
Economía Aplicada: Problem Set N°6

Milton Bronstein Felipe García Vassallo Santiago López Franco Riottini

En este trabajo replicaremos las estimaciones que realizaron Cheng y Hoekstra (2013) para evaluar el impacto de la autorización de la fuerza letal como medida de defensa personal en crímenes violentos de distinto tipo. Esto se permitió a través de la *Castle Doctrine* en 20 estados de Estados Unidos en distintos años entre el 2000 y el 2010. Los autores tomaron esta doctrina como tratamiento que se aplicó de manera escalonada en algunos de los Estados.

Ejercicio 1

En la Tabla 1 de este trabajo mostramos nuestra replicación de la Tabla 4 del trabajo de Cheng y Hoekstra (2013). Allí se reportan los efectos de la entrada en vigencia de las leyes de la *Castle Doctrine* en hurtos, robos y asaltos a mano armada para comprobar si esta legislación ha tenido un efecto disuasivo en estos crímenes. En la Tabla 1 podemos observar tres paneles que corresponden a tres tipos de crímenes distintos. En el Panel A observamos el efecto de la *Castle Doctrine* en los robos sin víctimas presentes (*Burglary*), en el B sobre los robos con la víctima presente (*Robbery*), y en el C sobre el asalto agravado. En muy pocas especificaciones tiene un efecto significativo la variable de interés. La sanción de leyes inspiradas en esta doctrina tiene un efecto positivo y estadísticamente sobre la tasa de *burglaries* en 3 de las 12 especificaciones. Si sólo se incluyen efectos fijos por año y por Estado, el efecto es de un aumento del 7,17% sobre este tipo de crímenes, mientras que al incluir *region-by-year fixed effects*, controles que varían en el tiempo y la tasa de crimen contemporánea, el efecto disminuye al 3,2%. En la séptima especificación (que no incluye una ponderación por la población, pero que aparte de ello es igual a la primera) también hay un efecto positivo, del 5,15%. Por otro lado, el efecto de estas leyes sobre la tasa de *robberies* es significativo estadísticamente en 2 de las 12 especificaciones. En la quinta especificación, que se incluyen efectos fijos por año, por Estado, los *region-by-year fixed effects* y la tasa de crimen contemporánea, se estima un aumento del crimen de aproximadamente un 4%, mientras que en la sexta especificación, que incluye los mismos controles, pero cambiando la tasa de crimen contemporánea por tendencias lineales para cada Estado, el aumento estimado es mayor, del 4,7%. Por último, no se encuentra ningún efecto estadísticamente significativo de las leyes que siguen la *Castle Doctrine* sobre la tasa de asalto agravado.

Tabla 1: Efectos disuasivos de la *Castle Doctrine* en hurtos, robos y asaltos a mano armada

<i>Panel A: Burglary</i>											
Castle Doctrine Law	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)
	Log(Burglary Rate) (0.0384) (0.0239)	Log(Burglary Rate) (0.0383) (0.0238)	Log(Burglary Rate) (0.0387) (0.0187)	Log(Burglary Rate) (0.0397) (0.0203)	Log(Burglary Rate) (0.0397) (0.0144)	Log(Burglary Rate) (0.0397) (0.0111)	Log(Burglary Rate) (0.0397) (0.0249)	Log(Burglary Rate) (0.0397) (0.0252)	Log(Burglary Rate) (0.0397) (0.0235)	Log(Burglary Rate) (0.0397) (0.0283)	Log(Burglary Rate) (0.0397) (0.0201)
0 to 2 years before adoption of castle doctrine law											
<i>Panel B: Robbery</i>											
Castle Doctrine Law	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)
	Log(Robbery Rate) (0.0384) (0.0219)	Log(Robbery Rate) (0.0385) (0.0189)	Log(Robbery Rate) (0.0388) (0.0153)	Log(Robbery Rate) (0.0393) (0.0149)	Log(Robbery Rate) (0.0398) (0.0145)	Log(Robbery Rate) (0.0407) (0.0225)	Log(Robbery Rate) (0.0409) (0.0266)	Log(Robbery Rate) (0.0424) (0.0370)	Log(Robbery Rate) (0.0426) (0.0340)	Log(Robbery Rate) (0.0427) (0.0168)	Log(Robbery Rate) (0.0444) (0.0300)
0 to 2 years before adoption of castle doctrine law											
<i>Panel C: Aggravated Assault</i>											
Castle Doctrine Law	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)
	Log(Aggravated Assault Rate) (0.0388) (0.0342)	Log(Aggravated Assault Rate) (0.0387) (0.0342)	Log(Aggravated Assault Rate) (0.0394) (0.0270)	Log(Aggravated Assault Rate) (0.0397) (0.0142)	Log(Aggravated Assault Rate) (0.0398) (0.0247)	Log(Aggravated Assault Rate) (0.0406) (0.0210)	Log(Aggravated Assault Rate) (0.0408) (0.0250)	Log(Aggravated Assault Rate) (0.0430) (0.0327)	Log(Aggravated Assault Rate) (0.0437) (0.0359)	Log(Aggravated Assault Rate) (0.0484) (0.0385)	Log(Aggravated Assault Rate) (0.0485) (0.0331)
0 to 2 years before adoption of castle doctrine law											
State and Year Fixed Effects	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Region-by-Year Fixed Effects	No	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	No	Yes	Yes	Yes	Yes
Time-varying Control Variables	No	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
County-Specific Linear Time Trends	No	No	No	No	No	No	No	No	No	No	No
State-Specific Linear Time Trends	No	No	No	No	No	Yes	No	No	No	No	Yes
Observations	550	550	550	550	550	550	550	550	550	550	550

