

TP1 tópicos de microeconomía

Lucas S. Ordoñez^{*}

Febrero 2025

1. Experimentos aleatorios

A primera instancia, la Tabla 1 presenta estadísticas descriptivas que permiten comparar las características del grupo tratado y del grupo de control. Los resultados indican que las observaciones en ambas muestras están relativamente balanceadas en términos de las variables analizadas. En particular, el grupo tratado exhibe promedios y desviaciones estándar similares a los del grupo de control, lo que sugiere cierta similitud entre ambos grupos.

Para evaluar estadísticamente el balance entre los grupos, se realiza un test de medias cuyos resultados se presentan en la Tabla 2. Los resultados muestran que no existen diferencias estadísticamente significativas en las variables *Distance to subdistrict*, *Village head education*, *Village head age* y *Population (000s)*, lo que sugiere que estas características son comparables entre los grupos. Sin embargo, se identifican diferencias significativas en las variables *Percent hh poor* y *Village head salary (hectares)*, lo que sugiere la existencia de posibles diferencias entre los grupos en estos aspectos. No obstante, dichas diferencias tienden a cero, lo que indica que en promedio las características de ambos grupos son comparables.

La Tabla 3 presenta la matriz de correlación entre las variables y el tratamiento (*audits*). Los resultados indican que el tratamiento no muestra una correlación significativa con las variables consideradas. Esto se debe a que la asignación aleatoria garantiza que el tratamiento no esté correlacionado con ninguna otra variable del estudio.

^{*}Los códigos que se utilizaron en el TP1 pueden encontrarse en el siguiente [repositorio de Github](#) (haga click aquí)

Tabla 1. Estadísticas descriptivas del grupo tratamiento y control

Variable	Obs.	Promedio	Desvío estándar
Distance to subdistrict			
Tratado	324	5.407	4.539
Control	282	5.436	4.311
Village head education			
Tratado	321	11.340	2.755
Control	282	11.514	2.644
Village head age			
Tratado	322	43.453	8.069
Control	281	43.982	8.249
Population (000s)			
Tratado	324	4.473	2.987
Control	282	4.273	2.191
Percent hh poor			
Tratado	322	0.395	0.205
Control	279	0.430	0.210
Village head salary (hectares)			
Tratado	322	2.735	4.606
Control	278	3.594	5.600

Tabla 2. Test de medias del grupo tratamiento y control

Variable	Tratamiento	Control	Diferencia
Distance to subdistrict	5.407	5.436	-0.029 (0.361)
Village head education	11.340	11.514	-0.175 (0.221)
Village head age	43.453	43.982	-0.529 (0.666)
Population (000s)	4.473	4.273	0.200 (0.216)
Percent hh poor	0.395	0.430	-0.035** (0.017)
Village head salary (hectares)	2.735	3.594	-0.859** (0.417)

Errores estándar en paréntesis

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

Tabla 3. Matriz de correlación

	Audits	Distance to subdistrict	Village head education	Village head age	Population (000s)	Percent hh poor	Village head salary (hectares)
Audits	1.00						
Distance to subdistrict	0.00	1.00					
Village head education	0.02	-0.12	1.00				
Village head age	0.04	-0.01	-0.23	1.00			
Population (000s)	-0.04	-0.05	0.18	0.04	1.00		
Percent hh poor	0.08	0.08	-0.06	0.00	-0.12	1.00	
Village head salary (hectares)	0.09	-0.15	0.07	-0.01	0.03	-0.04	1.00

En la Tabla 4 se presenta una regresión en la que la variable dependiente es el tratamiento (*audits*), modelado en función de las variables analizadas previamente. La mayoría de los coeficientes estimados no son estadísticamente significativos. Además, se incorpora el test F para evaluar la hipótesis conjunta de que todos los coeficientes de las variables explicativas

son iguales a cero. El resultado del test F no es significativo, lo que indica que ninguna de las variables explicativas tiene un efecto estadísticamente relevante en el modelo.

Tabla 4. Resultados de regresión del tratamiento (Audits)

	Audits
Distance to subdistrict	.010 (.009)
Village head education	-.002 (.014)
Village head age	.006 (.005)
Population (000s)	-.007 (.014)
Percent hh poor	.149 (.173)
Village head salary (hectares)	.015* (.008)
Constant	.085 (.290)
Obs.	203
F-stat	1.248
Prob > F	0.283

Errores estándar en paréntesis

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

Como último ejercicio, se realiza un merge para combinar la base de datos principal con las variables dependientes utilizadas por Olken (2007). La Tabla 5 presenta tres especificaciones de la regresión de la variable dependiente *Missing expenditure* (*Missing expenditure – major items in road projects*). En la especificación (1), se utiliza la variable *audit* como única variable explicativa. En la especificación (2), además de *audit*, se incorporan las variables de control: *Distance to subdistrict*, *Village head education*, *Village head age*, *Population (000s)*, *Percent hh poor* y *Village head salary (hectares)*. Finalmente, en la especificación (3), se incluyen las mismas variables de control junto con efectos fijos a nivel de subdistrito. Utilizo errores estándar agrupados (clustered standard errors) a nivel de subdistrito en todas las especificaciones para corregir la posible dependencia entre observaciones dentro de cada

subdistrito. Esto permite obtener estimaciones más robustas y evita la subestimación de los errores estándar de los coeficientes estimados.

