base a registros administrativos de denuncias.

Cuadro 12: Matriz de correlaciones entre variables.

| | D_{it} | $Mafamp_{it}$ | $afamp_{it}$ | $Ingr_{it}$ | $Ingrler_{it}$ | $Pobreza_{it}$ | $Gini_{it}$ | $Ph1524_{it}$ | $Desem_{it}$ | aporteoc | $EduSup_{it}$ | $Climedu_{it}$ | $Dens_{it}$ |
|-----------------|----------|---------------|--------------|-------------|----------------|----------------|-------------|---------------|--------------|-----------------|---------------|----------------|-------------|
| D_{it} | 1.000 | | | | | | | | | | | | |
| $Mafamp_{it}$ | -0.304 | 1.000 | | | | | | | | | | | |
| $afamp_{it}$ | -0.313 | 0.983 | 1.000 | | | | | | | | | | |
| $Ingr_{it}$ | 0.219 | -0.431 | -0.420 | 1.000 | | | | | | | | | |
| $Ingrler_{it}$ | -0.010 | -0.098 | -0.056 | 0.777 | 1.000 | | | | | | | | |
| $Pobreza_{it}$ | -0.290 | 0.317 | 0.285 | -0.851 | -0.752 | 1.000 | | | | | | | |
| $Gini_{it}$ | 0.137 | -0.250 | -0.290 | -0.036 | -0.473 | 0.289 | 1.000 | | | | | | |
| $Ph1524_{it}$ | -0.201 | 0.348 | 0.387 | -0.313 | -0.209 | 0.348 | -0.024 | 1.000 | | | | | |
| $Desem_{it}$ | -0.210 | 0.022 | 0.020 | -0.660 | -0.654 | 0.746 | 0.290 | 0.308 | 1.000 | | | | |
| aporteoc | 0.225 | -0.296 | -0.273 | 0.847 | 0.806 | -0.946 | -0.346 | -0.426 | -0.723 | 1.000 | | | |
| $EduSup_{it}$ | 0.245 | -0.516 | -0.517 | 0.938 | 0.666 | -0.739 | 0.017 | -0.320 | -0.529 | 0.736 | 1.000 | | |
| $Climedu_{it}$ | 0.341 | -0.593 | -0.589 | 0.933 | 0.638 | -0.851 | -0.018 | -0.378 | -0.575 | 0.831 | 0.947 | 1.000 | |
| $Dens_{it}$ | 0.270 | -0.491 | -0.500 | 0.688 | 0.460 | -0.638 | -0.077 | -0.347 | -0.401 | 0.606 | 0.772 | 0.799 | 1.000 |
| $Prop_{it}$ | 0.080 | -0.641 | -0.650 | 0.459 | 0.105 | -0.336 | 0.301 | -0.365 | -0.078 | 0.314 | 0.476 | 0.519 | 0.200 |

Fuente: Elaboración propia

Cuadro 11: Población estimada por seccional policial para cada año.

