



**Maestría en Economía**  
Facultad de Ciencias Económicas  
Universidad Nacional de La Plata

**TESIS DE MAESTRIA**

**ALUMNO**  
Matías Battocchio

**TITULO**  
Mejor un Malo Conocido que un Bueno por Conocer: La Ventaja del  
Oficialismo en las Elecciones Municipales de la provincia de Buenos Aires

**DIRECTOR**  
María Laura Alzúa

**FECHA DE DEFENSA**  
8/7/2018

# La ventaja del oficialismo en las elecciones municipales de la provincia de Buenos Aires\*

*Matías Ezequiel Battocchio\*\**

## Resumen

Este trabajo testea la existencia de una ventaja del oficialismo en las elecciones municipales a intendente de la provincia de Buenos Aires entre 1983 y 2015 con un diseño de regresión discontinua, para los dos partidos con más presencia electoral del período: el Partido Justicialista y la Unión Cívica Radical. Los resultados muestran que la UCR goza de una ventaja del oficialismo del orden de 20 puntos porcentuales, mientras que para el PJ es menor y no significativa estadísticamente. Aunque esta ventaja sea inusual en los países en desarrollo, su presencia es consistente con Klačnja y Titiunik (2017) donde la desventaja del oficialismo se explica por un sistema con partidos políticos débiles y límites a la reelección de los intendentes; dos características que no se presentan en Buenos Aires.

## Abstract

This paper tests for an incumbency advantage in the municipal mayoral elections in the province of Buenos Aires between 1983 and 2015 by making use of a regression discontinuity design, for the two major parties: the Partido Justicialista and the Union Civica Radical. The results suggest that the UCR enjoyed an incumbency advantage in the order of a 20 percentage point increase in the probability of winning the next election, while for the PJ this estimate is smaller and non statistically significant. Even though this advantage is unusual in a developing country, its presence is consistent with Klačnja and Titiunik (2017) where it is argued that the incumbency disadvantage is due to weak parties and term limits for mayors; neither of them occurs in Buenos Aires.

**Palabras claves:** Ventaja del oficialismo, regresión discontinua, política de Buenos Aires.

---

\*Agradezco el apoyo, los comentarios y las sugerencias de mi directora de tesis, María Laura Alzúa. También agradezco la beca que se me otorgó para la realización de la maestría. Cualquier error u omisión es de mi exclusiva responsabilidad.

\*\*matiasbattocchio@gmail.com

# Índice

<b>1. Introducción</b>	<b>3</b>
<b>2. Contexto institucional y político</b>	<b>7</b>
<b>3. Estrategia de identificación</b>	<b>10</b>
<b>4. Datos</b>	<b>14</b>
<b>5. Resultados</b>	<b>15</b>
<b>6. Controles</b>	<b>19</b>
6.1. No manipulabilidad de la variable de asignación en el punto de corte . .	19
6.2. Efectos placebo del tratamiento sobre las covariables . . . . .	20
<b>7. Conclusiones</b>	<b>21</b>
<b>Apéndice</b>	<b>23</b>
<b>A. Gráficos</b>	<b>23</b>
<b>B. Tablas</b>	<b>27</b>
<b>C. DRD bajo el supuesto de aleatorización local</b>	<b>29</b>

# 1. Introducción

*“... si siguen apostando al modelo formoseño ya saben cómo somos y también ya saben, a menos de dos años, ya están viendo como son los otros por lo que es mejor un malo conocido que un bueno por conocer: ¡Sigan eligiéndonos!”*

Gildo Insfrán, 2 de octubre de 2017

Las palabras del epígrafe, pronunciadas por el gobernador de Formosa al término del discurso que inauguró dos escuelas y una planta de agua potable, ilustran la estrategia electoral del gobernador oficialista en vista a las elecciones que ocurrirían 20 días después. Su demanda puso el acento en la extensión de su mandato (desde 1995) y la de su partido (desde 1983) para convencer a los votantes de que no valía la pena votar a la oposición, que desde hacía dos años gobernaba el Ejecutivo nacional. Aunque en un primer momento pareciera que es una estrategia discursiva destinada al fracaso, el partido gobernante ganó esas elecciones por más del 60 % de los votos. El resultado de la elección posiblemente no haya tenido nada que ver con esta frase pero, irónicamente, ¿estaba tan equivocado el gobernador cuando la declaró con la supuesta finalidad de ganar más votos? Por supuesto que esta anécdota no constituye ninguna evidencia científica pero sí estimula algunas preguntas: ¿en qué medida el ser oficialista es un motivo para ganar votos de la ciudadanía?, ¿el partido incumbente goza de mayores posibilidades de ganar las elecciones por el solo hecho de estar en el poder?, ¿puede esto deberse a que el partido gobernante es mejor?, ¿o a que el electorado tiene algún sesgo ideológico que lo lleva a votar siempre por el mismo partido?

Que el oficialismo pueda sacar provecho de su condición, sin que esta se base en su desempeño, constituye una imperfección del sistema electoral que merma la competencia política. En las elecciones los ciudadanos tienen el derecho y la obligación de premiar retrospectivamente a los políticos que ejercieron correctamente su labor y sancionar a aquellos que no, así como de seleccionar prospectivamente a los buenos candidatos. Dado que los comicios son el mecanismo fundamental por el cual se legitima la democracia representativa, la presencia de un sesgo que favorece estructuralmente a los oficialistas, y que no responde a este mecanismo de rendición de cuentas, atenta contra el buen funcionamiento de la democracia.

En vista de sus consecuencias, la ventaja de la incumbencia ha sido ampliamente investigada. Los primeros trabajos la estudiaron en el Congreso de Estados Unidos (Alford y Brady, 1989; Cover y Mayhew, 1977; Erikson, 1971; Gelman y King, 1990; Jacobson y Carson, 2015; Levitt y Wolfram, 1997), y la evidencia es unánime: la ventaja derivada de la incumbencia es positiva y ha aumentado durante la última mitad del

siglo XX<sup>1</sup>.

La estrategia empírica de estos trabajos consistía en calcular indicadores como el *sophomore surge*, el *retirement slump* o el índice de Gelman-King. El primero refleja la ganancia promedio en el porcentaje de votos que obtiene un candidato que es incumbente en relación a su primer elección; el segundo es la pérdida promedio en el porcentaje de votos que experimenta un partido cuando el incumbente no compite en esa elección respecto a la elección pasada<sup>2</sup>; y el tercero surge de regresar el porcentaje de votos en la segunda elección sobre el estatus de incumbencia, controlando por los votos de la primera elección y el sesgo partidario (Gelman y King, 1990). Estas tres medidas estiman la ventaja de la incumbencia a nivel del candidato, no al nivel del partido.

La dificultad que ha enfrentado la literatura empírica hasta el trabajo de Lee (2008) tiene que ver con un problema de selección: el estatus de incumbencia de un candidato no se asigna aleatoriamente sino que depende de otros factores como la calidad del político o de su partido, o de otras características que no poseen los perdedores. De esta forma, altas tasas de reelección podrían explicarse, por ejemplo, porque el partido oficialista es muy bueno y, como consecuencia, aventaja a sus competidores en los sufragios. Los intentos por sortear este sesgo se basan en el uso de técnicas cuasi-experimentales como variables instrumentales (Ansolabehere y Snyder, 2004) o el diseño de regresión discontinua (Lee, 2008). El trabajo de Lee (2008) marcó un hito en esta literatura porque mostró que para elecciones reñidas el resultado final se asemeja a un experimento aleatorio.

A partir de entonces, un gran número de trabajos han replicado el diseño del paper de Lee (2008) en distintos países y para estimar la ventaja a nivel del partido o a nivel del candidato. La evidencia para los países desarrollados muestra que el efecto incumbente es positivo: Lee (2008) y Trounstein (2011) para Estados Unidos, Freier (2011) para Alemania, Lopes da Fonseca (2017) para Portugal, Redmond y Regan (2015) para Irlanda, Liang (2013) para Suecia, Horiuchi y Leigh (2009) para Australia y Golden y Picci (2015) para Italia, entre otros.

En contraste, la evidencia empírica para países en desarrollo es más escasa y el oficialismo no siempre goza de una ventaja en las próximas elecciones, sino todo lo contrario.

Uppal (2009) estudia las elecciones legislativas en los estados de India durante el período 1975-2003, y encuentra que existe una desventaja por ser incumbente de 15 puntos porcentuales hasta 1991, y de 22 puntos porcentuales de 1991 hasta 2003. A

---

<sup>1</sup>Ver Ansolabehere, Snowberg y Snyder (2006) y Cox y Katz (1996) para explicaciones de este fenómeno.

<sup>2</sup>El promedio de estas dos variables es el *slurge*.

través de un análisis comparativo, llega a la conclusión de que la desventaja del incumbente es debida a la poca efectividad de los gobiernos de proveer bienes públicos y a las fallas de gobierno que producen, entre otras cosas, altas tasas de desempleo y bajos niveles de ingreso per cápita. Macdonald (2014) realiza un estudio similar para Zambia y encuentra un efecto negativo por ser incumbente. No obstante, la existencia de una desventaja por ser oficialista no es ubicua en los países en desarrollo; Dettman, Pepinsky y Pierskalla (2017) identifican un efecto positivo derivado de la incumbencia a nivel del candidato en Indonesia<sup>3</sup>.

Dentro de los pocos trabajos que hay para América Latina sobresale el de Klašnja y Titiunik (2017)<sup>4</sup> en el cual analizan las elecciones de *prefeitos* en Brasil entre 1996 y 2012, y hallan un efecto negativo del oficialismo sobre la probabilidad de ganar la próxima elección. Para racionalizar este fenómeno los autores construyen un modelo de tres agentes (votantes, partidos y políticos) con información asimétrica, en donde los candidatos que no pueden volver a ser reelegidos, porque la ley se los prohíbe, actúan de manera oportunista y ejercen menos esfuerzo. Como consecuencia, los votantes castigan este comportamiento y dejan de votar por el partido incumbente. Si los partidos políticos son débiles, en el sentido de que no tienen horizontes electorales de largo plazo que les permitan consolidar la disciplina ideológica de sus miembros, no podrán actuar de manera anticipada y prevenir el mal comportamiento del gobernador oficialista; como consecuencia, la presencia de límites a la reelección (que se reglan para limitar el poder de los políticos y empoderar a la ciudadanía) tiene un efecto paradójico debido a que producen un problema de *accountability*.

Varias consideraciones hacen que sea interesante replicar el trabajo de Klašnja y Titiunik (2017) en las elecciones municipales de la provincia de Buenos Aires: en primer lugar porque, a diferencia de Brasil, los intendentes y concejales de Buenos Aires pueden ser reelegidos en su cargo indefinidamente<sup>5</sup>; en segundo lugar, porque la característica de un sistema de partidos débilmente institucionalizados de Brasil no se asemeja al argentino, el índice de Pedersen para el PJ y la UCR (o alianzas) es 18,76<sup>6</sup>, mucho menor que el valor de 31 que reportan Klašnja y Titiunik (2017) para las elec-

<sup>3</sup>Aunque este paper no implementa un diseño de regresión discontinua.

<sup>4</sup>Carrera (2014) concluye que existe una desventaja por ser oficialista en las elecciones municipales de Guatemala.

<sup>5</sup>Una reforma aprobada en 2016 estipula que a partir de las elecciones de 2017 solo podrán ser reelegidos en su cargo una vez.

<sup>6</sup>El índice de Pedersen es igual a  $\frac{\sum_{i=1}^n |P_{i,t+1} - P_{i,t}|}{\sum_{i=1}^n P_{i,t+1} + \sum_{i=1}^n P_{i,t}}$ , donde  $P_{i,t}$  es el porcentaje de votos que obtiene el partido  $i$  en la elección en  $t$ . Este indicador se puede interpretar como una medida de volatilidad electoral ya que mide el cambio neto que resulta de transferencias individuales de votos, de manera que el 18,76 % de los votos que recibieron el PJ y la UCR en una elección fueron a otros partidos en la elección siguiente.

ciones municipales de Brasil<sup>7</sup>, y, además, la UCR y el PJ han participado en más del 90 % de las elecciones municipales; finalmente, la provincia de Buenos Aires ha sido históricamente gobernada por el PJ<sup>8</sup>, y siendo que los gobernadores provinciales concentran mucho poder político en Argentina (González, 2014), es de interés evaluar si el PJ cuenta con alguna ventaja de la incumbencia a nivel municipal considerando que este partido estuvo a cargo de la gobernación provincial durante casi todo el período.

Esta tesis testea la existencia de una ventaja de la incumbencia municipal en la provincia de Buenos Aires entre 1983 y 2015, para los dos partidos con más presencia electoral en el período: el Partido Justicialista y la Unión Cívica Radical. Este trabajo aporta evidencia nueva a la ya profusa literatura que implementa diseños de regresión discontinua para testear la ventaja del oficialismo. También contribuye al estudio de la política de partidos a nivel municipal en la provincia de Buenos Aires<sup>9</sup>, ya que nunca antes se había estudiado este tema en un período de tiempo tan extenso y para todos los municipios de la provincia. La mayoría de los trabajos existentes se concentran en el Conurbano o en determinadas secciones electorales. La cantidad de observaciones es una limitante en tanto que no permite un análisis detallado de cada caso, pero sí proporciona la oportunidad para aplicar una estrategia cuasi-experimental con un elevado grado de validez interna.