El coeficiente de la variable *audit*, nos indica el efecto causal del tratamiento. En la especificación (1) podemos observar que las auditorías lograron reducir un 0.092 los gastos faltantes de las principales ítems del proyecto de carreteras. En la especificación (2) podemos observar que las auditorías lograron reducir un 0.084 los gastos faltantes de las principales ítems del proyecto de carreteras. Agregar controles a la regresión permite reducir la varianza del estimador, ya que al incluirlos, el término de error se vuelve más pequeño y, en consecuencia, su varianza también disminuye. Esto me permite obtener una estimación más precisa. En la especificación (3), al incluir efectos fijos por subdistrito, el coeficiente de *audit* cambia drásticamente, pasando de un efecto negativo a uno positivo. Sin embargo, esta especificación no es adecuada, ya que la asignación del tratamiento es constante dentro de cada subdistrito. El resultado es que el coeficiente de *audit* puede cambiar abruptamente y perder significado, ya que la identificación del efecto se basa en diferencias dentro de subdistritos, cuando en realidad el tratamiento solo varía entre subdistritos. En conclusión, la especificación (3) no es adecuada porque no permite capturar el impacto del tratamiento de manera válida.

Tabla 5. Resultados de regresión de *Missing expenditure – major items in road projects*

	Missing expenditure	Missing expenditures	Missing expenditures
	(1)	(2)	(3)
Audits	-.092** (.042)	-.084* (.043)	.247*** (.036)
Controles	No	Sí	Sí
Efectos fijos	No	No	Sí
Obs.	538	524	524

Nota: Errores estándar agrupados en paréntesis. Agrupados a nivel de subdistritos. Los efectos fijos se realizan a nivel de subdistritos.

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

2. Diferencias en diferencias

2.1. Edo et al. (2017)

Los autores emplean un enfoque de Intention-To-Treat (ITT) porque no tienen datos que les permitan identificar directamente a los beneficiarios del programa Asignación Universal por Hijo (AUH). Este enfoque implica evaluar el efecto del programa considerando a todos los individuos asignados al grupo de tratamiento en función de su elegibilidad, independientemente de si efectivamente reciben la transferencia. En este contexto, algunos hogares elegibles pueden no estar participando en el programa. Sin embargo, estos siguen siendo clasificados dentro del grupo de tratamiento.

Los autores clasifican a los niños en grupos de tratamiento o control utilizando datos de la Encuesta Permanente de Hogares (EPH). A partir de estos datos, los grupos de tratamiento y control se definen en función de los criterios de elegibilidad del programa, ya que la EPH no incluye preguntas que permitan identificar directamente a los beneficiarios de la AUH. Edo et al. (2017) se centran en niños y adolescentes en edad de educación secundaria superior (15 a 17 años), cuya elegibilidad para la AUH depende del estado laboral de sus padres. Un niño se clasifica como perteneciente al grupo de tratamiento cuando sus padres son inactivos, desempleados, trabajadores informales o autónomos. En cuanto al grupo de control, incluyen a todos los niños de 15 a 17 años para quienes al menos uno de sus padres está empleado en el sector formal.

La estrategia empírica de diferencias en diferencias (DD) utilizada por Edo et al. (2017) no se ve comprometida por las diferencias en niveles en las tasas de asistencia escolar entre los grupos de tratamiento y control. Aunque existen diferencias en los niveles de asistencia antes de la implementación de la AUH, estas diferencias pueden atribuirse a las características de los grupos. Sin embargo, los autores destacan que, a pesar de las diferencias en niveles, ambos grupos presentan trayectorias similares antes de la implementación del programa. Las trayectorias similares en ambos grupos sugiere que se cumple el supuesto de tendencias paralelas.

Los autores señalan otro supuesto clave para la identificación causal: la ausencia de eventos contemporáneos que pudieran haber afectado diferencialmente la evolución de la asistencia escolar en los grupos de tratamiento y control. Los autores advierten que este supuesto no es completamente sólido. En 2009, el mismo año en que se implementó la AUH, se desarrollaron diversos proyectos o iniciativas educativas. Entre estas medidas destacan la expansión de la infraestructura escolar, programas de capacitación docente y la provisión de alimentación escolar.

Para reforzar la validez del supuesto de identificación, Edo et al. (2017) realizan una serie de pruebas de placebo. En la Tabla 5, presentan los resultados de estimaciones utilizando cinco fechas falsas alternativas: 2004, 2005, 2006, 2007 y 2008. En todos los casos, los coeficientes obtenidos no son estadísticamente significativos, lo que sugiere que no hubo un cambio diferencial en las tasas de asistencia escolar antes de 2009. Este resultado indica que el efecto observado solo surge después de la implementación de la Asignación Universal por Hijo (AUH), reforzando la credibilidad de la estrategia de identificación.

En la Tabla 8, los autores exploran los efectos heterogéneos de la AUH en función de la edad de los niños/jóvenes. Encuentran que el impacto sobre la asistencia escolar no es estadísticamente significativo para el grupo de 18 a 20 años. Este resultado es consistente con los criterios de elegibilidad del programa, ya que los jóvenes mayores de 18 años no son beneficiarios de la AUH. En consecuencia, se espera que el programa no tenga un efecto sobre la asistencia escolar en este grupo.

Finalmente, en la Tabla 11 los autores analizan si el impacto de la AUH varía según el nivel educativo del jefe de hogar. Sus resultados muestran que el efecto sobre los hijos de jefes de hogar con mayor nivel educativo es menor y no estadísticamente significativo. Este hallazgo es esperable, dado que la educación del jefe de hogar está positivamente correlacionada con el empleo formal, lo que implica una menor probabilidad de elegibilidad para la AUH y, por lo tanto, un menor impacto del programa en estos hogares.

2.2. Long et al. (2020)

El objetivo de los autores es analizar el impacto del escepticismo partidista sobre los riesgos de huracanes en las decisiones de evacuación. El tratamiento de este trabajo son las declaraciones de Rush Limbaugh el 5 de septiembre de 2017, quien cuestionó los riesgos relacionados con el huracán Irma. Limbaugh era una figura reconocida por su conservadurismo, llevando a que sus afirmaciones fueron mayormente escuchadas por el electorado republicano. Por esta razón, los individuos tratados en el estudio son los votantes de Trump (republicanos), mientras que los controles corresponden a los votantes de Clinton (demócratas).