| sec | 2004 | 2005 | 2006 | 2007 | 2008 | 2009 | 2010 | 2011 | 2012 | 2013 | 2014 | 2015 | 2016 |
|-------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|
| 1 | 13891 | 13874 | 13858 | 13841 | 13825 | 13808 | 13792 | 13775 | 13759 | 13742 | 13726 | 13709 | 13693 |
| 2 | 31698 | 31803 | 31908 | 32013 | 32119 | 32225 | 32331 | 32438 | 32545 | 32653 | 32760 | 32869 | 32977 |
| 3 | 31835 | 32203 | 32575 | 32952 | 33333 | 33718 | 34108 | 34502 | 34901 | 35304 | 35712 | 36125 | 36543 |
| 4 | 41630 | 41613 | 41597 | 41580 | 41563 | 41546 | 41530 | 41513 | 41496 | 41480 | 41463 | 41446 | 41430 |
| 5 | 47128 | 47180 | 47233 | 47285 | 47337 | 47390 | 47442 | 47495 | 47548 | 47600 | 47653 | 47706 | 47759 |
| 6 | 45248 | 45314 | 45380 | 45447 | 45513 | 45580 | 45646 | 45713 | 45780 | 45847 | 45914 | 45981 | 46048 |
| 7 | 31171 | 31129 | 31087 | 31046 | 31004 | 30962 | 30921 | 30879 | 30838 | 30796 | 30755 | 30713 | 30672 |
| 8 | 58916 | 59080 | 59244 | 59409 | 59574 | 59739 | 59905 | 60072 | 60239 | 60406 | 60574 | 60743 | 60912 |
| 9 | 66833 | 66685 | 66538 | 66391 | 66245 | 66099 | 65953 | 65807 | 65662 | 65517 | 65372 | 65228 | 65084 |
| 10 | 97099 | 96959 | 96818 | 96678 | 96538 | 96399 | 96259 | 96120 | 95981 | 95842 | 95703 | 95565 | 95427 |
| 11 | 54958 | 54870 | 54782 | 54694 | 54606 | 54519 | 54431 | 54344 | 54257 | 54170 | 54083 | 53996 | 53910 |
| 12 | 86772 | 86777 | 86783 | 86788 | 86794 | 86799 | 86805 | 86810 | 86815 | 86821 | 86826 | 86832 | 86837 |
| 13 | 75902 | 76028 | 76154 | 76280 | 76407 | 76534 | 76661 | 76788 | 76915 | 77043 | 77171 | 77299 | 77427 |
| 14 | 58994 | 58832 | 58670 | 58509 | 58348 | 58188 | 58028 | 57869 | 57710 | 57552 | 57393 | 57236 | 57079 |
| 15 | 66585 | 66429 | 66274 | 66120 | 65965 | 65811 | 65657 | 65504 | 65351 | 65198 | 65046 | 64894 | 64743 |
| 16 | 106495 | 106785 | 107075 | 107366 | 107658 | 107951 | 108245 | 108539 | 108834 | 109130 | 109427 | 109725 | 110023 |
| 17 | 76165 | 76344 | 76523 | 76703 | 76884 | 77064 | 77245 | 77427 | 77609 | 77791 | 77974 | 78158 | 78341 |
| 18 | 71731 | 72092 | 72454 | 72819 | 73185 | 73553 | 73923 | 74295 | 74669 | 75044 | 75422 | 75801 | 76182 |
| 19 | 118531 | 119353 | 120181 | 121014 | 121853 | 122698 | 123549 | 124406 | 125269 | 126137 | 127012 | 127893 | 128780 |
| 20 | 6685 | 6782 | 6880 | 6979 | 7080 | 7183 | 7287 | 7392 | 7499 | 7607 | 7717 | 7829 | 7942 |
| 21 | 43106 | 42878 | 42652 | 42427 | 42203 | 41980 | 41758 | 41538 | 41319 | 41101 | 40884 | 40668 | 40453 |
| 22 | 16765 | 16708 | 16650 | 16593 | 16536 | 16480 | 16423 | 16367 | 16311 | 16255 | 16199 | 16144 | 16089 |
| 23 | 16632 | 16840 | 17050 | 17264 | 17479 | 17698 | 17919 | 18143 | 18370 | 18599 | 18832 | 19067 | 19306 |
| 24 | 100602 | 100198 | 99795 | 99394 | 98995 | 98597 | 98201 | 97806 | 97413 | 97022 | 96632 | 96243 | 95857 |
| Total | 56891 | 56948 | 57007 | 57066 | 57127 | 57188 | 57251 | 57314 | 57379 | 57444 | 57510 | 57578 | 57646 |

Fuente: Elaboración propia

Cuadro 13: Estimaciones excluyendo seccionales 1, 2 y 3 (centro de la ciudad).

