

Reelección Municipal y Finanzas Públicas: Evidencia de alcaldes reelectos en México

Álvaro Pérez [†]

Mayo 2025

Resumen

Este estudio evalúa el efecto de la reforma de 2014 que permitió la reelección inmediata de alcaldes en México sobre las finanzas públicas municipales durante el periodo 2015–2023. Utilizo un diseño de difference-in-differences con el estimador de Chaisemartin & D’Haultfoeuille para lidiar con tratamientos escalonados (2018 y 2021) y efectos dinámicos, complementado con un análisis de changes-in-changes (CiC) para explorar heterogeneidad en los cuantiles. Mis resultados muestran que, tras la reelección, el gasto en obra pública se contrae de forma sustancial y creciente (−22.6% el primer año, hasta −75.8% al quinto), mientras que los ingresos por derechos y el impuesto predial presentan efectos menos consistentes. Las pruebas placebo confirman la validez del supuesto de tendencias paralelas. Estos hallazgos sugieren que la reelección modifica selectivamente los incentivos de los alcaldes, reduciendo la inversión visible una vez asegurada la continuidad política. El estudio aporta evidencia empírica rigurosa sobre los costos y beneficios de la reelección municipal en contextos federales descentralizados.

Palabras clave: reelección municipal; finanzas públicas municipales; política fiscal; event-study.

Código JEL: C23, D72, H72

[†] Código, datos y material disponibles en: Repositorio del Proyecto

I. Introducción

El 4 de marzo de 2025, por mayoría calificada, el Pleno de la Cámara de Diputados aprobó el dictamen a la minuta que reforma y adiciona los artículos 55, 59, 82, 115, 116 y 122 de la Constitución Política de los Estados Unidos Mexicanos para prohibir la reelección consecutiva. Se prohíbe la reelección inmediata para el cargo de, entre otros, presidencia municipal. Con lo que se elimina la reforma aprobada en 2014 que facultaba a los alcaldes/presidentes municipales reelegirse hasta por 1 o 2 periodos consecutivos.

Este cambio institucional reactiva un debate clásico en teoría de agencia: mientras algunos autores destacan que la reelección alinea incentivos y mejora el desempeño ((Barro, 1973); (Ferejohn, 1986); (Besley y Case, 1995)), voces críticas advierten riesgos de clientelismo y uso discrecional de recursos ((Stokes, 2005); (Lodola, 2016)). Sin embargo, existe escasa evidencia empírica sobre el impacto de la reelección en las finanzas municipales mexicanas.

Este trabajo contribuye llenando ese vacío con dos aportes principales. Primero, estimo de manera causal el efecto de la reelección en diversas partidas de gasto e ingreso utilizando el estimador de difference-in-differences de Chaisemartin y D'Haultfoeuille (2020), que corrige sesgos en adopciones escalonadas del tratamiento y recupera efectos dinámicos intertemporales. Segundo, incorporo un análisis no paramétrico changes-in-changes ((Athey e Imbens, 2006)) para explorar heterogeneidad de los efectos a lo largo de la distribución municipal.

El resto del documento se organiza como sigue. La sección 2 revisa literatura, plantea las hipótesis y, usando teoría de juegos, modela el escenario; la sección 3 describe los datos y la estrategia de identificación causal; la sección 4 expone los resultados principales; mientras que la sección 5 presenta un análisis complementario; la sección 6 discute implicaciones, limitaciones y líneas futuras; y la sección 7 concluye.

II. Marco Teórico

I. Revisión de la Literatura

La introducción de la reelección consecutiva para alcaldes en México reavivó el debate teórico sobre cómo las elecciones influyen en el comportamiento de los gobernantes. La literatura clásica sobre modelos de agencia sostiene que las elecciones sirven como mecanismo de rendición de cuentas: los funcionarios con ambición de reelección tienen incentivos para alinearse con el interés público y evitar un mal desempeño, ya que de ello depende su permanencia en el cargo. Barro (1973) y Ferejohn (1986) formularon modelos donde la amenaza de no ser reelegido disciplina a los políticos, induciendo mayor esfuerzo y menos comportamiento oportunista. En contraste, si un gobernante enfrenta un límite de mandato, sus incentivos cambian al no tener que responder ante los votantes en el futuro.

Besley y Case (1995) ofrecieron evidencia empírica de este mecanismo en el caso de gobernadores de EE. UU.: al comparar mandatarios elegibles para reelección con aquellos impedidos por límite de mandato, hallaron diferencias significativas en las políticas fiscales. En particular, observaron que los gobernadores en último periodo —sin amenaza electoral— tienden a aumentar impuestos y gasto público más que sus contrapartes elegibles, indicando que la ausencia de

rendición de cuentas inmediata les permite seguir sus preferencias partidistas —por ejemplo, gobernadores demócratas elevaron el gasto per cápita \sim \$17 y los impuestos al enfrentar un último periodo sin reelección. Estos hallazgos apoyan la noción de que la posibilidad de reelección tiende a moderar comportamientos fiscales extremos y alinear a los gobernantes con las preferencias de los votantes bajo la expectativa de recompensa o castigo electoral.

El debate en la literatura ha subrayado varias ventajas de permitir la continuidad de los presidentes municipales. Entre ellas se ha destacado la *profesionalización* de los gobiernos locales, una mayor *eficacia y eficiencia* en la gestión pública gracias a la experiencia acumulada, y una relación gobierno-ciudadano más cercana que potencia la rendición de cuentas. La lógica es que un alcalde que puede competir por un segundo periodo tendrá motivación para demostrar resultados a sus electores y mantener finanzas saludables, en contraste con un sistema de no reelección inmediata en que “sólo se tiene una oportunidad” e incentivaba a muchos a buscar beneficios personales de corto plazo durante su mandato. La reelección inmediata, entonces, introduce un horizonte más largo para los alcaldes y ata su futuro político al desempeño de su primer término.

Un influyente estudio de Ferraz y Finan (2011) sobre gobiernos locales en Brasil mostró que los alcaldes con posibilidad de reelegirse incurrieron en significativamente menos corrupción que aquellos en su segundo periodo sin reelección. Usando auditorías aleatorias de gastos municipales, encontraron que los primeros —alcaldes en primer término buscando otro— desviaban en promedio 27 % menos recursos públicos que los alcaldes impedidos de continuar. También hallaron que los alcaldes con incentivo de reelección se esforzaban más por atraer recursos externos: por ejemplo, gestionaban con mayor éxito transferencias federales —e.gr. fondos de inversión para obra pública— en comparación con los alcaldes en segundo término. En conjunto, estos estudios sostienen que la reelección prolonga el horizonte político del gobernante fomentando decisiones más responsables y orientadas al mediano plazo, ya sea reduciendo prácticas corruptas o impulsando proyectos de desarrollo local que trascienden el trienio.

Frente a la visión optimista de la reelección como herramienta de rendición de cuentas, otros enfoques teóricos advierten riesgos y posibles efectos perversos. La misma capacidad de continuar en el poder podría incentivar comportamientos clientelares, especialmente si las instituciones de control son débiles. Las críticas a la reforma en México venían del temor a la perpetuación de grupos en el poder, la consolidación de cacicazgos locales e incluso el uso indebido de recursos públicos para fines electorales propios. Estudios sobre Argentina, Colombia y otros países latinoamericanos han señalado que la posibilidad de reelegirse puede fortalecer las redes clientelares, pues el incumbente tiene más tiempo para distribuir favores a sus bases a cambio de apoyo electoral (Stokes, 2005), (Lodola, 2016). Un alcalde que aspira a continuar podría canalizar recursos públicos de forma estratégica —subsídios, empleos, obras selectivas— para mantener contentos a líderes locales o grupos de votantes clave, práctica que entra en tensión con la asignación eficiente o equitativa del presupuesto.

En esta investigación me intereso por cómo la reelección de alcaldes se refleja en los indicadores de finanzas públicas. Por ejemplo, la posibilidad de reelección puede influir en el nivel agregado de gasto. Por un lado, la continuidad podría llevar a una administración más eficiente que optimiza recursos y mantiene un crecimiento moderado del gasto. Por otro lado, también

puede facilitar mayor gasto público en el ciclo electoral, sea por proyectos adicionales que el alcalde emprende para mostrar resultados, o por menor contención del gasto al no haber cambio de gobierno.

