¿La Ayuda Social disminuye los delitos?

Las diferencias entre los robos con violencia y los delitos contra la propiedad analizados desde un enfoque de panel para el caso argentino 2008 - 2011

Lucia Freira[1]

Universidad Torcuato Di Tella

Buenos Aires, septiembre de 2013

Keywords: Delitos, Delitos contra la Propiedad, Robos con Violencia, Ayuda Social, Desempleo, Nini.

JEL Classification Codes: C33, K14, H22

[1] Este trabajo es mi tesis de Maestría en Economía realizada en la Universidad Torcuato Di Tella, cuya tutora fue Hildegart Ahumada.

RESUMEN

Durante los últimos años Argentina no ha logrado mejoras significativas respecto al tema de la inseguridad. En marzo del año 2008 el porcentaje de hogares que declaró haber sufrido por lo menos un delito en los últimos doce meses era inferior al 30%, a comienzos del 2012 superó el 35% y en mayo del año 2013 es del 37%. Los robos con violencia han crecido en el mismo sentido, pero los delitos contra la propiedad sin violencia han bajado. En el presente trabajo se analizan los datos que indican este cambio en los delitos utilizando por primera vez la estructura de panel de la Encuesta de Victimización del Laboratorio de Investigaciones sobre Crimen, Instituciones y Políticas (LICIP). La principal ventaja del uso de esta encuesta es evitar el sesgo causado por las bajas tasas de denuncia que afectan los registros oficiales. Se encontró evidencia de que ambos tipos de delitos tienen determinantes diferentes y han respondido de manera distinta ante la misma realidad. La ayuda social vista como una transferencia económica, la mejora en la desigualdad y las tasas más bajas de desempleo han contribuido a disminuir los delitos contra la propiedad sin violencia, pero no los robos con violencia. La participación del grupo de jóvenes de entre 21 y 25 años de edad presenta una relación positiva con ambos tipos de delitos y significativa en relación a los robos con violencia.

1- Introducción

Durante los últimos años Argentina creció, redujo sus niveles de desigualdad e incrementó sus planes sociales. Sin embargo, durante el mismo período no ha logrado reducir la sensación de inseguridad en la población ni ha logrado mejoras significativas en relación al tema de la delincuencia. Según la encuesta de opinión pública Latinobarómetro[2] realizada en 2011 el 34% de la población total del país piensa que la *delincuencia y la seguridad pública* son los problemas más importantes del país, en el 2008 este valor era del 21%. Según la Encuesta Semestral del Laboratorio de Investigaciones sobre Crimen, Instituciones y Políticas de la Universidad Torcuato Di Tella (LICIP) [3] realizada en junio 2010 el 67% de la población considera que el problema del delito es un problema muy grave y el 65% considera que el volumen de delitos aumentó en el último año.

En marzo del año 2008 el porcentaje de hogares que declaró haber sufrido por lo menos un delito en los últimos doce meses era inferior al 30%, a comienzos del 2012 superó el 35% y en mayo del año 2013 es del 37%. Los robos con violencia han crecido en el mismo sentido. En 2008 menos del 15% de los hogares declararon haber sufrido por lo menos un robo con violencia, a finales del 2011 este porcentaje era superior al 21% y el último dato de mayo 2013 es de 24%. Este crecimiento de los robos con violencia vino acompañado de una caída en los delitos contra la propiedad sin violencia, el porcentaje de hogares afectados por este tipo de delito cayó desde 16% en el año 2008 al 12% en el año 2011.

En el presente trabajo se analizan los datos que indican este cambio en la estructura de los delitos, estudiando a ambos tipos de delitos y sus determinantes. Se utilizaron por primera vez los datos de la Encuesta de Victimización del LICIP. Esta encuesta se realiza mensualmente en cuarenta centros urbanos de todo el País brindando datos recientes sobre victimización para casi todas las provincias. La principal ventaja del uso de esta encuesta es evitar el sesgo causado por las bajas tasas de denuncia

[2] http://www.latinobarometro.org/latino/latinobarometro.jsp
[3] La Encuesta Semestral fue realizada en ocho ocasiones diferentes entre noviembre 2006 y junio 2010. En cada oportunidad se relevó una muestra aleatoria de las seis ciudades más importantes del país.

que afectan los registros oficiales. De esta manera se busca iluminar un poco la oscuridad actual en la que se encuentra la Argentina en relación a estos temas.

Se intentará encontrar la relación entre los porcentajes de hogares afectados por algún tipo de delito y el porcentaje de hogares que declaran recibir alguna ayuda social económica. En particular, se analizaran los delitos contra la propiedad sin violencia y los robos con violencia, buscando determinar si ambos tipos de delitos se encuentran explicados por el mismo conjunto de variables o si presentan determinantes diferentes que responderían a distintos incentivos. La ayuda social en términos económicos, el crecimiento económico, las mejoras en los indicadores de desigualdad y desempleo, la participación del grupo de jóvenes que ni estudian ni trabajan son todos aspectos que pueden estar afectando de manera diferente a cada tipo de delito. Para cumplir con este objetivo se estimará un modelo de datos de panel para los años 2008 – 2011 incluyendo a la Ciudad de Buenos Aires y a veintiún de las veintitrés provincias argentinas.

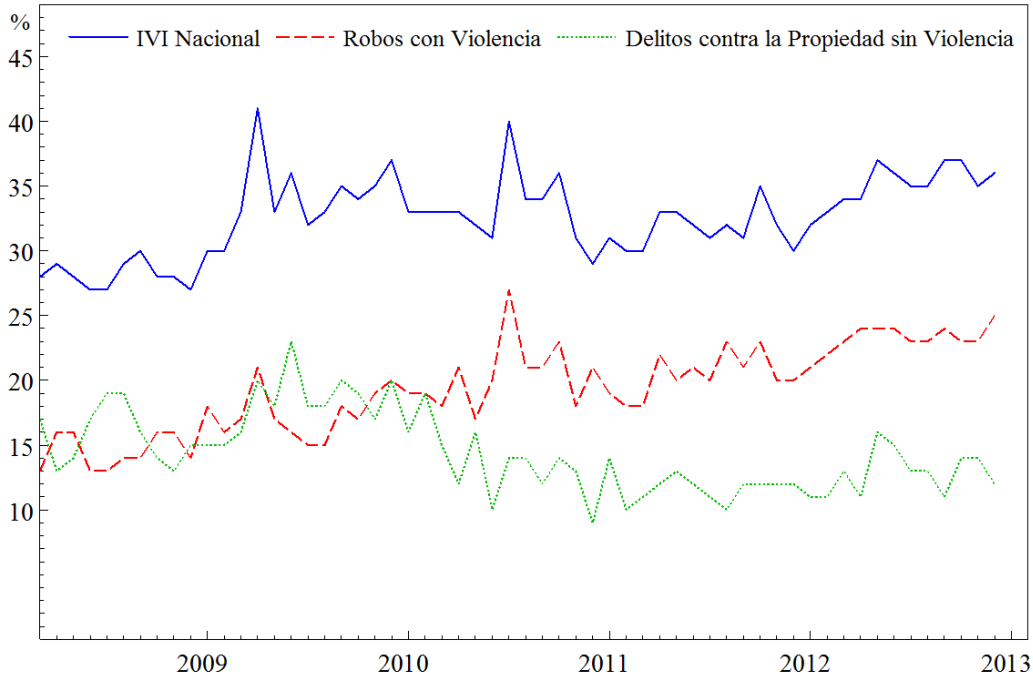
En la siguiente sección se presenta la estructura de los delitos para el período 2008-2011. En la sección tres se comentan algunos de los trabajos que han analizado los diferentes tipos de delitos y sus determinantes. En la sección cuatro se presentan los datos y las variables a utilizar en el análisis. En la quinta sección se presenta el método de estimación a utilizar. En la sexta sección se presentan los resultados obtenidos y por último las conclusiones.

2 – La estructura de delitos en la Argentina desde 2008 al 2011

En el gráfico a continuación se presenta la evolución del Índice de Victimización, disponible desde marzo del año 2008, que indica el porcentaje de hogares que declararon haber sido víctimas de por lo menos un delito en los últimos doce meses. Asimismo, se presenta la evolución del porcentaje de hogares que declararon haber sufrido por lo menos un robo con violencia (Robos con Violencia) y la evolución del porcentaje de hogares que declararon haber sufrido por lo menos un delito contra la propiedad sin violencia (Delitos contra la Propiedad).[4] Todos los indicadores refieren al total del País.

[4] En el capítulo referente a los datos se explica exhaustivamente cada una de estas variables y el resto de variables utilizadas en el estudio.

Gráfico 1: Evolución mensual del IVI – Robos con Violencia – Delitos contra la Propiedad sin Violencia



En el año 2008 el porcentaje promedio de hogares que declararon haber sufrido por lo menos un delito en los últimos doce meses era del 28%, el valor para el 2011 fue del 32%. El cambio es de alrededor de cuatro puntos porcentuales en tres años.

La evolución de los robos con violencia va en el mismo sentido pero su tendencia es más marcada. Para el año 2008 el porcentaje de hogares que declararon haber sufrido por lo menos un robo con violencia en los últimos doce meses era menor al 15%, a finales del 2011 el mismo indicador superó el 21%. Por otro lado, los delitos contra la propiedad caen durante el período de estudio. En el 2008 el 16% de los hogares sufrieron un delito contra la propiedad sin violencia, en el 2011 este porcentaje es del 12%. En consecuencia, observamos que hay un cambio en la composición del total de delitos, los robos con violencia han ido ganando una mayor participación dejando por detrás a los delitos contra la propiedad sin violencia.

El hecho de que los robos con violencia han aumentado y los delitos contra la propiedad sin violencia han caído nos lleva a investigar por qué ambas variables tienen comportamientos distintos y han reaccionado de manera diferente ante la misma realidad. El crecimiento del Producto Bruto Interno,

la caída del desempleo, la evolución de los planes sociales otorgados, la mejora en la desigualdad, los cambios socio-demográficos, etc. son todas variables que pueden explicar el volumen total de delitos pero podrían estar afectando de manera diferente a cada tipo de delito.

3 – Los determinantes de los distintos tipos de delito

De la revisión de la literatura existente sobre el tema se observa que hay muchos trabajos sobre el comportamiento de los delitos contra la propiedad, pero no se encuentran tantos que hayan estudiado los robos con violencia.

Por un lado se han sugerido diversas razones por detrás de la decisión de cometer un delito. Tenemos la explicación económica planteada por Becker (1968), en la cual la decisión de cometer un delito es vista como la solución óptima de un problema al cual se enfrenta el potencial delincuente. Se plantea que una persona comete un crimen sí su utilidad esperada de cometer el delito supera la utilidad que podría obtener en el caso de que utilizara su tiempo y sus recursos en cualquier otra actividad. Los beneficios de cometer un robo estarían representados por el valor de lo robado, la diferencia entre el valor de lo robado y el posible salario que la persona obtendría en el caso de elegir trabajar en lugar de robar, etc. Un aumento en el salario de posibles trabajos legales, así como un aumento en el nivel educativo son variables que inducirían a una caída en la predisposición a robar. El conjunto de costos estaría compuesto por la probabilidad de ser atrapado[5], el posible castigo, la dificultad de conseguir trabajo una vez que ya se estuvo privado de libertad y el estigma social. Para una persona que ya cometió un crimen, que ya fue preso y que ya está fuera del sistema legal, el costo de quedar marcado es cero. Sí además no se educó, no tiene mucho que perder, queda atrapada en el sistema ilegal[6].

El modelo introducido por Becker nos lleva a incluir en el análisis varias variables. Una mejora de la economía general, y del Producto Bruto Interno, estaría asociada a un aumento del costo de oportunidad de cometer un delito a través de los incrementos en el salario de la actividad legal y estaría asociada a un aumento de la posible ganancia obtenida mediante el robo. El signo del efecto final no estaría definido.