Los resultados que surgen de aplicar la metodología muestran que la UCR goza de una ventaja por ser oficialista del orden de 20 puntos más en la probabilidad de ganar la siguiente elección, mientras que para el PJ la estimación puntual representa la mitad y no es estadísticamente significativa. Estos resultados son robustos a los usuales controles que se exigen a un diseño de regresión discontinua: no manipulabilidad de la variable de asignación en el punto de corte y continuidad de las covariables relevantes en el punto de corte. Además se implementa un enfoque de aleatorización local, como complemento del diseño de regresión discontinua tradicional, que interpreta el diseño como un experimento aleatorio en un umbral alrededor del punto de corte, y cuyos resultados apoyan los obtenidos con anterioridad.

La tesis se estructura de la siguiente forma: la sección 2 describe el contexto institucional de la provincia de Buenos Aires, la forma en que se organizan los municipios, sus potestades y obligaciones, y su sistema electoral, junto con un breve repaso por la historia de los dos partidos; la sección 3 especifica la estrategia de identificación; la sección 4 presenta los datos; la sección 5 comenta los resultados obtenidos y los somete

---

<sup>7</sup>Que el sistema de partidos brasileiro tiene mayor volatilidad electoral que el argentino ya ha sido documentado en otros trabajos (Mainwaring y Scully, 1995; Payne, 2006).

<sup>8</sup>Desde 1983 al 2015 solo 4 años transcurrieron bajo la gobernación de políticos no peronistas.

<sup>9</sup>Victoria (2013), Lenarduzzi (2013) y Bandiera (2013) estudian la ventaja del oficialismo, con una metodología cualitativa, en las provincias de Neuquén, Entre Ríos y Misiones y encuentran que es positiva.

a distintas pruebas de robustez; y la sección 7 finaliza el trabajo.

## 2. Contexto institucional y político

En su artículo 1º la Constitución Nacional establece que la Argentina asume una forma de gobierno representativa, republicana y federal. Por su carácter federal, las provincias y la Ciudad Autónoma de Buenos Aires son consideradas preexistentes a la Nación y ejercen todos los poderes que no son expresamente delegados al gobierno nacional. Si bien los gobiernos provinciales deben plegarse a las leyes nacionales, cada una tiene su propia constitución donde manifiesta su adhesión a la República, determina su forma de gobierno y la de los municipios, y define el proceso de elección de sus autoridades, entre otras competencias. Cada gobierno provincial tiene tres poderes: el Ejecutivo, el Legislativo y el Judicial, y cada provincia se subdivide territorialmente en partidos (el caso de la provincia de Buenos Aires) o departamentos (para el resto de las provincias), estos departamentos a su vez se subdividen en municipios que son gobernados por un Ejecutivo (el intendente) y tienen un poder Legislativo ejercido por el Concejo Deliberante, que tiene potestad para la sanción de Ordenanzas Municipales.

La provincia de Buenos Aires cuenta actualmente con 135 municipios. Desde 1983, cuando había 125 municipios, se crearon 11: Tres Lomas (en 1986), Florentino Ameghino (en 1991), Presidente Perón (en 1993), Ezeiza, Hurlingham, Ituzaingó, José C. Paz, Malvinas Argentinas, Punta Indio, San Miguel (en 1994) y Lezama (en 2009), y se disolvió General Sarmiento en 1994. La autonomía municipal esta asegurada por la Constitución Nacional en su artículo 123, y esto implica que cada municipio tiene la capacidad para elegir libremente a sus autoridades de gobierno (autonomía política), manejar y asignar el presupuesto en forma independiente (autonomía financiera) y conformar la estructura orgánica y designar al personal en forma autónoma de otro poder político (autonomía administrativa) (López Accotto y Macchioli, 2015).

La principal fuente de ingresos propios que tienen los municipios es la recaudación de tasas municipales, que aunque varían entre municipios, existen algunos de estos tributos que son cobrados en la mayoría de los municipios de la provincia y constituyen el grueso de la recaudación, como la tasa de alumbrado, barrido y limpieza; la tasa de inspección por seguridad e higiene; y la tasa por conservación, reparación y mejorado de la red vial. Sin embargo, la mitad de los recursos municipales provienen de la coparticipación y de otras transferencias nacionales y provinciales, lo que hace que los municipios tengan una gran dependencia de las transferencias provenientes de los niveles superiores de gobierno; por lo que, aunque la autonomía financiera esté



preceptuada por el ordenamiento constitucional nacional, en la práctica su ejercicio es limitado. Del lado del gasto, las funciones más importantes que corresponden a los municipios son: servicios públicos o especiales urbanos (alumbrado, barrido y limpieza), sanidad, asistencia social, trazado de calles, control urbanístico y de tránsito, conservación de monumentos y valores locales, control sobre la radicación y funcionamiento de comercios y establecimientos industriales y la inspección de las condiciones de higiene y salubridad en los lugares públicos. Además, la provincia autoriza a los gobiernos locales a la toma de préstamos que se destinen a obras de mejoramiento o interés público, casos fortuitos o fuerza mayor, y/o consolidación de deudas (López Accotto y Macchioli, 2015).

Las elecciones municipales en la provincia de Buenos Aires son reguladas por la Ley Orgánica de las Municipalidades (Decreto-Ley 6769/58), allí se estipula que cada municipalidad contará con un Departamento Ejecutivo (intendente) y un Departamento Deliberativo (concejales), ambos con un mandato de cuatro años, elegidos directamente por el pueblo, y que podrán ser reelectos en su cargo. Los miembros del Concejo Deliberante no pueden ser menos de 6 ni más de 24<sup>10</sup>, y se renuevan cada dos años por mitades. La fórmula utilizada para asignar los escaños es la regla del cociente<sup>11</sup>. El intendente se elige por mayoría simple.

El hecho de que los intendentes puedan ser indefinidamente reelegidos en su cargo contrasta con las elecciones nacionales y provinciales, en donde solo pueden ser reelectos una vez. Esto ha dado lugar a la permanencia de algunos intendentes en el poder durante más de veinte años; como Othacehé en Merlo, Curto en Tres de Febrero y Pereyra en Florencio Varela, entre otros.

En cuanto a la política de partidos en Argentina, a partir de mediados del siglo XX dos partidos políticos gozaron de preeminencia electoral frente al resto: el Partido Justicialista (PJ) y la Unión Cívica Radical (UCR).

La Unión Cívica Radical fue fundada en 1891 por Leandro N. Alem y tiene sus orígenes en la depresión económica de 1890 y en el descontento político hacia quien era el presidente en esa época, Miguel Juárez Celman. Una revuelta organizada en la ciudad de Buenos Aires por la Unión Cívica, conocida como la Revolución del Parque, produjo la renuncia de Juárez Celman al poder y su reemplazo por el vicepresidente, Carlos Pellegrini. Un año después, una facción de la Unión Cívica le quita su apoyo al nuevo presidente y crea la Unión Cívica Radical. El recién fundado partido tuvo

---

<sup>10</sup>La cantidad exacta de concejales que le corresponde a cada partido esta determinada por su población.

<sup>11</sup>La misma regla se utiliza para la determinación de los diputados provinciales, en cambio, para los diputados nacionales se usa el sistema D'Hont.

gran influencia en la escena política a partir del 1900 por su capacidad para lograr el apoyo popular de los grupos de clase media y su influencia fue determinante para la concepción de la reforma de 1912 que estableció el voto secreto y obligatorio en Argentina (Rock, 2009). Los radicales llegan al poder en 1916 y se mantienen hasta 1930 cuando un golpe de Estado destituye al presidente Yrigoyen.

El gobierno militar que llegó al poder en 1930 es derrocado por un nuevo golpe de Estado en 1943. El nuevo gobierno creó, a pocos meses de estar en el poder, la Secretaría de Trabajo y designó a su cargo a Juan Domingo Perón. Desde esa repartición gubernamental el secretario llevó a cabo una política de concesiones a los trabajadores, que alimentó las expectativas de un movimiento obrero desarrollado. El rápido ascenso de Perón encontró la oposición de los empresarios y de algunos sectores de la oficialidad que le cuestionaban la audacia de sus reformas laborales, su manejo de la política exterior y el uso de posiciones oficiales para promover su candidatura (Torre, 2014). La presión opositora llevó a la renuncia de Perón a todos sus cargos y a su encarcelamiento en la isla Martín García. Las manifestaciones en la Plaza de Mayo pidiendo por su liberación y el paro general decretado por los sindicatos tuvo como desenlace la liberación de Perón y su vuelta al gobierno. Los hechos ocurridos ese 17 de octubre de 1945 fueron el nacimiento del movimiento peronista en la política nacional (Torre, 2014). En las elecciones de 1946 Perón resultó elegido presidente con su partido Laborista, que luego pasaría a llamarse partido Peronista y recién en 1964, con Perón exiliado en España, adoptó el nombre de Partido Justicialista.

Desde el restablecimiento de la democracia en 1983, Argentina ha atravesado por el período democrático más extenso de su historia. En los comienzos, la competencia electoral se encontraba estructurada en la rivalidad entre peronistas (PJ) y radicales (UCR) en todas las categorías electorales. Este bipartidismo se vio debilitado en los años siguientes por la crisis que adelantó la salida de Alfonsín de la presidencia y por la emergencia de nuevas fuerzas políticas que se perfilaban como terceros partidos (*e.g.*, el Frepaso) y no eran simplemente una facción interna del peronismo o el radicalismo (Calvo y Escolar, 2005). Este proceso de fragmentación electoral llevó al aumento en el número efectivo de partidos entre 1983 y 1995, que aunque pareció restituirse con la conformación de la Alianza entre 1997 y 2000, aumentó a más de 4 luego de la renuncia de Fernando de la Rúa durante la crisis política y económica del 2001<sup>12</sup>. En 2003 llega a la presidencia Néstor Kirchner, quien era gobernador de Santa Cruz desde 1991. La presidencia de Kirchner y las dos siguientes de Cristina Fernández marcaron el surgimiento del kirchnerismo, un movimiento político de orientación peronista que

---

<sup>12</sup>El gráfico A.1 muestra el número efectivo de partidos en las elecciones municipales de Buenos Aires para el período 1983-2017.

gobernó la Nación y la Provincia hasta 2015, cuando una coalición entre el PRO, el ARI y la UCR, denominada Cambiemos, gana las elecciones nacionales y provinciales en Buenos Aires.

De los 34 años de democracia que se cumplieron el 10 de diciembre de 2017, 23 transcurrieron durante la presidencia de mandatarios peronistas. Además, ningún presidente no peronista ha logrado finalizar su mandato. Esta asimetría entre las fuerzas políticas se replica al nivel de la provincia de Buenos Aires que solo tuvo dos gobernadores no peronistas desde 1983. Esta particularidad del sistema de partidos de la provincia la vuelve un escenario interesante para estudiar si el PJ cuenta con una ventaja oficialista a nivel municipal, siendo que ha gobernado históricamente la provincia y es esta última la que cuenta con mayor poder de ejecución y legislación<sup>13</sup>.

Dos características del contexto institucional y político de la provincia de Buenos Aires merecen ser remarcados a los fines de este trabajo: la posibilidad de reelección indefinida de los intendentes y la presencia electoral de dos partidos fuertes durante todo el período. Su importancia se debe a que un reciente trabajo sobre la desventaja del oficialismo en Brasil (Klašnja y Titiunik, 2017) argumenta que esta se debe a la presencia de *term limits* y de partidos políticos débiles; por lo que, de acuerdo con ello, el efecto incumbente en las elecciones municipales en Buenos Aires debería ser positivo.

### 3. Estrategia de identificación

Para evaluar el efecto de la incumbencia sobre la probabilidad de ganar la próxima elección se hace uso de un diseño de regresión discontinua como es usual en la literatura. En este marco la variable binaria que representa el tratamiento,  $W_{it}$ , está completamente determinada por la variable de asignación  $X_{it}$ , que representa el margen de victoria/derrota y es la diferencia en el % de votos entre el partido de interés (la UCR o el PJ) y el partido que mejor desempeño tuvo en la elección del año  $t$  en el municipio  $i$ . La variable de resultado es una variable binaria  $Y_{it}$ , que vale 1 cuando el partido gana la próxima elección y 0 en caso contrario. La regla de asignación al tratamiento explota el sistema de mayoría simple que se usa para elegir al intendente del

---

<sup>13</sup>La constitución provincial de 1994 no incorpora ninguna norma referente a la autonomía municipal, por lo que le otorga a los municipios un papel más administrativo o autárquico. A diferencia de los municipios de la mayoría de las provincias del país, los de la provincia de Buenos Aires no tienen una carta orgánica.

municipio y puede definirse matemáticamente como

$$W_{it} = 1(X_{it} > 0) \quad (3.1)$$

por lo que aquellas elecciones en donde el partido ganó forman parte del grupo de tratamiento, mientras que las elecciones en las cuales perdió conforman el grupo de control.