Otro rubro de particular interés es el de obra pública. Este rubro tiende a ser uno de los más afectados por la dinámica electoral. La obra pública —partidas de inversión en bienes de dominio público, como pavimentaciones, alumbrado, infraestructura social— es altamente visible para la ciudadanía y suele utilizarse estratégicamente. Con la reelección, caben dos hipótesis: (a) alcaldes elegibles podrían impulsar más obra pública durante su primer término, buscando presentar logros concretos que les ganen votos para el siguiente periodo; (b) alcaldes ya reelectos, al tener continuidad, podrían abordar proyectos de mayor envergadura —por ejemplo, obras que toman más de tres años. Los subsidios y ayudas sociales, por ejemplo, pueden usarse de forma clientelar, incrementándolos en años electorales para ganarse el favor de beneficiarios. La teoría sugiere que un alcalde con ambición de reelección podría aumentar programas de becas, apoyos al campo, despensas, etc., justo antes de la votación, buscando traducir el gasto social en votos.

Del lado de la recaudación subir impuestos es impopular, por lo que un alcalde que busca reelegirse tendría incentivos para evitar aumentos significativos de impuestos locales durante su primer término, a fin de no alienar a los votantes. La evidencia de Besley y Case (1995) apoya esto en parte: gobernadores demócratas evitaban subir impuestos en sus primeros términos para no dañar sus chances electorales, mientras que, una vez sin posibilidad de reelección, procedían a incrementarlos sustancialmente.

Es imprescindible resaltar el impuesto predial, puesto que es el impuesto local por excelencia en México. Por motivos políticos, muchos alcaldes han sido reticentes a actualizar catastros o aumentar tarifas del predial, ya que implica cobrar más a los residentes. Aquí la reelección puede tener efectos ambiguos. Por un lado, un alcalde buscando reelegirse podría evitar cualquier incremento al impuesto predial durante su primer término para no generar descontento; incluso podría ofrecer descuentos, condonaciones o mantener valores catastrales obsoletos deliberadamente. Esto encajaría en un patrón populista fiscal de corto plazo. Por otro lado, si el alcalde piensa en un horizonte más largo —seis años en total—, podría intentar mejorar la recaudación predial gradualmente: por ejemplo, invirtiendo en modernizar el padrón catastral en el primer trienio para ampliar la base gravable, o subiendo ligeramente las tasas recién iniciado el segundo periodo, cuando ya no enfrentará otra elección municipal.

De hecho, la teoría de agencia sugiere que en el último periodo —alcalde reelecto, sin posibilidad de un tercer término consecutivo— el gobernante podría tomar decisiones fiscalmente responsables pero impopulares —como elevar impuestos locales— puesto que ya no se someterá al voto, similar a lo observado con gobernadores de EE. UU. que aumentaban impuestos al ser *lame ducks*. Por tanto, podríamos ver un comportamiento secuencial: baja recaudación predial en el primer término —por cálculo electoral— seguida de aumentos en el segundo término para fortalecer las arcas municipales una vez asegurada la continuidad. En Italia, Dalle Nogare y Kauder (2017) encontraron que una gestión más estable (alcaldes sin cambio inmediato) tendía a mejorar los ingresos gubernamentales locales, reforzando así la capacidad de gasto en servicios. Esto sugiere que la reelección, al brindar horizonte y experiencia, podría aumentar

el esfuerzo recaudatorio en impuestos locales, incluido el predial, aunque tal efecto quizás se manifieste más en el segundo periodo de gobierno. Es por lo anterior que estudiar el efecto de la reelección sobre la recaudación predial representa un área de gran interés.

En síntesis, el marco teórico sugiere que la reelección de alcaldes tiene implicaciones importantes en las finanzas municipales, tanto por el lado del gasto como del ingreso. Es materia de investigación empírica actual discernir si, en promedio, los municipios con alcaldes reelectos presentan mejor desempeño fiscal —p. ej. mayor inversión pública sostenida, mayores ingresos propios— que municipios similares sin reelección, o si por el contrario han surgido patrones de gasto electoral y continuidad de vicios. El presente estudio se inscribe en esta línea, aportando evidencia sistemática 2015–2023 mediante un enfoque de diferencias-en-diferencias robusto para estimar el efecto causal de la reelección sobre indicadores fiscales municipales. Este diseño permitirá aislar el impacto promedio de haber reelegido al alcalde, contribuyendo a la literatura antes descrita —la cual, como expuse, ofrece argumentos teóricos y hallazgos mixtos tanto a favor como en contra de la hipótesis de que la reelección cambia el comportamiento fiscal.

II. Formulación de Hipótesis

Así pues, habiendo desarrollado la parte teórica, me propongo averiguar cuál es el efecto de la reelección sobre las finanzas públicas del municipio en cuestión. Es decir, pretendo estimar el efecto causal de que un alcalde se haya reelecto —esté en su segundo mandato— sobre una serie de indicadores de ingresos y egresos del municipio; ello con el motivo de averiguar en qué rubros hay un efecto y si éste es positivo o negativo.

Sea δ es el parámetro de interés que mide el efecto promedio de la reelección para cualquiera de los indicadores de finanzas públicas del municipio m en el año t . Planteo las siguientes hipótesis:

$$H_0 \quad \delta = 0.$$

La reelección municipal *no* tiene efecto sobre los indicadores de finanzas públicas del municipio en su segundo periodo.

$$H_A \quad \delta \neq 0.$$

La reelección municipal tiene un efecto significativo sobre los indicadores de finanzas públicas del municipio en su segundo periodo.

Además, de forma más específica, esperarí los siguientes efectos direccionados en las principales categorías:

$H_{1a} : \delta_{\text{gasto total}} > 0$ En municipios con alcalde reelecto, el gasto total en el segundo periodo es mayor que en municipios sin reelección.

$H_{1b} : \delta_{\text{obra pública}} > 0$ En municipios con alcalde reelecto, el gasto en obra pública en bienes de dominio público aumenta en su segundo periodo.

$H_{1c} : \delta_{\text{transferencias}} > 0$ En municipios con alcalde reelecto, las transferencias, asignaciones y subsidios crecen en el segundo periodo.

$H_{1d} : \delta_{\text{impuestos/derechos}} < 0$ En municipios con alcalde reelecto, la recaudación de impuestos y derechos locales se modera (o disminuye) en el periodo preelectoral de su segundo mandato.

$H_{1e} : \delta_{\text{participaciones}} > 0$ En municipios con alcalde reelecto, la captación de participaciones federales y estatales incrementa en el segundo periodo.

III. Timing del Juego

Sea el siguiente juego dinámico de dos etapas entre el alcalde (M) y el electorado (V):

Jugadores.

$$N = \{M, V\}.$$

Secuencia de movimientos (forma extensiva).

1. M (alcalde en el primer mandato) elige una política fiscal

$$p \in \{ \text{Alta, Baja} \}$$

donde “Alta” ($p = H$) representa, por ejemplo, mayor gasto público o incremento impositivo, y “Baja” ($p = L$) un enfoque más conservador.

2. V (electorado) observa p y decide si

$$r \in \{1 = \text{Reelegir}, 0 = \text{No reelegir}\}.$$

3. Si $r = 1$, el juego pasa a un segundo periodo con el mismo jugador M (alcalde reelecto). Si $r = 0$, el juego termina (sin segundo mandato).

Estrategias.

$$S_M = \{H, L\},$$

$$S_V = \{r_H, r_L\}, \quad \text{donde } r_p \in \{0, 1\} \text{ es la decisión tras observar } p.$$

Funciones de utilidad. Defino

$$u_M(p, r) = \alpha r - C(p) + B(p), \quad u_V(p) = V(p), \quad (1)$$

donde:

- $\alpha > 0$ mide el “beneficio político” de ganar la reelección.
- $C(p)$ es el costo político de implementar la política p , con $C(H) > C(L)$.
- $B(p)$ es el beneficio político de implementar la política p , con $B(H) < B(L)$
- $V(p)$ es la utilidad ciudadana derivada de p (p.ej. calidad de servicios, nivel de impuestos).

Forma estratégica. El juego equivalente en forma normal viene de fijar la estrategia de V como una función $r(p)$. Entonces:

$$\begin{aligned} \max_{p \in \{H, L\}} u_M(p, r(p)) &= \max_p [\alpha \cdot r(p) - C(p)], \\ \max_{r(p) \in \{0, 1\}} u_V(p) &\implies r(p) = \begin{cases} 1, & V(p) \geq \bar{V}, \\ 0, & V(p) < \bar{V}, \end{cases} \end{aligned}$$

con \bar{V} un umbral de satisfacción ciudadana para reelegir.

