

**LA VENTAJA DEL OFICIALISMO EN LAS ELECCIONES  
MUNICIPALES DE LA PROVINCIA DE BUENOS AIRES**

**MATÍAS BATTOCCHIO**

**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.

*JEL classification:* P16; D72; C21.

*Keywords:* Incumbency advantage, Regression discontinuity design, Buenos Aires' politics.

**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 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.

*Clasificación JEL:* P16; D72; C21.

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

## LA VENTAJA DEL OFICIALISMO EN LAS ELECCIONES MUNICIPALES DE LA PROVINCIA DE BUENOS AIRES<sup>1</sup>

MATÍAS BATTOCCHIO<sup>2</sup>

### I. Introducción

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 & Brady, 1989; Cover & Mayhew, 1977; Erikson, 1971; Gelman & King, 1990; Jacobson & Carson, 2015; Levitt & 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>3</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>4</sup>; y el

<sup>1</sup> Agradezco el apoyo, los comentarios y las sugerencias de María Laura Alzúa. Cualquier error u omisión es de mi exclusiva responsabilidad.

<sup>2</sup> UBA y UNLP. matiasbattocchio@gmail.com C.P 1408.

<sup>3</sup> Ver Ansolabehere, Snowberg y Snyder (2006) y Cox y Katz (1996) para explicaciones de este fenómeno.

<sup>4</sup> El promedio de estas dos variables es el *surge*.

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 & 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 & 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 Trounstine (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 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>5</sup>.

Dentro de los pocos trabajos que hay para América Latina sobresale el de Klačnja y Titunik (2017)<sup>6</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*.

A diferencia de los municipios de Brasil, los intendentes y concejales de Buenos Aires pueden ser reelegidos en su cargo indefinidamente. Por otro lado, la caracterización del sistema de partidos brasilero como débilmente institucionalizado no se asemeja al argentino, el índice de Pedersen para el PJ y la UCR (o alianzas) es 18,76<sup>7</sup>, mucho menor que el valor de 31 que reportan Klačnja y Titunik (2017) para las elecciones municipales de Brasil<sup>8</sup>, y, además, la UCR y el PJ han participado en más del 90 % de las elecciones municipales.

<sup>5</sup> Aunque este paper no implementa un diseño de regresión discontinua.

<sup>6</sup> Carrera (2014) concluye que existe una desventaja por ser oficialista en las elecciones municipales de Guatemala.

<sup>7</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.

<sup>8</sup> Que el sistema de partidos brasilero tiene mayor volatilidad electoral que el argentino ya ha sido documentado en otros trabajos (Mainwaring & Scully, 1995; Payne, 2006).

El objetivo de este trabajo es testear la existencia de una ventaja del oficialismo 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 manipulación 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.

Una futura línea de investigación que se abre a partir de estos resultados es sobre los mecanismos que operan para producir la susodicha ventaja, y por qué la ventaja es menor (y no significativa) para el PJ en relación a la UCR. En relación a esto último es interesante 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

---

<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.

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.

El trabajo 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 a distintas pruebas de robustez; y la sección 6 finaliza el trabajo.

## **II. 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 está 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 & 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 & 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<sup>10</sup>. Los miembros del Concejo Deliberante no pueden ser menos de 6 ni más de 24<sup>11</sup>, y se renuevan cada dos años por mitades. La fórmula

---

<sup>10</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>11</sup> La cantidad exacta de concejales que le corresponde a cada partido esta determinada por su población.

utilizada para asignar los escaños es la regla del cociente<sup>12</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).

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 & 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>13</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 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.

### III. Estrategia de identificación

---

<sup>12</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.

<sup>13</sup> El gráfico A.1 muestra el número efectivo de partidos en las elecciones municipales de Buenos Aires para el período 1983-2017.



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 municipio y puede definirse matemáticamente como

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

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.

El estudio de la ventaja del oficialismo se realiza para el PJ y la UCR (o alianzas de las que formaban parte). Aunque estos dos partidos hayan participado y ganado en la mayoría de las elecciones, existe una gran cantidad de terceros partidos –por lo general, vecinales– que compitieron y lograron muchos votos, en algunos casos superando a los dos partidos tradicionales. Este es el caso, por ejemplo, del partido Acción Comunal de Tigre que gobernó el municipio entre 1987 y 2007.