Como el estudio de la ventaja del oficialismo se realiza para el PJ y la UCR (o alianzas de las que formaban parte)<sup>14</sup>, el grupo de tratados consiste de las municipalidades y años en donde el PJ o la UCR apenas ganó la elección en  $t$ , mientras que el grupo de control está conformado por las municipalidades y años en donde perdió por pocos votos. La elección en  $t$  elige al intendente de la municipalidad por mayoría simple, y el análisis de inferencia causal consiste en comparar el resultado de la elección ejecutiva en  $t+1$  para el grupo de control y el grupo de tratamiento. Nótese que la estimación de la ventaja del oficialismo se realiza a nivel del partido, como en Lee (2008), a diferencia de otros trabajos que la estudian a nivel del candidato como Erikson y Titiunik (2015) o Trounstine (2011). En este caso la ventaja del oficialismo a nivel del partido incluye a la ventaja a nivel del candidato, pero también captura el efecto debido a que el partido, per se, tiene la gobernación.

Dado que la regla de asignación al tratamiento es una función determinística de la variable de asignación, se trata de una regresión discontinua *sharp* y el estimador representa un ATE, en contraste con la variante *fuzzy* en la cual el punto de corte solo determina un cambio en la probabilidad de ser tratado y la estimación identifica un ITT.

El DRD puede pensarse a partir de dos enfoques<sup>15</sup>. En uno, el supuesto clave es que todos los otros factores que afectan la variable de resultado tienen una asociación continua con  $X_{it}$ , de manera que cualquier discontinuidad en la esperanza condicional es directamente atribuible al tratamiento. Formalmente, si  $E[Y_{it}(1)|X_{it} = x]$  y  $E[Y_{it}(0)|X_{it} = x]$  son continuas en el *cutoff*, podemos estimar el ATE en el punto de la discontinuidad como

$$\lim_{\epsilon \downarrow 0} E[Y_{it}|X_{it} = 0 + \epsilon] - \lim_{\epsilon \uparrow 0} E[Y_{it}|X_{it} = 0 - \epsilon] = E[Y_{it}(1) - Y_{it}(0)|X_{it} = 0] \quad (3.2)$$

<sup>14</sup>Aunque estos dos partidos hayan participado y ganado en la mayoría de las elecciones, existe un gran cantidad de terceros partidos –por lo general, vecinales– que compitieron y lograron muchos votos, en algunos casos superando a los dos partidos tradicionales, por lo que la ventaja del oficialismo no necesariamente será igual para el PJ y la UCR, como así ocurriría si el sistema fuese bipartidista. Notar, asimismo, que por ser elecciones multipartidarias la variable dependiente del análisis no puede ser el porcentaje de votos en la próxima elección.

<sup>15</sup>Para una descripción más formal véase Barnow, Cattaneo, Titiunik y Vazquez-Bare (2017).

La estimación puede realizarse por métodos paramétricos o no paramétricos. En el primer caso, se selecciona el *bandwidth* ( $h$ ) y el grado del polinomio ( $p$ ) en forma arbitraria y se desechan las observaciones que no están contenidas en la ventana. Por lo general, si  $h$  es bajo,  $p$  es bajo; y si  $h$  es alto,  $p$  también lo es. Luego se estima el modelo de interacciones por mínimos cuadrados clásicos. El supuesto que justifica el uso de técnicas paramétricas es que las funciones de regresión subyacentes son polinomios del grado especificado

$$\begin{aligned} E[Y_{it}(0)|X_{it} = x] &= \beta_0^- + \beta_1^- x + \dots + \beta_p^- x^p \\ E[Y_{it}(1)|X_{it} = x] &= \beta_0^+ + \beta_1^+ x + \dots + \beta_p^+ x^p \end{aligned} \tag{3.3}$$

para todo  $x \in [-h; h]$ .

Los problemas con este método, y que lo han llevado a caer en desuso, son que la elección de  $h$  es ad-hoc y que no toma en cuenta el error de especificación en que se incurre si las aproximaciones polinómicas no representan las funciones de regresión condicionales. Las técnicas no paramétricas son menos restrictivas, en tanto que solo se requiere que  $E[Y_{it}(0)|X_{it} = x]$  y  $E[Y_{it}(1)|X_{it} = x]$  sean, al menos, tres veces continuamente diferenciables en el punto de corte. Este supuesto es mucho más débil que el que sustenta a los métodos paramétricos.

Cuando se usan métodos no paramétricos el sesgo de especificación se incluye explícitamente al momento de elegir el *bandwidth*. Un  $h$  grande incluye muchas observaciones y, por ello, reduce la varianza del estimador pero aumenta el sesgo porque la aproximación polinómica empeora cuando se consideran observaciones que están lejos del punto de corte; mientras que un  $h$  chico reduce el sesgo a costa de una mayor varianza por la menor cantidad de observaciones. El método de selección de la ventana de observaciones debe contemplar este trade-off que surge entre el sesgo y la varianza del estimador mediante un procedimiento que sea *data-driven* y satisfaga algún criterio de optimalidad. También es común en la práctica que los polinomios locales se estimen aplicando una función kernel que pondere más las observaciones que están cerca del punto de corte.

Al momento de hacer inferencia estadística también debe tenerse en cuenta el sesgo de especificación. El método de mínimos cuadrados ordinarios lo ignora y, por lo tanto, sería incoherente su uso luego de haber seleccionado el *bandwidth* con un procedimiento optimizador que contempla este sesgo. Para construir los intervalos de confianza, lo recomendable es corregir la estimación puntual por el sesgo estimado e incorporar la variabilidad de este paso a la varianza asintótica del estimador (Calonico, Cattaneo y Titiunik, 2014).

Un segundo enfoque consiste en pensar el DRD como un experimento en donde la asignación al tratamiento es aleatoria en una ventana de observaciones muy pequeña alrededor del punto de corte. Este enfoque es conceptualmente diferente del anterior porque el interés no está puesto en aproximar funciones de regresión condicionales, sino que estas funciones se asumen constantes. Que  $E[Y_{it}(1)|X_{it} = x]$  y  $E[Y_{it}(0)|X_{it} = x]$  sean constantes en la ventana implica que la variable de asignación no tiene ninguna relación con la variable de resultado. Esto es obviamente falso cuando se consideran más observaciones ya que, en este contexto, los votos que obtiene el partido ganador por sobre el segundo dependen de la habilidad del político, de la estructura del partido y sus recursos, o de su desempeño, entre otras características. Pero si solo se tienen en cuenta las observaciones contenidas en una pequeña ventana alrededor del punto de corte puede asumirse que no existen tales diferencias.

Este enfoque es más restrictivo ya que se requiere que los resultados potenciales no estén relacionados con la variable de asignación directamente, solo a través del tratamiento. Acá no hay incertidumbre respecto a la forma funcional de las esperanzas condicionales subyacentes, ya que son planas en la ventana seleccionada y son desconocidas por fuera de la ventana. Por ello, el interés no está puesto en aproximarlas como en el enfoque anterior; sino que el principal desafío es seleccionar la ventana en la que el tratamiento puede considerarse aleatorio.

Dado que las observaciones contenidas en la ventana suelen ser pocas para asegurar la similitud con un experimento aleatorio, los métodos de inferencia basados en aproximaciones de muestra grande son inadecuados y es recomendable el uso de métodos de inferencia de muestras finitas.

De estos dos enfoques el más usado es el que fue expuesto en primer lugar, y que está sustentado en la continuidad de las funciones de esperanza condicional  $E[Y_{it}(1)|X_{it} = x]$  y  $E[Y_{it}(0)|X_{it} = x]$ , por una simple razón: cuando la variable de asignación es continua, el supuesto de identificación es menos restrictivo que en el enfoque que interpreta el DRD como un experimento aleatorio, ya que en el último se exige que no solo las funciones de esperanza condicional sean continuas en el punto de corte sino que sean funciones constantes. Sin embargo, en algunos casos particulares que nos alejan del DRD canónico, como por ejemplo cuando la variable de asignación es discreta, el uso del segundo enfoque es recomendable y hasta puede ser la única opción posible (Cattaneo, Idrobo y Titiunik, 2017). Como en este trabajo la variable de asignación es continua y se aplica un DRD estándar se implementará el primer enfoque pero se hará uso del segundo, desarrollado en el Apéndice C, como un chequeo de robustez de los resultados y del supuesto de identificación.

## 4. Datos

Los datos de elecciones municipales se obtuvieron del Atlas Electoral (Tow, 2016). Dado que el análisis de la ventaja del oficialismo se lleva a cabo para el PJ y la UCR por separado, se construyen dos bases de datos que contienen el año y el municipio de cada elección junto con el resultado del PJ y la UCR en la elección de  $t$  y de  $t + 1$ .

La tabla 1 presenta algunas estadísticas descriptivas de las elecciones municipales en la provincia de Buenos Aires, diferenciando de acuerdo a si eran ejecutivas o de medio término (solo legislativas). Las estadísticas revelan que las elecciones ejecutivas son menos competitivas que las legislativas, tanto si se mide la competencia electoral como la diferencia promedio entre los votos del primero y el segundo o mediante el número efectivo de partidos. Además, las victorias del PJ o la UCR representan un 89 % del total de las elecciones ejecutivas y un 85 % de todas las elecciones de medio término. Las elecciones que se definieron por menos de 5 puntos porcentuales entre el vencedor y el segundo no son menos del 20 % de todas las elecciones.

Para estudiar la ventaja de la incumbencia se requiere seguir a un mismo partido en, por lo menos, dos elecciones consecutivas. Un problema que puede presentarse es que el partido no participe en la elección siguiente. Estos casos, tanto para el PJ como para la UCR, son pocos: la UCR se presentó en el 93,16 % de las elecciones mientras que el PJ en el 99,56 %. Aunque representen un pequeño porcentaje de todas las elecciones, eliminarlas introduciría un sesgo si la decisión del partido de participar no es independiente de cuál hubiera sido su resultado, y la estimación no representaría el impacto sobre la victoria condicional a participar. Para evitar esta dificultad se considera que el partido pierde la elección si no se presenta, por lo tanto, la variable de resultado es la victoria sin condicionar en la participación.

Un hecho que ocurre con más frecuencia es que los partidos hagan alianzas, en estos casos el partido sí se presenta a la elección siguiente pero con otro nombre y en coalición con otros partidos. Para estas observaciones el resultado del partido incumbente en la elección posterior es el de la alianza en que se presenta. Por ejemplo, si una municipalidad está siendo gobernada por la Unión Cívica Radical y al año siguiente el partido presenta su candidatura aliada con otros partidos bajo el nombre de Alianza Cambiemos, el resultado de Alianza Cambiemos es el que le corresponde a la Unión Cívica Radical.

El caso del Partido Justicialista requiere algunas consideraciones adicionales ya que hubo elecciones en donde varios candidatos presentaron listas paralelas. En la elección del 2003, por ejemplo, se presentaron dos partidos, el Frente para la Victoria y el Frente por la Lealtad, encabezados por Néstor Kirchner y Carlos Menem a nivel nacional.

Algunos dirigentes municipales optaron por acompañar al primero mientras que otros presentaron su candidatura en alianza con el segundo. Esta práctica no es atípica en el Partido Justicialista, ya que se repitió en 1985 (con la división entre Cafiero e Iglesias) y en 2005 (con la pelea entre Kirchner y Duhalde). En estos casos el margen de victoria o derrota es la diferencia entre los votos que sacó la lista del PJ que mejor le fue respecto al partido no peronista que más votos sacó y el estatus de incumbencia se asigna al PJ si cualquiera de los dos partidos gana la elección en  $t$ <sup>16</sup>.

Cuadro 1: Estadísticas descriptivas

<b>Todas las elecciones</b>		Toda la muestra					<i>Close elections</i>				
Variable	Obs.	Media	SD	Mín	Máy	Obs.	Media	SD	Mín	Máy	
% votos ganador	2368	46.33	9.00	17.63	100	528	39.82	7.46	17.63	52.47	
% votos segundo	2367	31.19	8.90	5.95	49.98	528	37.38	7.49	15.67	49.98	
Nº partidos	2368	7.29	4.41	1	29	528	6.77	3.97	2	24	
Nº ef. partidos	2368	3.07	0.97	1	9.31	528	3.23	1.10	2	8.84	
Victorias del PJ	2368	0.51	0.50	0	1	528	0.46	0.50	0	1	
Victorias de la UCR	2368	0.36	0.48	0	1	528	0.36	0.48	0	1	

<b>Elecciones ejecutivas</b>		Toda la muestra					<i>Close elections</i>				
Variable	Obs.	Media	SD	Mín	Máy	Obs.	Media	SD	Mín	Máy	
% votos ganador	1184	48.55	8.79	17.78	100	278	41.88	6.49	17.78	52.27	
% votos segundo	1183	32.60	9.18	5.95	49.98	278	39.48	6.62	16.35	49.98	
Nº partidos	1184	7.15	4.41	1	29	278	6.26	3.69	2	21	
Nº ef. partidos	1184	2.83	0.81	1	8.84	278	2.93	0.87	2	8.84	
Victorias del PJ	1184	0.52	0.50	0	1	278	0.47	0.50	0	1	
Victorias de la UCR	1184	0.37	0.48	0	1	278	0.37	0.48	0	1	

<b>Elecciones de medio término</b>		Toda la muestra					<i>Close elections</i>				
Variable	Obs.	Media	SD	Mín	Máy	Obs.	Media	SD	Mín	Máy	
% votos ganador	1184	44.11	8.67	17.63	67.02	250	37.54	7.81	17.63	52.47	
% votos segundo	1184	29.78	8.38	6.53	49.48	250	35.06	7.72	15.67	49.48	
Nº partidos	1184	7.42	4.42	2	24	250	7.34	4.20	2	24	
Nº ef. partidos	1184	3.31	1.05	1.80	9.31	250	3.56	1.23	2	8.17	
Victorias del PJ	1184	0.49	0.50	0	1	250	0.44	0.50	0	1	
Victorias de la UCR	1184	0.36	0.48	0	1	250	0.35	0.48	0	1	

Nota: Las elecciones son municipales en la provincia de Buenos Aires y corresponden al período 1983-2017. La muestra de *Close elections* son aquellas en las cuales el ganador no ganó por más de 5 puntos porcentuales.