En particular, M elegirá

$$p^* = H \quad \text{sólo si} \quad \alpha > C(H) - C(L),$$

es decir, cuando la ganancia de reelección supera el costo adicional de la política más intensa.

Este planteamiento captura la tensión entre *incentivos de corto plazo* —elegir H para ganar votos— del alcalde y el *costo fiscal* ($C(p)$), así como la reacción del electorado mediante un umbral de satisfacción \bar{V} .

III. Diseño Empírico

I. Datos

En mi estudio trabajo con bases de datos obtenidas del repositorio *Recent Mexican Election Vote Returns* de Magar (2018); concretamente con la base de datos que contiene los alcaldes reelectos. Esta base muestra los resultados electorales a nivel municipal para cada año en el que haya habido elecciones; así como nombre del *incumbent*, partido y margen de victoria. De esta base extraje mi variable de tratamiento **reelection** que indica si el titular se reelegió o no. El Cuadro 1 presenta la tasa de reelección de cada partido y/o coalición por cada año desde 2018.

Para los datos de los ingresos y egresos por municipio empleo los datos de Finanzas Públicas Estatales y Municipales (EFIPEM) obtenidos de INEGI. Recolecté los datos de 2015 a 2023 de la EFIPEM y los filtré preservando 13 categorías —véase Cuadro 2. Desafortunadamente no pude estimar resultados para reelecciones de 2024 dado que el INEGI aún no habilita los datos de ese año. Las variables las elegí en función de su variación entre mandatos, es decir, cuáles son más probables de cambiar a discreción de políticas implementadas por el alcalde. Del lado del gasto público, el **total de egresos** mide la magnitud global de la intervención gubernamental y permite observar si los alcaldes reelectos tienden a expandir o contener el gasto agregado respecto a sus pares no reelectos.

Los **estímulos** comprenden básicamente incentivos fiscales. Las **remuneraciones** reflejan el costo de la nómina municipal; su control o expansión puede señalar estrategias de clientelismo interno —por ejemplo, otorgar plazas discrecionalmente. La **obra pública** constituye la inversión de capital más electoralmente rentable, y sobre los cuales se espera un ciclo político de incremento en años electorales. Finalmente, los **subsidios** engloban el gasto social y ayudas directas que pueden usarse como herramienta de compra de lealtades para generar rédito político.

Cuadro 1: Tasa de reelección por partido y año

(a) Años 2018–2020					(b) Años 2021–2024				
Año	Partido	Total	Reelectos	Tasa	Año	Partido	Total	Reelectos	Tasa
2018	MRN	353	17	0.0482	2021	MRN	493	74	0.1501
2018	Otro	288	38	0.1319	2021	Otro	570	75	0.1316
2018	PAN	182	53	0.2912	2021	PAN	217	49	0.2258
2018	PAN-PRD	273	61	0.2234	2021	PAN-PRD	38	8	0.2105
2018	PRD	62	16	0.2581	2021	PRD	65	9	0.1385
2018	PRI	450	96	0.2133	2021	PRI	218	34	0.1560
2019	MRN	9	0	0.0000	2021	PRI-PAN	226	39	0.1726
2019	Otro	6	2	0.3333	2021	PRI-PRD	83	31	0.3735
2019	PAN	7	3	0.4286	2022	MRN	22	1	0.0455
2019	PAN-PRD	16	3	0.1875	2022	Otro	6	1	0.1667
2019	PRD	1	1	1.0000	2022	PAN	1	0	0.0000
2019	PRI	21	3	0.1429	2022	PRD	2	0	0.0000
2020	MRN	10	0	0.0000	2022	PRI	7	1	0.1429
2020	Otro	22	0	0.0000	2022	PRI-PAN	16	3	0.1875
2020	PAN	5	0	0.0000	2024	MRN	739	140	0.1894
2020	PAN-PRD	6	0	0.0000	2024	Otro	539	94	0.1744
2020	PRD	7	0	0.0000	2024	PAN	68	21	0.3088
2020	PRI	32	0	0.0000	2024	PAN-PRD	16	3	0.1875
					2024	PRD	29	3	0.1034
					2024	PRI	70	21	0.3000
					2024	PRI-PAN	299	121	0.4047
					2024	PRI-PRD	42	15	0.3571

Del lado de los ingresos, los **impuestos** son la variable más sensible políticamente; un alcalde con incentivos de reelección suele moderar aumentos tributarios en su primer periodo para no dañar su reputación, y eventualmente ajustarlos en su segundo mandato cuando ya no enfrenta un nuevo voto. Los **derechos de uso** recaudación ligada a servicios concretos —agua, mercados, estacionamientos. Los **permisos** son ingresos por trámites municipales que pueden flexibilizarse o encarecerse en función del calendario electoral; asimismo, las ”jornadas de condonación” son una práctica común. El **predial** es la principal fuente propia de las municipios. Mientras que **aportaciones** y **participaciones** provienen de la Federación. Por un lado, las aportaciones federales —o Ramo 33— se otorgan para complementar el gasto en salud, educación, infraestructura y seguridad social. Por otro, las participaciones federales recursos que la Federación transfiere a los estados y municipios por su adhesión al Sistema Nacional de Coordinación Fiscal (SNCF).

A partir de las variables 11,12 y 13 del Cuadro 2, construí una variable adicional, **ingresos reales**, resultando de la diferencia entre el total de ingresos y las aportaciones y participaciones federales. A todas mis variables les apliqué una transformación logarítmica para trabajar con términos relativos, es decir, la evolución relativa —crecimientos porcentuales— año a año. Esta decisión técnica tiene tres ventajas: 1) reduce sesgos y outliers, dado que hay municipios que perciben y gastan mucho considerando que tienen gran población o industria, el logaritmo

mitiga las diferencias; 2) corrige heteroscedasticidad, ya que la prueba Breusch Pagan arrojó un $p - value < 0,05$, cuando H_0 : homoscedasticidad, para todas las variables, por lo que era necesaria la corrección logarítmica; 3) finalmente, permite una interpretación económica, puesto que los coeficientes $\Delta \ln(x)$ se leen como elasticidades —i.e. cambios porcentuales.

Cuadro 2: Categorías por Ingresos y Egresos

Egresos	Ingresos
1. Total de egresos	6. Impuestos
2. Estímulos	7. Derechos por el uso, goce, aprovechamiento o explotación de bienes de dominio público
3. Remuneraciones al personal	8. Licencias y permisos
4. Obra pública en bienes de dominio público	9. Multas
5. Transferencias, asignaciones, subsidios y otras ayudas	10. Impuesto predial
	11. Participaciones federales
	12. Participaciones estatales
	13. Aportaciones federales y estatales

Para la correcta ejecución de los modelos tuve que construir una base de datos panel balanceada, por lo que primero repetí cada observación, o sea, cada municipio, de 2015 a 2023. Después la combiné con la base de reelección de alcaldes, donde mi variable de tratamiento indica 1 para cada año del segundo mandato de un alcalde reelecto. Por último, la uní con mi base filtrada del EFIPEM para que cada municipio muestre el monto asociado a cada rubro por cada año. Fue con esta base resultante con la que desarrollé los modelos.

II. Estrategia de Identificación Causal

Para estimar de manera rigurosa el efecto causal de la reelección municipal sobre los indicadores de finanzas públicas, adopto el enfoque de diferencias en diferencias propuesto por Chaisemartin y D’Haultfoeuille (2020). A diferencia del DiD clásico con efectos fijos de dos vías (TWFE), que asume una única trayectoria contrafactual común y puede incorporar pesos negativos cuando el tratamiento se aplica en distintos momentos, el estimador de Chaisemartin & D’Haultfoeuille construye comparaciones binarias “par a par” entre cada grupo de municipios tratados en el periodo t y aquellos que aún no han sido tratados o nunca lo serán. Es decir, se trabaja con un tratamiento dinámico intertemporal, puesto que los municipios son “tratados” con reelección en distintos momentos a partir de 2018, y puede ser que un municipio con alcalde reelecto en 2018, deje de tenerlo en 2021, por lo que dejar de ser “tratado”. Formalmente, para cada cohorte de tratamiento g en el año t se calcula un estimador binario

$$\hat{\delta}_{g,t} = (\bar{Y}_{g,t+1} - \bar{Y}_{g,t-1}) - (\bar{Y}_{c(g),t+1} - \bar{Y}_{c(g),t-1}), \quad (2)$$

donde $\bar{Y}_{g,s}$ es el promedio del indicador de finanzas públicas en el grupo tratado g en el año s y $\bar{Y}_{c(g),s}$ corresponde al promedio de su contrafactual $c(g)$. Estos efectos binarios se agregan

mediante ponderaciones positivas $w_{g,t}$ que reflejan la varianza de los periodos pre- y post-tratamiento y el tamaño relativo de cada cohorte, de modo que

$$\hat{\delta} = \sum_{g,t} w_{g,t} \hat{\delta}_{g,t}, \quad w_{g,t} \geq 0, \quad \sum_{g,t} w_{g,t} = 1. \quad (3)$$

Este procedimiento evita los sesgos propios del TWFE y garantiza interpretabilidad causal aun cuando la adopción del tratamiento (la reelección) sea escalonada a partir de 2018.