Por la naturaleza multipartidista del sistema la ventaja del oficialismo no necesariamente será igual para el PJ y la UCR, como así ocurriría si el sistema fuese bipartidista. En este caso, el resultado de un partido es el complemento del otro: las victorias/derrotas del PJ se corresponden con derrotas/victorias de la UCR, y si el PJ saca un porcentaje  $x$  en la elección, la UCR obtendrá el  $(100 - x)$ . Esta correspondencia uno a uno entre los resultados de uno y otro partido hacen que la ventaja del oficialismo sea igual para los dos partidos.

Notar, asimismo, que por ser elecciones multipartidarias la variable dependiente del análisis no puede ser el porcentaje de votos en la próxima elección.

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 Trounstone (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.

El DRD puede pensarse a partir de dos enfoques<sup>14</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

$$\lim_{\epsilon \downarrow 0} E[Y_{it}|X_{it} = 0 + \epsilon] - \lim_{\epsilon \uparrow 0} E[Y_{it}|X_{it} = 0 - \epsilon] = E[Y_{it}(1) - Y_{it}(0)|X_{it} = 0] \quad (2)$$

La estimación puede realizarse por métodos paramétricos o no paramétricos. En este trabajo se realiza la estimación por métodos no paramétricos y los resultados se reportan para tres especificaciones econométricas distintas: un polinomio de grado cero, de grado uno y de grado dos. En cada caso el modelo de regresión es:

$$\begin{aligned} Y_{it} &= \beta_0 + \gamma W_{it} + \epsilon_{it} \\ Y_{it} &= \beta_0 + \gamma W_{it} + \beta_1 X_{it} + \beta_2 W_{it} X_{it} + \epsilon_{it} \\ Y_{it} &= \beta_0 + \gamma W_{it} + \beta_1 X_{it} + \beta_2 W_{it} X_{it} + \beta_3 X_{it}^2 + \beta_4 W_{it} X_{it}^2 + \epsilon_{it} \end{aligned} \quad (3)$$

Sin embargo, dado que 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

<sup>14</sup> Para una descripción más formal véase Barnow, Cattaneo, Titiunik y Vazquez-Bare (2017).

que refleja el trade-off entre el sesgo y la varianza que surge cuando se debe elegir el *bandwidth*. No sería apropiado reportar como estimación del efecto causal del oficialismo a  $\gamma$  ya que se estaría ignorando el sesgo de la estimación. 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, incorporando este paso a la varianza asintótica del estimador. Este procedimiento de corrección robusta del sesgo provee inferencias válidas cuando se usa el *bandwidth* óptimo que minimiza el ECM (Cattaneo, Idrobo & Titiunik, 2017).

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. 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.

En este trabajo se implementa el primer enfoque mediante métodos no paramétricos y se desarrolla el segundo en el Apéndice C, a modo de chequeo de robustez de los resultados y del supuesto de identificación.

#### **IV. 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  $t^{15}$ .

---

<sup>15</sup> Las observaciones en las cuales hubo más de 1 partido que representaba al PJ en la misma

Tabla 1: Estadísticas descriptivas

<b>Todas las elecciones</b> Variable	Toda la muestra					<i>Close elections</i>				
	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> Variable	Toda la muestra					<i>Close elections</i>				
	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> Variable	Toda la muestra					<i>Close elections</i>				
	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.