## 5. Resultados

El análisis gráfico de los resultados se presenta en las figuras 1 y 2. Las variables dependientes son el margen de victoria/derrota del PJ y de la UCR, respectivamente. La línea vertical cuando la variable de asignación es cero separa las elecciones en donde

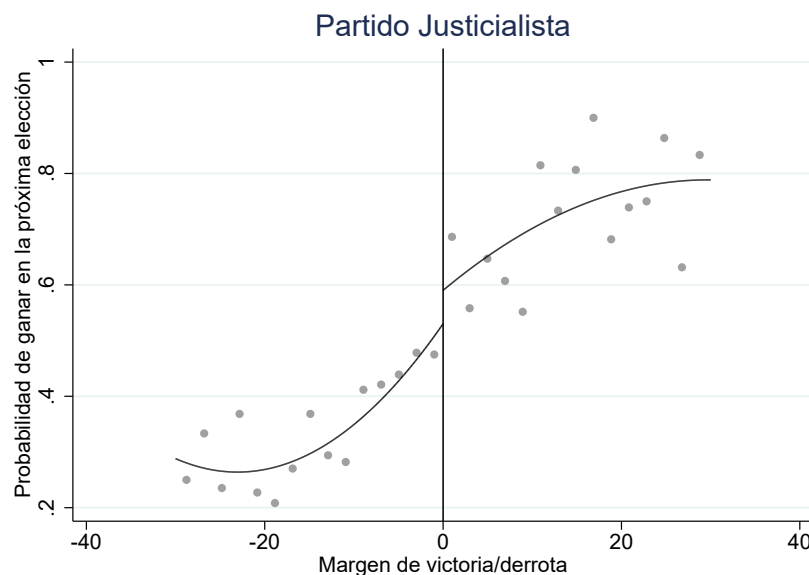
<sup>16</sup>Las observaciones en las cuales hubo más de 1 partido que representaba al PJ en la misma elección representan un 18 % del total y un 6 % de las elecciones ejecutivas, y los resultados son robustos a eliminar estas observaciones.



el PJ o la UCR ganaron respecto de cuando perdieron. La victoria determina la incumbencia del partido en la elección siguiente y, por lo tanto, su pertenencia al grupo de tratamiento. Para construir los gráficos se promediaron las observaciones en ventanas de 2 %, y se ajustó un polinomio de segundo grado a los datos sin promediar a cada lado de la discontinuidad, limitando la variable de asignación al intervalo  $[-30; 30]$ .

En ambas figuras existe una discontinuidad en el punto de corte que se manifiesta en un salto positivo en la probabilidad de ganar la siguiente elección. La inspección gráfica es un elemento muy valorado en el DRD pero debe ser complementado con la estimación de funciones a cada lado del punto de corte. Esto permitirá evaluar con más detalle la magnitud del efecto y su significatividad estadística.

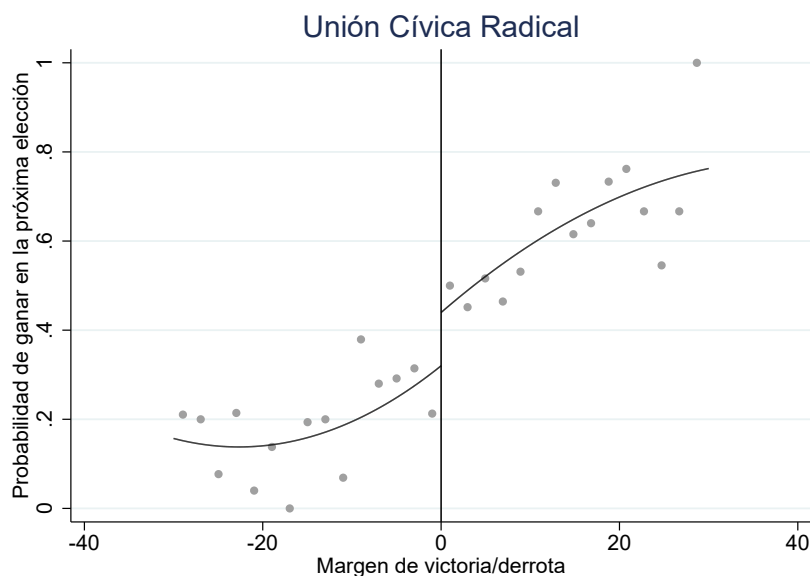
Figura 1: Efecto de ganar la elección sobre la probabilidad de ganar la elección posterior – PJ



Nota: Las elecciones son ejecutivas municipales en la provincia de Buenos Aires y corresponden al período 1983-2015. La variable de resultado es una variable binaria que vale 1 cuando el partido gana la elección siguiente, y 0 en caso contrario. La variable de asignación es el margen de victoria/derrota del PJ. Los datos están promediados en *bins* de tamaño 2 %. El ajuste se realizó tomando un polinomio de segundo grado.

La tabla 2 presenta los principales resultados del trabajo. El panel A contiene las estimaciones para el Partido Justicialista y el panel B para la Unión Cívica Radical, las tres filas de cada panel ajustan un polinomio local de grado cero, uno y dos al *bandwidth* óptimo que minimiza el error cuadrático medio (Calónico *et al.*, 2014) con un kernel triangular. Como la estimación es no paramétrica, ya que se usan polinomios para aproximar las funciones de regresión subyacentes en vez de asumir que estas son polinomios de grado  $p$ , existe un error de especificación que refleja el trade-off entre el sesgo y la varianza que surge cuando se debe elegir el *bandwidth*. No sería apropiado usar los métodos de inferencia de mínimos cuadrados clásicos cuando se emplea un

Figura 2: Efecto de ganar la elección sobre la probabilidad de ganar la elección posterior  
– UCR



Nota: Las elecciones son ejecutivas municipales en la provincia de Buenos Aires y corresponden al período 1983-2015. La variable de resultado es una variable binaria que vale 1 cuando el partido gana la elección siguiente, y 0 en caso contrario. La variable de asignación es el margen de victoria/derrota de la UCR. Los datos están promediados en *bins* de tamaño 2%. El ajuste se realizó tomando un polinomio de segundo grado.

*bandwidth* óptimo porque este ignora el sesgo de la estimación, o lo que es lo mismo, usar el intervalo de confianza convencional asume que la aproximación polinómica es una aproximación exacta a la esperanza condicional. Para evitar este problema se elimina el sesgo mediante una estimación del mismo, con un polinomio de grado  $p + 1$ , y se construye el intervalo de confianza centrado en la estimación puntual corregida por el sesgo. Este procedimiento de corrección robusta del sesgo provee inferencias válidas cuando se usa el *bandwidth* óptimo que minimiza el ECM (Cattaneo, Idrobo y Titiunik, 2017). Las columnas 2 y 3 muestran el p-valor robusto y el intervalo de confianza al 95% con la corrección robusta del sesgo, las últimas dos columnas de la tabla muestran las observaciones de control y tratadas, respectivamente.

Si consideramos a la aproximación lineal como la estimación preferida (Cattaneo, Idrobo y Titiunik, 2017), la ventaja del oficialismo es de unos 20 puntos porcentuales y es estadísticamente significativa para la UCR, mientras que es aproximadamente la mitad para el PJ y no es estadísticamente distinta de cero, esto último muy probablemente se deba a un problema de potencia estadística para detectar un efecto más pequeño. A pesar de la no significatividad estadística la magnitud del efecto es importante, por lo que tampoco puede descartarse la ausencia de una ventaja del oficialismo para el PJ. La tabla B.1 muestra el número de observaciones tratadas y de control que se necesitarían para detectar un efecto de la magnitud como los que se encuentran en la tabla

2 con una potencia estadística del 80 % siguiendo a Cattaneo, Titiunik y Vazquez-Bare (2017).

Una posible interpretación a por qué la ventaja del oficialismo del PJ es más pequeña que la de la UCR podría ser que durante el período considerado (1983 a 2015) el partido político dominante en la escena nacional y provincial fue el PJ; solo un gobernador provincial y dos presidentes fueron de otro signo político. Teniendo en cuenta que la Nación y la Provincia tienen mayor capacidad de maniobra y visibilidad que los municipios, es factible que los mecanismos de transmisión de la ventaja del oficialismo hayan operado en estos niveles y que, en el margen, que el intendente sea del PJ, cuando también lo es el gobernador y el presidente, termine haciendo poco y nada para incrementar su ventaja por ser incumbente.

Cuadro 2: Efecto de ganar la elección sobre la probabilidad de ganar la elección posterior

Variable de resultado: Participación y victoria en la elección posterior						
	Estimación	P-Valor	IC 95 %	Bandwidth	n <sub>C</sub>	n <sub>T</sub>
<i>Panel A: Partido Justicialista</i>						
$p = 0$	0.164	0.189	[-.058;.294]	6.145	129	131
$p = 1$	0.098	0.338	[-.101;.293]	16.326	301	277
$p = 2$	0.164	0.214	[-.107;.479]	15.639	289	269
	Estimación	P-Valor	IC 95 %	Bandwidth	n <sub>C</sub>	n <sub>T</sub>
<i>Panel B: Unión Cívica Radical</i>						
$p = 0$	0.225	0.036	[.012;.348]	6.673	117	108
$p = 1$	0.208	0.028	[.025;.455]	12.378	195	204
$p = 2$	0.284	0.025	[.04;.59]	15.349	236	232

Nota: Las elecciones son ejecutivas municipales en la provincia de Buenos Aires y corresponden al período 1983-2015. La variable de resultado es una variable binaria que vale 1 cuando el partido gana la elección siguiente, y 0 en caso contrario. La variable de asignación es el margen de victoria/derrota del PJ o la UCR. Los errores estándar están agrupados por municipio. Las columnas de cada panel contienen la estimación puntual, el p-valor robusto, el intervalo de confianza robusto al 95 %, el *bandwidth* y las observaciones en el grupo de control y de tratamiento, respectivamente. Las filas de cada panel estiman un polinomio local de grado cero, uno y dos, respectivamente. La construcción de cada polinomio se realizó con un kernel triangular. El *bandwidth* es, en cada caso, el que minimiza el error cuadrático medio.

El DRD es una técnica cuasi-experimental muy apreciada en estudios empíricos por su validez interna. El estimador del DRD es un ATE en el punto de la discontinuidad, pero nada se puede decir del impacto cuando nos alejamos de un umbral del punto de corte. El gráfico A.4 muestra que aproximadamente un 22 % de todas las elecciones de la muestra terminaron con una diferencia de menos de 5 puntos porcentuales entre el primero y el segundo, y un 40 % por menos de 10 puntos porcentuales. Estos valores son similares a los que reportan Klašnja y Titiunik (2017) para las elecciones municipales en Brasil e indica que los resultados que surgen del DRD son representativos de una buena proporción de las elecciones en Buenos Aires.

¿Cuál es la magnitud del impacto en relación a los trabajos previos realizados en otros contextos? La tabla B.2 muestra las estimaciones puntuales de todos los trabajos que estiman la ventaja de la incumbencia con un DRD. Comparar los resultados de este trabajo con otros tiene la virtud de que el contexto institucional de Argentina, y en particular de Buenos Aires, es diferente al de EEUU, Portugal o Brasil, y como tal la diferencia en las estimaciones ofrece información sobre estos asuntos subyacentes; por otro lado, algunos de estos trabajos emplean especificaciones distintas, como polinomios de grados 3 y 4, o usan *bandwidths* cuyo criterio de optimalidad es diferente al que se usó en esta tesis. Las diferencias entre los resultados seguramente se deban, parcialmente, a estas cuestiones pero eso no anula de interés la comparación siempre que se tengan en cuenta estas salvedades.

El aumento de 20 puntos porcentuales en la probabilidad de ganar la siguiente elección representa una magnitud importante, a la luz de los trabajos previos. Si nos concentramos solo en las elecciones municipales, la estimación es mayor en magnitud a la que se reporta para Dinamarca, Brasil, Guatemala, Zambia, Portugal y Rumania –aunque las de Dinamarca corresponden a elecciones legislativas y las de Portugal se obtuvieron a partir de un diseño de diferencia en regresión discontinua que netea el efecto de la incumbencia del partido respecto de la del candidato, por lo que no son directamente comparables– y es menor a las de Estados Unidos y Alemania.

## 6. Controles

### 6.1. No manipulabilidad de la variable de asignación en el punto de corte

Para que el DRD capte un efecto causal los agentes no deben tener un control preciso sobre la variable de asignación. En el contexto de elecciones municipales, es esperable que los partidos ejerzan cierto control sobre la variable de asignación (*e.g.*, si tienen un buen desempeño en su cargo, esto los hará ganar votos y aventajar a los demás partidos), pero lo que se exige es que no tengan un control *preciso* sobre esta variable, es decir, un gobierno no debe poder posicionarse estratégicamente por pocos votos por delante o por detrás de los demás partidos, o dicho de otra manera, la variable de asignación debe tener un componente de error estocástico cuya distribución es continua. La presencia de fraude electoral podría, por ejemplo, amenazar el supuesto de identificación.