Otra ventaja fundamental es que dicho estimador facilita la recuperación de efectos dinámicos en cada horizonte temporal tras la reelección. Al desagregar $\hat{\delta}_{g,t}$ según el “tiempo desde el tratamiento”, es posible observar si los cambios en gasto o ingreso municipal emergen inmediatamente, se consolidan o se diluyen con los años, sin necesidad de especificar interactivos complejos en un solo modelo global. En contraste, los estudios de event-study convencionales pueden presentar estimaciones inconsistentes cuando agregan coeficientes de “leads” y “lags” de forma directa, y los métodos de matching o sintéticos, si bien capaces de ajustar tendencias de manera flexible, requieren emparejamientos manuales y no permiten una agregación automática de efectos dinámicos.

Opté por esta estrategia de identificación porque la reforma de reelección municipal en México, si bien entró en vigor al mismo tiempo para toda la República, se aplicó en momentos distintos para diferentes municipios debido a su ciclos electorales particulares; además me interesa estimar no sólo un promedio agregado, sino también la trayectoria temporal de los efectos antes y después de cada elección. Además, el estimador de Chaisemartin & D’Haultfoeuille aprovecha como controles tanto a los municipios con alcaldes nunca reelectos como a aquellos cuyo tratamiento ocurre más adelante, maximizando eficiencia y validez, y elimina la posibilidad de obtener resultados contraintuitivos por la presencia de ponderaciones negativas. En suma, este enfoque ofrece una solución robusta a los desafíos metodológicos de inferencia causal en contextos de adopción escalonada, lo cual lo hace especialmente apropiado para nuestro periodo de estudio (2015–2023) y para la heterogeneidad de los municipios mexicanos.

III. Especificación Econométrica

Por tanto, mi modelo econométrico quedaría especificado como sigue. Sea $Y_{m,t}$ cualquiera de los indicadores de finanzas públicas de interés para el municipio m en el año t , transformado como $y_{m,t} = \ln(Y_{m,t})$. Defino G_m como el año de primera reelección (2018 o 2021) para los municipios que efectivamente lograron un segundo mandato y $G_m = \infty$ para aquellos que nunca se reeligieron. El estimador de Chaisemartin y D’Haultfoeuille (2020) procede en dos pasos:

En un primer paso, para cada cohorte de tratamiento g (municipios con $G_m = g$) y cada año $t \geq g$, se calcula un efecto binario de diferencias en diferencias (ecuación (2)), donde $\bar{y}_{g,s}$ es el promedio de $y_{m,s}$ para los municipios tratados en g y $\bar{y}_{c(g),s}$ el promedio para el grupo de comparación $c(g)$, formado por municipios que serán tratados más tarde o que no recibirán tratamiento. En un segundo paso, estos efectos binarios se agregan mediante ponderaciones positivas $w_{g,t}$ que reflejan el tamaño relativo de cada cohorte y la varianza de las diferencias pre-post, sujetas a la ecuación (3).

Adicionalmente, para examinar la dinámica temporal del efecto, se utiliza una especificación

event-study en forma de regresión lineal de panel con efectos fijos:

$$y_{m,t} = \alpha_m + \gamma_t + \sum_{k \neq -1} \beta_k D_{m,t}^k + \varepsilon_{m,t}, \quad (4)$$

donde $D_{m,t}^k = \mathbb{1}\{t - G_m = k\}$, indica el “tiempo desde la reelección” (excluyendo un período base $k = -1$), α_m y γ_t son efectos fijos de municipio y año y $\varepsilon_{m,t}$ el término de error. El método de Chaisemartin & D’Haultfoeuille ¹ garantiza que los estimadores de los coeficientes β_k sean promedios ponderados libres de sesgo por la heterogeneidad en los momentos de tratamiento y sin cancelación de efectos.

De esta manera, la combinación del estimador agregado $\hat{\delta}$ y del análisis de $\{\beta_k\}$ permite medir por un lado el efecto promedio de la reelección y por otro la trayectoria dinámica de los indicadores de finanzas públicas antes y después de cada de reelección. Por tanto, se podrá observar tanto efectos como tendencias paralelas, supuesto fundamental del método de diferencia-en-diferencias.

IV. Resultados

Para la estimación de los efectos, en el modelo DiD de C&D’H, especifiqué que antes de estimar los efectos de la reelección, ajuste y elimine una tendencia lineal de fondo específica para cada municipio. Es decir, modela una pendiente de tiempo propia para cada municipio, capturando cómo evolucionaba su outcome año a año antes de cualquier tratamiento. Residualiza el outcome contra esa pendiente, de modo que luego el event-study compara solamente las desviaciones respecto a esa trayectoria lineal de fondo. En la práctica, esto refuerza el supuesto de tendencias paralelas.

Los resultados del DiD de C&D’H para todos los indicadores de finanzas públicas se presentan en el Cuadro 3. Para que el efecto conjunto de las estimaciones sea significativo, el test de nulidad conjunta debe arrojar un *p-value* menor a 0.05. Mientras que en el caso de las estimaciones de los placebos es el caso contrario, es decir, se busca que el test de nulidad conjunta arroje un *p-value* mayor a 0.05, tomando H_0 : hay tendencias paralelas, para así cumplir con el supuesto. Ergo, solo cuando se satisfacen ambas condiciones el estimador DiD es válido.

Solo hubo un efecto sobre las variables **obra**, **predial** y **usufructo**², por lo que únicamente desglosaré los resultados obtenidos para estos tres indicadores. Para cuatro variables, **estímulos**, **nómina**, **impuestos**, **permisos**, encontré lo que puede llamarse un “cero causal”, lo que significa que el test de tendencias paralelas se cumple, pero los coeficientes estimados post-reelección no son estadísticamente distintos de cero. Por lo tanto, no hay indicios de un efecto causal positivo ni negativo —los tratados siguen la misma trayectoria que los controles, antes y después del corte, y por tanto no hay impacto causal.

¹De ahora en adelante DiD de C&D’H

²Se usará el término usufructo para referirse a derechos por el uso, goce, aprovechamiento o explotación de bienes públicos.

Cuadro 3: Resumen de pruebas de nulidad conjunta para efectos y placebos por cada indicador

Outcome	Joint p -effects	Joint p -placebo	Estimador válido
log_egresos	0.0000 (✓)	0.0017 (✗)	No
log_estimulos	0.3966 (✗)	0.1603 (✓)	No
log_nomina	0.0830 (✗)	0.2407 (✓)	No
log_subsidios	0.0001 (✓)	0.0001 (✗)	No
log_obra	0.0017 (✓)	0.1115 (✓)	Sí
log_impuestos	0.9366 (✗)	0.5499 (✓)	No
log_predial	0.0478 (✓)	0.4326 (✓)	Sí
log_usufructo	0.0461 (✓)	0.1667 (✓)	Sí
log_permisos	0.1334 (✗)	0.3392 (✓)	No
log_multas	0.0500 (✓)	0.0444 (✗)	No
log_ingresos	0.0000 (✓)	0.0025 (✗)	No

Se considera “✓” en *Joint p-effects* cuando $p < 0,05$ (efecto conjunto significativo).

Se considera “✓” en *Joint p-placebo* cuando $p > 0,05$ (no se rechaza la hipótesis de tendencias paralelas).

El estimador se considera válido si se cumple ambas condiciones en los test of joint nullity .