Levitt (2004), intentando explicar las razones por las cuales cayeron todos los tipos de delitos en Estados Unidos en los años noventa, plantea que los trabajos que se han hecho respecto a la relación

[5] Ver Di Tella (2004).

[6] Hay un trabajo de Anna Aizer que encuentra que aquellas personas que estuvieron presas en su juventud, tienen una probabilidad 2.5 veces mayor de ir presos en su adultez.

entre el desempleo y los delitos han encontrado una relación positiva entre el desempleo y los delitos contra la propiedad sin violencia[7], pero la relación entre el desempleo y los crímenes violentos no es tan clara. Estar desempleado disminuye el costo de oportunidad de los potenciales delincuentes ya que si no se tiene trabajo, tampoco se lo puede perder. Asimismo, el hecho de estar desempleado implica la ausencia de un ingreso necesario para la subsistencia y manutención de una familia, lleva a la necesidad de robar para lograr cubrir las necesidades básicas del hogar. Esta falta de elementos básicos ubica a los individuos en una situación límite en la cual pueden llegar a no tener otra opción que salir a robar.

Machin y Meghir (2004) encuentran que, cuando nos referimos al crimen, la evolución del salario de aquellos trabajadores de menores ingresos es un mejor indicador que el desempleo, especialmente respecto a los delitos contra la propiedad[8]. Por tal motivo la ayuda social sería una variable determinante del volumen de delitos. Cualquier ayuda económica que pueda recibir un hogar, especialmente si se encuentra ubicado en el margen de la subsistencia, implicaría una mejora del ingreso y por lo tanto, podría tener un efecto positivo sobre los delitos contra la propiedad. Johnson et al. (2007) estudian el efecto de los planes sociales brindados por el gobierno de Estados Unidos en 1930 como respuesta a la Gran Depresión. Encuentran que un aumento del 10% en los subsidios económicos implicó una caída de los delitos contra la propiedad de alrededor del 1.5%. Sin embargo, encuentran que en relación al volumen de delitos, fueron más eficientes los planes que brindaron una solución laboral que los planes sociales que se limitaron a la entrega de un subsidio económico.

Por otro lado, la desigualdad podría ser la variable que explique la realización de un crimen, una vez satisfechas las necesidades básicas. No importarían tanto las necesidades insatisfechas en términos abstractos, sino en relación a lo que tienen las personas que lo rodean. Fajnzylber et. al. (2002) estudiaron la relación entre la desigualdad, medida a través del Índice de Gini, y los crímenes violentos en treinta y nueve países. Encontraron que la desigualdad y las tasas de victimización se encuentran positivamente correlacionadas entre y en el interior de cada uno de los países. Asimismo, Ehrlich (1973) encuentra una correlación fuerte y positiva entre la desigualdad del ingreso y los delitos contra la propiedad. Nicolas Garcette (2004) en su estudio sobre la Argentina en los años noventa encuentra que el empeoramiento de la desigualdad implicó un aumento en el volumen de delitos contra la propiedad.

[7] Un cambio del 1% en el desempleo, estaría asociado a un cambio del 1% en los delitos contra la propiedad.
[8] Foley (2011) encuentra que los delitos contra la propiedad aumentan a medida que va pasando el mes, es decir, bajan cuando recién se cobran los salarios o subsidios y comienzan a subir cuando las personas se van quedando sin dinero.

Por otro lado, los delitos se encuentran muchas veces asociados a las generaciones más jóvenes y menos educadas. Un estudio realizado en el año 2009 por el Observatorio Argentino de Drogas sobre la población privada de libertad indicó que el 66% son menores de 35 años y el 79% no logró completar la educación secundaria[9]. Este último dato es consistente con lo que plantea Freeman (1996) para Estados Unidos en el año 1991. El encuentra que dos tercios de la población carcelaria estaba compuesta por jóvenes que habían abandonado sus estudios secundarios. Consistentemente con esta idea Machin y Meghir (2004) incluyen a la participación de las personas de entre 15 y 24 años de edad como variable explicativa encontrando una relación positiva entre la participación de este grupo y el volumen de delitos contra la propiedad.

Varios trabajos relacionan la educación con los delitos. Por ejemplo Lochner y Moretti (2004) plantean que en el caso de los hombres, la inversión en educación, más específicamente terminar la educación secundaria, representa un retorno positivo para toda la sociedad contribuyendo en la reducción del crimen. Así mismo, Meghir et al. (2012) presentan un modelo que muestra como un incremento en los años de educación obligatoria reduce el tiempo disponible para cometer delitos, así como genera mayor inversión en capital humano reduciendo los incentivos a delinquir.

En consecuencia, lo anterior ayuda a entender la preocupación cada vez mayor en relación al crecimiento de la generación "NINI", es decir, el grupo de jóvenes menores de treinta años que ni estudian ni trabajan. Según el Informe Latinobarómetro del año 2011, la generación "NINI" de América Latina llega al 21% y alcanza para Argentina el 13%[10].

[9] http://www.observatorio.gov.ar/estudios_droga_delito.php
[10] www.latinobarometro.org

4 – Descripción de los Datos

El presente trabajo utilizó como principal insumo la Encuesta Mensual del Laboratorio de Investigaciones sobre Crimen, Instituciones y Políticas (LICIP) de la Universidad Torcuato Di Tella. Desde marzo del año 2008 todos los meses se encuestan telefónicamente mil doscientos hogares de cuarenta centros urbanos de todo el País. Este volumen importante de casos brinda una cantidad anual suficiente de observaciones para la Ciudad de Buenos Aires y para 21 de las 23 provincias[11] y permite analizar los datos desde un enfoque de panel.

En relación a otros trabajos realizados para Argentina (ver Garcette, 2004 y Cerro, 2012), la utilización de esta encuesta es una de las principales virtudes de la presente investigación, ya que soluciona el problema de las bajas tasas de denuncia[12] y de la subestimación de los datos oficiales. La encuesta indaga sobre el total de delitos sufridos por el hogar hayan sido éstos denunciados o no ante una autoridad competente. Se le pregunta a la persona entrevistada de los hogares seleccionados si algún miembro del hogar ha sido víctima de algún tipo de delito durante los últimos doce meses. A partir de esta pregunta se crea el denominado Índice de Victimización (IVI) que el LICIP publica todos los meses.

El IVI se define como el porcentaje de hogares de todo el país que declararon haber sufrido por lo menos un delito en los últimos doce meses. Dentro de este grupo de hogares, se puede identificar al porcentaje de hogares que sufrieron por lo menos un Robo con Violencia y al porcentaje de hogares que declararon haber sufrido por lo menos un Delito contra la Propiedad sin Violencia.

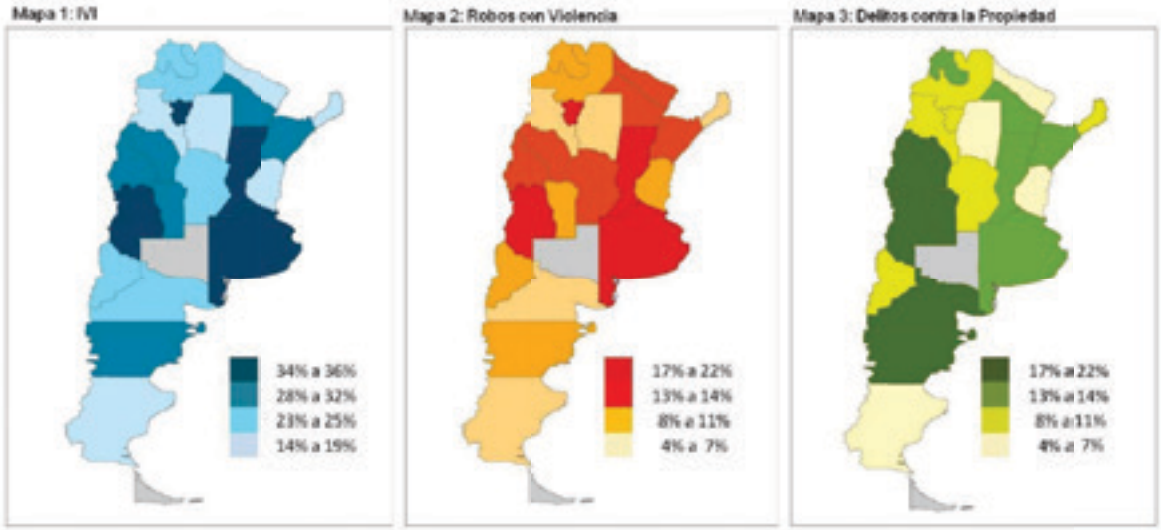
Se denomina Robo con Violencia al hecho con intención de robo con amenaza o ejercicio de violencia contra la persona (el arrebato es incluido en esta categoría), se incluyen en esta definición todos los delitos con intención de robo en los cuales hubo contacto con el agresor.

Por otro lado, se consideran delitos contra la propiedad sin violencia al hurto de objetos personales, robo de vivienda, robo de auto o camioneta, robo de moto o bicicleta, robo de objetos de vehículo, vandalismo de vehículo o de vivienda, sin contacto presencial entre la víctima y el delincuente.

---

11 Quedan por fuera del estudio las provincias de La Pampa y Tierra del Fuego.
12 Según la Encuesta Semestral de Victimización del LICIP realizada en junio 2010 sólo el 46% de los hogares que declararon haber sufrido un delito llevaron a cabo la denuncia correspondiente.

En los mapas que se presentan a continuación podemos ver el comportamiento del IVI, los robos con violencia y los delitos contra la propiedad sin violencia a través de las diferentes provincias. Santa Fe (36%), Mendoza (35%) y Tucumán (35%) son las provincias con mayor porcentaje de hogares afectados por cualquier tipo de delito. Santa Fe (22%) mantiene el primer lugar respecto a los Robos con Violencia, seguida por Tucumán (20%) y Buenos Aires (19%). Cuando nos referimos a los Delitos contra la Propiedad sin Violencia, Chubut y Mendoza ocupan los primeros lugares con valores superiores al 21%.



Nota: En todos los casos son promedios 2008 – 2011 por provincia. FUENTE: Encuesta mensual del LICIP

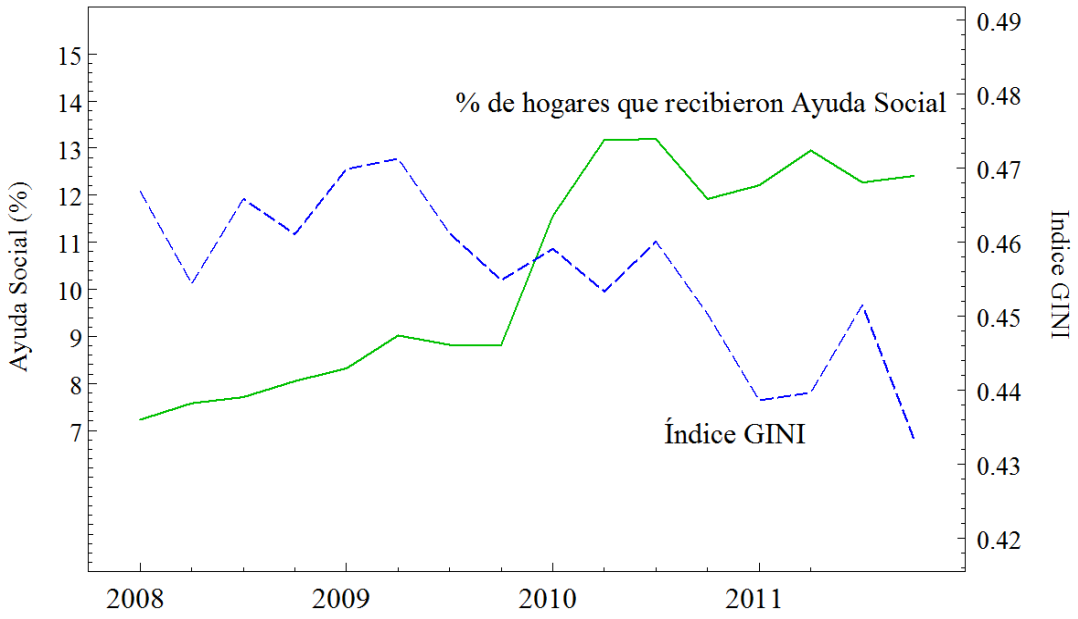
El conjunto de datos utilizados se completa con los provenientes de la Encuesta Permanente a Hogares (EPH) cuyos microdatos son publicados trimestralmente por el Instituto Nacional de Estadística y Censo (INDEC)[13]. A partir de estos microdatos se calcularon diferentes indicadores como por ejemplo el porcentaje de hogares que declararon haber recibido algún tipo de subsidio o ayuda social en dinero del gobierno, iglesias, etc.[14], el Indice de Gini, el porcentaje de hogares que viven en villas de emergencia, el porcentaje sobre la población total de jóvenes de entre 21 y 25 años que ni estudian ni trabajan[15], el porcentaje de hogares ubicados en villas de emergencia, y el porcentaje de

