

El efecto del partido político del alcalde sobre variables de gasto municipal*

The effect of the mayor's political party
on municipal spending variables

Hector Acuña
Diego Carrasco
Martín Carrasco
*Andrés Soto***

ABSTRACT

Background: How much the mayor's political party can affect policy results at municipal level? The literature has investigated the interaction between political parties and the voters in the formation of policies, focusing on the United States and European countries. However, the contexts in which these investigations have been carried out are very different to Chile. In particular, regarding the countries that the literature has analyzed, where the primaries are the norm and any candidate is able to challenge the incumbent mayor, in Chile the partisan leaders have greater discretion to decide where to make primaries.

Methodology: Using a panel that includes data from 2001 to 2016, we estimate the results through a discontinuous regression design (RD). The variables used in

* Artículo recibido el 17 de agosto de 2018 y aceptado el 24 de octubre de 2018. Los autores agradecen los comentarios, la ayuda y los consejos de Kenneth Bunker, Patricio Navia, Gonzalo Miller y Alfredo Joignant. Los errores remanentes son responsabilidad de los autores.

** Hector Acuña, investigador, Centro de Estudios Financieros (CEF), ESE Business School, Universidad de Los Andes, Chile (correo electrónico: hacuna@miuandes.cl). Diego Carrasco, estudiante de posgrado, School of Economics, The University of Queensland (correo electrónico: d.carrasco@uq.net.au). Martín Carrasco, Facultad de Economía y Negocios, Universidad del Desarrollo (correo electrónico: m.carrasco@udd.cl). Andrés Soto, magíster en economía, Pontificia Universidad Católica de Chile (correo electrónico: axsoto@uc.cl).

this study are investment in infrastructure, transfers to education and health, expenses on municipal personnel and on social programs.

Results: We find that the mayor's political affiliation has no effect on the municipal expenditures such as investment, municipal staff, education, health and social programs. One hypothesis that would explain these findings is that mayors are unable to make budgetary changes due to institutional restrictions such as the lack of budget allocations, the role of the municipal council, and lack of interaction with other State institutions. Alternatively, by separating the sample according to the level of support of the municipal council and the alignment with the political sign of the central government, we find that, under certain conditions, there would be differences in social programs expenses which tend to be higher in the case of mayors belonging to center-left parties.

Conclusions: Given the restrictions imposed by the Chilean institutions, the expenses on social programs become the only tool that mayors can use to apply the concepts of expenditure management according to their parties ideology. However, this would only happen depending on the configuration of the municipal council and the political alignment with the current central government. Consequently, the bulk of the Chilean municipal expense policy would not vary according to the preferences of voters and/or the mayor.

Keywords: political economy; local governments; municipal expense; public administration; regression discontinuity design. *JEL codes:* H72, H83, P16.

RESUMEN

Antecedentes: ¿cuánto podría afectar el partido político del alcalde los resultados de las políticas a nivel municipal? La literatura ha investigado la interacción entre los partidos políticos y los votantes en la formación de políticas, centrándose en los Estados Unidos y en los países europeos. Sin embargo, los contextos en los que se han llevado a cabo estas investigaciones son muy diferentes a los de Chile. En particular, respecto de los países que la literatura ha analizado, en los que las primarias son la norma y cualquier candidato es capaz de desafiar al alcalde incumbente, en Chile los líderes partidistas tienen mayor discreción para decidir dónde hacer las primarias.

Metodología: mediante el uso de un panel que incluye datos de 2001 a 2016, estimamos los resultados con un diseño de regresión discontinua (RD). Las variables utilizadas en este estudio son la inversión en infraestructura, las

transferencias a educación y salud, el gasto en personal municipal y el gasto en programas sociales.

Resultados: se encuentra que la alineación política del alcalde no tiene efectos sobre gastos del municipio en áreas como inversión propia, personal municipal, educación, salud y programas sociales durante su periodo de ejercicio. Una hipótesis que explicaría estos hallazgos es que los alcaldes son incapaces de hacer cambios presupuestarios en las áreas estudiadas principalmente por motivos institucionales como la falta de atribuciones en materia presupuestaria, el rol del concejo municipal y la interacción con otras instituciones del Estado. Alternativamente, al momento de separar la muestra según el nivel de apoyo del concejo municipal y del alineamiento con el signo político del gobierno central, se encuentra que, en determinadas condiciones, existirían diferencias en el gasto en programas sociales, el cual tiende a ser más alto en el caso de que haya alcaldes pertenecientes a partidos de centro-izquierda.

Conclusiones: frente a las restricciones impuestas por la institucionalidad chilena que restringen las decisiones de gasto municipal según el partido político, el gasto en programas sociales se convierte en la única herramienta que los alcaldes pueden usar para hacer valer los conceptos de manejo de gasto propiciados por su partido. De todas maneras, esto sólo acontecería en función de la configuración del concejo municipal y de la alineación política con el gobierno central en turno. Por consiguiente, el grueso de la política de gasto municipal chileno no variaría según las preferencias de los votantes o del alcalde en ejercicio.