Para aplicar el método de diferencias en diferencias, es necesario establecer que los grupos de tratados y control presentan tendencias paralelas en la variable de interés antes de la intervención del tratamiento. En este caso, la variable bajo análisis es la tasa de evacuación durante un huracán. Comparar la población de Florida con la de un estado que no ha experimentado huracanes comprometería la validez del supuesto de identificación, ya que estos estados no enfrentan el mismo nivel de riesgo que Florida.

Los gráficos de la figura 2 de Long et al. (2020) respaldan el supuesto de tendencias paralelas antes de la intervención. Los gráficos A y B muestran las tasas de evacuación durante huracanes previos al tratamiento. En ambos casos, no se observan diferencias significativas entre los grupos de tratamiento y control, ni en el comportamiento ni en el nivel. Por otro lado, el gráfico C ilustra una diferencia significativa entre votantes republicanos y demócratas después de la intervención. Esto sugiere que la diferencia entre ambos grupos es consecuencia del tratamiento.

La falacia ecológica se refiere al problema de inferir incorrectamente sobre el comportamiento individual basándose en datos agregados a nivel de grupo. En el trabajo de Long et al. (2020), implica asumir que todos los votantes de Trump poseen ciertas características individuales por el hecho de ser republicanos. Para descartar este sesgo en los resultados, los autores estiman sus regresiones restringiendo la muestra a distritos electorales con una alta concentración de votantes republicanos ($>75\%$ de votos para Trump) e incluyendo también aquellos con una baja proporción ($<27\%$ de votos para Trump). Este ejercicio de robustez

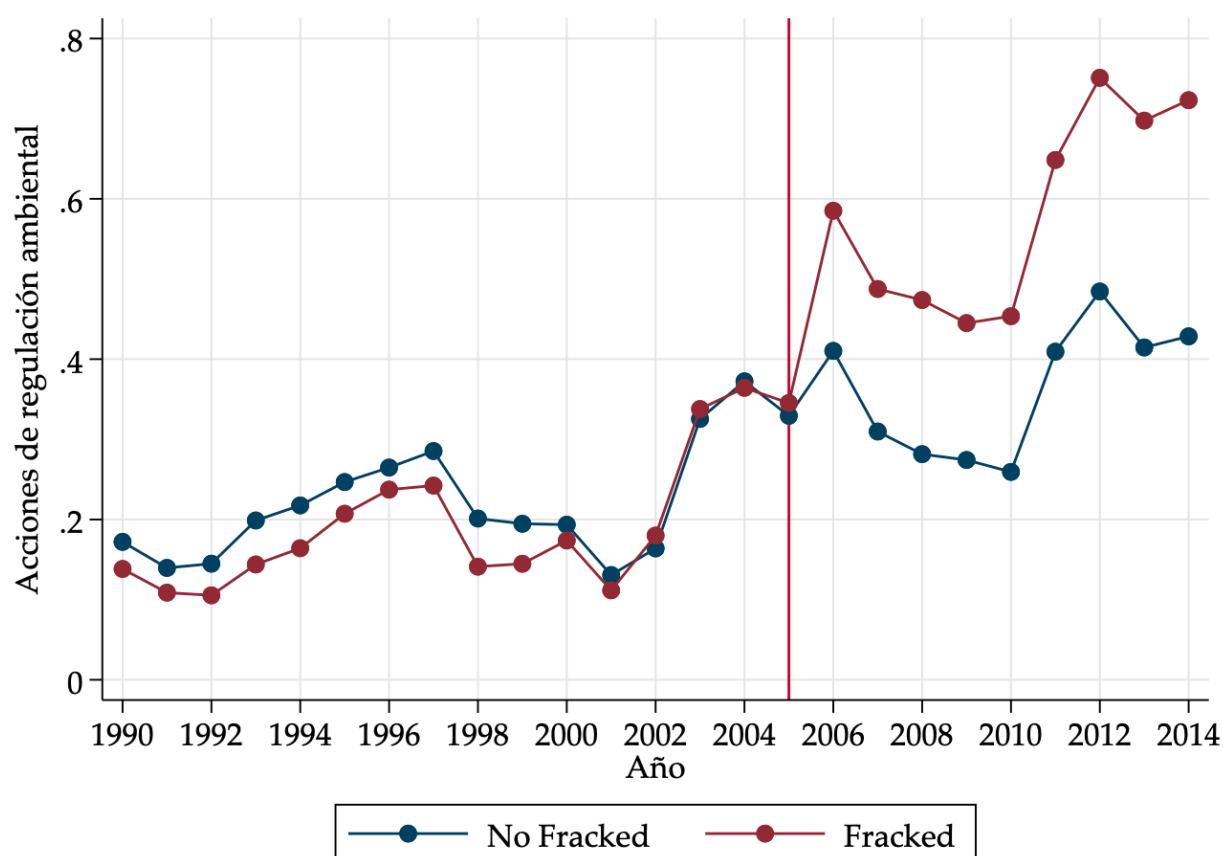
es adecuada. Ya que si existiera sesgo ecológico, la tasa de evacuación debería ser similar en distritos con mayor y menor porcentaje de votos para Trump. Sin embargo, los autores encuentran una diferencia significativa cercana al 10 % entre la tasa de evacuación de ambos grupos.

En mi opinión, la validez interna no se ve comprometida por la restricción del estudio a personas con smartphones en Florida y Texas. Los autores mitigan esta limitación mediante controles socioeconómicos y geográficos. En cuanto a la validez externa, la muestra no es representativa de toda la población. Los grupos de bajos ingresos y los adultos mayores, especialmente los ancianos, están subrepresentados. Los autores reconocen esta limitación. Por lo tanto, esto restringe la generalización de los resultados.