Si los partidos no tienen un control preciso sobre el margen de victoria de una elec-

ción, entonces la densidad de  $X$ , condicional en las características predeterminadas al tratamiento y el componente de error, debe ser continua. Un test simple que no requiere contar con información sobre variables predeterminadas es chequear que no haya discontinuidades en la densidad de la variable de asignación en el *cutoff*; este test solo es informativo en caso de que la manipulación sea monótonica y no es condición necesaria ni suficiente para una correcta identificación. Las figuras A.2 y A.3 muestran el histograma de la variable de asignación, y reportan el p-valor de la hipótesis nula de que la densidad del margen de victoria/derrota es continua en el *cutoff* haciendo uso de los estimadores desarrollados en Cattaneo, Jansson y Ma (2017). La inspección gráfica de los histogramas así como el test estadístico sugieren que no existe manipulación de la variable de asignación en el punto de corte.

## 6.2. Efectos placebo del tratamiento sobre las covariables

Como se comentó en la sección 3, para que podamos interpretar el salto en la probabilidad de ganar la próxima elección cuando la variable de asignación cruza el cero como un efecto causal, todas las demás variables que están correlacionadas con la variable de resultado (ganar la próxima elección) deben ser continuas en el punto de corte. Este es el supuesto de identificación del DRD, y como tal, no es testeable. Pero si este supuesto se cumpliera es razonable esperar que las variables de la línea de base estén balanceadas a uno y otro lado del *cutoff*. La tabla B.3 presenta estimaciones polinómicas lineales locales con un kernel triangular y con el *bandwidth* óptimo que minimiza el error cuadrático medio (Calónico *et al.*, 2014) para las siguientes covariables:

1. una variable binaria que indica si el partido ganó en la elección de  $t - 1$ ;
2. el índice de NBI de 1980;
3. la cantidad total de electores habilitados para votar en  $t$  (es una proxy de la población del municipio);
4. el % que representa el PBG de cada municipio en el total provincial. Para construir esta variable se usaron tres estimaciones del producto bruto geográfico para el período considerado: la de 1980, la de 1993 y la de 2003. Todas las estimaciones son oficiales y fueron realizadas por la Dirección Provincial de Estadística de la Provincia de Buenos Aires. En cada elección se consideró a la estimación del PBG inmediatamente anterior;
5. una variable dicotómica que indica si el PJ tiene la gobernación provincial;

6. el número de partidos en la elección de  $t$ ;
7. el número efectivo de partidos en la elección de  $t$ ;
8. seis variables binarias que indican la pertenencia del municipio a alguna de las siguientes categorías: industrial, industrial mixto, oleaginoso, ganadero, cerealero y turístico. Esta clasificación es la que realizan Aramburu y Cadelli (2012) en base a una serie de variables geográficas, demográficas, sociales y productivas<sup>17</sup>. La categorización de cada municipio se muestra en la figura A.5.

La tabla B.3 también muestra el p-valor y el intervalo de confianza al 95 % utilizando la corrección por sesgo robusta (Calónico *et al.*, 2014). Como puede observarse el efecto del tratamiento es estadísticamente indistinguible de cero para todas las variables, brindando así credibilidad a la estrategia de identificación.

## 7. Conclusiones

En este trabajo se analizó la ventaja del oficialismo en las elecciones municipales de la provincia de Buenos Aires para los dos partidos con más presencia electoral en el período: el Partido Justicialista y la Unión Cívica Radical. La provincia de Buenos Aires se revela como un caso de estudio interesante por varias razones. Mientras que la ventaja del oficialismo suele ser positiva en los países desarrollados, tiende a ser negativa en los países en desarrollo. No es fácil desentrañar la razón de este fenómeno porque refiere a los mecanismos que están detrás de la aludida ventaja o desventaja, pero recientemente un trabajo de Klašnja y Titiunik (2017) para Brasil argumenta que un problema de *accountability* en países con partidos políticos débiles y límites a la reelección puede producir una desventaja derivada de la incumbencia. El contexto institucional y político de Buenos Aires ofrece una singular oportunidad para llevar a cabo un estudio de este tipo porque pueden identificarse a dos partidos fuertes con una larga tradición política, y porque no hay límites a la reelección de los intendentes hasta el año 2015.

Por otro lado, los municipios de Buenos Aires detentan una autonomía muy restringida. A diferencia de los municipios de la mayoría de las provincias del país, los de Buenos Aires no tienen una carta orgánica y la constitución provincial de 1994 no

---

<sup>17</sup>Las variables utilizadas por los autores para clasificar a los municipios son: la densidad poblacional, la población con NBI, el peso de la actividad turística, de la industria manufacturera, del sector primario, el área sembrada con soja, con trigo y el stock de ganado bovino. Esta clasificación es de tipo estructural, en el sentido de que depende de variables que no pueden ser fácilmente modificadas por el intendente durante su gestión, por lo que se interpretan como predeterminadas al momento de la elección en  $t$ .

incorpora ninguna norma referente a la autonomía municipal, por lo que le otorga a los municipios un papel más administrativo o autárquico. En el aspecto económico-financiero, los municipios dependen de los recursos de la coparticipación y otras transferencias nacionales y provinciales, por lo que, aunque la autonomía financiera esté preceptuada por el ordenamiento constitucional nacional, en la práctica su ejercicio es limitado. Estas características hacen pensar que el sesgo hacia el voto oficialista debería ocurrir en las elecciones provinciales, antes que en las municipales.

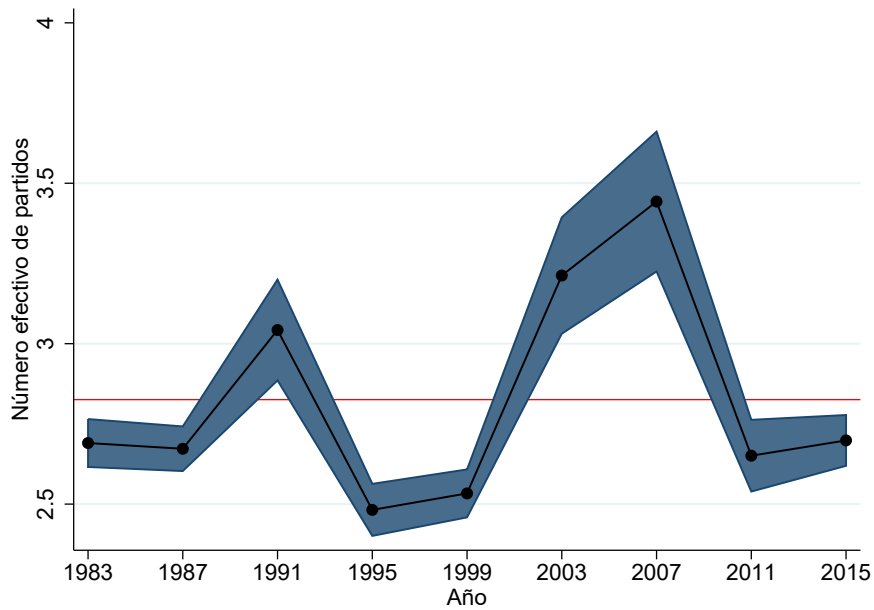
La estrategia de estimación utilizada es el diseño de regresión discontinua, como es usual en la literatura. La ventaja es del orden de 20 puntos porcentuales para la UCR, mientras que para el PJ es la mitad y no significativa estadísticamente. Tres comentarios que se desprenden de los resultados y componen las conclusiones son: la evidencia respalda la explicación de Klašnja y Titiunik (2017) acerca de la causa de la desventaja de la incumbencia en los países en desarrollo; en segundo lugar, se muestra que la ventaja de los oficialistas ocurre a nivel municipal, a pesar de su limitada capacidad de acción; finalmente, los resultados llaman la atención hacia la efectividad del voto para seleccionar a los mejores candidatos ya que muestran que los oficialistas tienen más probabilidades de ganar la elección siguiente, y esto ocurre independientemente de su desempeño o de sus cualidades.

# Apéndice

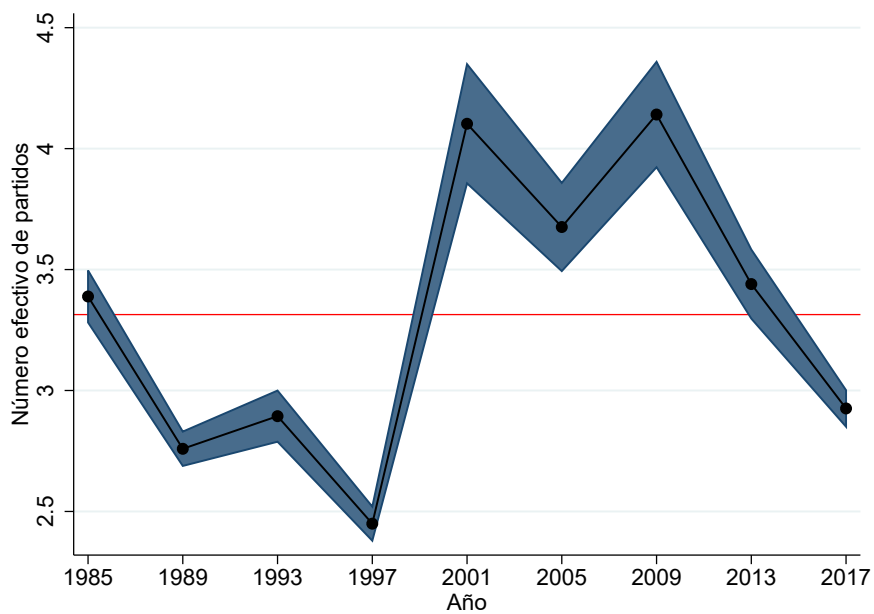
## A. Gráficos

Figura A.1: Número efectivo de partidos en las elecciones municipales de Buenos Aires

(a) Elecciones ejecutivas



(b) Elecciones legislativas



Nota: Las elecciones son municipales en la provincia de Buenos Aires y corresponden al período 1983-2017. La variable en el eje de ordenadas es el número efectivo de partidos promediado para todos los municipios de Buenos Aires en cada año, con su intervalo de confianza al 95% en azul. La línea roja es el promedio de la serie.



Figura A.2: Histograma de la variable de asignación – PJ

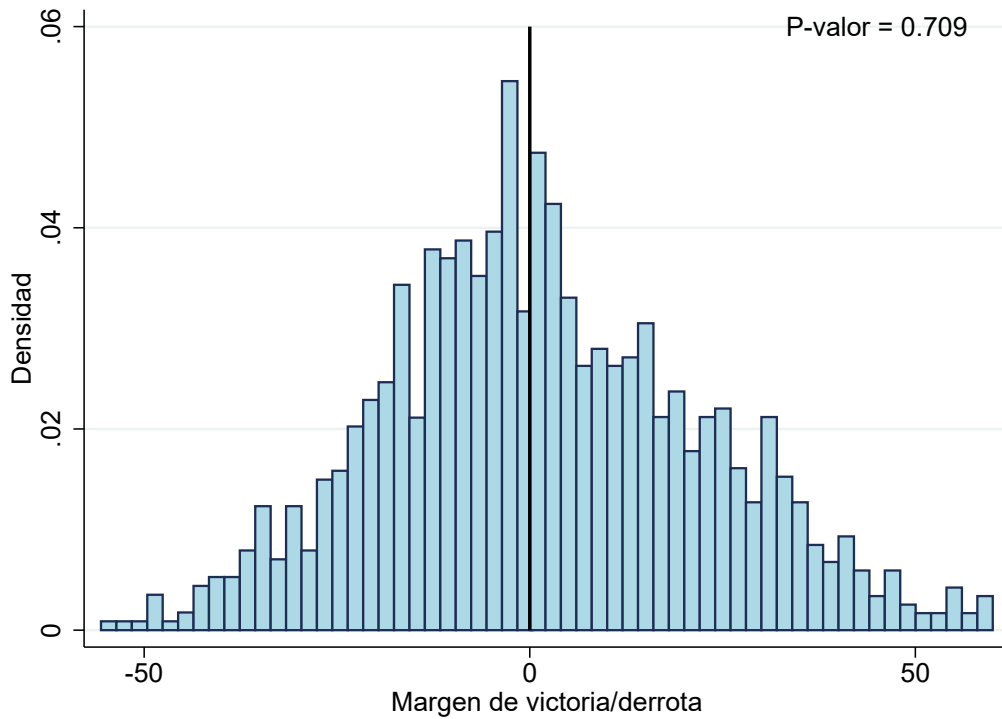
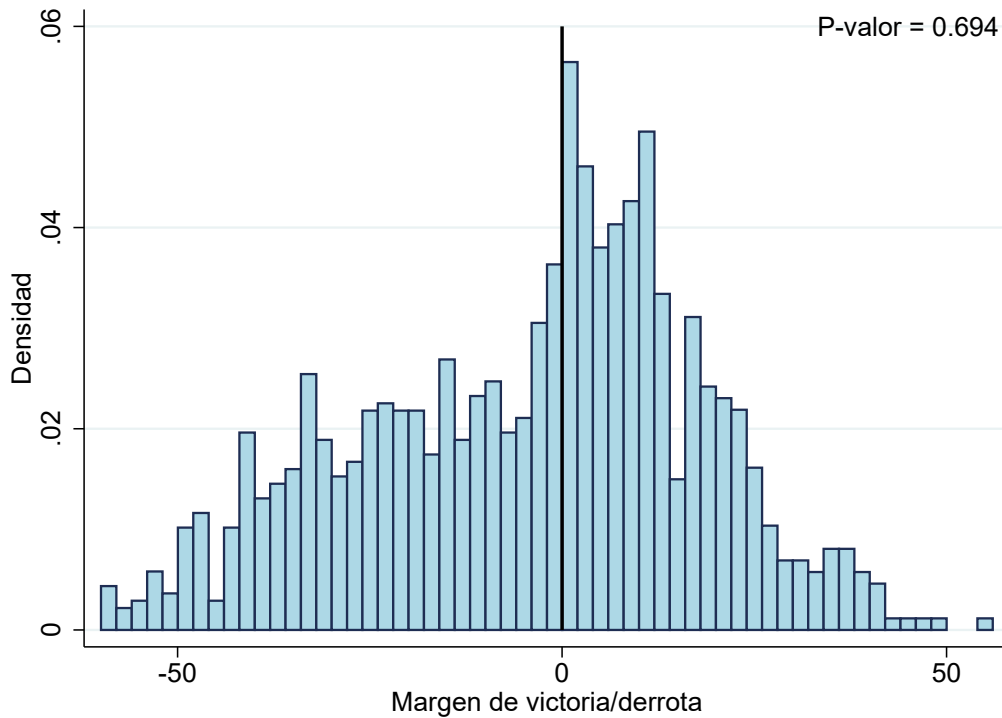