Palabras clave: economía política; gobiernos locales; gasto municipal; administración pública; regresión discontinua. *Clasificación JEL:* H72, H83, P16.

INTRODUCCIÓN

Las autoridades elegidas popularmente cumplen un rol fundamental en las democracias modernas. Esto se debe a que producen distintos resultados de política que tienen un efecto directo sobre la vida de las personas. En el proceso de formación de estos resultados de política desempeña un papel esencial la interacción entre dos fuerzas que moldean los compromisos de quienes aspiran a convertirse en autoridades: los partidos políticos y los votantes. Los primeros operan presionando al candidato hacia posturas más cercanas a su respectivo punto preferido de política, y los segundos operan presionando al candidato a posturas

moderadas, con el fin de aumentar sus posibilidades de acceder al poder al aumentar su apoyo popular.

La literatura ha investigado la interacción entre ambas fuerzas en la formación de políticas y se ha enfocado en los Estados Unidos y en países europeos. Sin embargo, los contextos en los que se han realizado estas investigaciones son muy distintos al de Chile, donde no existen estudios al respecto. En particular, en relación con los países que la literatura ha analizado, donde las primarias son en general la norma y cualquier candidato puede desafiar a un alcalde incumbente en una primaria, en Chile los liderazgos partidistas tienen mayor discrecionalidad para decidir dónde hacer primarias. En general, hay pocas comunas en las que se hacen primarias. Por ello, en comparación con estos países, los liderazgos partidistas chilenos tienen más poder en la elección de los candidatos, quienes exhiben, en la mayoría de los casos, un carácter de designados.

Así también, a diferencia de los casos analizados por la literatura, en los que es más común que un candidato pueda vencer a un alcalde que va a la reelección, en Chile esto es muy poco usual. Debido a las asimetrías de información, la ventaja de un candidato incumbente no es despreciable (Cuevas, 2012); de esta manera, si un alcalde quiere ir a la reelección tiene la papeleta prácticamente asegurada y suelen ser decisiones personales o eventos significativos los que expliquen que un alcalde no se presente a la reelección.

Lo anterior adquiere relevancia si se toman en consideración los hallazgos relacionados con la literatura sobre los incentivos y las prácticas de los funcionarios locales. Al respecto, se han realizado diversas investigaciones con el objetivo de analizar las diferencias entre funcionarios elegidos y designados. Martínez-Bravo (2014) concluye que, motivados por aspiraciones de desarrollo de carrera, los funcionarios designados se ven expuestos a mayores incentivos para influir en las elecciones. De forma similar, Martínez-Bravo, Miguel, Qian y Yao (2014) reportan que aquellos funcionarios designados tendrían también menores incentivos para aumentar la provisión de bienes públicos. De esta forma, existe evidencia que sostiene que los líderes electos podrían desviar recursos para afectar el resultado de votación para reelección (Dahlberg y Johansson, 2007) y redistribuir recursos para alterar otro tipo de resultados (Aidt y Mooney, 2014).

La literatura que ha estudiado el efecto del partido político de la autoidad sobre resultados de políticas para los Estados Unidos muestra, tanto

para la cámara de representantes como a nivel de estado, amplios efectos del partido político (Besley y Case, 2003; Lee, Moretti y Butler, 2004). Sin embargo, a nivel local la literatura concluye que los partidos políticos tienen una influencia limitada sobre resultados de política (Ferreira y Gyourko, 2009; Gerber y Hopkins, 2011). Para países europeos, en cambio, diversos estudios documentan un efecto de partido político positivo a nivel local (Pettersson-Lidbom, 2007; Freier y Odendahl, 2012; Fiva, Folke y Sorensen, 2013; Folke, 2014). Ferreira y Gyourko (2009) otorgan una explicación interesante de por qué no se encuentran efectos del partido político a nivel local para los Estados Unidos; los autores plantean que un efecto de *tiebout sorting*¹ produce una gran homogeneidad local que limitaría el efecto del partido político. Para Chile no se encuentran los niveles de homogeneidad local reportados por Ferreira y Gyourko (2009),² de modo que se espera encontrar efectos de partido político sobre resultados de política a nivel municipal. Con esto, los votantes chilenos se limitarían a elegir entre opciones políticas distintas sin tener mayor influencia sobre la posición relativa de éstas.

Las municipalidades son instituciones fundamentales dentro de la vida de los chilenos, dada la serie de servicios y bienes que están a su cargo, como educación, salud, obras públicas, asistencia social, entre otros; manejan para estos fines más de 9 000 millones de dólares al año,³ lo que representó aproximadamente 3.75% del PIB de 2015. Por lo tanto, comprender el efecto del partido político es importante, ya que permite dilucidar si los votantes: 1) eligen entre distintas políticas locales sobre las que no tienen ni un efecto, en caso de encontrar un efecto de partido político significativo, o 2) afectan las políticas locales, en caso de no encontrar efectos de partido político. En otras palabras, podremos entender en qué medida la forma en que se gastan los recursos municipales responden a la preferencia del partido que obtuvo mayoría en la elección y en qué medida responden a las preferencias del votante mediano. Por otro lado, el resultado permite obtener conclusiones acerca de cómo opera la institucionalidad municipal al configurar el marco en que se desenvuelven los alcaldes, lo que facilita o limita su gestión en distintas áreas.