| Variables | FE | FE | FE | FE | AB | AB |
|---------------------------|--|-------------------|-------------------|-------------------|----------------------|----------------------|
| $AFAMPE_{it}$ | | -0.041 (0.118) | 0.103 (0.149) | | | |
| $MAFAMPE_{it}$ | 0.004 (0.006) | | | 0.006 (0.008) | | |
| $Ingreso_{it}$ | -0.001 (0.000) | -0.001 (0.000) | -0.000 (0.000) | -0.000 (0.001) | | |
| $Ingresoler_{it}$ | -0.001 (0.001) | -0.001 (0.001) | -0.000 (0.001) | -0.000 (0.001) | | |
| $L.D_{it}$ | | | | | -0.179 (0.144) | -0.273 (0.146)* |
| $L.MAFAMPE_{it}$ | | | | | -0.032 (0.010)*** | |
| $L.AFAMPE_{it}$ | | | | | | -0.567 (0.215)*** |
| $L.Ingreso_{it}$ | | | | | -0.000 (0.000) | -0.000 (0.000) |
| $L.Ingresoler_{it}$ | | | | | -0.001 (0.000) | -0.000 (0.001) |
| Observations | 273 | 273 | 273 | 273 | 231 | 231 |
| Number of secpol | 21 | 21 | 21 | 21 | 21 | 21 |
| Efectos indiv fijos | si | si | si | si | | |
| Efectos fijos temp | no | no | si | si | | |
| Controles | si | si | si | si | si | si |
| Errores estándar robustos | tomando | cluster | a nivel de | seccional | entre | paréntesis |
| **** | $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,1$ | | | | | |

Fuente: Elaboración propia

Cuadro 14: Estimaciones considerando el periodo 2008-2016.

| Variables | FE | FE | FE | FE | AB | AB | Durbin | Durbin |
|----------------------------------|-------------------|-------------------|-------------------|-------------------|---------------------|--------------------|----------------------|----------------------|
| <i>AFAMPE_{it}</i> | | -0.171 (0.207) | -0.022 (0.198) | | | | 0.292 (0.233) | |
| <i>MAFAMPE_{it}</i> | 0.002 (0.013) | | | -0.008 (0.014) | | | | 0.012 (0.019) |
| <i>Ingreso_{it}</i> | -0.001 (0.001) | -0.001 (0.001) | -0.000 (0.001) | -0.000 (0.001) | | | -0.001 (0.001) | -0.001 (0.001) |
| <i>Ingresoler_{it}</i> | -0.004 (0.003) | -0.004 (0.003) | -0.003 (0.002) | -0.003 (0.002) | | | -0.003 (0.002) | -0.003 (0.002) |
| <i>L.D_{it}</i> | | | | | 0.369 (0.171)** | 0.341 (0.211) | | |
| <i>L.MAFAMPE_{it}</i> | | | | | -0.025 (0.011)** | | | |
| <i>L.AFAMPE_{it}</i> | | | | | | -0.394 (0.205)* | | |
| <i>L.Ingreso_{it}</i> | | | | | -0.000 (0.001) | 0.000 (0.001) | | |
| <i>L.Ingresoler_{it}</i> | | | | | -0.002 (0.002) | -0.002 (0.002) | | |
| <i>W.AFAMPE_{it}</i> | | | | | | | -0.083 (0.105) | |
| <i>W.MAFAMPE_{it}</i> | | | | | | | | -0.006 (0.004) |
| <i>W.Ingreso_{it}</i> | | | | | | | 0.000 (0.000) | 0.000 (0.000) |
| <i>W.Ingresoler_{it}</i> | | | | | | | 0.000 (0.001) | 0.000 (0.001) |
| rho | | | | | | | 0.278 (0.002)*** | 0.278 (0.002)*** |
| sigma | | | | | | | 74.553 (35.135)** | 74.560 (35.087)** |
| Observations | 216 | 216 | 216 | 216 | 216 | 216 | 216 | 216 |
| Number of secpol | 24 | 24 | 24 | 24 | 24 | 24 | 24 | 24 |
| Efectos indiv fijos | si | si | si | si | | | si | si |
| Efectos fijos temp | no | no | si | si | | | no | no |
| Controles | si | si | si | si | si | si | si | si |
| Errores estándar | robustos | tomando | cluster | a nivel de | seccional | entre | paréntesis | |