I. Obra pública en bienes de dominio público

Cuadro 4: Event-study effects para log(obra pública)

Horizonte	Estimate	SE	LB (95 % CI)	UB (95 % CI)	N	Switchers
Effect_1	-0,25654	0,06378	-0,38154	-0,13154	6 529	416
Effect_2	-0,41458	0,10874	-0,62771	-0,20145	6 316	416
Effect_3	-0,63732	0,15771	-0,94644	-0,32821	4 709	213
Effect_4	-1,17507	0,30891	-1,78052	-0,56962	2 871	213
Effect_5	-1,41781	0,37369	-2,15039	-0,68539	2 879	213

Nota: Test de nulidad conjunta de los efectos: $p = 0,0017$.

Cuadro 5: Prueba de tendencias paralelas y no anticipación para log(Obra pública)

Horizonte	Estimate	SE	LB (95 % CI)	UB (95 % CI)	N	Switchers
Placebo_1	-0,19539	0,09416	-0,37993	-0,01084	6 089	223
Placebo_2	-0,21238	0,16145	-0,52882	+0,10406	4 110	223

Nota: Test de nulidad conjunta de los placebos: $p = 0,1115$.

Para todos los coeficientes del Cuadro 4 se obtuvo un p -value $< 0,001$. A un periodo del tratamiento —“Effect_1”— el coeficiente estimado es -0.25654, lo que equivale a una caída aproximada del 22.62 % en el gasto en obra pública, es decir, en municipios donde el alcalde se reelige disminuye en aproximadamente 22.62 % el gasto promedio destinado a obra pública en el primer año, en comparación con los municipios donde no hubo reelección. El efecto se intensifica en los periodos posteriores: en “Effect_2” la caída es cercana al 33.93 %, en “Effect_3” al 47.12 %, en “Effect_4” al 69.12 % y en “Effect_5” al 75.77 %. Estos valores muestran que,

tras la reelección, los municipios disminuyen de manera muy marcada la inversión visible en infraestructura pública, y que este efecto crece con el tiempo.

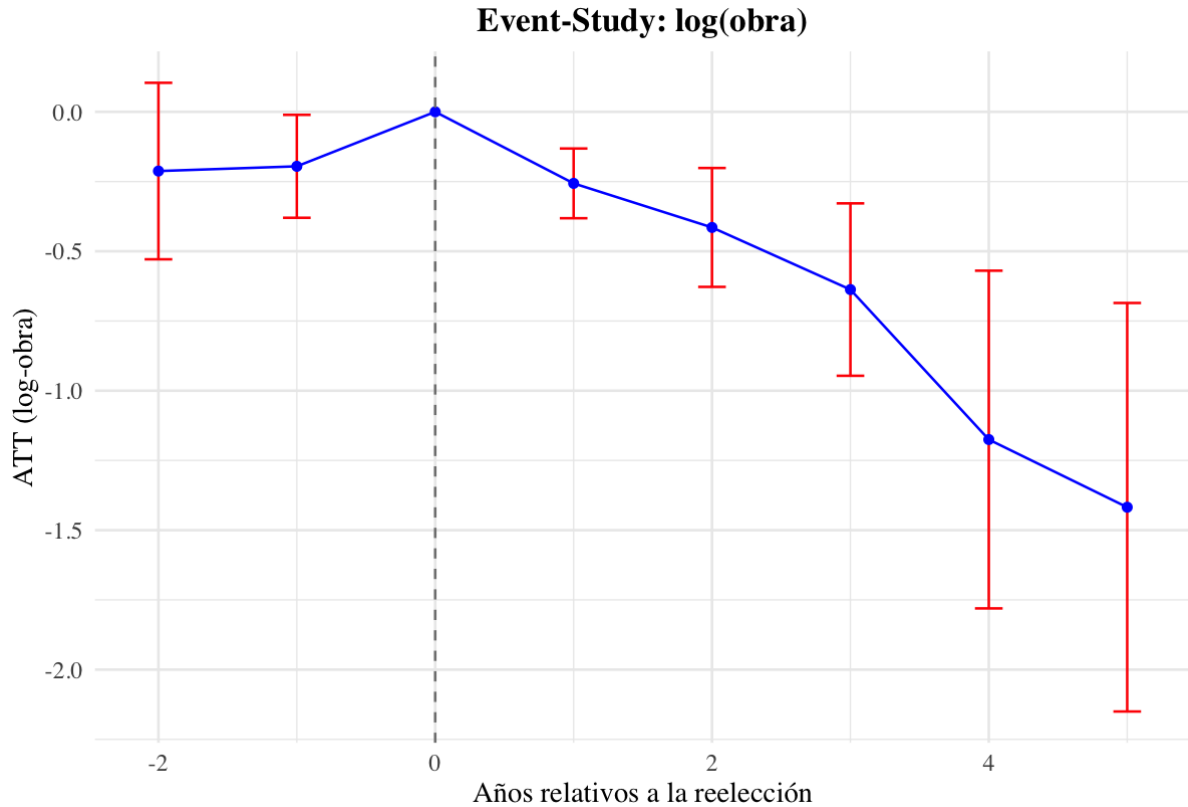


Figura 1: Efecto dinámico de la reelección municipal sobre el gasto en obra pública (log)

El patrón de coeficientes —desde una caída moderada en el primer año post-reelección hasta una contracción muy intensa al cabo de cuatro y cinco años— sugiere que la reelección municipal en México está asociada con una reducción progresiva y creciente en la ejecución de obra pública, visible en la Figura 1. Dado que la prueba de tendencias paralelas se satisface, podemos interpretar este descenso como un efecto causal atribuible al cambio institucional de permitir alcaldes reelectos.

II. Impuesto predial

Cuadro 6: Event-study effects para log(impuesto predial)

Horizonte	Estimate	SE	LB (95 % CI)	UB (95 % CI)	N	Switchers
Effect_1	-0,05150	0,05004	-0,14957	0,04657	4 392	236
Effect_2	0,00547	0,07737	-0,14617	0,15711	3 859	236
Effect_3	0,09761	0,10490	-0,10798	0,30320	2 705	106
Effect_4	-0,20018	0,19366	-0,57975	0,17939	1 835	106
Effect_5	-0,11278	0,23588	-0,57509	0,34953	1 667	106

Nota: Test de nulidad conjunta de los efectos: $p = 0,0478$.

En conjunto para esta variable, hay indicios —por test conjunto— de que la reelección afecta

Cuadro 7: Prueba de tendencias paralelas y no anticipación para log(impuesto predial)

Horizonte	Estimate	SE	LB (95 % CI)	UB (95 % CI)	N	Switchers
Placebo_1	0,07026	0,05435	−0,03626	0,17678	3 891	120
Placebo_2	0,12599	0,14388	−0,15601	0,40799	2 305	120

Nota: Test de nulidad conjunta de los placebos: $p = 0,4326$.

la recaudación predial, pero los efectos año por año carecen de precisión suficiente para señalar un cambio claro y consistente; esto es, ningún coeficiente tuvo un nivel de confianza mínimo de 95 %. La confirmación de tendencias paralelas avala el uso del DiD, pero los resultados sugieren que, en promedio, la reelección no genera un impacto pronunciado y estable en el impuesto predial municipal. Esto porque al inspeccionar los intervalos de confianza al 95 % de cada coeficiente, todos incluyen el cero, como se observa en la Figura 2, de modo que ninguno de los efectos puntuales es individualmente significativo.