¹De acuerdo con el cual las personas se clasifican o distribuyen geográficamente según su valoración por bienes, servicios y precios como una manera de maximizar su utilidad (Tiebout, 1956).

²Véase "Homogeneidad local", de la sección III.

³Boletín Informativo de Ejecución Presupuestaria Sector Municipal 2015. Contratoría General de la República (<http://www.contraloria.cl>).

Para investigar el efecto del partido político a nivel local en Chile, se ocupa el modelo de divergencia política presentado por Lee et al. (2004) y usado también por Ferreira y Gyourko (2009), el cual permite estimar el “efecto del partido político” controlado por la fortaleza electoral de los partidos. Esto es útil dado que si existe credibilidad en las promesas de los políticos. Se espera que un aumento en la probabilidad de victoria de un partido lleve a que las políticas comprometidas por los otros partidos se desplacen hacia la política preferida del primero, siempre y cuando existan incentivos para moderar la postura política en busca del votante mediano; mientras que, si no existe credibilidad, los partidos se comprometen con su punto preferido de política, por lo que un aumento de la fortaleza electoral de un partido no cambia las posturas de los otros partidos (Alesina, 1988). En el primer caso los votantes afectan la postura política de los partidos y en el segundo eligen entre distintas posturas políticas. El modelo, por lo tanto, permite distinguir entre los dos casos y de esa forma saber cuál prima a nivel municipal.

En este contexto, en este trabajo se construye un panel de datos para los 345 municipios de Chile entre 2001 y 2016. Se sigue el modelo planteado y se ocupan datos de periodos alcaldicios en cuya elección la primera mayoría pertenece a una de las dos principales coaliciones políticas del país. Para estimar los resultados, se usa un diseño de regresión discontinua (RD), el cual provee una cuasialeatorización del ganador de la elección en un municipio, ya que ocupa elecciones definidas por un margen estrecho. Esto permite lidiar con una probable endogeneidad de los resultados debido a factores locales inobservables. Las variables estudiadas corresponden a variables de composición del gasto municipal: inversión en infraestructura, transferencias a educación y salud, gastos en personal municipal y gastos en programas sociales. Nos centramos en estas cinco variables porque son áreas de gran sensibilidad para el electorado y un mayor o menor valor de ellas se suele asociar con una u otra coalición política.

Los resultados iniciales muestran que no existen efectos de la identidad política del alcalde sobre las variables estudiadas, lo que es contrario a la hipótesis planteada. Una primera estimación por OLS muestra que una municipalidad en la que se elige un alcalde de la coalición de centro-izquierda gasta 2.2% menos en educación que una municipalidad con un alcalde de la coalición de centro-derecha, mientras que para inversión propia, gasto en personal, salud y programas sociales, no hay diferencias según la coalición del alcalde. Sin embargo, las estimaciones mediante diseño RD muestran que

no existe un efecto de partido político significativo para las cinco variables estudiadas.

Al profundizar en este resultado, se encuentra un efecto incumbente positivo medido como un aumento en la probabilidad de ganar la siguiente elección de entre 25 y 32%, por lo que se descarta la presencia de debilidad política, es decir, de incapacidad de los alcaldes de cumplir sus promesas, pues de otro modo sufrirían un castigo por parte de los votantes. Luego, dado este efecto incumbente, se estudia si la afiliación política del alcalde afecta los resultados de política en el periodo subsiguiente, ya que su mayor fortaleza electoral le permitiría comprometerse con una postura más cercana a su punto preferido de política, a la vez que desplaza hacia él las posturas comprometidas por los otros partidos. No se encuentran efectos significativos, por lo que el valor de las variables estudiadas es independiente del partido político del alcalde y del partido político del alcalde anterior. Estos resultados son similares a los de otros estudios para los Estados Unidos.

Más adelante, se realizan dos ejercicios empíricos para evaluar la robustez de los resultados. En primer lugar, se explora si la homogeneidad local, a pesar de ser relativamente baja respecto de los ingresos, puede llevar a los partidos a converger en su posición comprometida respecto de estas variables, tal como postulan Ferreira y Gyourko (2009). Para esto se divide la muestra en dos, según su coeficiente de heterogeneidad de ingresos, y se estima el efecto del partido político en ambas submuestras. Se espera encontrar un mayor efecto para aquellas comunas con mayor heterogeneidad, lo cual indicaría que el nulo efecto del partido político para el total de la muestra está afectado por el resultado de las comunas con menor heterogeneidad. Sin embargo, no se encuentran diferencias del efecto del partido político entre ambas submuestras, por lo que se descarta que un mecanismo de *tiebout sorting* esté detrás de los resultados obtenidos. Una hipótesis que explica estos hallazgos es que los alcaldes son incapaces de hacer cambios presupuestarios en las áreas estudiadas principalmente por motivos institucionales, como la falta de atribuciones en materia presupuestaria, el rol del concejo municipal y la interacción con otras instituciones del Estado en las áreas estudiadas. Respecto de esto último, en segundo lugar, se separa la muestra según el nivel de apoyo del concejo municipal y del alineamiento con el signo político del gobierno central. Se encuentra que, bajo determinadas condiciones, sólo existen diferencias en el gasto en programas sociales, el cual tiende a ser mayor con alcaldes pertenecientes a

partidos de centro-izquierda. En este contexto, se concluye que el grueso de la política de gasto municipal no refleja las preferencias de los votantes ni la de los alcaldes en ejercicio.