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

Fuente: Elaboración propia

| Autor y año | Objetivo del texto | Resultados | Metodología | Datos |
|-------------------------------------|---|---|--|---|
| Antecedentes Internacionales | | | | |
| Zhang (1997) | Realizar un análisis teórico y empírico del efecto de los Programas de Bienestar Social en el comportamiento delictivo para EEUU en 1987. | Encuentra que las transferencias tanto en especie como en dinero están asociadas de forma negativa y significativa con el crimen contra la propiedad. | Modelo con agentes adversos al riesgo. | Datos de delitos, gasto social y variables socioeconómicas cross section a nivel de estados de EEUU en 1987. |
| DeFronzo (1996) | Analizar el impacto del Programa AFDC (Aid to Families with Dependent Children) en 141 ciudades de EEUU. | Encuentra un efecto negativo del Programa AFDC en crímenes contra la propiedad. | Modelos cross section con implicaciones de política no ambiguas. | Datos de panel sobre denuncias a nivel de 141 ciudades de EEUU. Registros administrativos sobre el programa AFDC. |
| DeFronzo (1983) | Analizar el impacto de asistencia pública a familias pobres en 39 áreas metropolitanas de EEUU en 1970. | Encuentra un efecto negativo del nivel de asistencia pública a familias pobres sobre la variación de las tasas de homicidios y robos. Por lo que sugieren que una reducción en dicho nivel de asistencia puede contribuir a aumentar el crimen. | Análisis de regresión. | Datos sobre costo de vida de 1970 del Bureau de estadísticas laborales y datos de tasas de delitos a nivel de las áreas metropolitanas. |
| Burek (2005) | Analizar la relación entre el Programa AFDC (Aid to Families with Dependent Children) y los delitos contra la propiedad en Kentucky entre 1980 y 1990. | Encuentra una relación positiva entre AFDC y delitos contra la propiedad. Argumenta que puede deberse al criterio de elegibilidad del programa: jefes de hogar desempleados, lo que implica un incentivo al desempleo que puede transformarse en un estímulo a cometer actividades delictivas | Modelo empírico para datos de panel (varias especificaciones). | Datos a nivel de condados sobre denuncias y gasto en el programa AFDC. |
| Worral (2005) | Analizar la relación entre el gasto en bienestar social y el crimen en California entre 1990 y 1998. | Encuentra que no hay asociación empírica entre el gasto en bienestar social y el crimen (homicidios, asaltos, hurtos, copamientos). Argumenta que puede deberse al pequeño monto de transferencia existente. | Modelo empírico para datos de panel (varias especificaciones). | Datos de panel a nivel de condados de California sobre tasas de distintos tipos de crímenes y gasto social. |
| Foley (2008) | Se busca contrastar la hipótesis de que la fecha en que se paga la transferencia afecta las actividades delictivas, en doce ciudades de EEUU entre 2004 y 2006. | Encuentran que cuanto más tiempo pasa desde que se pagaron las transferencias, hay mayor cantidad de crímenes. Argumentan que los beneficiarios consumen la transferencia y luego cuando se acaba incurrir en actividades delictivas para satisfacer sus necesidades de consumo. | Modelo empírico para datos de panel (varias especificaciones: MCO, Binomial Negativa). | Datos entre 2004 y 2006 de denuncias con fecha, hora y lugar del incidente. Datos diarios sobre clima (temperatura y precipitaciones) y sobre vacaciones, se utilizan como controles. |
| Wright et al (2014) | Analizar si el cambio de forma de pago de las transferencias, de dinero a un formato electrónico, tuvo un efecto en el crimen en los condados de Missouri. | Encuentran que la tasa de delitos total se reduce en respuesta del cambio en la forma de pago de la transferencia, que pasa a ser mediante un formato electrónico. Las estimaciones son robustas. | Diferencias en diferencias (especifican un modelo Poisson y un Binomial Negativo). | Base de datos del FBI de denuncias del público en general y de crímenes resueltos por la policía. Registros administrativos sobre la transferencia. |