[13] Los microdatos así como otros documentos que explican la metodología de la EPH, la ponderación, etc. se pueden obtener de www.indec.gov.ar.
[14] La pregunta que se utilizó se hace en la Encuesta Permanente de Hogares: ¿En los últimos tres meses, las personas de este hogar han vivido de subsidio o ayuda social (en dinero) del gobierno, iglesias, etc.? (variable V5 de la base hogar de la EPH).
[15] Para la construcción de este porcentaje se utilizaron las siguientes preguntas: ¿Cuántos años cumplidos tiene? (variable ch06 de la base individual de la EPH), ¿Asiste o asistió a algún establecimiento educativo (colegio, escuela, universidad, etc.)? (variable ch10 de la base individual de la EPH) y Condición de Actividad (variable ESTADO de la base individual de la EPH).

extranjeros de diferentes nacionalidades que se encuentran viviendo en cada una de las provincias[16]. Los datos sobre desempleo, si bien son calculados a partir de la misma EPH, fueron tomados directamente del sitio web del INDEC.

A continuación se comentan algunos gráficos que muestran la evolución de las variables que son incluidas en el análisis. La Ayuda Social es el porcentaje de hogares que declararon en cada una de las EPH haber recibido algún subsidio o ayuda económica por parte del gobierno o alguna otra institución en el último mes. En el Gráfico 2 podemos ver como durante los años 2008 y 2009 el porcentaje total de hogares alcanzados por la ayuda social crece lentamente, dando un gran salto en el primer trimestre del año 2010. A partir de esa fecha se mantiene alrededor del 12%. En forma consistente con la evolución de la Ayuda Social, el Indice de Gini[17] presenta una evolución descendente indicando una mejora en términos de la desigualdad.

Gráfico 2: Evolución trimestral del % de hogares que recibieron Ayuda Social y del Índice de GINI



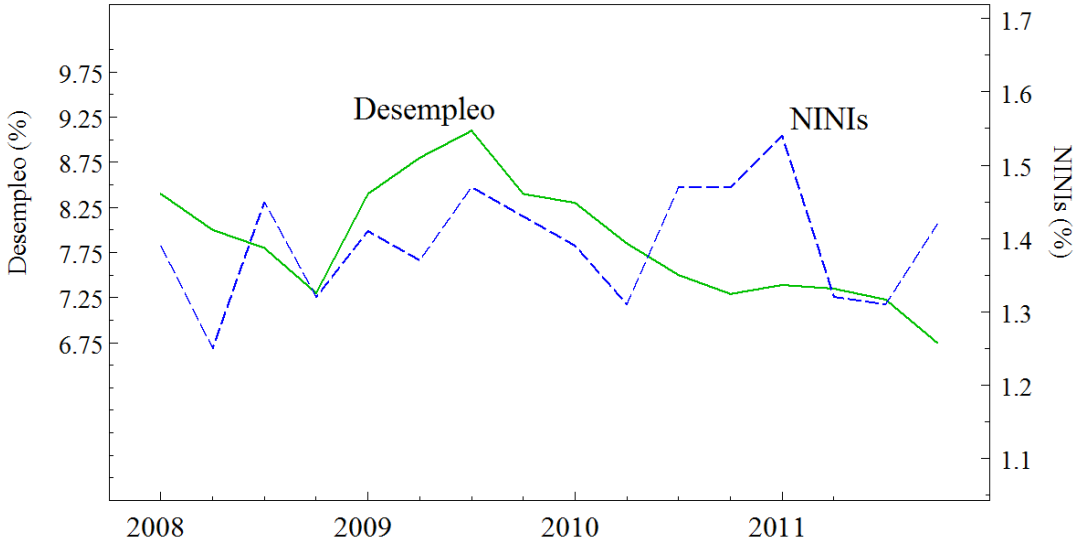
En el Gráfico 3 se presenta al porcentaje de jóvenes de entre 21 y 25 años que ni estudian ni trabajan (NINIs)[18] junto con el índice de desempleo. Este grupo de jóvenes no alcanza a ser el 1.5% de la

[16] La inclusión de estas variables en el análisis responde a la idea recurrente que aparece en la prensa de que muchos de los delitos son cometidos por personas de diferentes nacionales distintas a la argentina.
[17] El Índice de Gini es calculado para cada año y para cada una de las provincias utilizando los microdatos de la EHP. La definición del mismo se presenta en el anexo.
[18] Esta definición es diferente a la utilizada por el Informe Latinobarómetro. En el informe la generación NINI está compuesta por todos los jóvenes menores a 30 años que ni estudian ni trabajan. En este trabajo se define a la generación

población total, sin embargo, veremos más adelante como puede llegar a tener un papel significativo en la determinación del volumen total de delitos.

La evolución del desempleo presenta un máximo alrededor del año 2009 igual a 9.1% para luego caer hasta un valor inferior al 7% en el último trimestre del año 2011. Si bien cuando se estima al desempleo colocando al grupo de NINIs como variable independiente el coeficiente estimado no es significativamente distinto de cero, se puede observar como a partir del 2010 la caída del desempleo se da simultáneamente con un incremento del grupo de NINIs. Recordemos que una persona se define como desempleada si ha estado buscando trabajo y no ha logrado encontrarlo, quizás parte de esta caída del desempleo este asociada a este grupo de jóvenes que ni estudian ni trabajan, y que podrían tampoco estar buscando trabajo. De todas maneras, esta es sólo una hipótesis y habría que estudiarla con mayor profundidad.

Gráfico 3: Evolución trimestral del Desempleo y del grupo de jóvenes que ni estudian ni trabajan (NINIs)

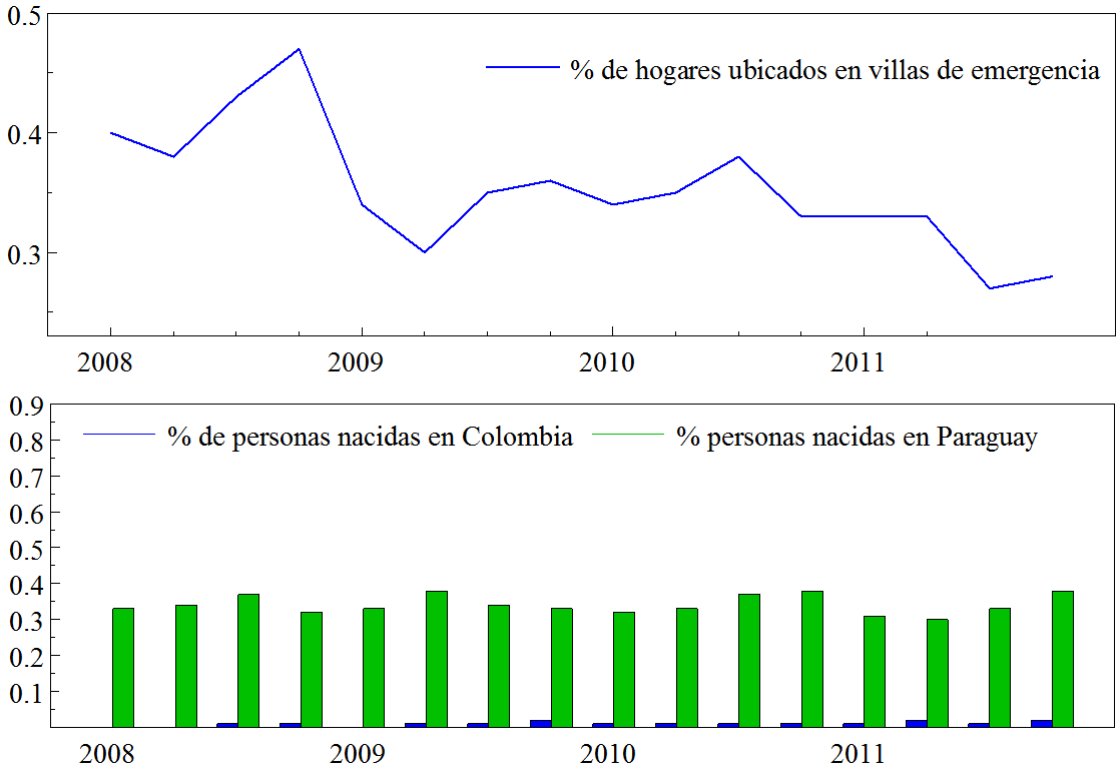


En el Gráfico 4 se presenta la evolución trimestral del porcentaje de hogares ubicados en villas de emergencia junto con el porcentaje de personas nacidas en Paraguay y en Colombia. Se observa como el porcentaje de hogares ubicados en villas de emergencia presenta un máximo igual al 0.47% en el último trimestre del año 2008, para luego presentar una tendencia descendente alcanzando el mínimo en el último trimestre del año 2011 igual a 0.28%.

NINI como la participación en el total de la población del grupo de jóvenes de entre 21 y 25 años que ni estudian ni trabajan.

El porcentaje de personas nacidas en Paraguay se mantiene estable durante todo el período alrededor del 0.35%, presentando movimientos similares a los de la variable anterior, principalmente entre el último trimestre del 2009 y el primer trimestre del 2010. Por otro lado, el porcentaje de personas nacidas en Colombia presenta para el año 2008 un promedio igual a 0.005%, que sube durante el período de estudio alcanzando 0.015% durante el año 2011.