Este trabajo se estructura de la siguiente manera: en la sección I se presenta el marco de referencia, en el cual se hace una revisión de la literatura y se describe el funcionamiento de los gobiernos locales en Chile. En la sección II se introduce el marco teórico y el econométrico en los que se basa este trabajo. En la sección III se desarrolla la estrategia empírica, se presentan y describen los datos utilizados, se explica la estrategia de identificación usada y se prueba la validez de esta estrategia. En la sección IV se presentan los resultados obtenidos y su discusión. Finalmente, se presentan las conclusiones.

I. MARCO DE REFERENCIA

1. *Revisión de literatura*

Existe una serie de interrogantes acerca del proceso de toma de decisiones de las autoridades electas popularmente en un país y de cómo toman en cuenta los intereses de la ciudadanía al momento de elegir entre una u otra política: ¿están reflejadas las preferencias de sus bases de votantes en las políticas que impulsan? ¿Cuánto afecta el partido político en sus decisiones? ¿Concuerdan los intereses de su partido con los de sus votantes? Y si no es así, ¿cuál de los dos pesa más a la hora de tomar sus decisiones? Para dar respuesta a estas preguntas se debe tomar en cuenta el proceso político, es decir, no sólo cómo actúa un político una vez que está en el cargo, sino también cómo llegó a éste y cómo, una vez ahí, influye en la siguiente elección, si busca ser reelegido o dejar alguien de su mismo conglomerado político en el cargo. Un estudio pionero en esta materia fue el de Downs (1957), quien establece la noción de que las políticas se deben alinear con las preferencias del votante mediano. Esto porque en un escenario en el que hay dos partidos políticos que sólo están interesados en ganar, ambos buscarían obtener el voto del votante mediano —quien decide la elección—, para lo cual se comprometen a políticas que coincidan con las preferencias de éste.

Sin embargo, este planteamiento tiene varias deficiencias. En primer lugar, la discusión política se conforma por múltiples aristas en las que raramente se encuentra un votante mediano que sea el mismo para todos a

la vez; en segundo lugar, los supuestos del modelo en cuanto a la credibilidad de los compromisos tienen muy poca robustez en la realidad, ya que las autoridades pueden desviarse de éstos; y en tercer lugar, no considera el rol de las instituciones en la formación de política, las cuales pueden afectar: 1) las preferencias por políticas de los individuos, 2) las prioridades de la política en un mundo de múltiples asuntos y 3) el proceso político, particularmente la habilidad de los políticos para comprometerse (Besley y Case, 2003).

A partir de esto, distintos estudios empezaron a incorporar un elemento ideológico en las preferencias de los partidos, de manera que a éstos no sólo les interese ganar, sino que también les interesen los resultados de política, con lo cual ya no necesariamente maximizan su utilidad y se ubican en el centro del espectro político. De aquí surge el trabajo de Alesina (1988), quien plantea que dadas las preferencias ideológicas de los partidos surge un problema de credibilidad, ya que las promesas realizadas en campaña no necesariamente serán cumplidas por el candidato elegido una vez en el cargo, lo cual lleva a una inconsistencia dinámica —si los votantes son racionales— en la que el equilibrio más probable será la divergencia, es decir, cada partido propone la política que prefiere.⁴ Se suman a éstos los trabajos que desarrollaron modelos de *citizen-candidates* como Osborne y Slivinski (1996) y Besley y Coate (1997). En ellos, la identidad del candidato desempeña un rol fundamental, ya que es un indicio de cómo se desempeñará en el cargo una vez electo. Para estos casos, los candidatos que se encuentran muy alejados del votante mediano sufren una penalización que restringe las políticas a aquellas que son óptimas para un grupo importante de ciudadanos. Por otro lado, se puede mostrar que cuando no se puede hacer responsable a los candidatos por sus promesas de campaña, una vez electos implementan su política preferida (Pantoja, 2016).