## V. 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 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.

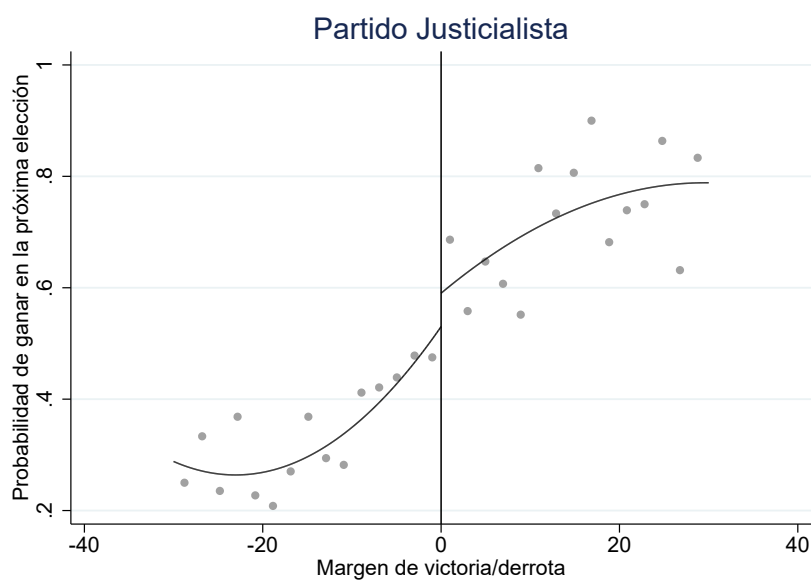
La tabla 2 presenta los principales resultados del trabajo. El panel A contiene las estimaciones para el Partido Justicialista y el panel B para la Unión Cívica Radical, las tres filas de cada panel ajustan un polinomio local de grado cero, uno y dos al *bandwidth* óptimo que minimiza el error cuadrático medio (Calónico, Cattaneo & Titiunik, 2014) con un kernel triangular. 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 & 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

---

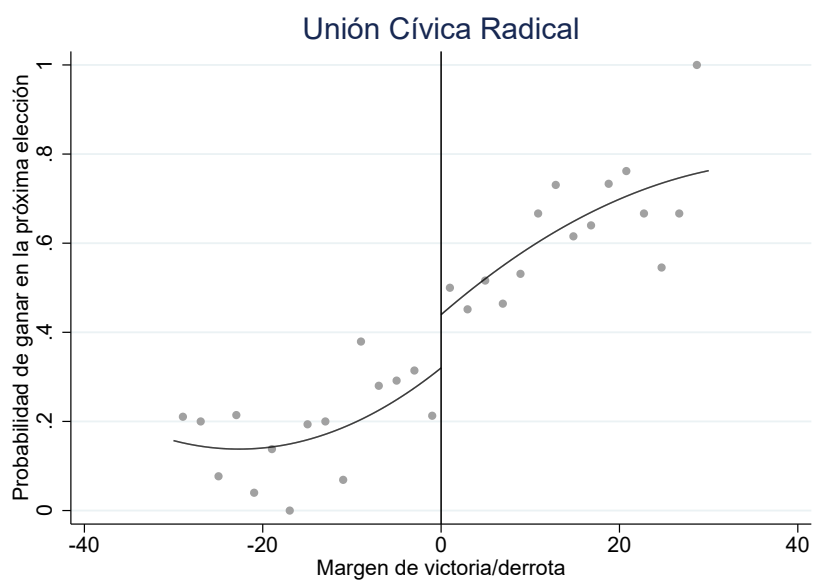
elección representan un 18 % del total y un 6 % de las elecciones ejecutivas, y los resultados son robustos a eliminar estas observaciones.

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.

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.



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 A.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).

Tabla 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 A.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.

Varias explicaciones se han propuesto como causas de la ventaja de los oficialistas: *name recognition*, desvío de recursos públicos con fines electorales, y aversión al riesgo, entre otras.

El argumento de *name recognition* se basa en que los votantes tienen opiniones más favorables hacia aquellas personas hacia las que ya hayan sido expuestos y en la heurística del reconocimiento que influye a la hora de votar, por la cual los votantes hacen inferencias ecológicamente válidas acerca de la viabilidad de un candidato (Kam & Zechmeister, 2013). Otra explicación está vinculada al acceso a los fondos públicos que logran los oficialistas y a su capacidad para usarlos con fines electorales: varios trabajos han documentado la existencia de clientelismo en la política argentina a nivel nacional, provincial y municipal (Auyero, 2002; Calvo & Murillo, 2004; Lodola, 2005; Szwarcberg,

2015). La explicación relacionada con la aversión al riesgo se centra en el votante e interpreta el acto de votar como una elección entre alternativas riesgosas. El oficialista es, por lo general, más conocido que los demás candidatos, los votantes conocen mejor su posición ideológica, su capacidad para gobernar, y por lo tanto representa una elección menos riesgosa. Si los votantes son aversos al riesgo, entonces el oficialista gozará de una ventaja solo por poseer la intendencia (Shepsle, 1972; Streb & Torrens, 2013).