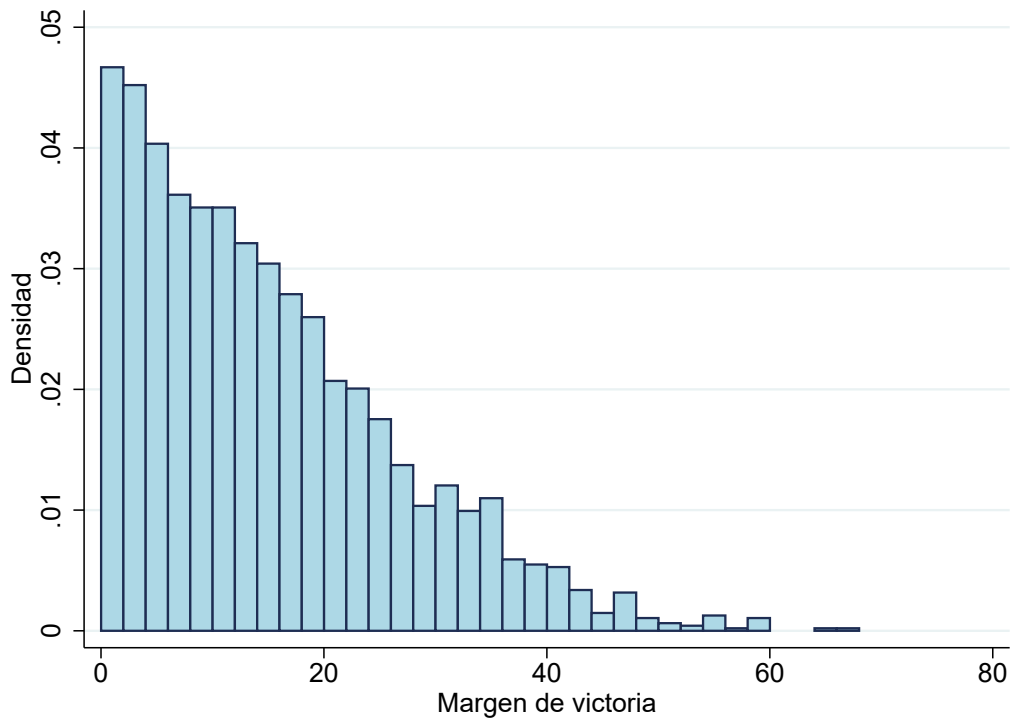
Figura A.3: Histograma de la variable de asignación – UCR



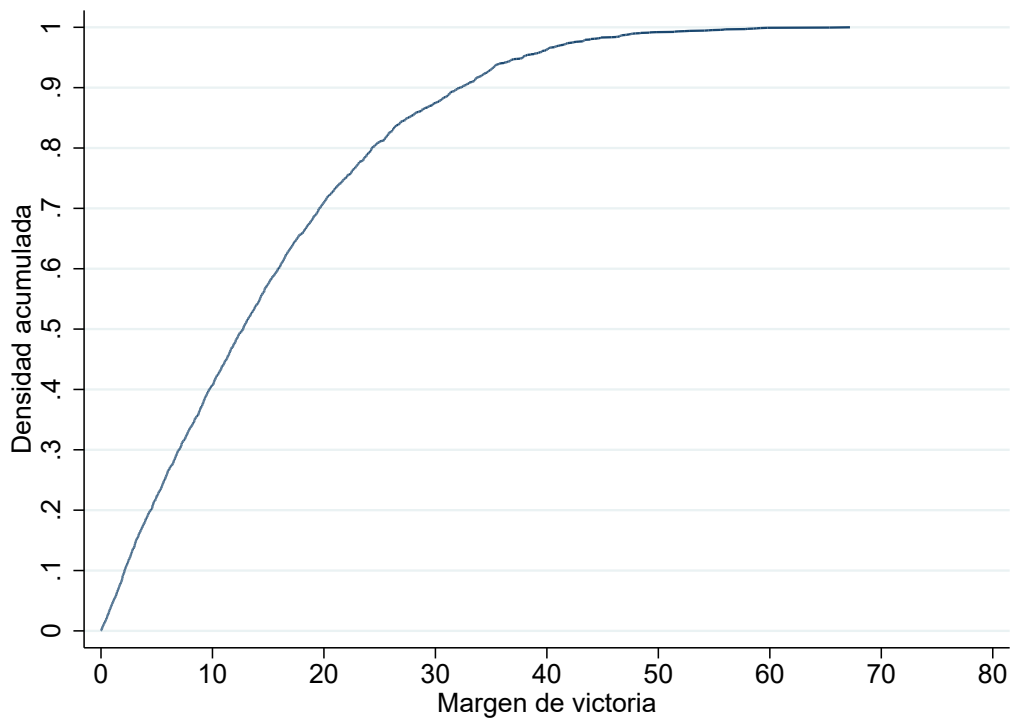
Nota: Los histogramas representan la densidad en ventanas de 2% del margen de victoria/derrota del PJ y la UCR en las elecciones ejecutivas municipales de la provincia de Buenos Aires entre 1983 y 2015. En el extremo superior derecho se reporta el p-valor bajo la hipótesis nula de que la densidad de la variable de asignación es continua en el punto de corte haciendo uso de los estimadores desarrollados en Cattaneo, Jansson y Ma (2017).

Figura A.4

(a) Histograma del margen de victoria



(b) Distribución acumulada del margen de victoria



Nota: El panel superior muestra el histograma de la variable margen de victoria (para los dos primeros partidos) con barras de 2 puntos porcentuales de ancho. El panel inferior contiene la distribución acumulada de esta variable. La muestra incluye todas las elecciones municipales de la provincia de Buenos Aires entre 1983 y 2017.

Figura A.5: Clasificación de los municipios de la Provincia de Buenos Aires



Fuente: Aramburu y Cadelli (2012).

## B. Tablas

Cuadro B.1: Cálculo de la muestra necesaria para lograr una potencia estadística del 80 %

	Efecto estimado	Muestra efectiva $n_C$	Muestra efectiva $n_T$	Muestra ideal $n_C$	Muestra ideal $n_T$
<i>Panel A: Partido Justicialista</i>					
$p = 0$	0.164	129	131	281	344
$p = 1$	0.098	301	277	619	701
$p = 2$	0.164	289	269	437	557
<i>Panel B: Unión Cívica Radical</i>					
$p = 0$	0.225	117	108	156	110
$p = 1$	0.208	195	204	182	126
$p = 2$	0.284	236	232	164	108

Nota: Las elecciones son ejecutivas municipales en la provincia de Buenos Aires y corresponden al período 1983-2015. El efecto estimado y el número efectivo de observaciones son los que corresponden a la estimación del DRD y se encuentran en la tabla 2. El número ideal de observaciones representa la muestra necesaria para lograr una potencia estadística del 80 % y se calcula de acuerdo a Cattaneo, Titiunik y Vazquez-Bare (2017).

Cuadro B.2: Estimaciones de la ventaja del incumbente

Paper	País	Período	Unidad de observación	Elección	Estimación
Lee (2008)	EEUU	1946-1998	Partido	Legislativas nacionales	0.45
Trounstine (2011)	EEUU	1915-1985	Candidato	Legislativas municipales	0.32
Ferreira y Gyourko (2009)	EEUU	1968-2004	Partido	Ejecutivas municipales	0.323
Uppal (2010)	EEUU	1968-1989	Candidato	Legislativas provinciales	0.3
Redmond y Regan (2015)	Irlanda	1937-2011	Candidato	Legislativas nacionales	0.18
Freier (2011)	Alemania	1945-2010	Partido	Ejecutivas municipales	entre 0.38 y 0.4
Lopes da Fonseca (2017)	Portugal	1993-2013	Partido	Ejecutivas municipales	-0.494
Lopes da Fonseca (2017)	Portugal	1993-2013	Candidato	Ejecutivas municipales	0.361
Golden y Picci (2015)	Italia	1948-1992	Candidato	Legislativas nacionales	no significativo
Kendall y Rekkas (2012)	Canadá	1867-2008	Partido	Legislativas nacionales	entre 0.094 y 0.112
Llaudet (2014)	España	1977-2008	Partido	Legislativas nacionales	0.25
Dahlgaard (2016)	Dinamarca	2005-2013	Candidato	Legislativas municipales	0.128
Klašnja y Titiunik (2017)	Brasil	1996-2012	Partido	Ejecutivas municipales	-0.15
Uppal (2009)	India	1975-2003	Candidato	Legislativas nacionales	entre -0.15 y -0.22
Macdonald (2014)	Zambia	2006-2011	Partido	Ejecutivas municipales	-0.196
Macdonald (2014)	Zambia	1991-2011	Partido	Legislativas nacionales	no significativo
Klašnja (2015)	Rumania	1996-2012	Partido	Ejecutivas municipales	-0.11
Carrera (2014)	Guatemala	1999-2011	Candidato	Ejecutivas municipales	-0.14
Carrera (2014)	Guatemala	1999-2011	Partido	Ejecutivas municipales	-0.08

Cuadro B.3: Efecto de ganar la elección sobre algunas covariables

	Estimación	P-Valor	IC 95 %	Bandwidth	N <sub>C</sub>	N <sub>T</sub>
<i>Victoria en t – 1</i>						
Partido Justicialista	-0.0496	0.483	[-.236;.112]	20.324	335	336
Unión Cívica Radical	0.0330	0.752	[-.168;.232]	16.890	262	231
<i>NBI 1980</i>						
Partido Justicialista	0.108	0.910	[-2.433;2.732]	12.568	283	235
Unión Cívica Radical	0.0572	0.908	[-1.929;2.172]	18.613	296	309
<i>Electores hábiles</i>						
Partido Justicialista	9,971	0.403	[-21614.19;53746.23]	11.161	258	227
Unión Cívica Radical	-10,262	0.344	[-47243;16492]	12.608	221	249
<i>PBG</i>						
Partido Justicialista	0.0685	0.495	[-.239;.495]	11.790	271	236
Unión Cívica Radical	-0.0816	0.447	[-.511;.225]	13.493	234	264
<i>PJ oficialista en la Provincia</i>						
Partido Justicialista	-0.0582	0.292	[-.235;.071]	13.597	312	268
Unión Cívica Radical	0.0159	0.736	[-.146;.206]	15.924	277	279
<i>Número de partidos</i>						
Partido Justicialista	0.0662	0.742	[-1.445;2.028]	11.810	272	237
Unión Cívica Radical	-0.253	0.498	[-1.96;.953]	11.641	209	228
<i>Número efectivo de partidos</i>						
Partido Justicialista	0.213	0.147	[-.093;.621]	12.762	294	251
Unión Cívica Radical	-0.171	0.108	[-.467;.046]	13.188	234	261
<i>Industrial</i>						
Partido Justicialista	0.0263	0.377	[-.048;.126]	15.029	328	292
Unión Cívica Radical	-0.0390	0.230	[-.13;.031]	15.731	275	278
<i>Industrial mixto</i>						
Partido Justicialista	-0.0401	0.763	[-.188;.138]	15.122	331	294
Unión Cívica Radical	0.0254	0.879	[-.117;.137]	13.107	232	259
<i>Oleaginoso</i>						
Partido Justicialista	0.0122	0.985	[-.207;.211]	14.374	324	280
Unión Cívica Radical	0.0162	0.784	[-.19;.251]	14.977	263	273
<i>Ganadero</i>						
Partido Justicialista	0.00644	0.808	[-.177;.228]	14.655	325	286
Unión Cívica Radical	0.0599	0.556	[-.135;.251]	19.985	332	327
<i>Cerealero</i>						
Partido Justicialista	-0.00440	0.690	[-.154;.102]	13.830	317	270
Unión Cívica Radical	-0.0477	0.796	[-.214;.165]	11.305	203	220
<i>Turístico</i>						
Partido Justicialista	-0.0128	0.309	[-.056;.018]	9.551	227	204
Unión Cívica Radical	0.00559	0.632	[-.033;.054]	18.495	306	314

Nota: Las elecciones son ejecutivas municipales en la provincia de Buenos Aires y corresponden al período 1983-2015. La variable de asignación es el margen de victoria/derrota del PJ o la UCR. Los errores estándar están agrupados por municipio. Las columnas de cada panel contienen la estimación puntual con un polinomio local lineal con kernel triangular, el p-valor robusto, el intervalo de confianza robusto al 95 %, el *bandwidth* y las observaciones en el grupo de control y de tratamiento, respectivamente. El *bandwidth* es, en cada caso, el que minimiza el error cuadrático medio.