Respecto de la discusión empírica, un importante avance en la literatura fue la introducción de estimaciones realizadas por medio de un *regression discontinuity design* en estudios que relacionan elecciones con algún resultado político. Esta metodología ayudó a obtener resultados estadísticos con mayor robustez, ya que permitió aleatorizar el resultado de la elección y, de

⁴ El autor demuestra que un equilibrio de convergencia completa sólo es posible cuando el proceso político es un juego repetido en el que las tasas de descuento de ambos partidos son lo suficientemente bajas, la popularidad relativa de los partidos es similar y las preferencias de ambos son relativamente cercanas al punto medio del espectro.

esa forma, que la victoria de una u otra coalición sea una variable exógena independiente de características locales no observables que podrían sesgar los resultados. Un pionero en esta técnica es Lee (2001 y 2008), quien la utiliza para estimar el efecto incumbencia en la cámara de representantes de los Estados Unidos para el partido que gana o pierde por un estrecho margen. Lee et al. (2004), Pettersson-Lidbom (2007), Ferreira y Gyourko (2009), Gerber y Hopkins (2011), Freier y Odendahl (2012), Cuevas (2012), Fiva et al. (2013), Folke (2014) y Pantoja (2016) son algunos de los autores que utilizan esta metodología empírica para probar distintas hipótesis acerca del efecto del partido político. Sus resultados serán detallados en las siguientes subsecciones.

a. *Evidencia internacional*

Dentro de los estudios que utilizan la metodología de regresión discontinua (RD) para estudiar el efecto del partidismo político en distintos resultados de política, se encuentra el de Lee et al. (2004). Los autores estudian si los votantes eligen o afectan las políticas para el parlamento de los Estados Unidos, encuentran un gran efecto del partido político en el historial de votación de los parlamentarios, es decir, los votantes se limitan a elegir entre políticas, lo que lleva a que el nivel de fortaleza electoral de uno de los partidos no tenga efectos sobre la postura política del otro, lo cual es propio de un escenario de divergencia política. Los autores postulan que esto se puede dar por la dificultad de los políticos de hacer promesas de moderación creíbles, dado que a la hora de la votación siempre terminarán privilegiando la postura del partido.

Para elecciones locales, un primer estudio es el de Pettersson-Lidbom (2007), quien estudia mediante un RD el efecto del partido político sobre políticas fiscales y económicas de gobiernos locales en Suecia. Encuentra que sí existe un efecto del partido político sobre los resultados estudiados, lo cual refuta la existencia de convergencia completa que implica el modelo del votante mediano. Identifica que los gobiernos de la coalición de izquierda tienden a tener un gasto y un nivel de impuestos 2 a 3% mayor que los gobiernos de la coalición de derecha; los gobiernos de izquierda, además, tienen un nivel de desempleo 7% menor y 4% de más empleo fiscal.

Para los gobiernos locales en los Estados Unidos, el primer estudio de este tipo es el de Ferreira y Gyourko (2009). Con base en la estructura econométrica propuesta por Lee et al. (2004), los autores encuentran que el

partido político del alcalde no tiene efecto sobre el tamaño de gobierno, la distribución de los recursos y las tasas de criminalidad, es decir, existe una convergencia completa en las políticas comprometidas por ambos partidos. Encuentran, también, que existe un importante efecto de incumbencia en la probabilidad de ganar la siguiente elección, por lo que descartan la debilidad política como una razón del alto grado de convergencia. Entonces demuestran que este resultado se debe a un efecto de *tiebout sorting* —según el cual los ciudadanos se mueven entre distintas localidades siguiendo sus preferencias por bienes y servicios públicos prestados e impuestos—, lo que conduce a una alta homogeneidad local que incentiva a los políticos a comprometerse con posiciones moderadas.

En la misma línea, Gerber y Hopkins (2011) estudian el impacto del partido político del alcalde para las ciudades de los Estados Unidos. Los autores postulan que los efectos del partido político en los resultados de política serán más fuertes en áreas donde existe menos autoridad compartida entre el gobierno local, el estatal y el federal. Encuentran que una victoria por un margen estrecho de un alcalde demócrata tiene efectos negativos significativos sobre el presupuesto para seguridad pública, un área donde existe alta discrecionalidad local; sin embargo, no hay diferencias en políticas de impuestos, gasto social, salud y otras áreas en las que existe mucha autoridad compartida.

Otros estudios similares se han llevado a cabo para sistemas multipartidos. En Alemania, Freier y Odendahl (2012) explican que sí existen efectos significativos del partido político al medir el efecto del poder electoral de los partidos en políticas de impuestos para concejos municipales elegidos por un sistema proporcional: mientras que la coalición de izquierda sube los impuestos significativamente, la coalición pro-mercado los baja, ambos respecto de la coalición dominante de centro-derecha. Sorprendentemente, una mayor fortaleza de la coalición de centro-izquierda está relacionada con menores impuestos, para lo que no encuentran una explicación razonable. Fiva et al. (2013) utilizan una metodología similar en su estudio para Noruega y concluyen que cambios exógenos en la representación política afectan la política fiscal: mientras los partidos de derecha tienden a disminuir impuestos, cargos por servicios y gasto en bienestar, los de izquierda los aumentan; sin embargo, no encuentran diferencias significativas para los bienes públicos prestados. Folke (2014) replica esta metodología para estudiar los efectos del nivel de representación por partido en políticas de inmigración, ambientales

e impositivas en Suecia. Encuentra que en las dos primeras existe un importante efecto de los partidos políticos, pero no en la tercera.