Las explicaciones sobre la causa de la ventaja de los oficialistas no se detienen aquí; muchas han sido propuestas. Hemos mencionado algunas explicaciones que pueden darse en el período y el lugar estudiado. Sin embargo, testearlas empíricamente no es parte del objetivo de este trabajo y queda como una futura línea de investigación.

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. 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 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.

## **VI. Controles**

### **VI.1 No manipulación 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 elección, 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 monotónica 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.

## VI.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 A.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>16</sup>. La categorización de cada municipio se muestra en la figura A.5.

La tabla A.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.

---

<sup>16</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  $t$ .

## **VII. Conclusiones**

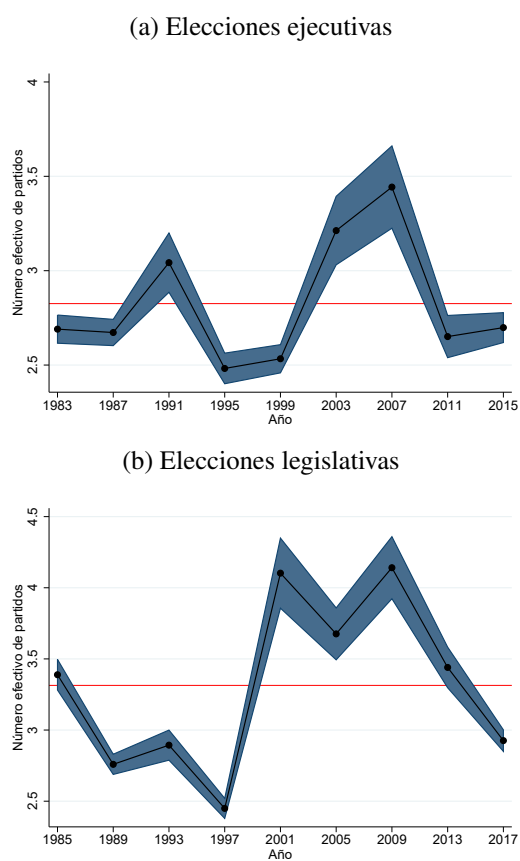
En este trabajo se analizó la ventaja del oficialismo en las elecciones municipales de la provincia de Buenos Aires para los dos partidos con más presencia electoral en el período: el Partido Justicialista y la Unión Cívica Radical.

La 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. Dos comentarios que se desprenden de los resultados y componen las conclusiones son: en primer lugar, se muestra que la ventaja de los oficialistas ocurre a nivel municipal, a pesar de su limitada capacidad de acción; en segundo lugar, 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.

## A. Apéndice

### A.1 Gráficos

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



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

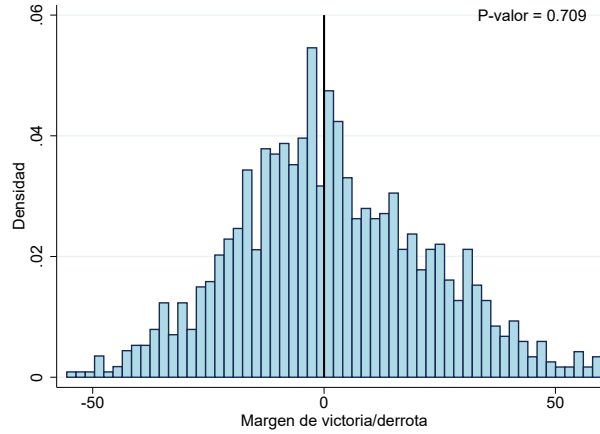
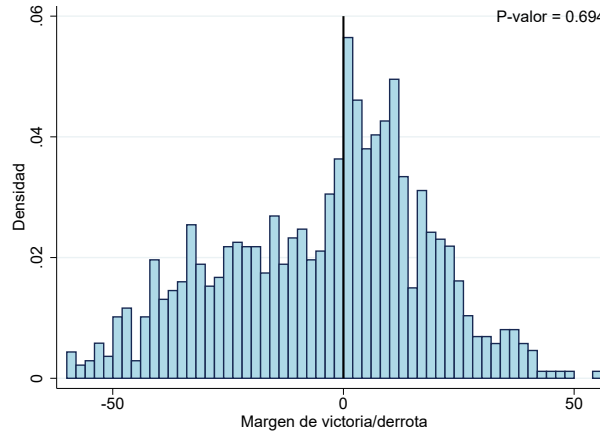