2.3. González (2024)

El diseño de diferencias en diferencias se basa en el supuesto fundamental de que, en ausencia del tratamiento, las tendencias de los grupos de tratamiento y control habrían seguido trayectorias paralelas. La Figura 1 ilustra la evolución del logaritmo de las acciones de regulación ambiental para empresas no energéticas en códigos postales con y sin fracking entre 1990 y 2014. La línea vertical roja en 2005 indica el año en que se implementó el tratamiento. Antes de este punto, ambos grupos presentan trayectorias similares, con niveles promedio de acciones regulatorias comparables entre las zonas expuestas y no expuestas al fracking (Fracked vs No Fracked). A partir de 2005, se observa una divergencia entre los dos grupos.

Figura 1. Tendencias paralelas de las acciones de regulación ambiental



Al replicar los resultados sobre el impacto del auge del fracking en las acciones regulatorias estatales utilizando la especificación de la Ecuación 1 de González (2024), se observa un efecto significativo y positivo del fracking sobre la actividad regulatoria. Como se presenta en la columna 1 de la Tabla 6, la presencia de al menos un pozo de fracking se asocia con un aumento del 23 % en el número de acciones regulatorias. Este efecto sustancial es consistente con la divergencia observada entre los grupos de tratamiento y control en la Figura 1.

Dado que el fracking afecta el ciclo económico, incluyo como variables de control el empleo y la creación de nuevas empresas en industrias no energéticas. Específicamente, estimo la misma especificación de la columna 1, incorporando el número de trabajadores y el número de establecimientos privados a nivel de condado como controles. Como se observa en la columna 2, los resultados no presentan cambios sustanciales respecto a la estimación inicial.

En las columnas 3 y 4, replico el análisis utilizando como variable dependiente el logaritmo del número de establecimientos que recibieron al menos una acción regulatoria. Los resultados indican que la presencia de al menos un pozo de fracking incrementa en un 16 % la cantidad de instalaciones no energéticas sujetas a regulación. Finalmente, en las columnas 5 y 6, replico el análisis empleando como variable dependiente el logaritmo natural del número de acciones regulatorias formales. Los resultados muestran que el fracking se asocia con un aumento significativo de aproximadamente un 21 % en las actividades de aplicación formal de la normativa regulatoria.

Tabla 6. El fracking y la regulación medioambiental de las industrias no energéticas

	Acciones	Acciones	Estab.	Estab.	Formal	Formal
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$fracked_i * Post2005_t$.231*** (.017)	.229*** (.017)	.159*** (.011)	.159*** (.011)	.206*** (.019)	.209*** (.019)
Controles	No	Sí	No	Sí	No	Sí
Efectos fijos por código postal	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí
Efectos fijos por año	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí
Códigos postales	5860	5731	5860	5731	5860	5731
Obs.	146500	143275	146500	143275	146500	143275

Nota: Errores estándar agrupados en paréntesis. Agrupados a nivel de código postal.

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

Por último, utilizo la especificación de la columna 1 de la Tabla 6 e incluyo, además de los efectos fijos a nivel de código postal, efectos fijos por estado. Sin embargo, al comparar la columna 1 y la columna 2 de la Tabla 7, observamos que los resultados son idénticos.

Esto se debe a que los códigos postales están agrupados dentro de los estados, lo . En consecuencia, los efectos fijos por estado son absorbidos por los efectos fijos de código postal, volviéndolos redundantes. Como resultado, STATA omite automáticamente los efectos fijos de estado al estimar la regresión, lo que explica por qué ambas columnas reportan los mismos coeficientes y errores estándar.

Tabla 7. El fracking y la regulación medioambiental de las industrias no energéticas

	Acciones	Acciones
	(1)	(2)
$fracked_i * Post2005_t$.231***	.231***
	(.017)	(.017)
Controles	No	No
Efectos fijos por código postal	Sí	Sí
Efectos fijos por año	Sí	Sí
Efectos fijos por estado	No	Sí
Códigos postales	5860	5860
Obs.	146500	146500

Nota: Errores estándar agrupados en paréntesis. Agrupados a nivel de código postal.

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

3. Two-way fixed effects

En esta sección, se estima el impacto de la Ley de la Doctrina del Castillo (CDL) sobre los homicidios y robo de vehículos en Estados Unidos, replicando la metodología propuesta por Cheng y Hoekstra (2013). Para ello, se emplea un modelo de efectos fijos bidimensional (Two-Way Fixed Effects, TWFE) con dos especificaciones alternativas.

Las variables dependientes de interés son la tasa de homicidios por cada 100,000 habitantes (homicide) y la tasa de robos de vehículos por cada 100,000 habitantes (motor). Se estima un modelo separado para cada variable con el fin de evaluar si la implementación de estas leyes tuvo efectos diferenciados sobre distintos tipos de delitos.

En la primera especificación, se estima un modelo con efectos fijos por estado y por año, lo que permite controlar por factores inobservables constantes a nivel estatal y por variaciones temporales comunes a todos los estados. En la segunda especificación, se incorporan adicionalmente un conjunto de variables de control con el objetivo de obtener una estimación más precisa del coeficiente de interés.¹

En ambas estimaciones, los errores estándar se agrupan a nivel estatal (clustered standard errors), lo que corrige la posible dependencia entre observaciones dentro de cada estado. Agrupar los errores estándar permite estimaciones más robustas y evita la subestimación de los errores estándar de los coeficientes estimados.

¹Se utilizan como variables de control las especificadas en la consigna del TP: population, police, unemployment, income, black_{m1524}, white_{m1524}, black_{m2544}, white_{m2544}.