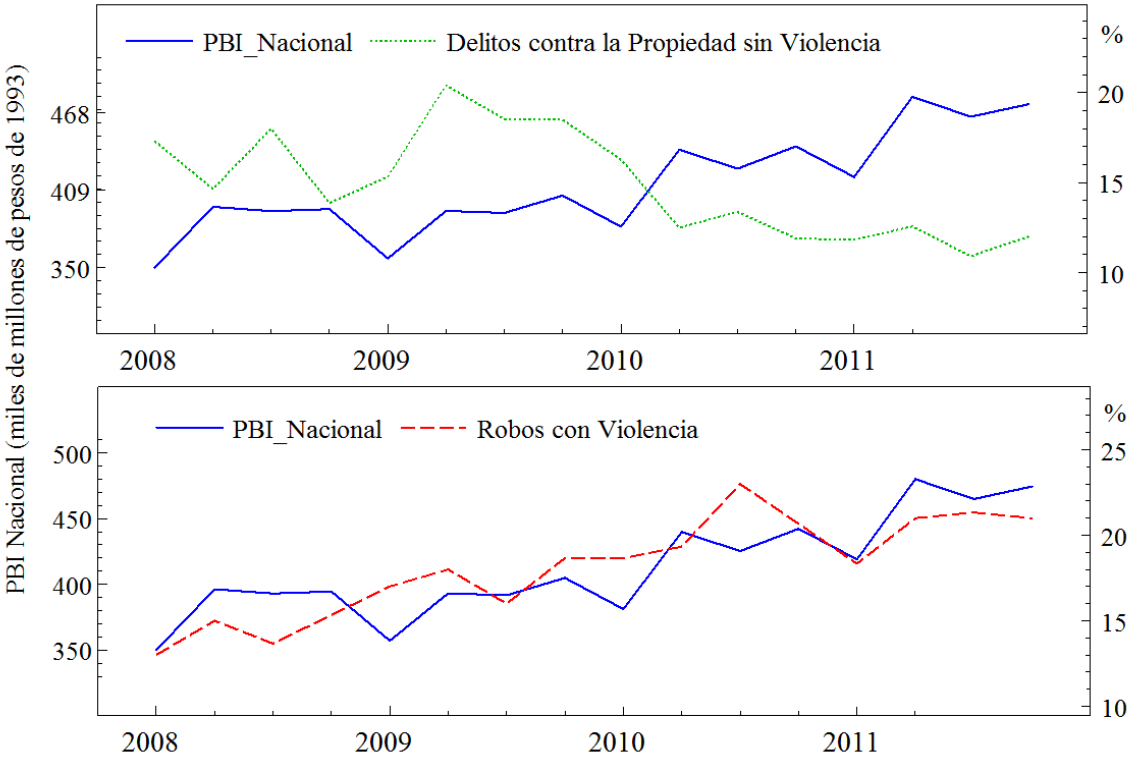
Gráfico 4: Evolución trimestral del % de hogares ubicados en Villas de Emergencia y del % de personas nacidas en Paraguay y Colombia



Por último, Incluyendo al Producto Bruto Nacional[19] (PBI Nacional) y al Producto Bruto Geográfico per Cápita[20] (PGB Cápita) se intentó captar en el análisis el efecto de los cambios en la producción total del país sobre los diferentes tipos de delitos, así como el efecto de las diferencias económicas entre las distintas provincias. En el Gráfico 5 se puede observar como entre el año 2008 y el año 2011 el PBI creció casi 20%, vemos como en el 2008 la cifra manejada por el INDEC a precios constantes del año 1993 era de 383 miles de millones de pesos trimestrales, pasando a ser igual a 460 miles millones de pesos trimestrales en el año 2011.

[19] El PBI Nacional esta medido en miles de millones de pesos del año 1993.
[20] No se disponen de datos actualizados del PGB por provincia, por lo que se utilizó el dato del 2008 para aquellas provincias en las que estaba disponible y en un par de casos en los cuales el dato del 2008 no estaba disponible se utilizó el dato del 2007 o 2006.

Gráfico 5: Evolución trimestral del % del PBI Nacional junto con los Robos contra la Propiedad sin Violencia y los Robos con Violencia



En la tabla a continuación se presentan los valores del PGB per cápita junto con los valores correspondientes a las diferentes definiciones de delitos para las diferentes provincias. Las provincias más ricas son las que presentan mayores índices de victimización. Buenos Aires, siendo la provincia con mayor PGB per Cápita, presenta un 34% de los hogares afectados por cualquier tipo de delito y 19% de los hogares indicaron haber sufrido por lo menos un robo con violencia. Así mismo, provincias con bajos PGB per cápita presentan bajos porcentajes de delitos. Por ejemplo, Formosa es la provincia con menor PGB per cápita y el porcentaje de hogares afectados por los robos con violencia se ubica por debajo de la media nacional.

Tabla 1: Promedios 2008 - 2011 versus PGB Cápita 2008				
Provincia	IVI	Delitos contra la Propiedad sin Violencia	Robos con Violencia	PGB Cápita
Ciudad de Buenos Aires	34%	23%	19%	$ 89,492
Buenos Aires	34%	23%	19%	$ 125,283
Catamarca	14%	7%	4%	$ 4,166
Chaco	29%	17%	14%	$ 4,376
Chubut	32%	15%	11%	$ 4,520
Córdoba	25%	16%	13%	$ 28,169
Corrientes	28%	16%	14%	$ 4,612
Entre Ríos	19%	10%	8%	$ 8,005
Formosa	18%	10%	8%	$ 1,885
Jujuy	25%	13%	8%	$ 2,754
La Rioja	30%	15%	13%	$ 2,321
Mendoza	35%	20%	17%	$ 14,368
Misiones	17%	6%	4%	$ 5,173
Neuquén	23%	11%	8%	$ 13,853
Río Negro	25%	9%	7%	$ 4,424
Salta	25%	13%	10%	$ 4,073
San Juan	29%	16%	13%	$ 4,155
San Luis	30%	16%	11%	$ 3,617
Santa Cruz	16%	6%	4%	$ 3,231
Santa Fe	36%	25%	22%	$ 28,395
Santiago del Estero	18%	10%	7%	$ 4,708
Tucumán	35%	23%	20%	$ 4,872

Otras variables que fueron calculadas a partir de la EPH y del Censo 2010 para ser utilizadas como potenciales variables explicativas son, entre otras, el porcentaje de personas viviendo en zonas urbanas, la densidad poblacional, el porcentaje de personas con diferentes niveles educativos, la cantidad de mujeres, la cantidad de hombres, la cantidad de hombres solteros, el porcentaje de matrimonios, el porcentaje de casados, etc. Ninguna de todas estas variables resultaron ser significativas al momento de explicar la evolución de los delitos contra la propiedad sin violencia y la evolución de los robos con violencia.

Por último, se intentó incorporar al análisis la dimensión drogas, tomando como insumo los estudios realizados por el Observatorio Argentino de Drogas[21], pero la frecuencia y las fechas de los mismos no fueron suficientes como para que se pudiera obtener algún resultado significativo.

[21] Los informes están disponibles en http://www.observatorio.gov.ar/.

5- Enfoque Econométrico

A continuación se presenta una descripción metodológica del tipo de estudio que se va a llevar a cabo, así como el método de estimación que se consideró adecuado en función de los datos a utilizar y los objetivos del trabajo.

Argentina es un país compuesto por la Ciudad Autónoma de Buenos Aires y veintitrés provincias muy diferentes entre sí con respecto a densidades poblacionales y características socio-económicas. Las características propias no observables de cada una de las provincias implican la presencia de heterogeneidad no observada en el modelo, por lo tanto los métodos de estimación conocidos como Efectos Fijos (EF) y Efectos Aleatorios (EA) serían los adecuados. Asimismo, difícilmente se cumpla el supuesto de independencia entre las características no observables de las provincias y las variables que se utilizarán como variables explicativas. Este supuesto es necesario para la consistencia de las estimaciones por Efectos Aleatorios, por lo tanto ubicar a la heterogeneidad no observada en el error del modelo, dará como resultado estimadores inconsistentes[22]. Wooldridge (2002) plantea que en algunas aplicaciones la muestra no puede ser tratada como una muestra aleatoria de una población grande, en especial cuando la unidad de observación es una unidad geográfica extensa, como por ejemplo en el presente caso, las provincias. Tiene sentido estimar ordenadas separadas para cada unidad de corte transversal y utilizar el método de Efectos Fijos.

En el presente trabajo se investigaron, utilizando modelos de datos de panel, los determinantes de los delitos contra la propiedad sin violencia y de los robos con violencia. Para cada tipo de delito se estimará el siguiente modelo:

$$d_{jt} = \beta' x_{jt} + v_{jt}$$

donde

[22] Siguiendo a Wooldridge (2002) se realizó el test de Hausman para ambos modelos, pero no se rechaza la hipótesis nula del test sólo para el caso de la estimación de los delitos contra la propiedad sin violencia. Es decir, en el caso de los delitos contra la propiedad sin violencia, los coeficientes estimados por Efectos Fijos y por Efectos Aleatorios asociados a las variables que cambian en el tiempo no presentan diferencias estadísticamente significativas. Para este caso se llevaron a cabo algunas estimaciones exploratorias por Efectos Aleatorios obteniendo los mismos resultados que son presentados en el trabajo, como por ejemplo, la Ayuda Social sigue presentando un coeficiente negativo y significativamente distinto de cero.

- j indica la provincia[23] y t la unidad temporal
- β es el vectore *kx1* de parámetros a estimar en cada uno de los modelos
- x_{jt} es el vector de *k* variables exógenas en t para la unidad *j*
- v_{jt} es el error compuesto tal que $v_{jt} = c_j + u_{jt}$
- c_j es la heterogeneidad no observada específica de cada provincia constante en el tiempo
- u_{jt} son los errores idiosincráticos del modelo

Como ya se dijo anteriormente la posible existencia de correlación entre la heterogeneidad no observada (c_j) y las variables explicativas se resuelve utilizando el método EF. La estimación por EF permite estimar en forma consistente efectos parciales en presencia de variables omitidas constantes en el tiempo. Sin embargo, esta mayor robustez tiene un precio, y es que no podemos incluir variables constantes en el tiempo.

Siguiendo a Wooldridge (2002), la estimación por EF requiere el supuesto de exogeneidad estricta de las variables explicativas condicionales a c_j, es decir, $E(u_{jt} \setminus x_j, c_j) = 0 \;\; para\ todo\ t$. Se transforma el modelo eliminando la heterogeneidad no observada. Hay varias transformaciones posibles, en este caso se optó por la transformación *within* que utiliza la variación en el tiempo de cada una de las unidades de corte transversal. Luego de calcular para cada una de las variables del modelo y para cada uno de los individuos, su media temporal, se resta al modelo original las medias correspondientes:

$$d_{jt} - \bar{d}_j = \beta'(x_{jt} - \bar{x}_j) + c_j - c_j + u_{jt} - \bar{u}_j$$

Se obtienen de esa manera ambos modelos centrados en la media y desaparece de las ecuaciones la heterogeneidad no observada $c_j$tal que:

$$\bar{\bar{d}}_j = \beta' \bar{\bar{x}}_j + \bar{\bar{u}}_j$$

Habiendo sacado c_j de la ecuación, podemos estimar consistentemente este modelo por Pool OLS de la ecuación transformada obteniendo los estimadores por Efectos Fijos:

[23] Las provincias están numeradas tal que a la CABA le corresponde el número 0 y a la provincia de Buenos Aires el número 1.

$$\widehat{\beta_{EF}} = \left[\frac{1}{N}\sum_{j=1}^{N}(\bar{\bar{X}}_j'\bar{\bar{X}}_j)\right]^{-1}\frac{1}{N}\sum_{j=1}^{N}(\bar{\bar{X}}_j'\bar{\bar{d}}_j)$$

El supuesto de exogeneidad estricta de las variables explicativas condicionales a c_j realizado implica que $E(\bar{\bar{x}}_j{}'\bar{\bar{u}}_{jt}) = 0\ para\ todo\ t$. Por lo tanto, la aplicación de Pool OLS a los modelos anteriores dará como resultado estimaciones consistentes.

Para asegurar que el estimador por EF se comporta adecuadamente en un contexto asintótico se debe cumplir la condición de rango completo de la matriz $\sum_{j=1}^{N}(\bar{\bar{X}}_j'\bar{\bar{X}}_j)$, es decir: $rangoE(\bar{\bar{X}}_j'\bar{\bar{X}}_j) = k$ donde k es el número de variables explicativas incluidas en el modelo. Bajo estos supuestos se puede demostrar que los estimadores $\widehat{\beta_{EF}}$ serán insesgados condicional a X.

Otra opción para realizar la estimación es definir N variables binarias, una variable binaria[24] por cada unidad de corte transversal y llevar la estimación de ambos modelos por Pool OLS. En este caso los estimadores $\hat{\beta}$ son en realidad los estimadores por Efectos Fijos, $\widehat{\beta_{EF}}$, y los residuos son idénticos a los residuos que obtienen realizando la estimación por EF.

6 – Principales Resultados

a- Delitos contra la propiedad sin violencia

En la tabla que se presenta a continuación podemos ver los resultados de la estimación del primer modelo. En todos los casos la variable a explicar es el porcentaje de hogares que declararon haber sufrido por lo menos un delito contra la propiedad sin violencia.