Figura A.3: Histograma de la variable de asignación – UCR

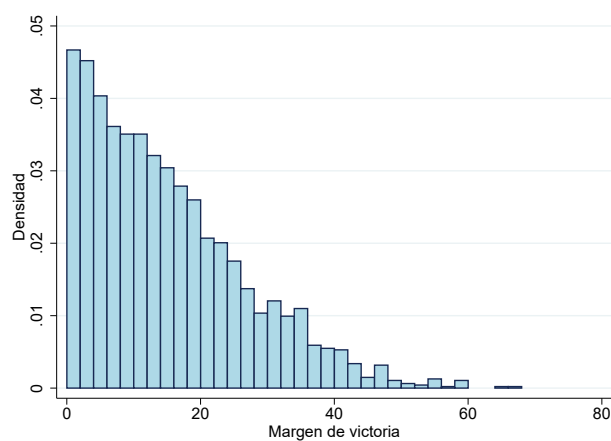


Nota: Los histogramas representan la densidad en ventanas de 2% del margen de victoria/derrota del PJ y la UCR en las elecciones ejecutivas municipales de la provincia de Buenos Aires entre 1983 y 2015. En el extremo superior derecho se reporta el p-valor bajo la hipótesis nula de que la densidad de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

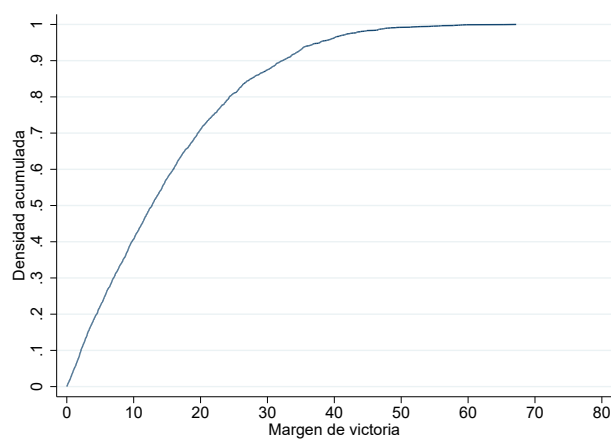


Figura A.4

(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.



## A.2 Tablas

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

	Efecto estimado	Muestra efectiva		Muestra ideal	
		$n_C$	$n_T$	$n_C$	$n_T$
<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).

## A.3 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

Tabla A.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 Titunik (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

Tabla A.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.

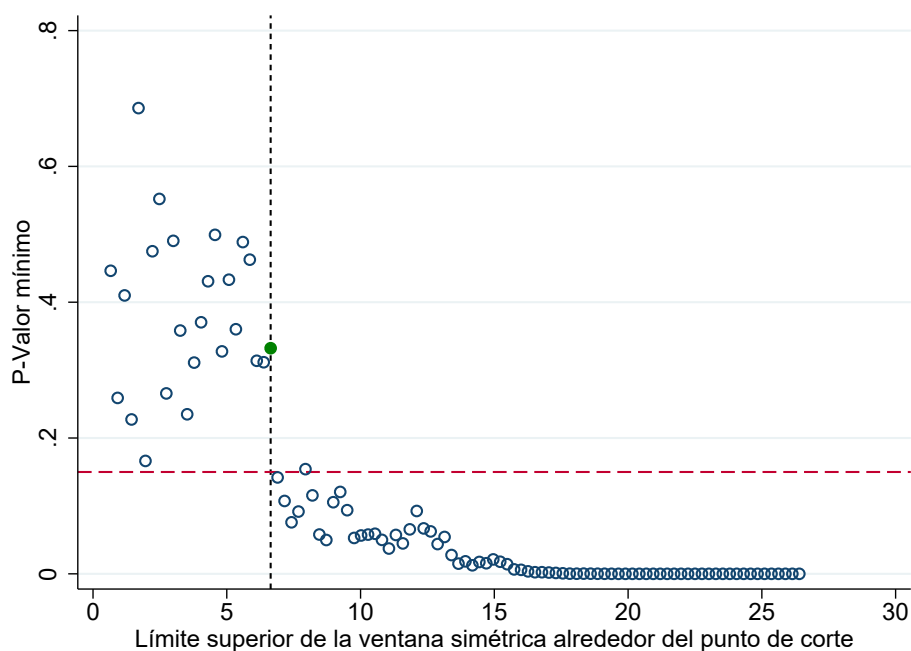
y Titiunik (2015) usamos un método que selecciona esta ventana en función de tests de balanceo de covariables usando la prueba de Kolmogorov-Smirnov: se empieza por una ventana lo más pequeña posible y se la va agrandando progresivamente hasta que el test exacto de balance de las covariables rechace 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 A.6 y A.7 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.