## C. DRD bajo el supuesto de aleatorización local

Existen dos formas complementarias de pensar el DRD: una basada en la continuidad de las funciones de esperanza condicionales en el punto de corte y la otra como un experimento aleatorio. Por las características del DRD que se aplicó en este trabajo, el primer enfoque es el preferido y el más usado en la literatura de ventaja del oficialismo; sin embargo, el segundo enfoque es recomendable a modo de brindar robustez a los resultados obtenidos. En esta sección se estima el DRD a partir del supuesto de aleatorización local.

El principal desafío metodológico que surge al implementar este enfoque es el de seleccionar la ventana de observaciones. Siguiendo a Cattaneo, Frandsen y Titiunik (2015) usamos un método que selecciona esta ventana en función de tests de balanceo de covariables usando la prueba de Kolmogorov-Smirnov: se empieza por una ventana lo más pequeña posible y se la va agrandando progresivamente hasta que el test exacto de balance de las covariables rechace la hipótesis nula. Para la implementación se consideró como ventana más pequeña aquella que dejaba 15 observaciones a cada lado del punto de corte y se fue agrandando la ventana en 0,25 puntos porcentuales. En cada paso se realizó un test exacto de ausencia de efecto del tratamiento sobre cada una de las 13 covariables que se enumeraron en la sección anterior: si el partido ganó en la elección de  $t - 1$ , el índice de NBI de 1980, la cantidad total de electores habilitados para votar en  $t$ , el PBG municipal como % del PBG provincial, una dummy que indica si el PJ tiene la gobernación provincial, el número de partidos, el número efectivo de partidos y una variable dicotómica que indica la pertenencia del municipio a una de estas categorías: industrial, industrial mixto, oleaginoso, ganadero, cerealero y turístico.

Los gráficos C.1 y C.2 muestran el resultado de este proceso, allí se gráfica el mínimo p-valor de los 13 tests de balanceo de las covariables en función de la ventana simétrica construida alrededor de la variable de asignación. La línea roja es el error de tipo I, que se fijó en 0,15 y es más alto que lo usual porque en este caso la preocupación es que no se rechace la hipótesis nula cuando esta es falsa (error de tipo II), por esta misma razón tampoco se ajustaron los p-valores como es indicado cuando se hacen múltiples pruebas de hipótesis. Estas decisiones hacen que la ventana elegida sea más pequeña y representan, por lo tanto, un criterio conservador. El círculo de color verde en las figuras es la que define la ventana de observaciones ya que para la observación inmediatamente posterior hay una prueba de balance de alguna de las covariables que se rechaza. Para el PJ la ventana resultante es  $[-6,64; 6,64]$  y contiene 276 observaciones, mientras que para la UCR es  $[-2,4; 2,4]$  e incluye 106 observaciones.

Figura C.1: Selección de la ventana de observaciones – PJ

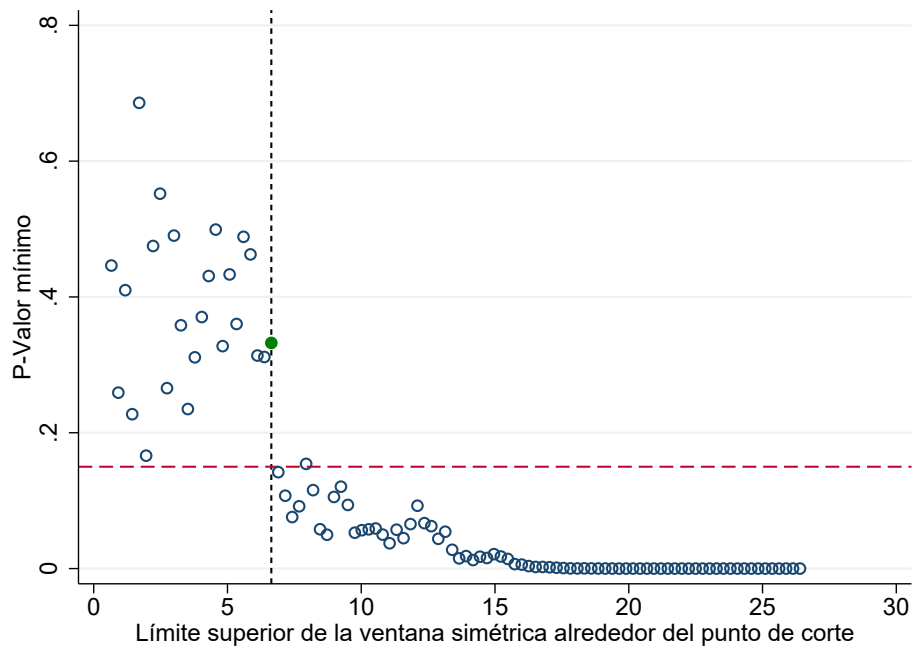
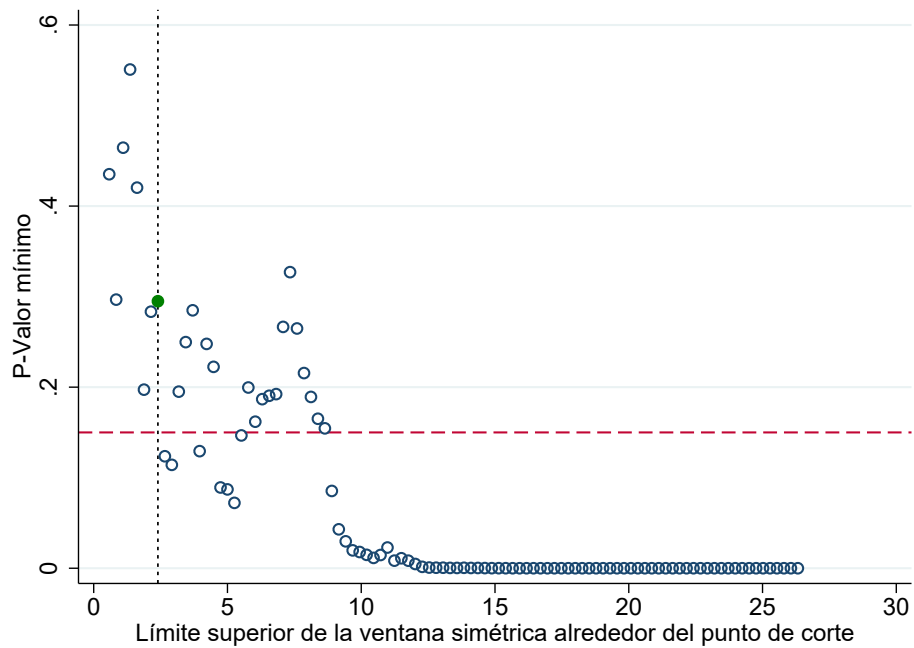


Figura C.2: Selección de la ventana de observaciones – UCR



Nota: Los gráficos de dispersión muestran, para cada ventana simétrica construida sobre la variable de asignación (margen de victoria en la elección), el p-valor mínimo que resulta de los tests exactos de ausencia de efecto del tratamiento sobre cada una de las covariables. La línea roja punteada indica el error de tipo I que se estableció en 0.15. La observación de color verde es la que define la ventana de observaciones ya que la observación inmediatamente posterior está debajo de la línea roja punteada que indica que alguna de las pruebas de balance de las covariables fue rechazada.

Una vez seleccionada la ventana, la estimación e inferencia se realiza usando métodos de muestra finita. Este enfoque parte de la hipótesis nula exacta o de Fisher, que

supone que el efecto del tratamiento es cero para todas las unidades, de manera que bajo esta hipótesis todos los resultados potenciales son “conocidos” para cada observación. Luego, comparando el valor observado del estadístico con su distribución bajo la hipótesis nula se rechaza la misma si el valor observado es muy improbable. Qué tan inusual es el valor observado bajo la hipótesis nula se mide como la probabilidad de que un valor igual o más extremo haya sido observado (p-valor exacto de Fisher).

En este trabajo se adopta como mecanismo de asignación al tratamiento el *fixed margins randomization*<sup>18</sup> en donde las unidades que son asignadas a control y a tratamiento están fijas, así la probabilidad de que cada observación pertenezca al grupo de tratados es  $\binom{n_C+n_T}{n_T}^{-1}$ . Una vez que se cuenta con un vector de distintas asignaciones al tratamiento, se calcula el p-valor exacto asociado a la hipótesis nula de ausencia de efecto para todas las unidades como la probabilidad de que el estadístico del test exceda su valor observado. En algunos casos la cantidad de permutaciones que exige el mecanismo de asignación al tratamiento son demasiadas y resulta inviable su enumeración exhaustiva, por ello en la práctica se realizan simulaciones para aproximar el p-valor exacto.

Siguiendo este planteo, se realiza un test de diferencia de medias donde la hipótesis nula es que el efecto del tratamiento es cero para todas las unidades. Nótese que esta hipótesis difiere de la hipótesis bajo contraste en el otro enfoque del DRD en donde se busca rechazar que el efecto del tratamiento es cero en promedio; esta última hipótesis es más débil en tanto que el efecto del tratamiento podría ser distinto de cero para algunas –incluso todas– las unidades (y así rechazarse la hipótesis nula exacta) pero no para el promedio.

Para el PJ la estimación puntual es 0,144 con un p-valor exacto igual a 0,021, mientras que para la UCR la estimación puntual es 0,264 con un p-valor exacto de 0,01. Los gráficos C.3 y C.4 muestran el gráfico de dispersión de datos agrupados y el ajuste del polinomio de grado cero a cada lado del punto de corte dentro de la ventana correspondiente. Dado que lo que se testea en este esquema es diferente del anterior, la interpretación también cambia: la diferencia de medias no representa un efecto estimado promedio (ATE).

Estos resultados son importantes por dos razones: por un lado porque las estimaciones y la significatividad estadística son similares a las obtenidas con el enfoque del DRD que se basa en la continuidad de las esperanzas condicionales en el punto de corte; por el otro, porque la selección de la ventana a partir de pruebas exactas de Fisher con las covariables muestra que no hay diferencias en los observables entre el grupo

---

<sup>18</sup>A diferencia de un experimento aleatorio donde el mecanismo de asignación al tratamiento es conocido, en un DRD no lo es y por eso debe suponerse.



Figura C.3: DRD bajo el supuesto de aleatorización local – PJ

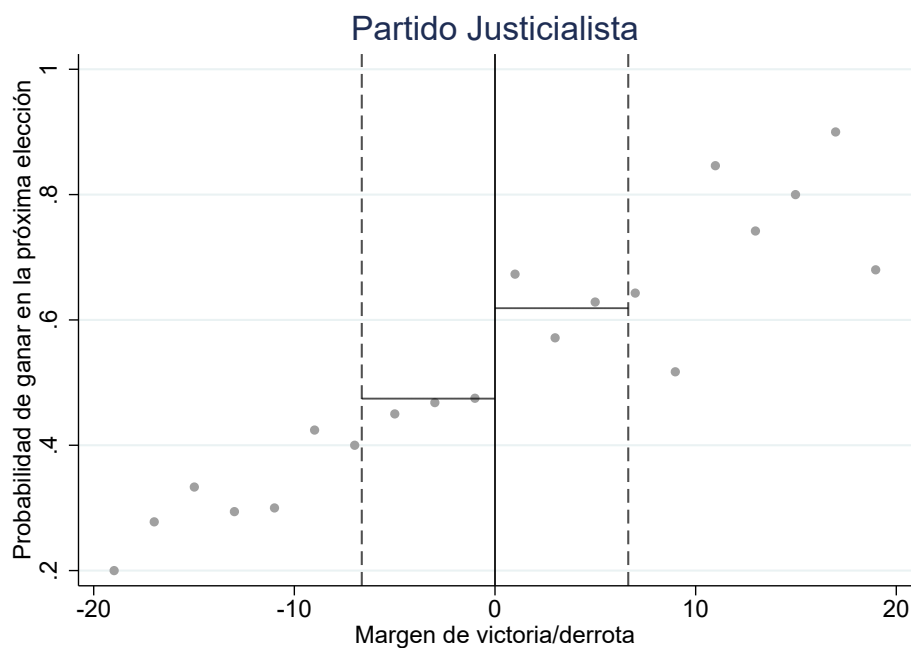
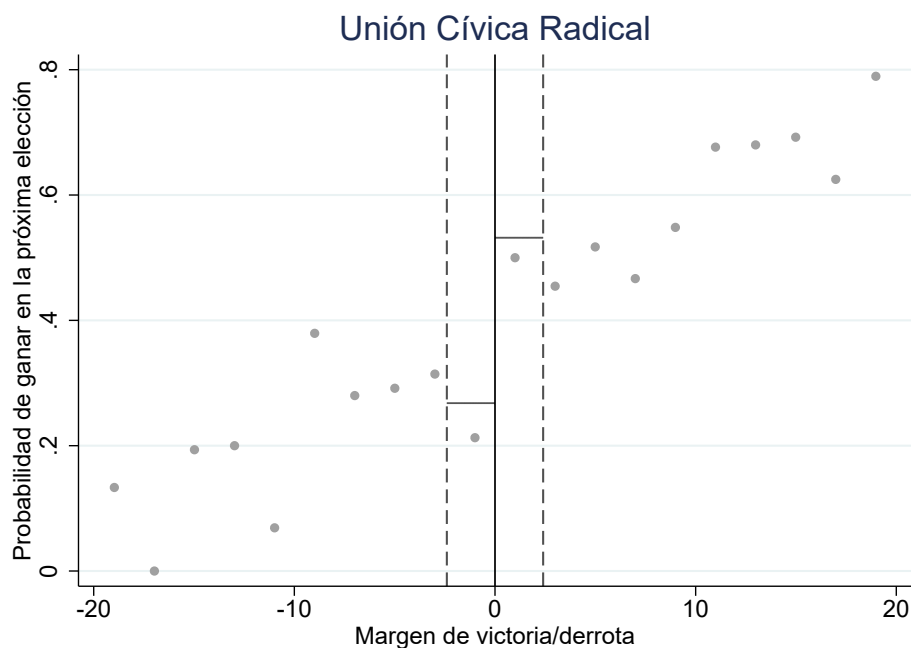