Debido a la potencial presencia de problemas de multicolinealidad entre las variables que son utilizadas como variables explicativas en el análisis se eligió presentar primero la relación de cada una de ellas con la variable a explicar para luego presentarlas todas juntas. La primera columna de la Tabla 1 muestra el resultado de la estimación por EF utilizando como única variable exógena al porcentaje de hogares que indicaron haber recibido ayuda social. Se puede observar como la ayuda

[24] Se le asigna una variable dummy a cada provincia, tal que esa variable fuera igual a 1 si se trata de una observación de esa provincia y cero en caso contrario.

social es significativa para explicar este tipo de delito, presentando un coeficiente de signo negativo. Un aumento en el porcentaje de hogares que reciben ayuda social de algún tipo tiene un efecto negativo sobre los delitos contra la propiedad sin violencia. Los resultados indican que un incremento de diez puntos porcentuales en el porcentaje de hogares que reciben ayuda social implica una caída de entre cuatro y cinco puntos porcentuales en el porcentaje de hogares afectados por este tipo de delito.

En la columna dos se presenta la estimación por EF considerando como única variable explicativa al Producto Bruto Nacional[25] (PBI Nacional). Como se explicó anteriormente esta variable cambia a través del tiempo, pero es constante a través de las provincias. Se puede observar como el coeficiente estimado es significativo y negativo. Corresponde señalar que el PBI Nacional es significativo para explicar a la ayuda social indicando que la misma ha crecido junto con el PBI Nacional[26]. Es debido a la importancia de esta correlación que se optó por no presentar ambas variables en una misma regresión. De todas maneras, si comparamos estas dos primeras columnas podemos ver como el modelo que incluye a la ayuda social, además de presentar variabilidad entre las provincias, explica mejor la variabilidad en términos generales con un Rsq Overall igual a 0.1734.

La regresión incluyendo al Índice de GINI como medida de desigualdad se presenta en la columna tres. El coeficiente estimado es significativamente distinto de cero y presenta signo positivo indicando que a mayor desigualdad mayor cantidad de delitos contra la propiedad sin violencia. Sin embargo, la ayuda social presenta un p-valor más alto[27], y a su vez, el modelo presentado en la columna uno presenta mejores medidas de bondad de ajuste.

Encontramos un resultado similar cuando colocamos al desempleo como única variable explicativa (ver columna cuatro). Al momento de explicar los delitos contra la propiedad, el coeficiente estimado es significativo y positivo, pero las medidas de bondad de ajuste son muy bajas y su significatividad desaparece cuando agregamos al modelo a la ayuda social.[28]

---

[25] El PBI Nacional esta expresado en niveles.

[26] Cuando se realiza la regresión ubicando a la ayuda social como variable a explicar y al PBI Nacional como variable explicativa, el coeficiente resulta ser significativo y el R-sq Within de la regresión es igual a 0.6191.

[27] Introducir ambas variables, la ayuda social y el índice de Gini, en el mismo modelo nos podría llevar a problemas de multicolinealidad, ya que podríamos pensar que existe una relación entre aquellas provincias que más ayuda social han recibido y aquellas provincias que presentan los menores índices de desigualdad. Cuando estimamos la regresión colocando como variable a explicar al Indice de Gini y como variable explicativa a la Ayuda Social se observa que el coeficiente estimado es negativo y significativo y el R-sq Within es igual a 0.1536. Las provincias que más ayuda social recibieron, son las que más vieron caer sus índices de desigualdad. Así mismo, cuando incluimos a ambas variables para explicar los delitos contra la propiedad, la ayuda social se mantiene significativa, pero el Índice de Gini pierde su significatividad.

[28]En este caso, el desempleo también es significativo para explicar la ayuda social y el coeficiente presenta signo negativo, es decir, hay una relación negativa entre el porcentaje de hogares que indicaron haber recibido ayuda social y el porcentaje de personas que se encuentran sin trabajar y están buscando trabajo. ¿Será que aquellas personas que reciben ayuda social no necesitan buscar trabajo? Habría que investigar un poco más. En este caso el R-sq Within es igual a 0.0788.

La columna cinco de la misma tabla muestra el resultado incluyendo al porcentaje de jóvenes de entre 21 y 25 años de edad que ni estudian ni trabajan. Podemos ver como el coeficiente asociado a este grupo de NINIs es positivo pero no es significativo.[29].

El resultado incluyendo al porcentaje de la población en villas de emergencia se encuentra en la quinta columna. Uno podría intuir que una mayor presencia de villas de emergencia estaría asociada a una mayor cantidad de delitos, así como a un número mayor de hogares que reciben ayuda social, pero esto no se observa en los datos. El porcentaje de hogares ubicados en villas de emergencia no resulta ser significativo ni para explicar el volumen de delitos ni para explicar la ayuda social[30].

Por último, se incluyeron en el modelo como variables explicativas a los porcentajes de personas nacidas en el extranjero viviendo en las distintas provincias. Para cada una de las provincias se calculó el porcentaje de uruguayos, bolivianos, peruanos, colombianos, paraguayos, entre otros. Se encontró que sólo el porcentaje de personas nacidas en Paraguay presentaba un p-valor menor al 10%, pero una vez más, la significatividad desaparece cuando incluimos a la ayuda social como variable explicativa.

Considerando individualmente todas las variables incluidas en el estudio, la ayuda social, (con un Rsq Within igual a 0.1239, un R-sq Between igual a 0.2085 y un R-sq Overall igual a 0.1734), parece ser la que mejor explica los movimientos de nuestra variable de interés en su conjunto. El *PBI Nacional* podría explicar las diferencias en el tiempo, pero las características de la propia variable[31] no permiten sacar ninguna conclusión respecto de las diferencias entre provincias.

El Índice de Gini parece ser mejor explicando las diferencias en el tiempo dentro de las provincias que entre las mismas. Sin embargo, al igual que lo que sucede cuando consideramos al desempleo, el modelo de la primera columna tiene un mejor comportamiento.

En la novena columna se presenta el resultado de la estimación incluyendo a todas las variables menos al PBI Nacional. Se observa como el coeficiente correspondiente a la ayuda social sigue siendo negativo y significativo. El resto de las variables no presentan coeficientes significativos.

[29] La ayuda social no es significativa para explicar los NINIs, ni viceversa.
[30] Se realizó la estimación por efectos fijos ubicando como variable a explicar al porcentaje de hogares que declararon haber recibido ayuda social y como variable exógena al porcentaje de hogares ubicados en villas de emergencia. El coeficiente resultó de signo negativo igual a -0.01695, con p-value igual a 0.986.
[31] Para cada momento del tiempo, es constante a través de las provincias.

TABLA 1: Estimaciones de los Delitos contra la Propiedad Sin Violencia
Efectos Fijos – Diferencias de Medias

- Variables Exógenas	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11
- Constante	0.2103*** (0.0172)	0.3073*** (0.0638)	-0.2218 (0.1360)	0.1126*** (0.0159)	0.1066*** (0.0372)	0.1446*** (0.0155)	0.1471*** (0.0040)	0.1407*** (0.006)	-0.0813 (0.1499)	0.1184 (0.1823)	0.1493*** (0.0344)
- Ayuda Social	-0.4807*** (0.1429)	-	-	-	-	-	-	-	-0.4555** (0.1673)	-	-0.5229*** (0.1409)
- PBI Nacional	-	-0.0001** (0.00004)	-	-	-	-	-	-	-	-0.0001** (0.00004)	-
- Indice GINI	-	-	0.8599** (0.3123)	-	-	-	-	-	0.5026 (0.3702)	0.3360 (0.3845)	-
- Desempleo	-	-	-	0.6540** (0.2615)	-	-	-	-	0.0853 (0.3083)	0.0093 (0.3298)	-
- NINI	-	-	-	-	2.7783 (2.258)	-	-	-	3.7560 (2.8287)	2.7753 (2.7991)	4.0087* (2.1526)
- % Villas de emergencia	-	-	-	-	-	0.5639 (1.1109)	-	-	0.3472 (0.5597)	0.2991 (0.5883)	-
- % de Colombianos	-	-	-	-	-	-	24.4725 (19.7638)	-	26.0067 (16.7916)	32.9292* (17.2067)	-
- % de Paraguayos	-	-	-	-	-	-	-	1.9143* (0.9753)	-1.3152 (1.1574)	-1.2157 (1.0015)	-
R-sq Within[b]	0.1239	0.1328	0.1187	0.0466	0.0185	0.0046	0.0574	0.0106	0.2744	0.2750	0.1615
R-sq Between[b]	0.2085	-	0.0031	0.0020	0.0193	0.0056	0.1347	0.1019	0.4186	0.2018	0.1830
R-sq Overall[b]	0.1734	0.0512	0.0057	0.0006	0.0046	0.0023	0.1168	0.0562	0.3649	0.2298	0.1712
Sigma(u)	0.0370	0.0410	0.0458	0.0444	0.0438	0.0429	0.0382	0.0519	0.0313	0.0367	0.0377
Sigma (e)	0.0346	0.0344	0.0347	0.0361	0.0366	0.0369	0.0361	0.0368	0.0332	0.0332	0.0341
Test de Wooldrige[a]	0.5690	0.5850	1.0120	1.5580	1.1800	1.8130	1.0890	1.5630	0.5510	0.3910	0.3320

Notas: Entre paréntesis se presenta el desvío estándar. Un nivel de significatividad del 1% se indica con ***, un nivel del 5% se indica con ** y un nivel del 10% se indica con *. En todas las regresiones se trabaja con 88 observaciones, 22 grupos. En todas las estimaciones se calculan estimaciones robustas para los residuos, es decir corresponden a la raíz cuadrada de los elementos de la diagonal de la matriz $\widehat{Avar}(\widehat{\beta_{FE}}) = (\bar{\bar{X}}'\bar{\bar{X}})^{-1}(\sum_{i=1}^{i=N}\bar{\bar{X}}_i'\hat{u}_i\hat{u}_i'\bar{\bar{X}}_i)(\bar{\bar{X}}'\bar{\bar{X}})^{-1}$, donde $\hat{u}_i = \bar{\bar{y}}_i - \bar{\bar{X}}_i\hat{\beta}_{FE}$. **a:** En este caso se presenta el valor del estadístico del test (ver anexo). En todos los casos no se rechaza la hipótesis nula de ausencia de autocorrelación. **b:** Estas medidas de bondad de ajuste están explicadas en el anexo.

La estimación que se presenta en la columna número diez incluye al PBI Nacional en lugar de la ayuda social. En este caso, el coeficiente asociado al PBI Nacional es nuevamente negativo y significativo. La última columna muestra cómo si colocamos en la misma regresión a la ayuda social y al grupo NINI, ambos coeficientes son significativos.

Las estimaciones que se llevaron a cabo en las ecuaciones antes descriptas no dan información en relación a los efectos individuales de cada una de las provincias. Para poder profundizar en este sentido y analizar las posibles diferencias territoriales en los delitos se utilizó el modelo de variables binarias, incluyendo una variable binaria por cada una de las unidades de corte transversal incluidas en el análisis.

En la primera columna de la tabla 1.B se presenta el resultado utilizando el modelo de variables binarias incluyendo una por cada una de las provincias y dejando afuera a la variable correspondiente a la Ciudad de Buenos Aires. Se puede observar como son muchas las provincias que, en relación a los delitos contra la propiedad sin violencia, no presentan un comportamiento significativamente diferente al observado para la Ciudad de Buenos Aires. La Provincia de Buenos Aires, Santa Fe, Tucumán, Corrientes, entre otras no presentan coeficientes estimados significativamente distintos de cero.

Hay un grupo de nueve provincias que, en cambio, presentan coeficientes estimados significativos. Los coeficientes asociados a Chubut, Mendoza y Río Negro son positivos y significativos. Mientras que los coeficientes asociados a Catamarca, Entre Ríos, Formosa, Misiones, Santa Cruz y Santiago del Estero son negativos y significativos. En la segunda columna de la misma tabla se presenta el resultado de la estimación incluyendo sólo a estas nueve provincias y se puede observar como el R cuadrado ajustado es superior al del primer modelo.