Un elemento extensamente estudiado en la literatura y que se relaciona directamente con este trabajo es el efecto incumbente. Dentro de esta línea se enmarcan las investigaciones de Lee (2001 y 2008), quien estudia, para la cámara de representantes de los Estados Unidos, el efecto de ganar una elección con un estrecho margen sobre la probabilidad de victoria en la reelección y hallan que la incumbencia tiene un efecto causal en el aumento de la probabilidad de ganar la siguiente elección de entre 40 y 45% y, análogamente, el efecto incumbencia aumenta la proporción de votos en la siguiente elección entre 7 y 8%. Lee et al. (2004), quienes estiman el efecto incumbente como un factor dentro de su modelo para probar la existencia de convergencia o divergencia política en la cámara de representantes de los Estados Unidos, encuentran que una victoria en el margen aumenta las probabilidades de ganar en la siguiente elección en 50%. Del mismo modo, Ferreira y Gyourko (2009) estiman el efecto incumbencia en el gobierno local y encuentran un efecto positivo de una victoria en el margen de alrededor de 33% en la probabilidad de ganar la siguiente elección.

b. *Evidencia empírica para Chile*

En Chile existe escasa literatura que profundice en el efecto del partidismo político sobre variables municipales. Un primer estudio que aborda esta materia es el de Cuevas (2012), quien estudia el efecto incumbente a nivel municipal en Chile mediante un diseño RD para las elecciones de 2004 y 2008. El autor utiliza la metodología de Lee (2001 y 2008) para estimar la ventaja electoral de un alcalde en ejercicio que va a la reelección. Encuentra que un alcalde incumbente de la Concertación —la coalición de gobierno de esos años— tiene entre 37 y 42% más probabilidades de ganar en la siguiente elección y una proporción de votos entre 13.5 y 14.3% mayor. La explicación que provee el autor para la magnitud de este efecto es que las comunas administradas por alcaldes pertenecientes a la coalición de gobierno que enfrentaron elecciones reñidas recibieron el doble de transferencias desde el gobierno central para programas de inversión. Por otro lado, al estudiar variables de gestión —como hipótesis de una posible ventaja electoral de alcaldes de la Concertación producto de una mejor gestión—, el autor estima mediante un RD el efecto de un alcalde sobre empleos creados

mediante programas municipales, índices de criminalidad, puntaje Simce⁵ de lenguaje, puntaje Simce de matemáticas y aguinaldos a empleados municipales; encuentra efectos significativos sólo en empleo, es decir, los alcaldes de la Concertación colocarían más personas en un trabajo por medio de los programas de empleo municipales, por lo cual el autor rechaza una mejor gestión de los alcaldes de la Concertación como una posible razón del efecto incumbencia. Asimismo, al utilizar el mismo procedimiento, comprueba que los programas de transferencias de recursos del gobierno central a las municipalidades sí tienen un efecto significativo sobre la probabilidad de reelección del alcalde incumbente de la coalición de gobierno.

Pantoja (2016) estudia el rol de la identidad de un alcalde en la tasa de embarazo adolescente, para lo cual estima el efecto del sexo del alcalde y si el alcalde es identificado como liberal o conservador. Para esto ocupa una RD para las elecciones municipales y encuentra evidencia significativa de que alcaldes mujeres disminuyen el embarazo adolescente, mientras que la tendencia política del alcalde no tendría efecto sobre la tasa de embarazo adolescente.

2. *Gobiernos locales en Chile*

En Chile existen 345 municipalidades repartidas en 54 provincias que a la vez están distribuidas en 15 regiones, mediante las cuales se gestiona la administración territorial del país. La administración municipal recae en el alcalde, quien es la máxima autoridad municipal y está a cargo de la gestión diaria de la municipalidad, y en el concejo municipal, órgano que cumple un rol normativo, resolutivo y fiscalizador de la labor del alcalde. Ambos son electos por un periodo de cuatro años mediante elecciones directas y no tienen topes de reelección. Desde 2004 los alcaldes son elegidos por mayoría simple y los concejales por medio de un sistema proporcional.

Las municipalidades son autónomas y se encargan de la provisión de servicios básicos dentro de la comuna, como aseo y ornato, educación, salud y asistencia social; además cuentan con otras funciones como desarrollo del plan comunal, plano regulador, transporte, construcción, urbanización,

⁵ Simce es una evaluación de aprendizaje que aborda el logro de los contenidos y las habilidades del currículo vigente en diferentes asignaturas y áreas de aprendizaje, y que se aplica a todos los estudiantes del país que cursan los niveles evaluados de enseñanza primaria y secundaria (www.agenciaeducacion.cl).