Los resultados de las distintas especificaciones se presentan en la Tabla 8. Las columnas 1 y 2 muestran la estimación del impacto de las leyes de la Doctrina del Castillo (CDL) sobre la tasa de homicidios. En la columna 1, la especificación sin controles indica que la implementación de la Doctrina del Castillo se asocia con un aumento de 0.154 homicidios por cada 100000 habitantes en los estados tratados. Por su parte, en la columna 2, al incluir variables de control el coeficiente aumenta a 0.215 homicidios por cada 100000 habitantes.

De manera similar, las columnas 3 y 4 presentan los resultados para la tasa de robos de vehículos. En la columna 3, la especificación sin controles sugiere que la implementación de la Doctrina del Castillo se asocia con un aumento de 6.825 robos de vehículos por cada 100000 habitantes en los estados tratados. En la columna 4, al incorporar variables de control, el efecto estimado se incrementa a 9.471 robos de vehículos por cada 100000 habitantes.

Tabla 8. Impacto de la Ley Doctrina del Castillo sobre la tasa de homicidios y robos de vehículos

	Homicidios	Homicidios	Robos de vehículos	Robos de vehículos
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>ATT de CDL</i>	.154	.215	6.825	9.471
	(.227)	(.223)	(24.200)	(22.807)
Controles	No	Sí	No	Sí
Efectos fijos por estado	Sí	Sí	Sí	Sí
Efectos fijos por año	Sí	Sí	Sí	Sí
Número de estados	50	50	50	50
Obs.	550	550	550	550

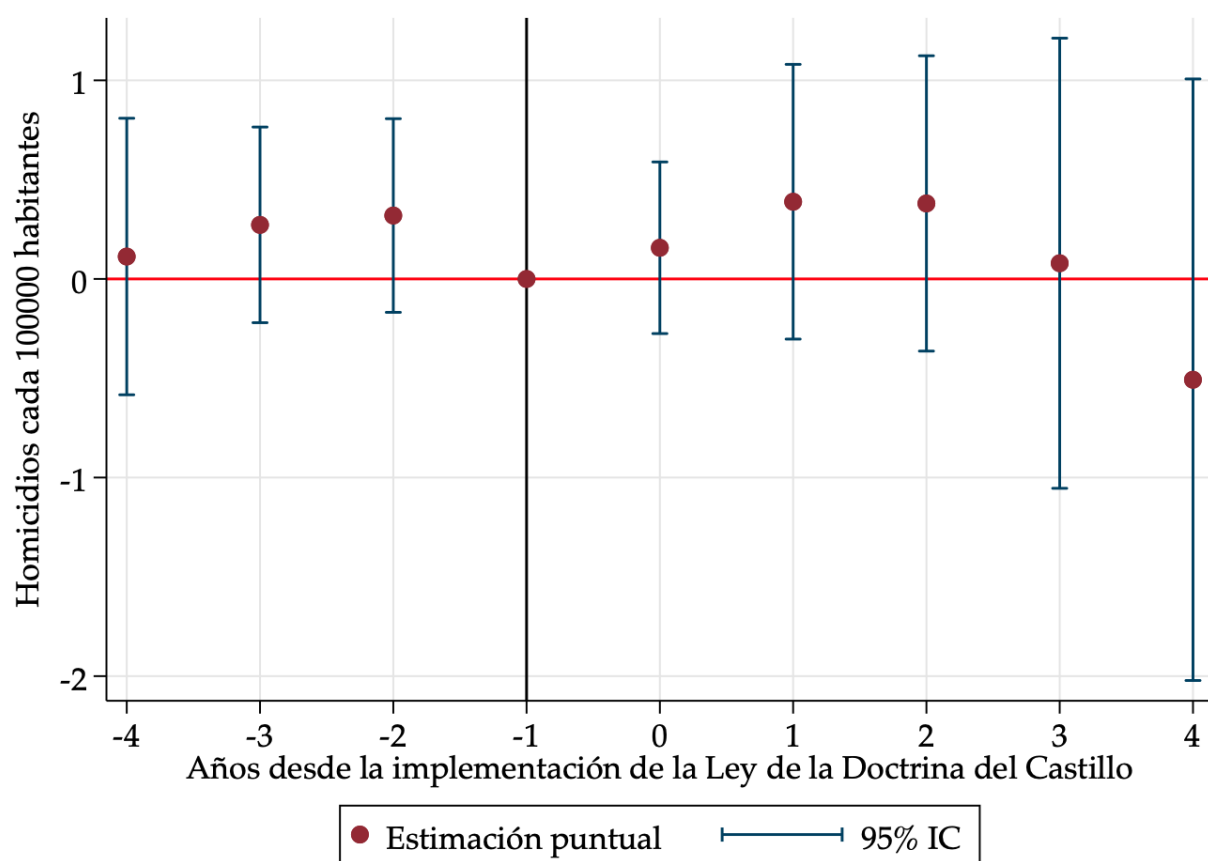
Nota: Errores estándar agrupados en paréntesis. Agrupados a nivel de estados.

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

A continuación, se realiza un event study clásico para analizar los efectos dinámicos de la implementación de la Ley de la Doctrina del Castillo y evaluar el supuesto de tendencias paralelas en ambas variables dependientes. Se incorporan las mismas variables de control utilizadas en la Tabla 8 para los event study.

La Figura 2 muestra el event study para la tasa de homicidios por cada 100000 habitantes. Los coeficientes estimados previos a la implementación de la política no son estadísticamente significativos, lo que indica que no existen diferencias sistemáticas entre el grupo tratado y el grupo de control antes de la intervención, respaldando así el supuesto de tendencias paralelas. Tras la implementación de la Doctrina del Castillo, se observa un aumento en la tasa de homicidios. Sin embargo, los coeficientes estimados no resultan estadísticamente significativos. En la Tabla 9 podemos observar los resultados de los coeficientes de la Figura 2.