El R cuadrado ajustado mejora aún más en la tercera estimación, cuando se incluyen la ayuda social y el grupo de NINIs como variables explicativas. En este caso, a excepción del coeficiente asociado a la provincia de Chubut, todos los coeficientes resultan ser significativos. Si sacamos al grupo de NINIs e incluimos al Producto Geográfico Bruto per cápita (PGBcapita) el R cuadrado ajustado cae levemente y el coeficiente asociado al PGBcapita da significativo (columna cuatro).

En la columna cinco se presenta la misma estimación pero tomando en cuenta las tres variables, a la ayuda social, al PGB Cápita y al grupo NINIs el R cuadrado ajustado sube un poco, pero el coeficiente asociado al PGB Cápita da no significativo. Este coeficiente pasa a ser significativo cuando dejamos de lado a las variables binarias correspondientes a las provincias de Chubut, Mendoza y Río Negro y sólo

TABLA 1.B: Estimaciones de los Delitos contra la Propiedad Sin Violencia
Pool OLS – Regresión con Variables Binarias

- Variables Exógenas	1	2	3	4	5	6	7
- Constante	0.1594*** (0.0184)	0.1634*** (0.0052)	0.1501*** (0.0144)	0.1501*** (0.0144)	0.1774*** (0.0286)	0.1989*** (0.0265)	0.2896*** (0.063)
- Ayuda Social	-	-	-0.2596*** (0.0893)	-0.2596*** (0.0893)	-0.3215*** (0.1044)	-0.4547*** (0.1173)	-
- PBI Nacional	-	-	-	-	-	-	-0.0001*** (0.00003)
- PGB Cápita	-	-	-	2.815** (1.0469)	-0.8843 (0.6744)	-1.3477** (0.6317)	0.1956 (0.5507)
- NINI	-	-	2.815*** (1.0469)	-	2.1296* (1.2658)	2.4323* (1.2904)	1.7201 (1.2499)
Buenos Aires	0.00005 (0.0213)	-	-	-	-	-	-
Catamarca	-0.0775*** (0.0245)	-0.0816*** (0.0209)	-0.0632*** (0.0231)	-0.0632* (0.0231)	-0.0521** (0.0243)	-0.0432* (0.0241)	-0.0883*** (0.0225)
Chaco	0.0118 (0.0254)	-	-	-	-	-	-
Chubut	0.0833** (0.0402)	0.0792** (0.036)	0.0484 (0.0397)	0.0484 (0.0397)	0.0466 (0.0401)	-	0.0727* (0.0434)
Córdoba	-0.0264 (0.0189)	-	-	-	-	-	-
Corrientes	0.0014 (0.0242)	-	-	-	-	-	-
Entre Ríos	-0.057*** (0.0131)	-0.0611*** (0.0086)	-0.0615*** (0.0089)	-0.0615*** (0.0089)	-0.0655*** (0.0101)	-0.0735*** (0.0107)	-0.0595*** (0.0096)
Formosa	-0.0711*** (0.0143)	-0.0752*** (0.0101)	-0.0766*** (0.0087)	-0.0766*** (0.0087)	-0.0764*** (0.0092)	-0.0804*** (0.0094)	-0.082*** (0.0074)
Jujuy	0.0036 (0.0232)	-	-	-	-	-	-
La Rioja	0.0237 (0.0239)	-	-	-	-	-	-
Mendoza	0.0466** (0.0215)	0.0425** (0.0178)	0.0427*** (0.0154)	0.0427** (0.0154)	0.0385** (0.0155)	-	0.0467*** (0.0127)
Misiones	-0.0419*** (0.0145)	-0.0459*** (0.0102)	-0.0597*** (0.0114)	-0.0597*** (0.0114)	-0.0588*** (0.0115)	-0.0665*** (0.0125)	-0.0559*** (0.0116)
Neuquén	-0.0083 (0.0187)	-	-	-	-	-	-
Río Negro	0.0332** (0.0135)	0.0292*** (0.009)	0.0261*** (0.0092)	0.0261** (0.0092)	0.0227** (0.0098)	-	0.0304*** (0.0093)
Salta	-0.0054 (0.021)	-	-	-	-	-	-
San Juan	0.0200 (0.0285)	-	-	-	-	-	-
San Luis	0.0298* (0.0175)	-	-	-	-	-	-
Santa Cruz	-0.0608*** (0.0137)	-0.0648*** (0.0093)	-0.0754*** (0.0102)	-0.0754*** (0.0102)	-0.0751*** (0.0102)	-0.0855*** (0.0109)	-0.0628*** (0.0143)
Santa Fe	0.0103 (0.019)	-	-	-	-	-	-
Santiago del Estero	-0.0590*** (0.0181)	-0.063*** (0.0143)	-0.0624*** (0.015)	-0.0624*** (0.015)	-0.0604*** (0.0162)	-0.0628*** (0.0168)	-0.0697*** (0.0163)
Tucumán	-0.0078 (0.0195)	-	-	-	-	-	-
Rsq Ajustado	0.4913	0.5163	0.5607	0.5536	0.5634	0.5254	0.5684
Autocorrelación[a]	-0.0658 (0.1973)	0.0838 (0.1949)	-0.0082 (0.2029)	-0.0152 (0.2073)	-0.0353 (0.2078)	0.0414 (0.2035)	0.0098 (0.1903)

Notas: Entre paréntesis se presenta el desvío estándar. Un nivel de significatividad del 1% se indica con ***, un nivel del 5% se indica con ** y un nivel del 10% se indica con *. En todas las regresiones se trabaja con 88 observaciones, 22 grupos. En todas las estimaciones se calculan estimaciones robustas para los residuos, es decir corresponden a la raíz cuadrada de los elementos de la diagonal de la matriz $\widehat{Avar}(\widehat{\beta_{FE}}) = (X'X)^{-1}\left(\sum_{i=1}^{i=N} X'_i \hat{u}_i \hat{u}_i' X_i\right)(X'X)^{-1}$, donde $\hat{u}_i = y_i - X_i \hat{\hat{\beta}}_{POLS}$. **a:** En este caso se presenta el valor del coeficiente correspondiente al rezago del error y su desvío estándar. En todos los casos, el rezago del error da no significativo.

tomamos en cuenta aquellas provincias cuyos coeficientes son significativos y menores a cero (columna seis). Por último, en la columna siete se presenta la misma regresión de la columna cinco colocando al PBI nacional en el lugar de a la ayuda social. Se puede observar como el coeficiente asociado al PBI Nacional es significativo, mientras los coeficientes asociados al PGB Cápita y al grupo NINIs dan no significativos.

Resumiendo, a partir de todas las estimaciones realizadas encontramos que al momento de explicar los delitos contra la propiedad sin violencia, de las veintitrés provincias incluidas en el análisis sólo nueve tienen un comportamiento significativamente distinto al observado para la Ciudad de Buenos Aires y para la Provincia de Buenos Aires. Tenemos por un lado a Chubut, Mendoza y Río Negro con diferencias significativas que indican que estas tres provincias presentan una incidencia superior al promedio. Por otro lado tenemos a Catamarca, Entre Ríos, Formosa, Misiones, Santa Cruz y Santiago del Estero con diferencias significativas pero coeficientes negativos, es decir, los hogares ubicados en estas provincias presentan una menor probabilidad relativa de sufrir un delito de este tipo.

Encontramos que el crecimiento de la ayuda social, así como del PBI Nacional han contribuido a la caída de los delitos contra la propiedad sin violencia. Por otro lado, una mayor desigualdad medida a través del Índice de Gini, así como el desempleo y el grupo de NINIs son todos aspectos que contribuyen de manera inversa, incrementando el volumen de delitos de este tipo.

b- Robos con violencia

Son interesantes las diferencias que se observan cuando se intenta explicar la evolución de los robos con violencia. Los resultados confirman que hay algunas medidas de política que pueden ser útiles para tratar alguno de los dos tipos de delito, pero no necesariamente serán medidas adecuadas para disminuir la cantidad de ambos. Los dos tipos de delitos tienen determinantes diferentes y, por lo tanto, no deberían ser tratados a través de los mismos instrumentos.

La relación positiva entre la ayuda social y los robos con violencia que se presenta en la primera columna de la tabla 2 es la primera diferencia que se observa. En los últimos años la Argentina ha generado un crecimiento en el porcentaje de hogares alcanzados por sus planes sociales, en el año 2008 el 8% declaró haber recibido ayuda social, en el 2011 ese porcentaje pasó a ser del 13%[32]. Si bien, este crecimiento parece haber tenido un efecto positivo sobre los delitos contra la propiedad sin

[32] Estos porcentajes se calcularon en base a los microdatos de la EPH publicada por el INDEC.

violencia, no parece haber tenido el mismo efecto positivo y significativo sobre el volumen de los robos con violencia. A diferencia de lo que pasaba con los delitos contra la propiedad, la variable parecería explicar mejor las diferencias en el tiempo y no tan bien las diferencias entre las provincias.

Otro resultado interesante que se presenta en la segunda columna de la misma tabla es la relación positiva y significativa que se observa entre el PBI Nacional y los robos con violencia[33]. Un aumento del 10% en el PBI Nacional estaría implicando un aumento de los robos con violencia de alrededor de dos puntos porcentuales[34]. Siguiendo a Becker (1968), se podría pensar que, dada una probabilidad constante de ser atrapado, un aumento de los beneficios esperados podría llevar a que muchos delincuentes potenciales decidan salir a robar. Más aún, para aquellas personas que ya están fuera del mercado laboral legal[35] un crecimiento del posible botín podría llevar a un incremento en las horas dedicadas a robar.

Como medida de desigualdad se incluyó nuevamente al Índice de Gini y a diferencia del caso de los delitos contra la propiedad sin violencia el signo del coeficiente estimado es negativo, indicando una relación negativa entre los robos con violencia y la desigualdad. Por otro lado, al igual que en el caso anterior, cuando agregamos otras variables en el modelo la variable no logra mantener su significatividad inicial.

En la cuarta columna se presenta la regresión considerando como variable independiente al desempleo. El coeficiente estimado presenta signo negativo, resultado que llama la atención ya que está indicando que aquellas provincias que presentan tasas más altas de desempleo, son aquellas que presentan porcentajes más bajos de hogares afectados por este tipo de delito. Este aspecto habría que investigarlo con mayor profundidad. Una posible explicación sería que aquellas provincias que sufren relativamente más robos con violencia, son las mismas que presentan una proporción mayor de agentes fuera del sistema legal. Por lo tanto, podríamos pensar que las personas que ya están por fuera del sistema, podrían no estar ya interesadas en buscar un trabajo y si no buscan trabajo no se

[33] Se corrió la regresión incluyendo la variable PBI y tres variables dummies, una por cada año, y los resultados no cambiaron, el PBI siguió siendo significativo y el coeficiente estimado mantuvo su signo.
[34] El PBI Nacional se incluye en el modelo expresado en miles de millones de pesos a precios de 1993. En el año 2011 el PBI Nacional fue igual a 1838 miles de millones de pesos, el 10% de este valor es igual a 183.8 lo cual multiplicado por 0.0001 da igual a 0.01838 implicando un aumento de dos puntos porcentuales en el porcentaje de hogares que indicaron haber sufrido un robo con violencia.
35 Por ejemplo, para los jóvenes que ya cometieron un delito, estuvieron presos y ya tienen antecedentes, es muy difícil que logren insertarse nuevamente en el mercado laboral legal, ver Anna Aizer)

TABLA 2: Estimaciones de los Robos con Violencia
Efectos Fijos – Diferencias de Medias