vialidad, cultura, empleo, seguridad ciudadana, entre otros. Para la elaboración del presupuesto municipal, la primera semana de octubre de cada año el alcalde debe presentar una propuesta al concejo municipal para su discusión y posterior aprobación. Éste debe contemplar tanto las partidas de gastos proyectados como una estimación de ingresos municipales, y cada una de ellas puede ser modificada tantas veces como sea necesario durante su año en vigencia. Este punto es importante porque permite a los alcaldes entrantes generar modificaciones en el presupuesto desde que asumen el ejercicio. A pesar de su alto grado de autonomía, las municipalidades tienen importantes restricciones financieras dado que están imposibilitadas para endeudarse y no cuentan con atribuciones para crear o determinar sus propios impuestos como sí ocurre en otras partes del mundo. Recientemente, en 2012, se creó un mecanismo mediante el cual el gobierno entrega recursos a las municipalidades que cumplen con criterios de calificación de riesgo, los cuales son destinados a proyectos de inversión y deben ser devueltos al cabo de cinco años; éstos se descuentan de las transferencias que el gobierno hace a los municipios (Vial, 2014).

Su financiamiento proviene principalmente de dos fuentes: ingresos propios permanentes (IPP), que incluyen ingresos por derechos y patentes municipales, impuestos territoriales, permisos de circulación, multas, entre otros, y el Fondo Común Municipal (FCM), que es una herramienta de asignación solidaria de recursos entre municipalidades; incluye principalmente recursos provenientes de impuestos territoriales, permisos de circulación y aportes fiscales. Además, los municipios pueden recibir recursos mediante transferencias condicionadas por el gobierno central, los cuales consideran distintos programas destinados principalmente a inversión en bienes públicos de la comuna. Sus principales componentes son el Programa de Mejoramiento Urbano (PMU) y el Programa de Mejoramiento de Barrios (PMB). El PMU está destinado al financiamiento de inversión en infraestructura menor urbana y equipamiento comunal, y el PMB se utiliza para otorgar soluciones sanitarias para aquellas poblaciones que habitan en condiciones de marginalidad, específicamente para reducir el déficit de abastecimiento de agua y disposición de aguas servidas en áreas rurales.⁶ Los plazos de ejecución de obras de estos programas son de menos de 18 meses para el PMU y de entre 24 a 36 meses para el PMB

⁶Véase www.subdere.gov.cl

(Llodrá, 2013). Ambos programas son administrados por la Subdere y si bien los dos tienen objetivos específicos, Cuevas (2012) y Llodrá (2013) demuestran que su entrega está sujeta a discrecionalidad política; su uso, al menos en parte, está destinado a beneficiar a alcaldes de la coalición de gobierno. Además, el gobierno central realiza transferencias no condicionadas a las áreas de salud y educación destinadas a mejoras en gestión y en calidad y a cubrir posibles contingencias, pero éstas no son contabilizadas en el área municipal sino que van directamente a las áreas educación y salud del municipio. Acuña, Carrasco, Carrasco y Cazor (2017) muestran que estas transferencias también están sujetas a discrecionalidad, al utilizarse para beneficiar a alcaldes de la coalición de gobierno.

a. *Primarias en el sistema de elección de autoridades municipales*

Desde 2016, la ley permite las primarias en las elecciones municipales, pero cada partido o coalición política decide si las realiza. Hay partidos que las establecen y otros que no, y ningún partido las realiza en todo el país. De hecho, la alianza política Nueva Mayoría realizó primarias en 53 comunas, mientras que el conglomerado ChileVamos lo hizo en 43 comunas, lo que suma un total de 93 comunas en las que hubo primarias municipales en 2016.

Esta tendencia se mantiene también en el mediano plazo puesto que, como se trata de un cargo uninominal, el liderazgo que ostenta una persona que está en el poder es difícil de contrarrestar, sobre todo desde el propio sector político. En particular, el alcalde que quiere ir a reelección tendría la papeleta casi asegurada, independientemente de su evaluación. En ese sentido, es común que un alcalde mal evaluado o con bajas posibilidades de ganar postule de igual manera a la reelección puesto que, aunque pierda, obtiene un capital político que lo puede llevar a ser candidato parlamentario. Por otra parte, salvo por decisiones personales como la de Francisco de la Maza en la municipalidad de Las Condes, después de 16 años en el cargo, o escándalos de corrupción como el de Jaime Pavéz en la comuna de la Pintana durante 2016, lo común es que quien es alcalde opte por la reelección. En caso contrario, se suele configurar la aparición de candidatos “delfines”, esto es, alcaldes que dejan a su “delfín” como candidato en el momento en que el liderazgo decide avanzar hacia un cargo superior en el mismo territorio u otro más extenso.

En este contexto, respecto de los países que la literatura ha analizado, donde las primarias son en general la norma y cualquier candidato puede desafiar a un alcalde incumbente en una primaria, en Chile los liderazgos partidistas tienen mayor discrecionalidad para decidir dónde hacer primarias y, en general, son pocas las comunas en las que se realizan.⁷ De esta forma, respecto de los países que han sido analizados por la literatura, los liderazgos partidistas chilenos han tenido históricamente más poder en la elección de candidatos.