Ejercicio 2

Si cambiamos el enfoque del paper de original a uno de *event study* basado en los recientes avances en la frontera de la econometría, encontramos que el efecto promedio del tratamiento sobre los tratados no es estadísticamente significativo sobre la tasa de los asaltos agravados, como tampoco lo era antes. Lo que sí es notorio en el *event study* que se muestra en la Figura 1 es que el supuesto de tendencias paralelas no se cumple. Si observamos el gráfico, si bien en algunos años antes del tratamiento (particularmente 7, 5 y 4) el coeficiente es muy cercano a 0, tres años antes del tratamiento ya se encuentran diferencias que son significativas estadísticamente (en los años 2 y 3 anteriores al tratamiento), donde todo el intervalo de confianza está por fuera del 0 (con la excepción de un año antes, en la que una parte del intervalo de confianza se encuentra alrededor del 0). Esto implica que no podemos interpretar el efecto del tratamiento dentro de un marco de *differences-in-differences*.

En la Figura 2 realizamos el estudio de eventos para grupos de Estados que aprobaron la legislación de la *Castle Doctrine* en distintos años. Elegimos 2006-2009 y encontramos lo mismo que en el caso general: para ninguno de ellos se cumple el supuesto de tendencias paralelas, y las diferencias son aún más significativas que al tomar toda la muestra. El hecho de que no se observan tendencias paralelas nos muestra que no podemos tomar los resultados de esta estimación de *differences-in-differences* ya que no podemos mantener el supuesto de identificación que este método requiere.

Por último, del *Pretrend test* obtuvimos un p-valor de 0,0000. Esto significa que no podemos rechazar la hipótesis de que las tendencias previas son paralelas.