- Variables Exógenas	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
- Constante	0.0481*** (0.0110)	-0.0836** (0.0309)	0.4080** (0.1483)	0.1841*** (0.0167)	0.0733*** (0.0227)	0.1188*** (0.0087)	0.1130*** (0.0011)	0.1103*** (0.0116)	0.1468 (0.1153)	-0.0726 (0.1470)	0.0807*** (0.0208)	-0.0522*** (0.0298)
- Ayuda Social	0.5709*** (0.0918)	-	-	-	-	-	-	-	0.3955*** (0.0963)	-	0.4391*** (0.0831)	-
- PBI Nacional	-	0.0001*** (0.00002)	-	-	-	-	-	-	-	0.0001*** (0.00003)	-	0.0001*** (0.00001)
- Indice GINI	-	-	-0.6690* (0.3406)	-	-	-	-	-	-0.1529 (0.2522)	0.0484 (0.2699)	-	-
- Desempleo	-	-	-	-1.1042*** (0.2737)	-	-	-	-	-0.8321*** (0.2226)	-0.7347*** (0.2151)	-0.8619*** (0.2151)	-0.7007*** (0.1927)
- NINI	-	-	-	-	2.6342* (1.3788)	-	-	-	2.1717** (1.0055)	2.9379*** (0.8597)	2.1648* (1.1124)	3.027*** (0.9238)
- % Villas de emergencia	-	-	-	-	-	-0.1432 (0.6193)	-	-	-	-	-	-
- % de Colombianos	-	-	-	-	-	-	14.1511** (5.2417)	-	11.4797** (4.6305)	4.1978 (3.4755)	-	-
- % de Paraguayos	-	-	-	-	-	-	-	1.0576 (1.885)	-	-	-	-
R-sq Within[b]	0.3220	0.4095	0.1323	0.2445	0.0307	0.0005	0.0351	0.0060	0.4912	0.5293	0.4637	0.5210
R-sq Between[b]	0.0842	-	0.0969	0.0678	0.1375	0.001	0.0731	0.0066	0.1656	0.1238	0.2151	0.1399
R-sq Overall[b]	0.0221	0.0641	0.1016	0.0181	0.0826	0.0009	0.0485	0.0047	0.0272	0.0052	0.0663	0.0101
Sigma(u)	0.0703	0.0557	0.0530	0.0670	0.0601	0.0556	0.0541	0.0578	0.0716	0.0671	0.0761	0.0675
Sigma (e)	0.0224	0.0209	0.0254	0.0237	0.0268	0.0272	0.0270	0.0272	0.0202	0.0195	0.0203	0.0192
Test de Wooldrige[a]	0.2730	0.0040	2.1630	1.8430	2.321	2.7930	6.3860	2.8900	0.9150	0.4860	0.0090	0.4930

Notas: Entre paréntesis se presenta el desvío estándar. Un nivel de significatividad del 1% se indica con ***, un nivel del 5% se indica con ** y un nivel del 10% se indica con *. En todas las regresiones se trabaja con 88 observaciones, 22 grupos. En todas las estimaciones se calculan estimaciones robustas para los residuos, es decir corresponden a la raíz cuadrada de los elementos de la diagonal de la matriz $\widehat{Avar}(\widehat{\beta_{FE}}) = (\bar{\bar{X}}'\bar{\bar{X}})^{-1}(\sum_{i=1}^{i=N}\bar{\bar{X}}_i'\hat{u}_i\hat{u}_i'\bar{\bar{X}}_i)(\bar{\bar{X}}'\bar{\bar{X}})^{-1}$, donde $\hat{u}_i = \bar{\bar{y}}_i - \bar{\bar{X}}_i\hat{\beta}_{FE}$. **a:** En este caso se presenta el valor del estadístico del test (ver anexo). En todos los casos no se rechaza la hipótesis de no autocorrelación. **b:** Estas medidas de bondad de ajuste están explicadas en el anexo.

incluyen dentro de la población desempleada[36].

El porcentaje de jóvenes de entre 21 y 25 años que ni estudian ni trabajan (NINI) presenta un coeficiente significativamente distinto de cero y de valor absoluto similar al caso de los delitos contra la propiedad sin violencia (ver columna cinco). La falta de estudios, así como la falta de trabajo, hacen caer todavía más el costo de oportunidad de cometer un delito reflejando la falta de intereses reales de este sector de la sociedad. Al igual que en el caso de los delitos contra la propiedad sin violencia, un aumento de un punto porcentual en la participación de este grupo de jóvenes estaría implicando un aumento superior a dos puntos porcentuales en el porcentaje de hogares afectados por este tipo de delito.

Una vez más el porcentaje de hogares ubicados en villas de emergencia no resultó ser significativo para explicar los robos con violencia (columna seis). Asimismo, se incluyeron los porcentajes de personas nacidas en el extranjero (columnas siete y ocho). En este sentido, la única variable que es significativa es el porcentaje de colombianos, pero al igual de lo que le sucede con el Indice de Gini, la variable no mantiene su importancia cuando incluimos al PBI Nacional, al desempleo y al grupo de NINIs (columna 10).

Nuevamente, debido a problemas de multicolinealidad las variables ayuda social y PBI Nacional no fueron incluidas en la misma regresión. En la columna nueve podemos ver como cuando se incluye al resto de las variables, el coeficiente asociado a la ayuda social sigue siendo positivo y significativo, al igual que lo que sucede con el desempleo y el grupo de NINIs.

La columna diez presenta la misma regresión anterior, colocando como variable independiente al PBI Nacional en lugar de a la ayuda social. El coeficiente sigue siendo positivo y significativo. Podemos ver como las medidas de bondad de ajuste muestran como este modelo es mejor que el modelo presentado en la columna nueve explicando las diferencias en el tiempo hacia adentro de las provincias, pero es peor explicando las diferencias entre las provincias. Por último, en las columnas once y doce se presentan las mismas estimaciones anteriores dejando de lado al Índice de Gini y al porcentaje de colombianos.

[36] Un desempleado se define como tal si ha estado buscando trabajo y no lo encuentra. Si la persona no ha estado buscando trabajo, entonces no es un desempleado.

TABLA 2.B: Estimaciones de los Robos con Violencia
Pool OLS – Regresión con Variables Binarias

- Variables Exógenas	1	2	3	4
- Constante	0.1933*** (0.0079)	0.2042*** (0.009)	0.2147** (0.018)	0.0400 (0.0302)
- Ayuda Social	-	-	0.2665*** (0.1068)	-
- PBI Nacional	-	-	-	0.0001*** (0.00001)
- Desempleo	-	-	-0.8275*** (0.2493)	-0.6083*** (0.1673)
- NINI	-	-	2.2772* (1.3012)	3.4259*** (0.8665)
Ciudad de Buenos Aires	-	-	-	-
Buenos Aires	0.0015 (0.0151)	-	-	-
Catamarca	-0.1552*** (0.0083)	-0.1661*** (0.0094)	-0.2058*** (0.02)	-0.179*** (0.0131)
Chaco	-0.0498*** (0.0157)	-0.0607*** (0.0161)	-0.1397*** (0.0216)	-0.1282*** (0.0180)
Chubut	-0.082*** (0.0308)	-0.0929*** (0.0304)	-0.122*** (0.0286)	-0.1351*** (0.0241)
Córdoba	-0.0606*** (0.0131)	-0.0716*** (0.0137)	-0.0745*** (0.0143)	-0.0685*** (0.0083)
Corrientes	-0.0545*** (0.0193)	-0.0654*** (0.0194)	-0.1173*** (0.0157)	-0.0999*** (0.0139)
Entre Ríos	-0.1117*** (0.0109)	-0.1226*** (0.0117)	-0.1339*** (0.0136)	-0.1304*** (0.0104)
Formosa	-0.1173*** (0.0086)	-0.1282*** (0.0096)	-0.2079*** (0.0156)	-0.1851*** (0.0162)
Jujuy	-0.1102*** (0.0101)	-0.1212*** (0.0110)	-0.1612*** (0.0113)	-0.137*** (0.0082)
La Rioja	-0.0596*** (0.0169)	-0.0705*** (0.0172)	-0.103*** (0.0132)	-0.0847*** (0.0083)
Mendoza	-0.0231*** (0.0085)	-0.0340*** (0.0096)	-0.0599*** (0.0106)	-0.0527*** (0.0114)
Misiones	-0.1566*** (0.0105)	-0.1676*** (0.0113)	-0.2314*** (0.0157)	-0.2214*** (0.0138)
Neuquén	-0.114*** (0.0105)	-0.1249*** (0.0113)	-0.133*** (0.0067)	-0.1346*** (0.0074)
Río Negro	-0.1211*** (0.0191)	-0.132*** (0.0193)	-0.1396*** (0.012)	-0.1390*** (0.0096)
Salta	-0.0903*** (0.0109)	-0.1013*** (0.0117)	-0.123*** (0.0183)	-0.1060*** (0.0095)
San Juan	-0.0615*** (0.0163)	-0.0724*** (0.0167)	-0.0876*** (0.0105)	-0.0858*** (0.0104)
San Luis	-0.0786*** (0.0181)	-0.0895*** (0.0183)	-0.1439*** (0.0208)	-0.1438*** (0.0140)
Santa Cruz	-0.1579*** (0.0094)	-0.1688*** (0.0103)	-0.207*** (0.0145)	-0.2045*** (0.0105)
Santa Fe	0.0307* (0.0173)	-	-	-
Santiago del Estero	-0.1234*** (0.0112)	-0.1343*** (0.012)	-0.1871*** (0.014)	-0.17*** (0.0114)
Tucumán	0.0115 (0.0276)	-	-	-
Rsq Ajustado	0.7938	0.7929	0.8622	0.8932
Autocorrelación	0.2068 (0.2111)	0.2419 (0.1986)	0.0402 (0.2063)	-0.2019 (0.2059)

Notas: Entre paréntesis se presenta el desvío estándar. Un nivel de significatividad del 1% se indica con ***, un nivel del 5% se indica con ** y un nivel del 10% se indica con *. En todas las regresiones se trabaja con 88 observaciones, 22 grupos. En todas las estimaciones se calculan estimaciones robustas para los residuos, es decir corresponden a la raíz cuadrada de los elementos de la diagonal de la matriz $\widehat{Avar}(\widehat{\beta_{FE}}) = (X'X)^{-1}(\sum_{i=1}^{i=N} X'_i\hat{u}_i\hat{u}_i'X_i)(X'X)^{-1}$, donde $\hat{u}_i = y_i - X_i\hat{\hat{\beta}}_{POLS}$. **a:** En este caso se presenta el valor del coeficiente correspondiente al rezago del error y su desvío estándar.

Al igual que en la sección anterior se realizaron estimaciones utilizando el método de variables binarias para evaluar diferencias territoriales. Se incluyó nuevamente una variable binaria por cada provincia incluida en el análisis y se encontró que a diferencia de lo que sucedía cuando estimamos los delitos contra la propiedad sin violencia, la gran mayoría de las provincias tienen un comportamiento significativamente diferente al de la Ciudad de Buenos Aires. Al estimar los robos con violencia la gran mayoría de las provincias tienen un volumen significativamente menor de este tipo de delitos. Podríamos definir dos grandes grupos, por un lado tenemos a la Ciudad de Buenos Aires, a la Provincia de Buenos Aires, a Santa Fe y a Tucumán y por otro, a todo el resto de las provincias. Estas cuatro provincias presentan una proporción de robos con violencia significativamente mayor.

En la columna tres se presenta la misma regresión incluyendo a la ayuda social, al desempleo y al grupo de NINIs como variables explicativas, nuevamente las tres variables son significativas. La columna cuatro coloca al PBI Nacional en lugar de a la ayuda social y se mantiene la significatividad de todas las variables. Si comparamos los modelos de las columnas tres y cuatro podemos ver como el R cuadrado ajustado de la columna cuatro es levemente superior.

Concluyendo, por un lado existe una relación negativa y significativa entre los delitos contra la propiedad sin violencia y la ayuda social. Por otro lado, los robos con violencia y la ayuda social presentan una relación significativa, pero de signo contrario.