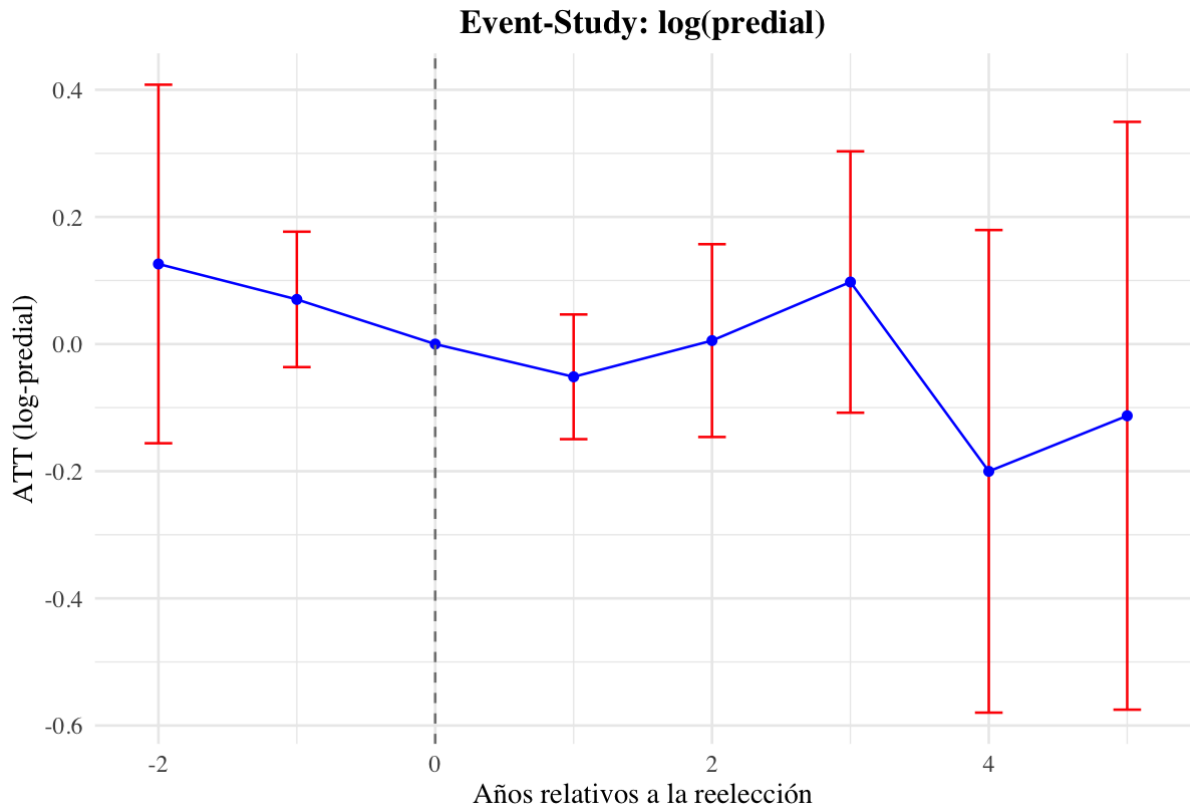


Figura 2: Efecto dinámico de la reelección municipal sobre la recaudación del impuesto predial (log)

III. Derechos por el uso, goce, aprovechamiento o explotación de bienes de dominio público

Los resultados para esta variable son mixtos, puesto que los coeficientes de “Effect_3” y “Effect_5” —en los años 3 y 5— no son significativos, mientras que para el resto son negativos y significativos —con $p\text{-value} < 0,05$. A un año de la reelección —“Effect_1”— el ingreso por los

Cuadro 8: Event-study effects para $\log(\text{derechos por uso de bienes públicos})$

Horizonte	Estimate	SE	LB (95 % CI)	UB (95 % CI)	N	Switchers
Effect_1	-0,31749	0,10289	-0,51915	-0,11582	4 868	262
Effect_2	-0,47097	0,17720	-0,81828	-0,12366	4 510	262
Effect_3	-0,46560	0,24812	-0,95192	+0,02071	3 262	115
Effect_4	-0,94121	0,47898	-1,87999	-0,00243	2 031	115
Effect_5	-1,12217	0,59881	-2,29582	+0,05147	2 023	115

Nota: Test de nulidad conjunta de los efectos: $p = 0,0461$.

Cuadro 9: Prueba de tendencias paralelas y no anticipación para $\log(\text{derechos por uso de bienes públicos})$

Horizonte	Estimate	SE	LB (95 % CI)	UB (95 % CI)	N	Switchers
Placebo_1	-0,19685	0,10887	-0,41023	+0,01653	4 417	133
Placebo_2	-0,40324	0,26693	-0,92642	+0,11993	2 819	133

Nota: Test de nulidad conjunta de los placebos: $p = 0,1667$.

derechos de uso, goce, aprovechamiento o explotación de bienes de dominio público disminuye en aproximadamente un 27.02 %. Es decir, en municipios donde se reeligió el alcalde, el ingreso promedio por concesiones cae en al rededor de 27.02 % en el primer año del segundo mandato.

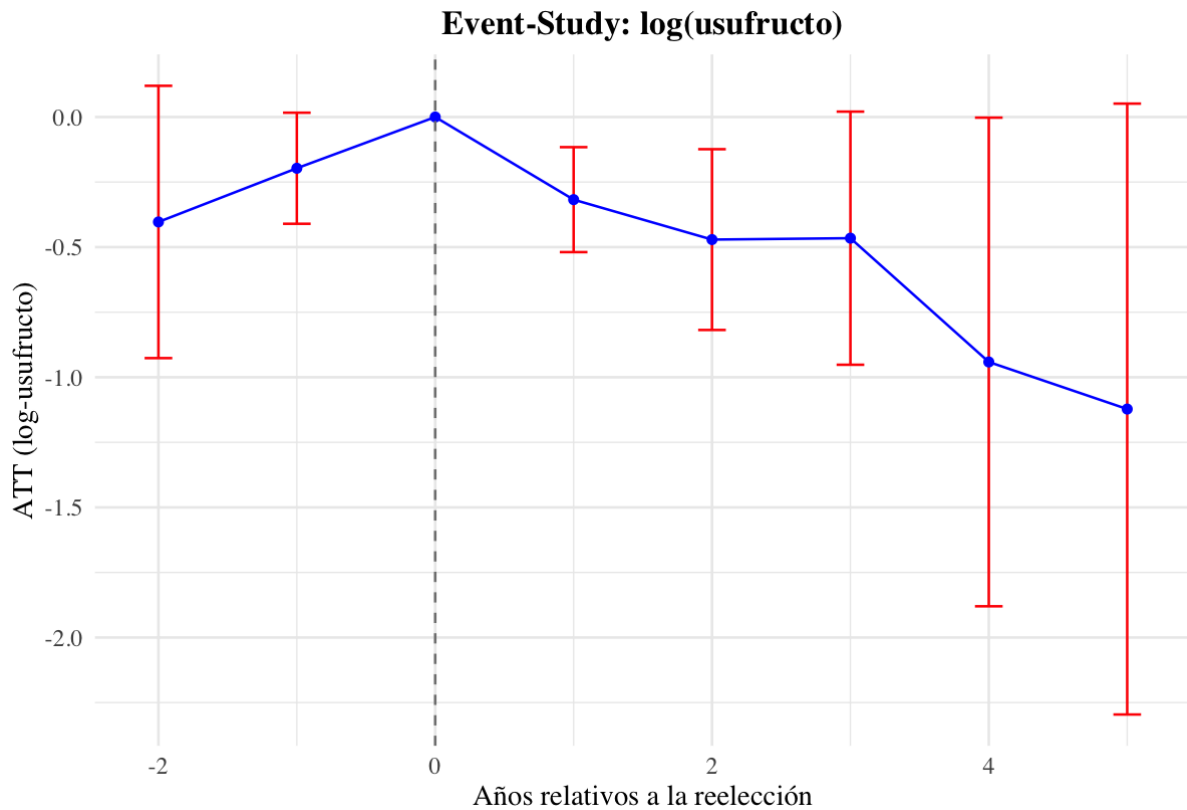


Figura 3: Efecto dinámico de la reelección municipal sobre el ingreso por derechos de uso y aprovechamiento de bienes públicos (log)

En promedio, la reelección municipal está ligada a una reducción sustancial y persistente

en los ingresos por derechos de uso de bienes públicos. El efecto es más pronunciado en el segundo año post-reelección y, aunque la incertidumbre crece en los períodos posteriores, el test conjunto confirma que el cambio en esta fuente de ingresos es atribuible al mecanismo de reelección, manteniéndose válidas las precondiciones de identificación.

En términos generales, los alcaldes que logran un segundo periodo parecen optar por reducir la inversión visible y relajar o posponer la imposición de algunas tasas sobre las concesiones de derecho, uso y goce de bienes públicos, posiblemente para reorientar el esfuerzo fiscal hacia otros fines o en respuesta a menores incentivos de “lucimiento” tras haber asegurado la continuidad en el cargo. El impuesto predial, por su parte, permanece relativamente inalterado, lo que podría reflejar las limitaciones institucionales para variar esta fuente de ingresos. Estos hallazgos apuntan a que la reelección no conduce a un fortalecimiento homogéneo de las finanzas municipales, sino más bien a una estrategia fiscal selectiva que prioriza otras partidas distintas de la infraestructura y las tasas por uso de bienes públicos.