Tabla 2 - ATT simple: Efecto promedio del tratamiento sobre los tratados

ATT	-0.0066 (0.0254)
Observaciones	550

Figura 1: Event Study para todos los grupos

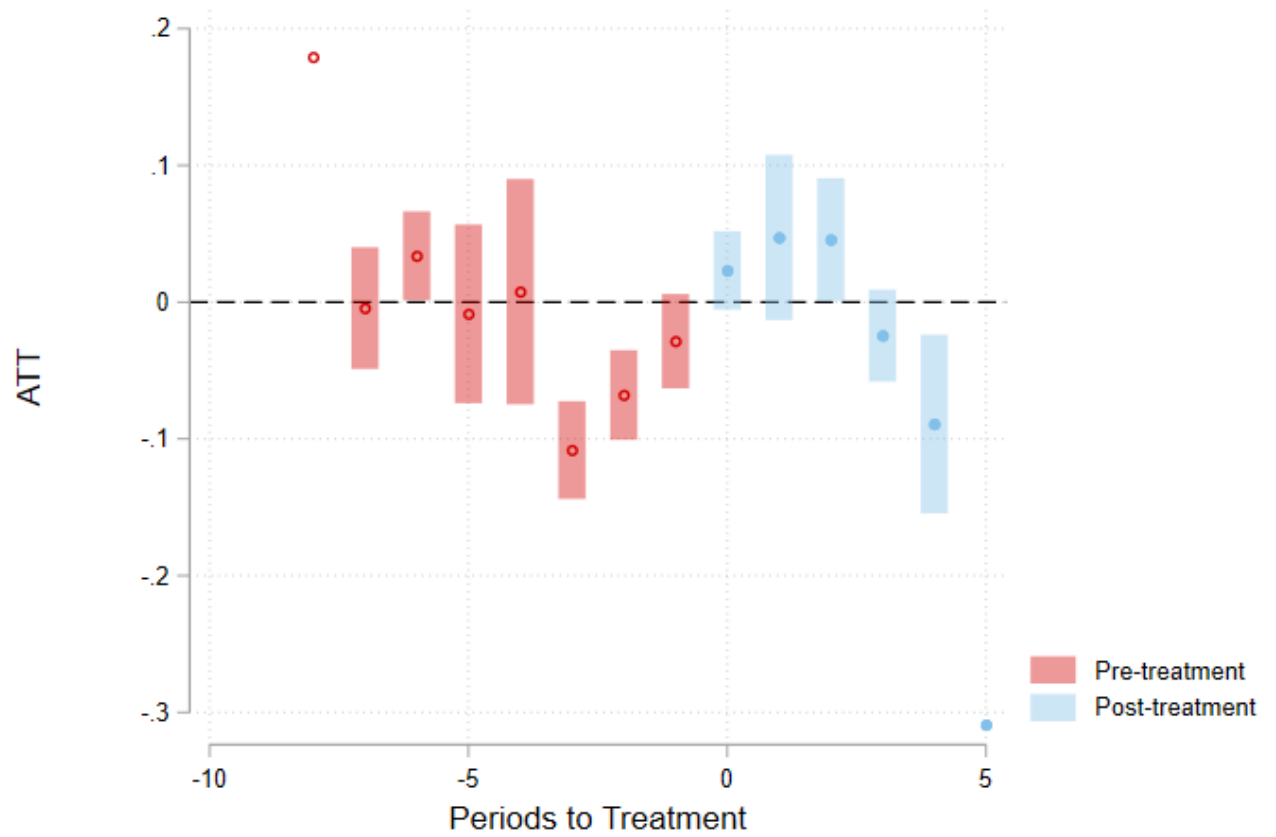
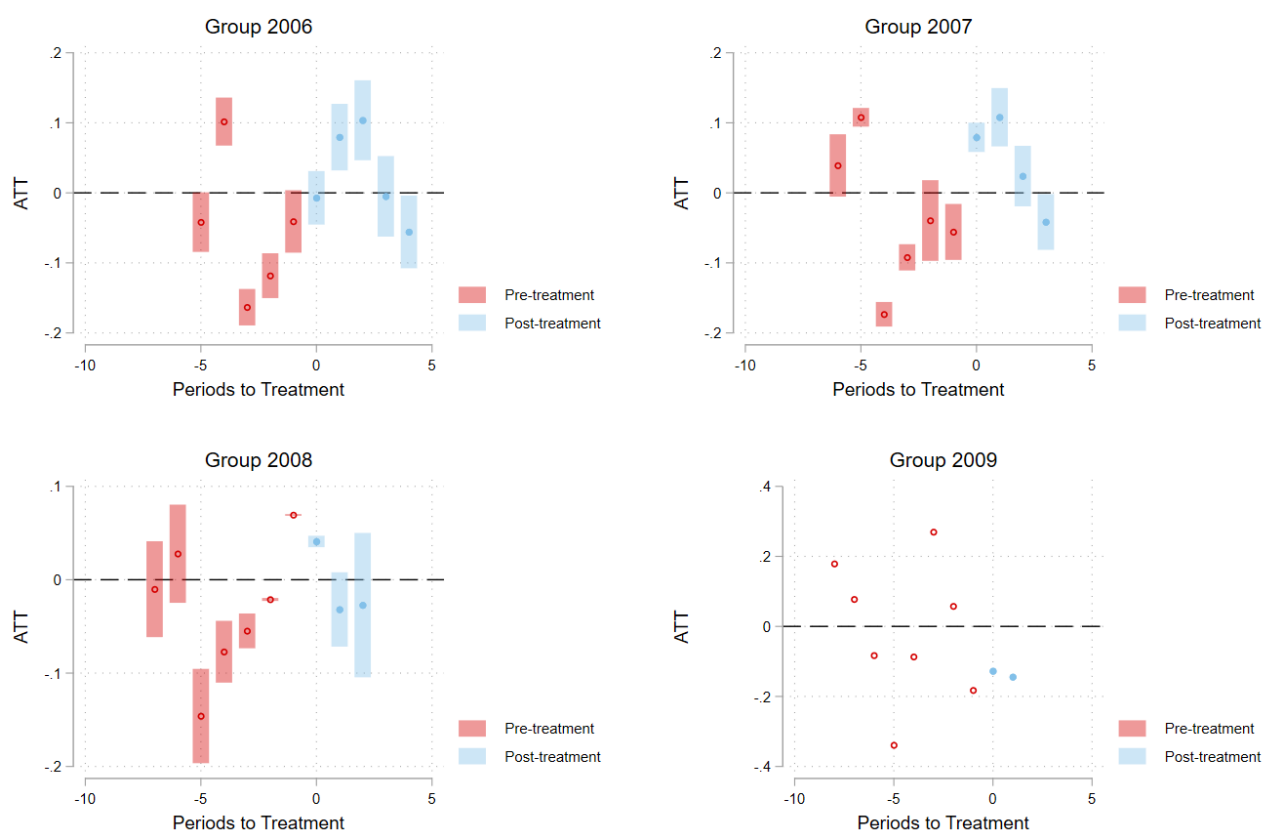