Figura C.4: DRD bajo el supuesto de aleatorización local – UCR



Nota: Las elecciones son ejecutivas municipales en la provincia de Buenos Aires y corresponden al período 1983-2015. La variable de resultado es una variable binaria que vale 1 cuando el partido gana la elección siguiente, y 0 en caso contrario. La variable de asignación es el margen de victoria/derrota del PJ o la UCR. Los datos están promediados en bins de tamaño 2%. A cada lado del punto de corte se ajustó una constante usando las observaciones contenidas en la ventana que surgió de realizar los tests de balance de covariables.

de tratados y el de control en una ventana de observaciones cerca del *cutoff*, o puesto de otra manera, si no hubiese una ventana para la cual el DRD imita un experimento

aleatorio el supuesto de identificación de la estrategia de identificación no sería verosímil.

## Índice de figuras

1.	Efecto de ganar la elección sobre la probabilidad de ganar la elección posterior – PJ . . . . .	16
2.	Efecto de ganar la elección sobre la probabilidad de ganar la elección posterior – UCR . . . . .	17
A.1.	Número efectivo de partidos en las elecciones municipales de Buenos Aires . . . . .	23
A.2.	Histograma de la variable de asignación – PJ . . . . .	24
A.3.	Histograma de la variable de asignación – UCR . . . . .	24
A.4.	. . . . .	25
A.5.	Clasificación de los municipios de la Provincia de Buenos Aires . . . . .	26
C.1.	Selección de la ventana de observaciones – PJ . . . . .	30
C.2.	Selección de la ventana de observaciones – UCR . . . . .	30
C.3.	DRD bajo el supuesto de aleatorización local – PJ . . . . .	32
C.4.	DRD bajo el supuesto de aleatorización local – UCR . . . . .	32

## Índice de cuadros

1.	Estadísticas descriptivas . . . . .	15
2.	Efecto de ganar la elección sobre la probabilidad de ganar la elección posterior . . . . .	18
B.1.	Cálculo de la muestra necesaria para lograr una potencia estadística del 80% . . . . .	27
B.2.	Estimaciones de la ventaja del incumbente . . . . .	27
B.3.	Efecto de ganar la elección sobre algunas covariables . . . . .	28

## Referencias

- Alford, J. R. y Brady, D. W. (1989). Personal and Partisan Advantage in US Congressional Elections. En L. C. Dodd y B. I. Oppenheimer (Eds.), *Congress Reconsidered 4th edition*. Washington, DC: CQ Press.
- Ansolabehere, S., Snowberg, E. C. y Snyder, J. M. (2006). Television and the Incumbency Advantage in U.S. Elections. *Legislative Studies Quarterly*, 31(4), 469-490.
- Ansolabehere, S. y Snyder, J. M. (2004). Using Term Limits to Estimate Incumbency Advantages When Officeholders Retire Strategically. *Legislative Studies Quarterly*, 29(4), 487-515.
- Aramburu, J. y Cadelli, E. (2012). *Hacia una clasificación de los municipios bonaerenses* (Documento de Trabajo N.º 4). Dirección Provincial de Estudios y Proyecciones Económicas, Ministerio de Economía de la Provincia de Buenos Aires.
- Bandiera, A. (2013). *La ventaja del oficialismo en Misiones* (Documento de Trabajo N.º 109). CIPPEC.
- Barnow, B. S., Cattaneo, M., Titiunik, R. y Vazquez-Bare, G. (2017). Comparing Inference Approaches for RD Designs: A Reexamination of the Effect of Head Start on Child Mortality. *Journal of Policy Analysis and Management*, 36(3), 643-681.
- Calonico, S., Cattaneo, M. y Titiunik, R. (2014). Robust Nonparametric Confidence Intervals for Regression-Discontinuity Designs. *Econometrica*, 82(6), 2295-2326.
- Calvo, E. y Escolar, M. (2005). *La nueva política de partidos en la Argentina: crisis política, realineamientos partidarios y reforma electoral*. Colección Democracia, partidos y elecciones. Prometeo.
- Carrera, I. M. (2014). Efecto Incumbente en Elecciones Municipales: Un Análisis de Regresión Discontinua para Guatemala. *Revista de Análisis Económico – Economic Analysis Review*, 29(2), 113-150. Recuperado desde <http://www.rae-ear.org/index.php/rae/article/view/414>
- Cattaneo, M., Frandsen, B. y Titiunik, R. (2015). Randomization inference in the regression discontinuity design: An application to party advantages in the US Senate. *Journal of Causal Inference*, 3(1), 1-24.
- Cattaneo, M., Idrobo, N. y Titiunik, R. (2017). Cambridge Elements: Quantitative and Computational Methods for Social Science. En M. Alvarez y N. Beck (Eds.), (Cap. A Practical Introduction to Regression Discontinuity Designs). Cambridge University Press.
- Cattaneo, M., Jansson, M. y Ma, X. (2017). *Simple local polynomial density estimators*. Working Paper. Recuperado desde [https://eml.berkeley.edu/~mjansson/Papers/CattaneoJanssonMa\\_LocPolDensity.pdf](https://eml.berkeley.edu/~mjansson/Papers/CattaneoJanssonMa_LocPolDensity.pdf)

- Cattaneo, M., Titiunik, R. y Vazquez-Bare, G. (2017). *Power calculations for regression discontinuity designs*. University of Michigan, Working Paper.
- Cover, A. D. y Mayhew, D. R. (1977). Congressional Dynamics and the Decline of Competitive Congressional Elections. En L. C. Dodd y B. I. Oppenheimer (Eds.), *Congress Reconsidered*. New York: Praeger.
- Cox, G. W. y Katz, J. N. (1996). Why Did the Incumbency Advantage in U.S. House Elections Grow? *American Journal of Political Science*, 40(2), 478-497.
- Dahlgaard, J. O. (2016). You just made it: Individual incumbency advantage under Proportional Representation. *Electoral Studies*, 44(Supplement C), 319-328.
- Dettman, S., Pepinsky, T. B. y Pierskalla, J. H. (2017). Incumbency advantage and candidate characteristics in open-list proportional representation systems: Evidence from Indonesia. *Electoral Studies*, 48(Supplement C), 111-120.
- Erikson, R. S. (1971). The Advantage of Incumbency in Congressional Elections. *Polity*, 3(3), 395-405.
- Erikson, R. S. y Titiunik, R. (2015). Using Regression Discontinuity to Uncover the Personal Incumbency Advantage. *Quarterly Journal of Political Science*, 10(1), 101-119.
- Ferreira, F. y Gyourko, J. (2009). Do Political Parties Matter? Evidence from U.S. Cities. *The Quarterly Journal of Economics*, 124(1), 399-422.
- Freier, R. (2011). *Incumbency as the Major Advantage: The Electoral Advantage for Parties of Incumbent Mayors* (Discussion Papers of DIW Berlin N.º 1147). DIW Berlin, German Institute for Economic Research.
- Gelman, A. y King, G. (1990). Estimating Incumbency Advantage Without Bias. *American Journal of Political Science*, 34, 1142-1164.
- Golden, M. A. y Picci, L. (2015). Incumbency Effects under Proportional Representation: Leaders and Backbenchers in the Postwar Italian Chamber of Deputies. *Legislative Studies Quarterly*, 40(4), 509-538.
- González, L. (2014). El poder de los gobernadores: Conceptualización y análisis comparado de Argentina y Brasil. *Revista SAAP*, 8(2), 339-373. Recuperado desde [http://www.scielo.org.ar/scielo.php?script=sci\\_arttext&pid=S1853-19702014000200001&lng=es&nrm=iso](http://www.scielo.org.ar/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S1853-19702014000200001&lng=es&nrm=iso)
- Horiuchi, Y. y Leigh, A. (2009). *Estimating Incumbency Advantage: Evidence from Multiple Natural Experiments*.
- Jacobson, G. y Carson, J. (2015). *The Politics of Congressional Elections*. Rowman & Littlefield Publishers.
- Kendall, C. y Rekkas, M. (2012). Incumbency advantages in the Canadian Parliament. *Canadian Journal of Economics*, 45(4), 1560-1585.

- Klašnja, M. (2015). Corruption and the Incumbency Disadvantage: Theory and Evidence. *The Journal of Politics*, 77(4), 928-942.
- Klašnja, M. y Titiunik, R. (2017). The Incumbency Curse: Weak Parties, Term Limits, and Unfulfilled Accountability. *American Political Science Review*, 111(01), 129-148.
- Lee, D. S. (2008). Randomized experiments from non-random selection in U.S. House elections. *Journal of Econometrics*, 142(2), 675-697.
- Lenarduzzi, J. (2013). *La ventaja oficialista en la provincia de Entre Ríos (1983-2011)* (Documento de Trabajo N.º 110). CIPPEC.
- Levitt, S. D. y Wolfram, C. D. (1997). Decomposing the Sources of Incumbency Advantage in the U. S. House. *Legislative Studies Quarterly*, 22(1), 45-60.
- Liang, C.-Y. (2013). Is there an incumbency advantage or cost of ruling in proportional election systems? *Public Choice*, 154(3), 259-284.
- Llaudet, E. (2014). *Electoral Institutions, Party Strategies, Candidate Attributes, and the Incumbency Advantage* (Tesis doctoral, Harvard University). Recuperado desde <http://nrs.harvard.edu/urn-3:HUL.InstRepos:12274468>
- Lopes da Fonseca, M. (2017). Identifying the Source of Incumbency Advantage through a Constitutional Reform. *American Journal of Political Science*, 61(3), 657-670.
- López Accotto, A. y Macchioli, M. (2015). *La estructura de la recaudación municipal en la Argentina: alcances, limitaciones y desafíos* (1.ª ed.). Universidad Nacional de General Sarmiento.
- Macdonald, B. (2014). *Incumbency Disadvantages in African Politics? Regression Discontinuity Evidence from Zambian Elections*. Recuperado desde <https://ssrn.com/abstract=2325674>
- Mainwaring, S. y Scully, T. (1995). *Building democratic institutions: Party systems in Latin America*. Stanford, Calif: Stanford University Press.
- Payne, J. (2006). Sistema de partidos y gobernabilidad democrática. En J. M. Payne, G. D. Zovatto y M. M. Diaz (Eds.), *La política importa: democracia y desarrollo en América Latina*. Estado y Sociedad Civil. Banco Interamericano de Desarrollo.
- Redmond, P. y Regan, J. (2015). Incumbency advantage in a proportional electoral system: A regression discontinuity analysis of Irish elections. *European Journal of Political Economy*, 38(Supplement C), 244-256.
- Rock, D. (2009). *Politics in Argentina, 1890-1930: The Rise and Fall of Radicalism* (1.ª ed.). Cambridge Latin American Studies. Cambridge University Press.
- Torre, J. (2014). *Los años peronistas (1943-1955): Nueva Historia Argentina*. Nueva Historia Argentina. Penguin Random House Grupo Editorial Argentina.

- Tow, A. (2016). Atlas de elecciones en Argentina. Recuperado el 15 de junio de 2017, desde <http://www.andytow.com/>
- Trounstein, J. (2011). Evidence of a Local Incumbency Advantage. *Legislative Studies Quarterly*, 36(2), 255-280.
- Uppal, Y. (2009). The Disadvantaged Incumbents: Estimating Incumbency Effects in Indian State Legislatures. *Public Choice*, 138(1/2), 9-27.
- Uppal, Y. (2010). Estimating Incumbency Effects in U.S. State Legislatures: A Quasi-Experimental Study. *Economics & Politics*, 22(2), 180-199.
- Victoria, P. L. I. Q. M. (2013). *La ventaja del oficialismo en Neuquén* (Documento de Trabajo N.º 111). CIPPEC.