Figura 2. Homicidios cada 100000 habitantes



Nota: Los intervalos de confianza se construyen a partir de errores estándar agrupados a nivel de estados.

Tabla 9. Homicidios cada 100000 habitantes (event study)

	Homicide
lead4	.113 (.334)
lead3	.272 (.236)
lead2	.319 (.234)
lag0	.157 (.207)
lag1	.389 (.332)
lag2	.380 (.356)
lag3	.079 (.543)
lag4	-.508 (.726)
Controles	Sí
Efectos fijos por estado	Sí
Efectos fijos por año	Sí
n de estados	21
Obs.	178

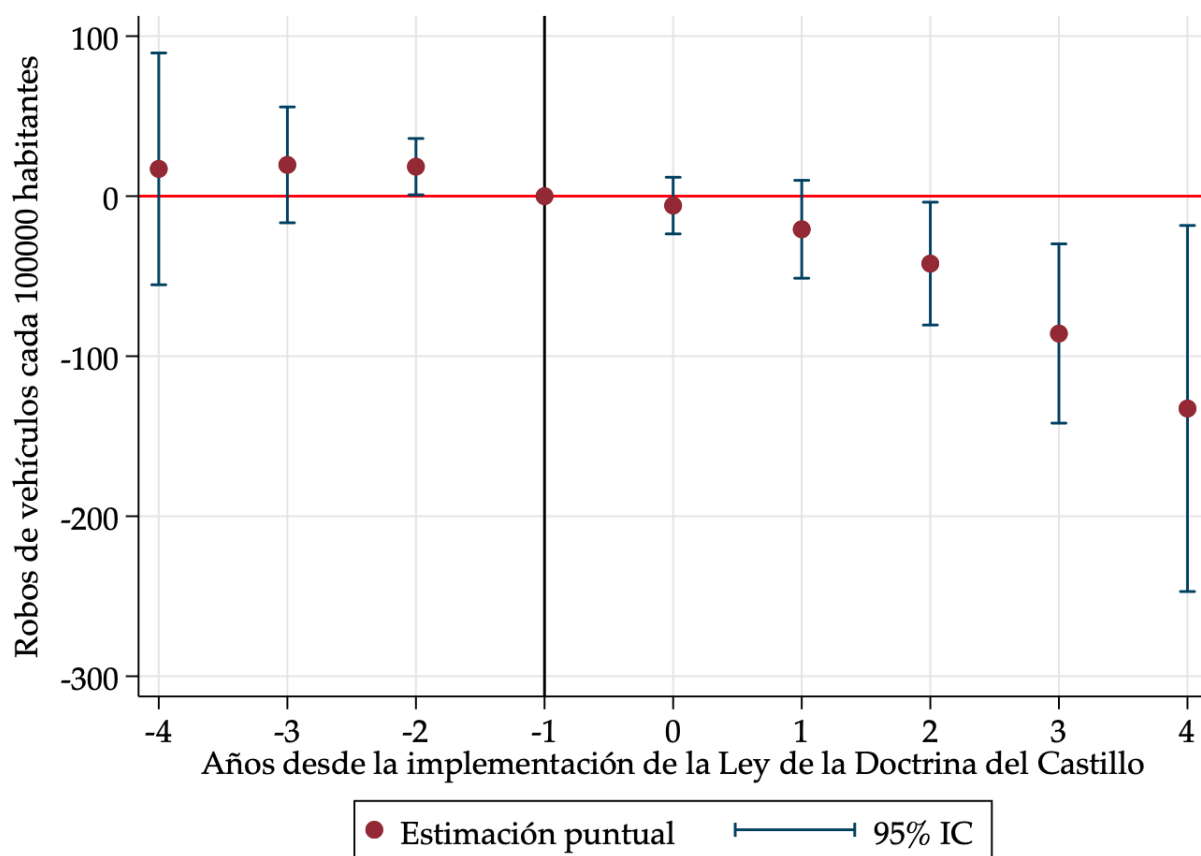
Nota: Errores estándar agrupados en paréntesis. Agrupados a nivel de estados.

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

La Figura 3 presenta el event study para la tasa de robos de vehículos por cada 100,000 habitantes. Similar al caso anterior, los coeficientes previos al tratamiento no son estadísticamente significativos (excepto el lead2 antes del tratamiento), lo que respalda la validez del supuesto de tendencias paralelas. En contraste con los homicidios, tras la implementación de la Doctrina del Castillo se observa una disminución en la tasa de robos de vehículos. En este caso, los coeficientes se vuelven estadísticamente significativos a partir del segundo año posterior a la implementación de la política. En la Tabla 10 podemos observar los resultados

de los coeficientes de la Figura 3.

Figura 3. Robos de vehículos cada 100000 habitantes



Nota: Los intervalos de confianza se construyen a partir de errores estándar agrupados a nivel de estados.

Tabla 10. Robos de vehículos cada 100000 habitantes (event study)

	Robos de vehículos
lead4	17.034 (34.718)
lead3	19.534 (17.349)
lead2	18.425** (8.443)
lag0	-5.889 (8.484)
lag1	-20.708 (14.667)
lag2	-42.143** (18.401)
lag3	-85.842*** (26.849)
lag4	-132.695** (54.822)
Controles	Sí
Efectos fijos por estado	Sí
Efectos fijos por año	Sí
n de estados	21
Obs.	178

Nota: Errores estándar agrupados en paréntesis. Agrupados a nivel de estados.

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

Para evaluar la robustez de las estimaciones, se emplea el estimador propuesto por Callaway y Sant'Anna (2021).