Una vez seleccionada la ventana, la estimación e inferencia se realiza usando métodos de muestra finita. En este trabajo se adopta como mecanismo de asignación al tratamiento el *fixed margins randomization*<sup>17</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

<sup>17</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.

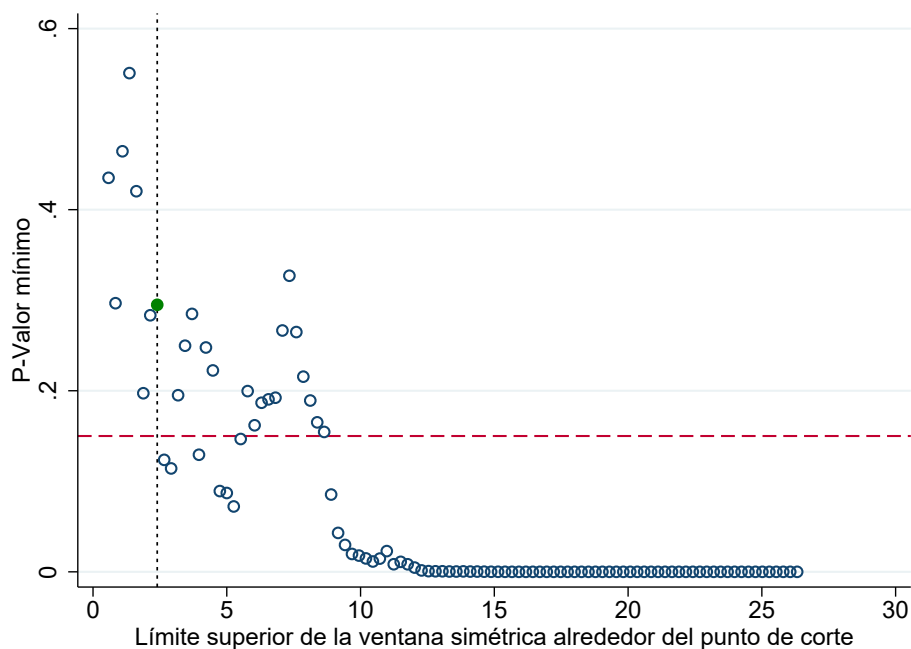
Figura A.6: Selección de la ventana de observaciones – PJ