Respecto al PBI Nacional, se da una situación similar, existe una relación negativa con los delitos contra la propiedad, pero positiva y significativa con los robos con violencia. El Índice de Gini y el desempleo presentan coeficientes positivos en relación a los delitos contra la propiedad sin violencia pero negativos respecto a los robos con violencia. El desempleo parece ser más significativo explicando los robos con violencia que los delitos contra la propiedad sin violencia. Las provincias con menor desempleo son aquellas que presentan un porcentaje mayor de hogares que han sufrido un robo con violencia. Como se dijo anteriormente, esto habría que estudiarlo con mayor profundidad, pero está indicando que lograr una mejora en las tasa de desempleo no estaría asociado una caída de los robos con violencia.

Por último, tenemos al porcentaje de jóvenes de entre 21 y 25 años de edad que ni estudian ni trabajan, los NINIs. En ambos casos el coeficiente estimado es superior a dos puntos, es decir, una caída de un punto porcentual en la participación de este grupo de jóvenes en la población total estaría

asociado a una caída de más de dos puntos porcentuales en el total de hogares afectados por este tipo de delito.

7- Conclusiones

Los datos analizados muestran que hubo un cambio en la composición del total de delitos durante el período de estudio, los robos con violencia han aumentado y los delitos contra la propiedad sin violencia han caído. Si bien esta variación en el comportamiento de los delincuentes podría asociarse a un menor temor a ser identificado por la víctima -quizás porque piensa que de todas maneras no será privado de su libertad o porque ya está por fuera del sistema legal o porque se encuentra bajo el efecto de las drogas- la razón última no la sabemos.

Sin embargo, el estudio econométrico de este trabajo ha dado evidencia de que ambos tipos de delitos tienen determinantes diferentes y han respondido de manera distinta ante la misma realidad. La ayuda social vista como una transferencia económica y la mejora en la desigualdad han contribuido a disminuir el total de delitos pero sólo haciendo caer los delitos contra la propiedad sin violencia. Los planes sociales incorporados por el gobierno, mejorando la situación de aquellas personas con menores ingresos, han logrado controlar por lo menos parte de aquellos delitos cuyo único fin era lograr un ingreso mínimo para la subsistencia. No obstante, no se ha logrado el mismo efecto sobre los robos con violencia. Una posible explicación es que una vez obtenido un ingreso básico, es más rentable salir a robar que buscar un trabajo legítimo o quizás, pensando en el modelo planteado por Becker (1968), el hecho de saber que hay más actividad y riqueza actúa como incentivo a delinquir.

Respecto al desempleo se encontró un resultado similar, una caída del desempleo implica una caída de los delitos contra la propiedad sin violencia, pero un incremento de los robos con violencia. Quizás los delincuentes potenciales dejan de buscar un trabajo legal cuando consideran que salir a robar es más rentable.

La cuestión de la delincuencia de los NINIs, los jóvenes de entre 21 y 25 años de edad que ni estudian ni trabajan, es fundamental y preocupante. Por un lado, está el hecho de que la participación de este grupo de jóvenes en la población total está en crecimiento, y por otro lado, la relación positiva encontrada entre este grupo y los diferentes tipos de delitos, que resulta significativa para el caso de los robos con violencia. Se trata de un grupo importante de gente joven, sin incentivos, que se está dedicando a robar y no le importa quedar expuesto.

Por último, se observó cómo una mayor participación de la población en villas de emergencia no tiene un efecto significativo sobre el porcentaje de hogares que sufrieron estos tipos de delito. Lo mismo sucede con el porcentaje de extranjeros cuando se controla por otras variables. Por otro lado, no se pudo contar con datos suficientes sobre condenas, imputados, etc. que permitan evaluar los efectos de penas más duras ni datos que permitan ver qué sucede en relación al consumo de drogas.

En consecuencia los resultados indican que el crecimiento económico, la inversión en planes sociales y la caída del desempleo han logrado controlar los delitos contra la propiedad sin violencia, pero no han sido eficientes controlando los robos con violencia. También se puede afirmar que se ha ido generando un sector de la sociedad que al no tener las herramientas o los incentivos suficientes que le permitan estudiar y salir a trabajar ha incrementado la delincuencia. Todos estos resultados deberían ser tomados en cuenta al momento de diseñar políticas públicas. Los planes sociales vistos como una transferencia de dinero que no requiere a cambio ninguna contra prestación no van a solucionar el problema de la violencia en los delitos, así como tampoco lo va a hacer el crecimiento económico sin la ayuda de políticas sociales focalizadas.

Referencias Bibliográficas

Becker, Gary S. (1968): "Crime and Punishment: An Economic Approach", Journal of Political Economy, Vol. 76, No. 2 (Mar. – Apr., 1968), pp. 169-217, The University of Chivago Press.

Blau, Judith R. y Peter M. Blau (1992): "The cost of inequality: Metropolitan Structure and Violent Crime", American Sociological Review, Vol. 47, No. 1 (Feb. 1992), pp. 114-129, American Sociological Association.

Cerro, Ana y Ana Ortega Massagué (2012): "Sources of Regional Crime Persistence Argentina 1980 – 2008", Trabajo presentado en la XLVII Reunión Annual de la Asociación Argentina de Economía Política, noviembre 2012.

Di Tella, Rafael y Ernesto Schargrodsky (2004): "Do Police Reduce Crime? Estimates using the Allocation of Police Forces after a Terrorist Attack", American Economic Review, Vol. 94 (1) pp. 115-133.

Drukker, David M. (2003): "Testing for serial correlation in liner panel-data models", The Stata Journal 3, Number 2, pp. 168-177.

Ehrlich, Isaac (1973): "Participation in Illegitimate Activities: A Theoretical and Empirical Investigation"; Journal of Political Economy, Vol.81, No. 3, pp. 521-565.

Fajnzylber, P., Lederman, D. et N. Loayza (April 2002): "Inequality and Violent Crime", Journal of Law and Economics, vol. XLV, The University of Chicago.

Foley, C. Fritz (2011): "Welfare Payments and Crime", The Review of Economics and Statistics, February 2011, 93(1): 97–112.

Freeman, R. B. (1996): "Why Do So Many Young American Men Commit Crimes and What Might We Do About It?," The Journal of Economic Perspectives, 10(1), pp. 25–42.

Garcette, Nicolas (2004): "Property Crime as A Redistributive Tool: the Case of Argentina".

Han, Lu; Bandyopadhyay, Siddhartha y Bhattacharya, Samrat (2008): “Determinants of Violent and Property Crimes in England: A Panel Data Analysis”, Discussion Paper 10-26R, Department of Economics, University of Birmingham.

Johnson, Ryan S., Price V. Fishback y Shawn Kantor (2007): “Striking at the Roots of Crime: The Impact of Social Welfare Spending on Crime During the Great Depression”, National Bureau of Economic Research , wp 12825.

Levitt, Steven D. (2004): “Understanding Why Crime Fell in the 1990s: Four Factors That Explain the Decline and Six That Do Not”. The Journal of Economic Perspectives, Vol. 18, No.1, pp. 163-190.

Lochner, Lance, and Enrico Moretti (2004): "The Effect of Education on Crime: Evidence from Prison Inmates, Arrests, and Self-Reports." *American Economic Review*, 94(1): 155-189.

Machin, Stephen, Olivier Marie y Suncica Vujic (2011): “The Crime Reducing Effect of Education”, The Economic Journal, 121 (552).

Machin, Stephen and Costas Meghir (2004): “Crime and Economic Incentives”. The Journal of Human Resources , Vol. 39, No. 4, pp. 958-979. University of Wisconsin Press.

Meghir, Costas, Marten Palme y Marieke Schnabel (2012): “The Effect of Education Policy on Crime: An Intergeneratonal Perspective”, National Bureau of Economic Research, Working Paper 18145.

Munyo, Ignacio (2012): “The Juvenile Crime Dilema”, CERES y Universidad de San Andrés.

Observatorio Argentino de Drogas, “Estudio Nacional sobre Consumo de Sustancias Psicoactivas y su Relación con la Comisión de Delitos en Población Privada de Libertad, Argentina 2009”.

Soares, Rodrigo R Soares y Joana Naritomi (2010): “Understanding High Crime Rates in Latin America: The Role of Social and Policy Factors”, in Rafael Di Tella, Sebastian Edwards y Ernesto Schargrodsky (eds.), The Economics of Crime: Lessons for and from Latin America, Chicago and London: NBER-University of Chicago Press, pp. 175-206.

Wooldridge, Jeffrey M. (2002): “Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data”, The MIT Press.

Anexo

Test de Autocorrelación para las estimaciones por Efectos Fijos

Para evaluar la posible existencia de correlación serial en el error idiosincrático del modelo se realizó un test planteado por Wooldridge (2002). Wooldridge recomienda utilizar los errores de la estimación del modelo en primeras diferencias, ya que al calcular las primeras diferencias desaparece la heterogeneidad no observada constante en el tiempo correspondiente a cada unidad de corte transversal.

$$d_{jt} = \beta' x_{jt} + c_j + u_{jt} \Rightarrow$$
$$d_{jt} - \bar{d}_j = \beta'\left(x_{jt} - \bar{x}_j\right) + c_j - c_j + u_{jt} - \bar{u}_j \Rightarrow$$
$$\bar{\bar{d}}_j = \beta' \bar{\bar{x}}_j + \bar{\bar{u}}_j$$

Bajo la hipótesis nula de ausencia de autocorrelación los residuos de la regresión con las variables en primeras diferencias deberían presentar una autocorrelación igual a -0.5.

Sea $\hat{u}_{it}$ el error estimado a partir de la estimación por Pool OLS del modelo centrado alrededor de la media.

$$\bar{\bar{u}}_j = \bar{\bar{d}}_j - \hat{\beta}'_{FE} \bar{\bar{x}}_j$$

El coeficiente de la regresión de $\hat{u}_{it}$ sobre $\hat{u}_{it-1}$ debería ser igual a -0.5. Por lo tanto, se estima el siguiente modelo:

$$\hat{u}_t = \rho \hat{u}_{t-1} + e_t$$

Y se le aplica un test de Wald al coeficiente ρ testando H_0: $\rho = -0.5$. (ver Drukker, 2003).

Test de Autocorrelación para las estimaciones por Pool OLS

Nuevamente seguimos a Wooldridge (2002). Supongamos una correlación de primer orden, $u_{it} = \rho u_{it} + e_{it}$, con $E\left(e_{jt} \setminus X_{it}, u_{it-1}, \dots\right) = 0$. Bajo la hipótesis nula de ausencia de autocorrelación ρ debería ser igual a cero. Por lo tanto, se estima el modelo por Pool OLS y se obtienen los residuos estimados para luego incluirlos en la estimación de la siguiente regresión auxiliar:

$$\hat{u}_{it} = x_{jt}\beta + \rho \hat{u}_{it-1} + e_{it} \text{ para } t = 2, \dots T$$

Se realiza la estimación de la regresión auxiliar por Pool OLS y se hace un test t estándar sobre el coeficiente de $\hat{u}_{it-1}$. Frente a posible heteroscedasticidad se debe realizar la misma prueba t considerando la estimación robusta frente a heteroscedasticidad de la varianza del coeficiente.

Medidas de Bondad de Ajuste para las estimaciones por Efectos Fijos

R-sq Within Corresponde a la bondad de ajuste de la estimación por Pool OLS de la siguiente regresión:

$$\bar{\bar{d}}_j = \beta' \bar{\bar{x}}_j + \bar{\bar{u}}_j$$

Por lo tanto, se define como la correlación tomando las diferencias respecto a la media de cada provincia:

$$Corr\left(\left(x_{jt} - \bar{x}_j\right)\hat{\beta}_{FE}, y_{jt} - \bar{y}_j\right)^2$$

R-sq Between se define como la correlación tomando las medias totales de cada provincia:

$$Corr\left(\bar{x}_j\hat{\beta}_{FE}, \bar{y}_j\right)^2$$

R-sq Overall se define como la correlación tomando todas las observaciones:

$$Corr\left(x_{jt}\hat{\beta}_{FE}, y_{jt}\right)^2$$