Los resultados obtenidos bajo distintas especificaciones con este estimador se presentan en la Tabla 11. Las columnas 1 y 2 reportan la estimación del impacto de la Ley de la Doctrina del Castillo (CDL) sobre la tasa de homicidios. En la columna 1, la especificación sin controles sugiere que la implementación de la CDL se asocia con un aumento estadísticamente

significativo de 0.475 homicidios por cada 100000 habitantes. En la columna 2, al incluir variables de control, el coeficiente sigue siendo estadísticamente significativo y aumenta a 0.681 homicidios por cada 100000 habitantes.

En comparación con la Tabla 8, los coeficientes estimados mediante el método de Callaway y Sant’Anna (2021) no solo resultan significativos, sino que también presentan una mayor magnitud de impacto.

Las columnas 3 y 4 reportan la estimación del impacto de la Ley de la Doctrina del Castillo (CDL) sobre la tasa de robos de vehículos. En la columna 3, la especificación sin controles sugiere que la implementación de la CDL se asocia con un aumento estadísticamente no significativo de 19.403 robos de vehículos por cada 100000 habitantes. En la columna 4, al incluir variables de control, el coeficientes es estadísticamente no significativo y aumenta en 22.631 robos de vehículos por cada 100000 habitantes.

En comparación con la Tabla 8, los coeficientes estimados mediante el método de Callaway y Sant’Anna (2021) resultan no significativos y también presentan una mayor magnitud de impacto.

Tabla 11. Impacto de la Ley Doctrina del Castillo sobre la tasa de homicidios y robos de vehículos (estimador Callaway y Sant’Anna (2021))

	Homicidios	Homicidios	Robos de vehículos	Robos de vehículos
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>ATT de CDL</i>	.475**	.681**	19.403	22.631
	(.196)	(.243)	(22.846)	(26.834)
Controles	No	Sí	No	Sí

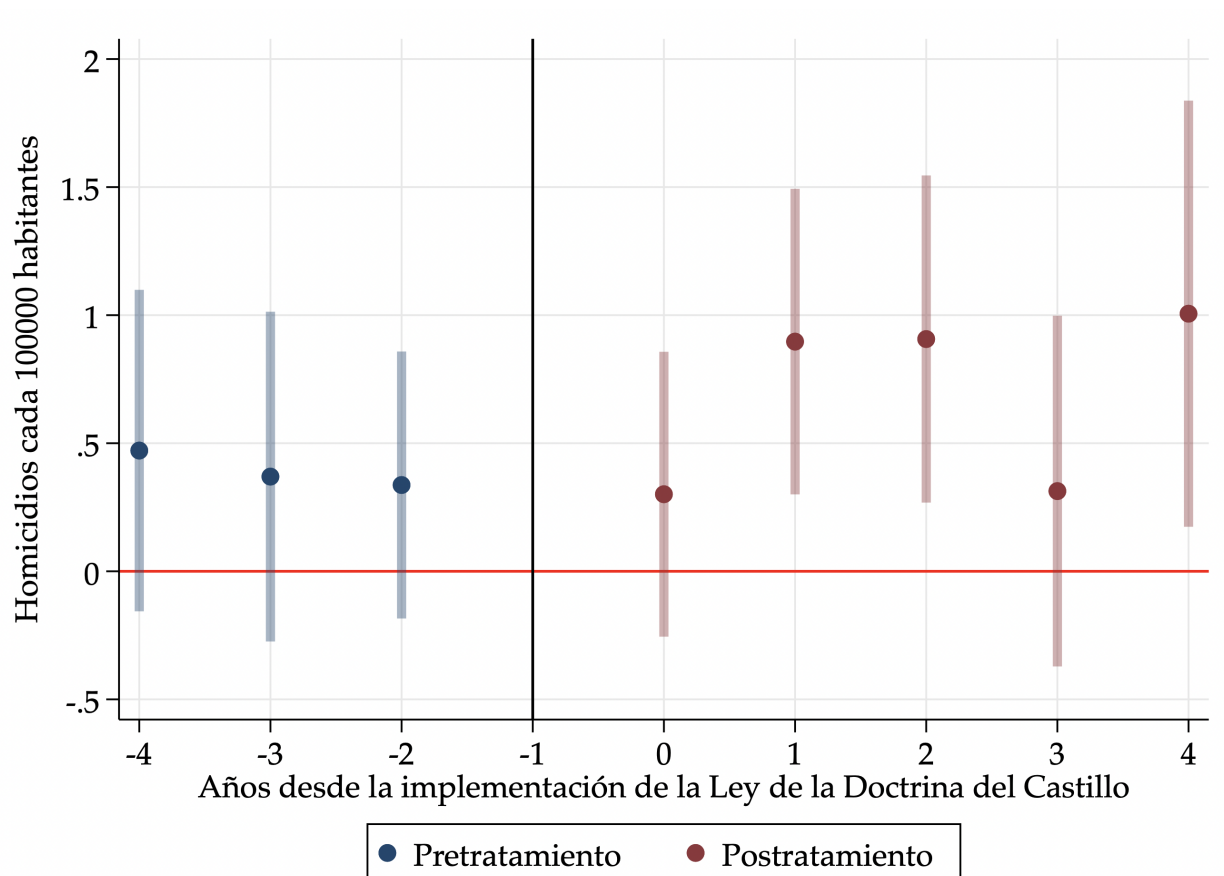
Nota: Errores estándar agrupados en paréntesis. Agrupados a nivel de estados.

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

Luego, realizo un event study utilizando el método de Callaway y Sant’Anna (2021) para analizar los efectos dinámicos de la implementación de la Ley de la Doctrina del Castillo y evaluar el supuesto de tendencias paralelas en ambas variables dependientes. Se incorporan las mismas variables de control utilizadas en la Tabla 11 para los event study.