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

Figura A.7: Selección de la ventana de observaciones – UCR



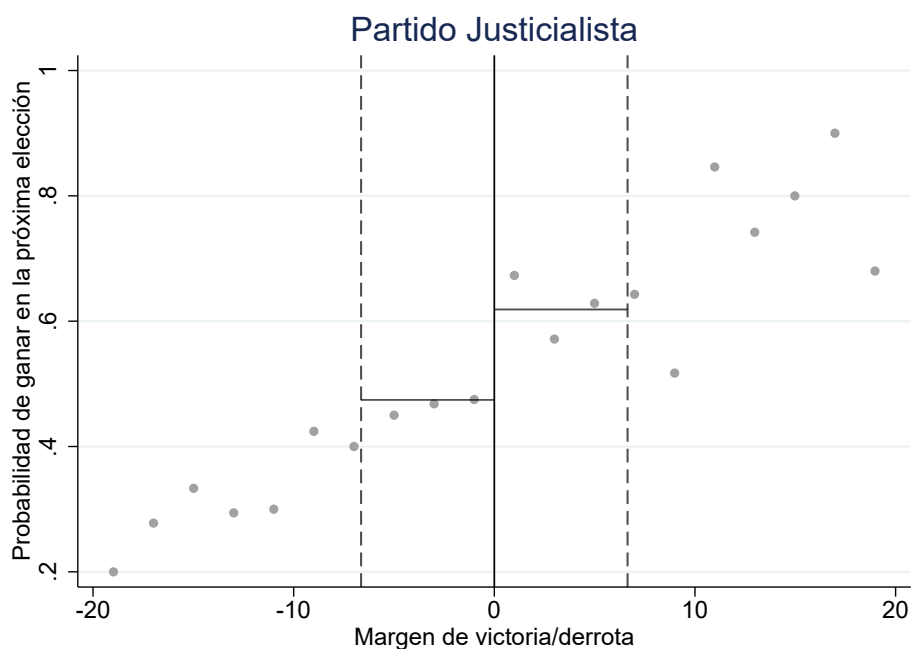
Nota: Los gráficos de dispersión muestran, para cada ventana simétrica construida sobre la variable de asignación (margen de victoria en la elección), el p-valor mínimo que resulta de los tests exactos de ausencia de efecto del tratamiento sobre cada una de las covariables. La línea roja punteada indica 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.

(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 A.8 y A.9 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).

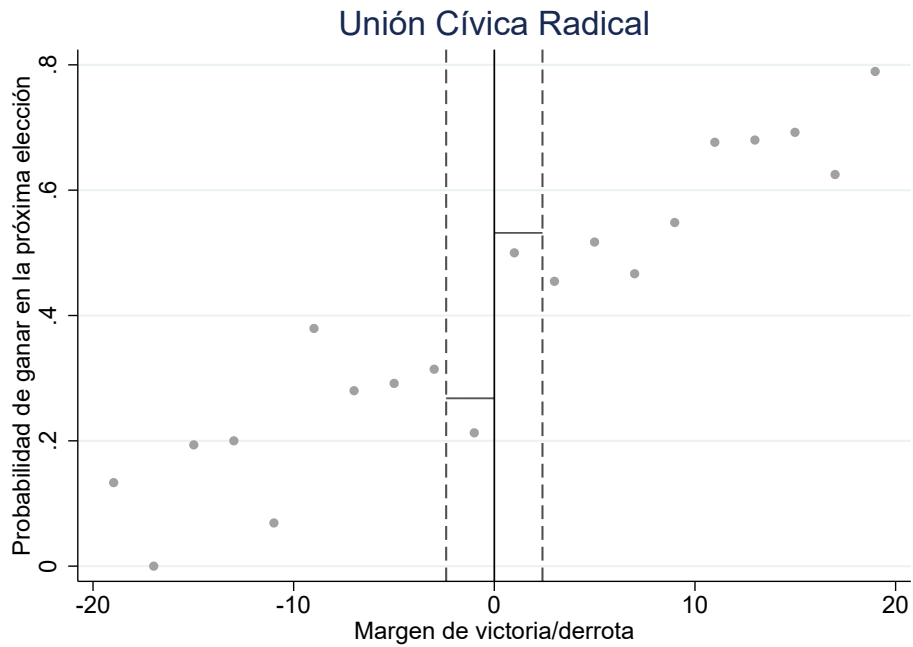


Figura A.8: DRD bajo el supuesto de aleatorización local – PJ



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 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.

Figura A.9: 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.