| Antecedentes Regionales | | | | |
|----------------------------------|--|--|---|---|
| Meloni (2014) | Analizar si el Programa de Alivio a la Pobreza para jefes y jefas de hogar desocupados tuvo un impacto en el crimen en Argentina entre 2002 y 2005. | El Programa tuvo un impacto negativo en los crímenes contra la propiedad (hurtos y robos) y en menor magnitud sobre los asaltos agravados, no tuvo efectos sobre los homicidios. | Técnica de panel dinámico de Arellano & Bond con errores estándar robustos. | Datos del Programa de Jefes de Hogar desempleados y registros administrativos de denuncias. |
| Loureiro (2012) | Identificar relaciones de causalidad para el caso de Brasil del programa de CCT Bolsa Familia y tasas de criminalidad, entre 2001 y 2008. | Existe un efecto significativo y negativo del programa sobre la tasa de delito contra la propiedad, aunque no es robusto, mientras que el impacto del programa sobre el delito contra las personas no resulta significativo. | Diferencias en diferencias. | Encuestas anuales de hogares (PNAD) del IBGE entre 2001 y 2008. Registros de denuncias de la Agencia de Seguridad Nacional. |
| Chioda, De Mello y Soares (2012) | Analizar el efecto del programa Bolsa Familia de Brasil sobre los niveles de criminalidad para distintas áreas geográficas de la ciudad de San Pablo, entre 2006 y 2009. | Encuentran un impacto negativo del plan Bolsa Familia sobre los niveles de criminalidad a nivel de distrito escolar de San Pablo, siendo los resultados significativos y robustos. El mayor impacto es en delitos contra la propiedad, pero también encuentran un efecto menor sobre crímenes violentos y delitos vinculados a las drogas. | Estimador de efectos fijos y una variable instrumental que recoge la variación en el acceso a las transferencias por parte de estudiantes tras la ampliación de la cobertura del programa en el año 2008 | Registros administrativos con las denuncias georreferenciadas. Registros administrativos con datos de las escuelas y los estudiantes. Censo educativo de Brasil. |
| Camacho, Mejía y Ulloa (2012) | Analizar el impacto del programa colombiano Familias en Acción sobre los niveles de criminalidad en la región urbana de la ciudad de Bogotá, entre 2007 y 2009. | Existe un efecto ingreso negativo y significativo sobre la ocurrencia de crímenes, mientras que el canal vinculado a la condicionalidad de la transferencia monetaria (asistencia a centro educativo) no resulta significativo. | Estimación de la variación en la cantidad de delitos acontecidos entre los días previos al pago de las transferencias y los posteriores, también estiman el cambio en los niveles de criminalidad durante días de vacaciones. | Registros administrativos con las denuncias georreferenciadas y registros administrativos con datos a nivel de hogar sobre los beneficiarios de la transferencia. |
| Antecedentes Nacionales | | | | |
| Aboal y Perera (2013) | Analizar el efecto sobre la criminalidad en Montevideo entre 2003 y 2010 de los siguientes programas sociales: PANES, Apoyo Alimentario y las Asignaciones Familiares. | Existe un efecto negativo y robusto del PANES sobre la tasa de rapiñas. No se encuentra un efecto significativo de los programas Apoyo Alimentario y AFAM sobre el total de delitos ni sobre los hurtos. Se estima un efecto negativo del Apoyo Alimentario sobre la tasa de Violencia Doméstica aunque los resultados no son robustos. | Modelo empírico para datos de panel (varias especificaciones con y sin efectos fijos). Las unidades de análisis son las seccionales policiales. | Registros administrativos con denuncias de delitos georreferenciadas y ECH. |
| Borraz y Munyo (2014) | Analizar el impacto de las Asignaciones Familiares por el Plan de Equidad sobre actividades delictivas en Montevideo entre 2005 y 2010. | Encuentran evidencia de que las AFAM-PE tienen un efecto significativo y positivo en delitos contra la propiedad. | Diferencias en diferencias. Las unidades de análisis son las seccionales policiales. | Registros administrativos con denuncias de delitos georreferenciadas y ECH. |

INSTITUTO DE ECONOMÍA

**Serie Documentos de investigación
estudiantil**

Abril, 2018

DIE 02/2018



Instituto de Economía

Facultad de Ciencias Económicas y de Administración
Universidad de la República - Uruguay

© 2011 iecon.ccee.edu.uy | instituto@iecon.ccee.edu.uy | Tel: +598 24000466 | +598 24001369 | +598 24004417 | Fax:
+598 24089586 | Joaquín Requena 1375 | C.P. 11200 | Montevideo - Uruguay