La Figura 4 presenta el event study para la tasa de homicidios por cada 100000 habitantes. Los coeficientes estimados previos a la implementación de la política no son estadísticamente significativos, lo que sugiere la ausencia de diferencias sistemáticas entre el grupo tratado y el grupo de control antes de la intervención. Este resultado refuerza la validez del supuesto de tendencias paralelas. Tras la implementación de la Doctrina del Castillo, se observa un aumento en la tasa de homicidios. Sin embargo, los coeficientes estadísticamente significativos emergen principalmente a partir del primer, segundo y cuarto año posterior a la aplicación de la CDL.

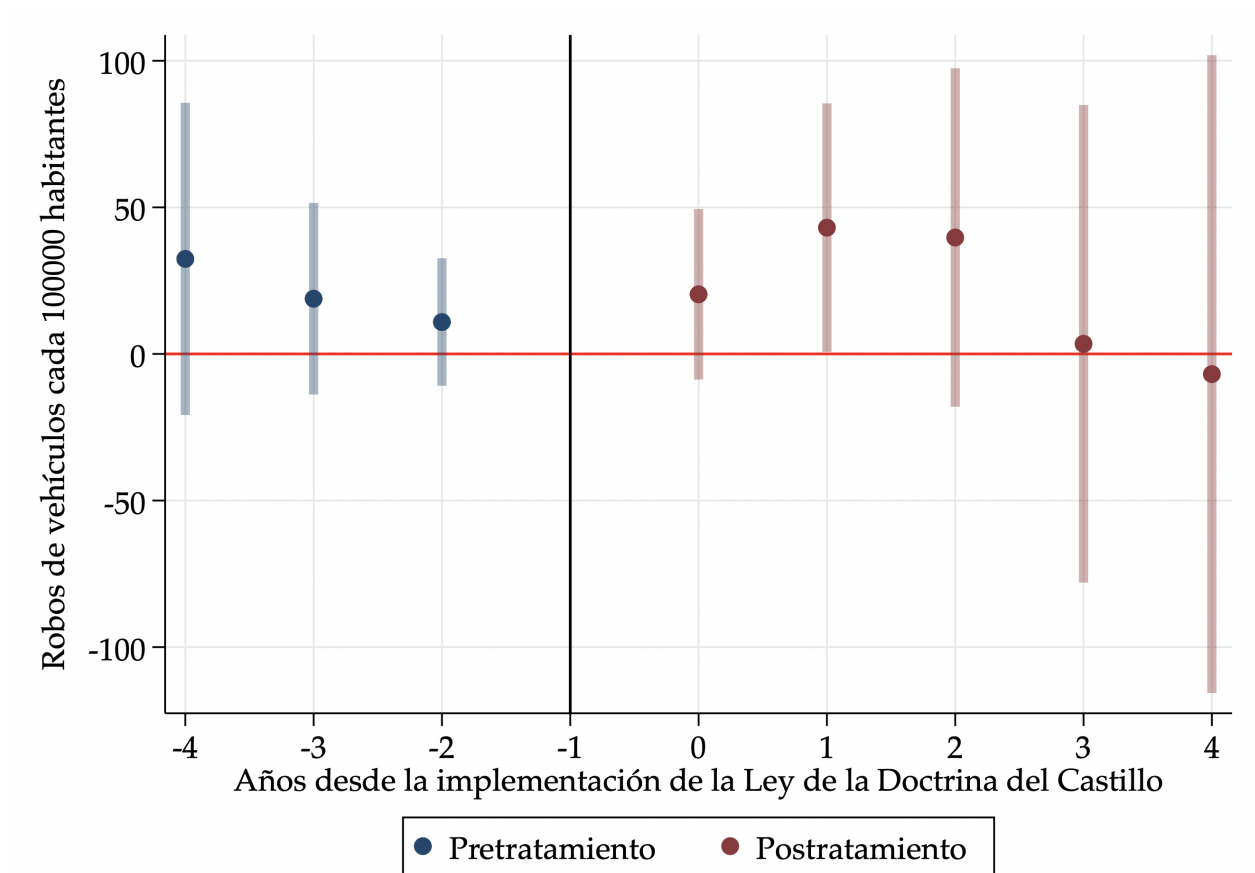
Figura 4. Homicidios cada 100000 habitantes (estimador Callaway y Sant’Anna (2021))



Nota: Los intervalos de confianza se construyen a partir de errores estándar agrupados a nivel de estados. Los intervalos de confianza que se reportan son de un 95 %.

La Figura 5 presenta el event study para la tasa de robos de vehículos por cada 100000 habitantes. Similar al caso anterior, los coeficientes previos al tratamiento no son estadísticamente significativos, lo que respalda la validez del supuesto de tendencias paralelas. A diferencia del caso de los homicidios, la implementación de la Doctrina del Castillo se asocia con un aumento gradual seguido de una posterior disminución en la tasa de robos de vehículos. Sin embargo, los coeficientes estimados no resultan estadísticamente significativos a partir de la implementación de la ley.

Figura 5. Robos de vehículos cada 100000 habitantes (estimador Callaway y Sant'Anna (2021))



Nota: Los intervalos de confianza se construyen a partir de errores estándar agrupados a nivel de estados. Los intervalos de confianza que se reportan son de un 95 %.

Referencias

- 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.
- Edo, M., Marchionni, M., & Garganta, S. (2017). Compulsory Education Laws or Incentives from Conditional Cash Transfer Programs? Explaining the Rise in Secondary School Attendance Rate in Argentina. *Education Policy Analysis Archives*, 25(76).
- González, J. P. (2024). Environmental regulation, regulatory spillovers and rent-seeking. *Public Choice*, 1-34.
- Long, E. F., Chen, M. K., & Rohla, R. (2020). Political storms: Emergent partisan skepticism of hurricane risks. *Science advances*, 6(37), eabb7906.
- Olken, B. A. (2007). Monitoring corruption: evidence from a field experiment in Indonesia. *Journal of political Economy*, 115(2), 200-249.