## Referencias

- Alford, J. R. & Brady, D. W. (1989). Personal and Partisan Advantage in US Congressional Elections. En L. C. Dodd & B. I. Oppenheimer (Eds.), *Congress Reconsidered 4th edition*. Washington, DC: CQ Press.
- Ansolabehere, S., Snowberg, E. C. & Snyder, J. M. (2006). Television and the Incumbency Advantage in U.S. Elections. *Legislative Studies Quarterly*, 31(4), 469-490.
- Ansolabehere, S. & Snyder, J. M. (2004). Using Term Limits to Estimate Incumbency Advantages When Officeholders Retire Strategically. *Legislative Studies Quarterly*, 29(4), 487-515.
- Aramburu, J. & 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.
- Auyero, J. (2002). Clientelismo político en Argentina: doble vida y negación colectiva. *Revista Perfiles Latinoamericanos*, 10(20), 33-52.
- Bandiera, A. (2013). *La ventaja del oficialismo en Misiones* (Documento de Trabajo N.º 109). CIPPEC.
- Barnow, B. S., Cattaneo, M., Titiunik, R. & 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.
- Calónico, S., Cattaneo, M. & Titiunik, R. (2014). Robust Nonparametric Confidence Intervals for Regression-Discontinuity Designs. *Econometrica*, 82(6), 2295-2326.
- Calvo, E. & Escolar, M. (2005). *La nueva política de partidos en la Argentina: crisis política, realineamientos partidarios y reforma electoral*. Colección Democracia, partidos y elecciones. Prometeo.
- Calvo, E. & Murillo, M. V. (2004). Who Delivers? Partisan Clients in the Argentine Electoral Market. *American Journal of Political Science*, 48(4), 742-757.
- 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. & 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. & Titiunik, R. (2017). Cambridge Elements: Quantitative and Computational Methods for Social Science. En M. Alvarez & N. Beck (Eds.), (Cap. A Practical Introduction to Regression Discontinuity Designs). Cambridge University Press.
- Cattaneo, M., Jansson, M. & Ma, X. (2017). *Simple local polynomial density estimators*. Working Paper. Recuperado desde <https://eml.berkeley.edu/~mjansson/Papers/CattaneoJanssonMa.LocPolDensity.pdf>
- Cattaneo, M., Titiunik, R. & Vazquez-Bare, G. (2017). *Power calculations for regression discontinuity designs*. University of Michigan, Working Paper.
- Cover, A. D. & Mayhew, D. R. (1977). Congressional Dynamics and the Decline of Competitive Congressional Elections. En L. C. Dodd & B. I. Oppenheimer (Eds.), *Congress Reconsidered*. New York: Praeger.
- Cox, G. W. & 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. & 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. & Titiunik, R. (2015). Using Regression Discontinuity to Uncover the Personal Incumbency Advantage. *Quarterly Journal of Political Science*, 10(1), 101-119.
- Ferreira, F. & 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. & King, G. (1990). Estimating Incumbency Advantage Without Bias. *American Journal of Political Science*, 34, 1142-1164.
- Golden, M. A. & 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.
- Horiuchi, Y. & Leigh, A. (2009). *Estimating Incumbency Advantage: Evidence from Multiple Natural Experiments*.
- Jacobson, G. & Carson, J. (2015). *The Politics of Congressional Elections*. Rowman & Littlefield Publishers.
- Kam, C. D. & Zechmeister, E. J. (2013). Name Recognition and Candidate Support. *American Journal of Political Science*, 57(4), 971-986.
- Kendall, C. & 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. & Titunik, 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. & 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>
- Lodola, G. (2005). Protesta popular y redes clientelares en la Argentina: El reparto federal del Plan Trabajar (1996-2001). *Desarrollo Económico*, 44(176), 515-536.

- 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. & 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. & 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 & M. M. Diaz (Eds.), *La política importa: democracia y desarrollo en América Latina*. Estado y Sociedad Civil. Banco Interamericano de Desarrollo.
- Redmond, P. & 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.
- Shepsle, K. A. (1972). The Strategy of Ambiguity: Uncertainty and Electoral Competition. *American Political Science Review*, 66(2), 555-568. doi:10.2307/1957799
- Streb, J. M. & Torrens, G. (2013). Making rules credible: divided government and political budget cycles. *Public Choice*, 156(3/4), 703-722.
- Szwarcberg, M. (2015). *Mobilizing Poor Voters: Machine Politics, Clientelism, and Social Networks in Argentina*. Structural Analysis in the Soc. Cambridge University Press.
- Tow, A. (2016). Atlas de elecciones en Argentina. Recuperado el 15 de junio de 2017, desde <http://www.andytow.com/>
- Trounstine, 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.