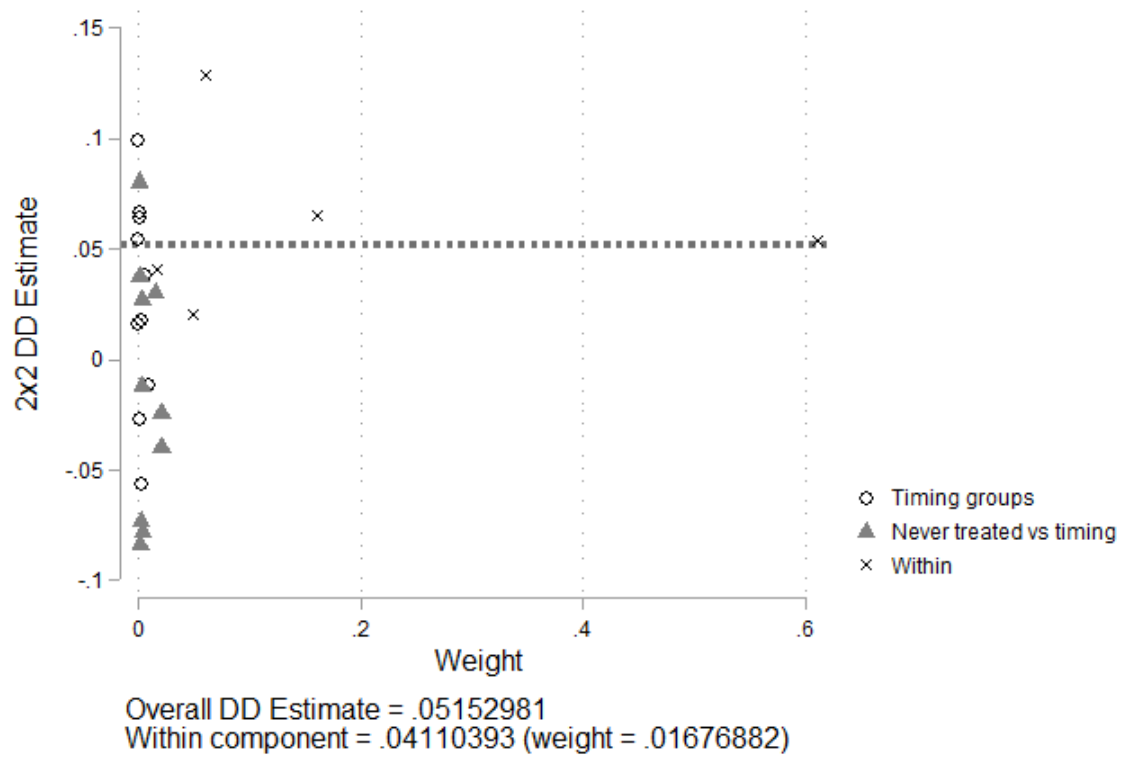
Figura 2: Event Study para una selección de grupos



Ejercicio 3

En la Figura 3 realizamos la descomposición de Bacon. Observamos en la línea punteada que el promedio ponderado resulta igual a la estimación de *Diff-in-Diff* y nos muestra que la *Castle Doctrine* generó un incremento del 5.2% en la tasa de hurtos. Podemos considerar los efectos del *Diff-in-Diff* y el promedio ponderado que obtuvimos con la descomposición de Bacon como iguales bajo los supuestos de que el tratamiento tuvo lugar de forma escalonada (esto es, no en todos los Estados fueron tratados a la vez) y que el efecto de esta legislación no es heterogéneo (no varía entre Estados tratados). También se ve que las estimaciones 2×2 que involucran una comparación contra Estados no tratados son las que tienen una ponderación más importante en la descomposición.

Figura 3: Bacon Decomposition



Bibliografia

- Callaway, B., Sant'Anna, P. H. (2021). Difference-in-differences with multiple time periods. *Journal of Econometrics*, 225(2), 200-230.
- Cheng, C., Hoekstra, M. (2013). Does strengthening self-defense law deter crime or escalate violence? Evidence from expansions to castle doctrine. *Journal of Human Resources*, 48(3), 821-854.
- Cunningham S. (2021). *Causal Inference: the mixtape*. Yale University Press
- Goodman-Bacon, A. (2019). Difference-in-differences with variation in treatment timing. *Vanderbilt University*