V. Análisis Adicional

En esta sección, para complementar el análisis realizado por el método de DiD de C&D’H, me propongo extenderlo usando el método de Changes-in-Changes (CiC) desarrollado por Athey e Imbens (2006). Este método no paramétrico estima no sólo el efecto promedio en el tratado, sino la distribución completa de los contrafactuales, bajo una suposición de *invariancia de la transformación del ranking* de los resultados. La lógica es que para cada municipio que sí se reeligió, se observa en qué percentil de la distribución pre-reelección se encontraba su valor —por ejemplo, si estaba en el 70 % de gasto. Luego se “transporta” ese percentil a la nueva distribución de los municipios de control. Así se obtiene cuánto debería haber sido su valor tras la reelección, si no hubiera existido ninguna intervención —su contrafactual. Al promediar la diferencias obtengo el ATT —el efecto promedio en los tratados.

Sea $Y_{i,t}$ el valor (por ejemplo, ln del gasto en obra pública) del municipio i en el año t . Divido las unidades en dos grupos:

$$D_i = \begin{cases} 1, & \text{si el municipio } i \text{ fue reelecto en } t = T, \\ 0, & \text{si nunca fue reelecto.} \end{cases}$$

1. Distribuciones pre y post en el grupo control. Se definen las funciones de distribución acumulada (FDA) del grupo no tratado ($D_i = 0$):

$$F_{0,T-1}(y) = P(Y_{i,T-1} \leq y \mid D_i = 0), \quad F_{0,T}(y) = P(Y_{i,T} \leq y \mid D_i = 0). \quad (5)$$

2. Cálculo del contrafactual para cada tratado. Para cada municipio reelecto i (con $D_i = 1$), hallo primero su *percentil* en el periodo antes de la reelección:

$$q_i = F_{0,T-1}(Y_{i,T-1}). \quad (6)$$

Luego se proyecta ese mismo percentil a la distribución *post* de los no tratados, obteniendo el valor que *i* *habría* tenido sin reelección:

$$\hat{Y}_{i,T}^0 = F_{0,T}^{-1}(q_i) = F_{0,T}^{-1}(F_{0,T-1}(Y_{i,T-1})). \quad (7)$$

3. Efecto individual y promedio. La diferencia entre el valor observado tras la reelección y este contrafactual es el efecto causal individual:

$$\tau_i = Y_{i,T} - \hat{Y}_{i,T}^0 \quad (8)$$

y este es el estimador del QTT:

$$\tau_q = Q_{Y_T|D=1}(q) - Q_{Y_T^0}(q), \quad (9)$$

Quantile Treatment Effect on the Treated (QTT): se basa en cuatro distribuciones de un diseño de Diferencias en Diferencias (2×2):

1. $F_{Y(0),00}(y)$: FDA de $Y(0)$ para las unidades de control en el período 0.
2. $F_{Y(0),10}(y)$: FDA de $Y(0)$ para las unidades de tratamiento en el período 0.
3. $F_{Y(0),01}(y)$: FDA de $Y(0)$ para las unidades de control en el período 1.
4. $F_{Y(1),11}(y)$: FDA de $Y(1)$ para las unidades de tratamiento en el período 1.

El Efecto Cuantílico del Tratamiento en los Tratados (QTT) en el cuantil θ se define como

$$\Delta_{\theta}^{\text{QTT}} = F_{Y(1),11}^{-1}(\theta) - F_{Y(0),11}^{-1}(\theta), \quad (10)$$

donde $F^{-1}(\theta)$ denota la función cuantílica —la inversa de la FDA— evaluada en θ .

Este procedimiento resulta conveniente para nuestro estudio por varias razones. Primero, *no* exige la hipótesis de tendencias paralelas en las medias, sino una invariancia más flexible en las *transformaciones de ranking*, lo que permite heterogeneidad en la respuesta al tratamiento. Segundo, recupera la *distribución completa* del contrafactual, de modo que puedo analizar no sólo el cambio promedio en gasto o ingreso, sino cómo varía a lo largo de toda la distribución de municipios. Tercero, al ser un método no paramétrico, es robusto a especificaciones erróneas de la forma funcional y a la presencia de outliers, comprimiendo las colas de la distribución. El estimador que obtiene son los Quantile Treatment Effects on the Treated (QTT): es decir, cuán distinto habría sido cada percentil de la distribución del estándar de control si hubiese recibido el tratamiento. En conjunto, CiC complementa al DiD de C&D'H al brindar un retrato más detallado y menos dependiente de supuestos de homogeneidad en los efectos de la reelección municipal.

El Cuadro 10 muestra los resultados del modelo CiC para la variable **obras**, en tanto que la Figura 4 lo hace de manera gráfica. En el primer año post-elección, los QTT son predominantemente negativos a partir del 30 % percentil: por ejemplo, la mediana (50 %) cae aproximadamente $-0,22$ (-22 %) y el percentil 60 % cae aproximadamente $-0,24$ (-24 %) respecto al

contrafactual. En los extremos bajos (10–20 %) los coeficientes son cercanos a cero o ligeramente positivos, pero en los percentiles medios la caída es mayor. No obstante, dado que los errores estándar (0.13–0.24) son amplios, ninguno de estos coeficientes es individualmente significativo. Desafortunadamente obtuve más o menos los mismos resultados para mis otras variables de interés. Con esto me refiero a que los coeficientes por cuantil $\hat{\tau}_q$ tenían errores estándar muy altos, aún cuando aumenté el bootstrapping de 200 a 500 réplicas. Ergo, los resultados de heterogeneidad por cuantil no son concluyentes.

Cuadro 10: Quantile Treatment Effects (CiC) para log(obra pública)

Percentil	Pre-trat. (es=0)		1er año (es=1)		2º año (es=2)	
	$\hat{\tau}_q$	SE	$\hat{\tau}_q$	SE	$\hat{\tau}_q$	SE
10 %	0.2503	0.2186	0.0820	0.2388	0.1077	0.2112
20 %	0.2529	0.2749	0.0975	0.2254	−0,0942	0.2318
30 %	0.1774	0.1593	−0,1230	0.1668	−0,1583	0.1645
40 %	0.0972	0.1528	−0,1871	0.1485	−0,2166	0.1495
50 %	0.0803	0.1353	−0,2216	0.1466	−0,1806	0.1237
60 %	0.0301	0.1321	−0,2390	0.1343	−0,1790	0.1270
70 %	0.0828	0.1390	−0,1703	0.1430	−0,1441	0.1368
80 %	0.1247	0.1856	−0,0999	0.1922	−0,0517	0.1595
90 %	−0,0624	0.2474	−0,1630	0.2397	−0,1904	0.2329

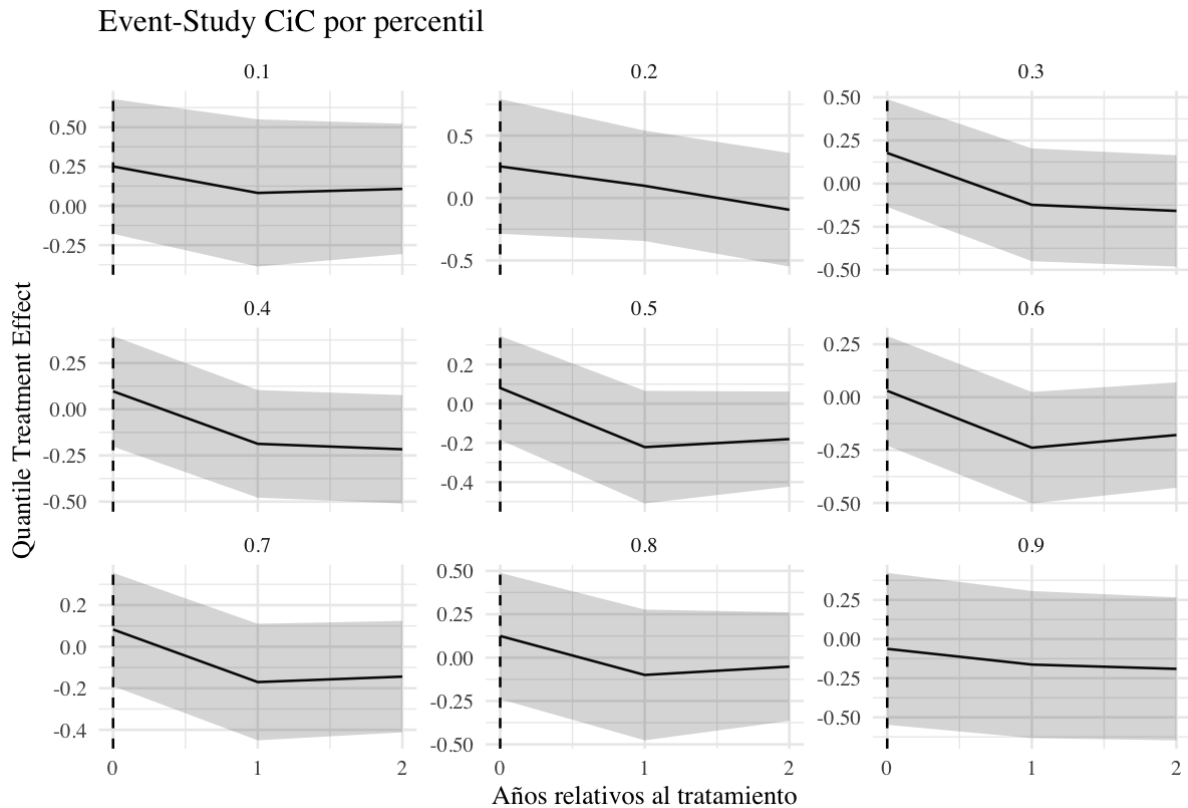


Figura 4: QTT para log(obra pública)

No obstante, esto no quiere decir que los resultados del modelo DiD de C&D'H pierdan ro-

butez. Tómese el caso de la aplicación a $\log(\text{obra pública})$, el DiD produjo efectos claramente significativos y con intervalos estrechos, mientras que CiC arrojó estimaciones muy imprecisas en cada cuantil. Dado que mi muestra de municipios tratados es moderada y no necesito desagregar por percentil, y el DiD resulta más eficiente. Además, en sí, miden cosas distintas, el DiD de C&D'H cuantifica el impacto medio de la reelección municipal a lo largo del tiempo; el CiC mide la heterogeneidad del impacto —por ejemplo, ver si sólo los municipios más grandes o más pequeños reaccionan distinto— aunque no garantice intervalos estrechos.

VI. Discusión

Estos hallazgos comprenden apenas una primera aproximación a esta veta de investigación en la Ciencia Política sobre la reelección de funcionarios públicos. El fenómeno ha sido muy poco estudiado dado que solo se permitió hasta 2025, contando solo con datos de alcaldes reelectos de 2018 a 2024. Mis hallazgos aportan evidencia novedosa sobre el impacto de la reelección municipal en las finanzas públicas locales. La estimación basada en el DiD de C&D'H mostró una reducción sustancial y estadísticamente significativa del gasto en obra pública tras la reelección, mientras que los efectos sobre el impuesto predial y los derechos de uso de bienes públicos resultaron heterogéneos.

En términos teóricos, estos resultados confirman que la reelección modifica los incentivos de los alcaldes de manera selectiva. La drástica caída en obra pública sugiere que, tras asegurar un segundo mandato, los incumbents reducen inversiones visibles cuya utilidad electoral ya no es prioritaria. En la práctica, la continuidad política puede traducirse en *menor* ejecución de infraestructura si el beneficio político inmediato ya ha sido alcanzado.

A pesar de la robustez del diseño DiD avanzado, existen varias limitaciones que deben reconocerse. Primero, la ventana de observación (2015–2023) abarca solo dos ciclos de reelección efectiva (2018–2021 y 2021–2024), lo que restringe la variabilidad temporal y puede subestimar efectos de mediano y largo plazo. Segundo, la disponibilidad únicamente de datos anuales impide capturar ajustes intra-trienio que podrían ser relevantes en contextos de contingencias presupuestales. Tercero, aunque el DiD de C&D'H permite adopción del tratamiento escalonadamente, sigue asumiendo que no existen choques específicos a ciertos municipios no atribuibles a la reelección. Cualquier evento local —por ejemplo, desastres naturales, cambios de partido en el estado, e inclusive la pandemia de Covid-19— podría sesgar los estimadores. En cuanto al análisis CiC, la alta imprecisión de los QTT indica que el método requiere muestras muy grandes y réplicas de bootstrap más intensivas para detectar heterogeneidad en percentiles extremos. Asimismo, CiC asume invariancia de ranking, un supuesto más flexible que las tendencias paralelas en la media, pero difícil de verificar empíricamente.

¿Qué se podría hacer adicionalmente para complementar este estudio? Pues, cabe recordar que restringí mi muestra a solo 13 indicadores de finanzas públicas, y puede ser que sí haya efectos en otros rubros que yo no consideré en este estudio, por ejemplo: seguridad social, servicios básicos, subvenciones, etc. Igualmente, se podría desagregar la composición interna de cada indicador. Para profundizar en los resultados, también convendría medir los efectos heterogéneos del tratamiento por tipo de municipio o por partido del alcalde. Una extensión

más sería contrastar la diferencia en los montos destinados por cada rubro entre los alcaldes en su segundo mandato contra aquellos de alcaldes en su primer mandato que ya no pudieron reelegirse, pero tenían la pretensión de hacerlo. Y otra comparación sería la *within*, conservando solo en la muestra el grupo de alcaldes reelectos para observar las diferencias entre su primer y segundo mandato, y así medir cambios en la distribución de las finanzas públicas.

VII. Conclusión

Este estudio aporta evidencia empírica rigurosa sobre los efectos de permitir la reelección de alcaldes en México sobre las finanzas locales. Estos resultados tienen implicaciones de política pública: la continuidad política no asegura mayor inversión pública si los incentivos ya se han materializado; por ello, se requieren contrapesos —reglas de ejecución mínima, auditorías focalizadas— para garantizar que la reelección promueva beneficios sociales duraderos. Estas evidencias sugieren que, tras asegurar la continuidad en el cargo, los alcaldes modifican sus prioridades fiscales, reduciendo inversiones altamente visibles y ajustando otras fuentes de ingreso según el horizonte político.

En suma, permitir la reelección de alcaldes introduce incentivos ambiguos: garantiza experiencia y aprendizaje, pero también puede erosionar la ejecución de proyectos visibles tras el primer mandato. Comprender este balance es esencial para diseñar instituciones locales eficaces y responsables. Para avanzar en la comprensión de este fenómeno, futuras investigaciones podrían explorar heterogeneidades por tamaño y región de municipio, comparar efectos según filiación partidista y ampliar el análisis a otros rubros del presupuesto municipal.

Referencias

- Athey, Susan y Guido W Imbens (2006). “Identification and inference in nonlinear difference-in-differences models”. En: *Econometrica* 74.2, págs. 431-497.
- Barro, Robert J. (1973). “The Control of Politicians: An Economic Model”. En: *Public Choice* 14.1, págs. 19-31.
- Besley, Timothy y Anne Case (1995). “Does Electoral Accountability Affect Economic Policy Choices? Evidence from Gubernatorial Term Limits”. En: *Quarterly Journal of Economics* 110.3, págs. 769-798.
- Chaisemartin, Clément de y Xavier D’Haultfoeuille (sep. de 2020). “Two-Way Fixed Effects Estimators with Heterogeneous Treatment Effects”. En: *American Economic Review* 110.9, págs. 2964-96. DOI: 10.1257/aer.20181169. URL: <https://www.aeaweb.org/articles?id=10.1257/aer.20181169>.
- Dalle Nogare, Carla y Richard L. Kauder (2017). “Electoral Cycles in Intergovernmental Transfers: Evidence from Italy”. En: *Journal of Public Economics* 145, págs. 1-14.
- Ferejohn, John A. (1986). “Incumbent Performance and Electoral Control”. En: *Public Choice* 50.1, págs. 5-25.
- Ferraz, Claudio y Frederico Finan (2011). “Electoral Accountability and Corruption: Evidence from the Audits of Local Governments”. En: *American Economic Review* 101.4, págs. 1274-1311.
- Lodola, Giacomo (2016). “Clientelism and Electoral Outcomes in Colombia”. En: *Latin American Politics and Society* 58.2, págs. 37-58.
- Stokes, Susan C. (2005). “Perverse Accountability: A Formal Model of Machine Politics with Evidence from Argentina”. En: *American Political Science Review* 99.3, págs. 315-325.