Como principio general, y de acuerdo con la forma de acceder a la papeleta, en Chile hay dos tipos de candidatos:

1. Candidatos con liderazgo de origen social o popular con apoyo electoral propio, independiente del partido. Corresponde a un liderazgo local autónomo con gran estabilidad política.
2. Aquellos candidatos que buscan cimentar su camino desde los partidos. El candidato, por ser miembro del partido (militante), tiene la opción de estar en la papeleta. Por esto, debe lograr el apoyo del partido. En este caso, aparecen los filtros del apoyo de otros liderazgos locales o del apoyo de un liderazgo partidario superior que le permita estar presente en la elección.

En principio, los candidatos del tipo 1 tendían a ser más pragmáticos y a estar más vinculados con los intereses de su región o comuna. Pero esta diferencia se ha ido atenuando con el cambio del sistema electoral. Hoy en día, en general, alcaldes y parlamentarios comparten la cultura de un voto personal, vinculado con la persona más que con el partido, e identificado con los problemas locales. Son pocos los candidatos que realizan una campaña propiamente política. En general, la mayoría de los candidatos tienden a relacionarse con territorios determinados (comunas, distritos o circunscripciones).

En las elecciones municipales los candidatos no pueden ser arrastrados, es decir, al menos deben ser primera mayoría relativa. Por este motivo, tienden a ser del tipo 1, ya que necesitan construir una mayoría considerable: los alcaldes siempre son elegidos al obtener 40% o más de los votos (menos de 40% es anecdótico y circunstancial), lo cual implica un nivel de orga-

⁷En 2016 sólo hubo primarias en 27% de las comunas.

nización, exigencia y conocimiento previo muy fuerte. Son excepcionales en el ámbito municipal los alcaldes que no tengan un arraigo propio en la comuna y, en general, tienen una fuerte vinculación y un liderazgo anterior en ese mismo territorio.

Adicionalmente, otro punto interesante es que el mensaje partidista no moviliza tanto en Chile como en otros países. Los mensajes y las propuestas son en general localistas, preocupados por intereses locales y no tanto por los grandes temas del país o por otro tipo de lógica. Si bien esta tendencia fue desafiada en algunos casos en las últimas elecciones parlamentarias, la cultura política va en esta dirección en el mediano plazo. Es decir, cada vez se dará menos esta lógica de parlamentarios que en la práctica no tienen vinculación con su propio electorado y son más políticos, y que no dependen de su capacidad electoral propia, sino de su influencia en el partido. En el caso de éstos, su discurso político es mucho más determinante al momento de proyectarse hacia adelante que en el caso del candidato con apoyo propio. De hecho, éstos son precisamente los parlamentarios con votaciones marginales, con bajo índice de representatividad y que resultan ser electos al ser arrastrados por otro candidato.

Pese a lo anterior, los candidatos a alcalde, además de tener que contar con apoyo popular, necesitan el apoyo de un partido político para aspirar a obtener la plaza. Los casos en que independientes sin apoyo de ningún partido son electos son excepcionales y documentados (un ejemplo es René de la Vega en Conchalí en 2016). En ese sentido, para tomar su decisión, los partidos suelen tomar en consideración:

1. La posibilidad de ganar o no. Si el candidato tiene posibilidades reales de ganar, es decir, si tiene gran apoyo popular, va a ser preferido.
2. Si no hay opciones reales que puedan ganar, los partidos buscan instalar figuras para que tengan una primera experiencia o tener una cantidad de votos suficiente para iniciar una carrera. Se presentan candidatos jóvenes que, en general, son poco competitivos, pero con el objetivo de catapultarlos y que luego incursionen en una candidatura parlamentaria, por ejemplo.

Entre las reglas que limitan la contienda electoral en elecciones municipales está la ley de financiamiento de la política, que limita los recursos y las cosas que puede hacer un candidato. En la actualidad, éstas se encuentran

muy acotadas y restringidas, lo cual ha generado una barrera de entrada importante, sobre todo para los candidatos más distantes a los partidos políticos. La única forma para un candidato nuevo de constituirse realmente en alternativa es darse a conocer, para lo que la ley implementada que incorpora medidas como la reducción de las campañas a sólo 60 días y la restricción de entregar material ha atentado en cierta medida contra la competitividad y la generación de nuevos liderazgos independientes.

En resumen, en Chile los candidatos a alcalde suelen ser militantes de partidos o independientes apoyados por partidos. En cuanto al mecanismo de su selección, los partidos seleccionan candidatos de acuerdo con si controlan votación relevante, y también si controlan votación de militantes. De ser así, los líderes del partido y, eventualmente, el partido mismo, intentan capturarlos y los llevan a ser candidatos. Por consiguiente, hay relaciones clientelares de por medio que resultan electoralmente convenientes para los partidos. En éstas, los diputados y senadores del territorio desempeñan también un rol relevante. Por otro lado, dependiendo de la importancia del municipio, distintos actores podrían desempeñar un rol clave para conseguir el apoyo del partido. Esto sólo se complica en la situación particular en que más de un partido de una misma coalición crea tener un buen candidato a alcalde, lo que se traduce en negociaciones que terminan en algunos casos en primarias.

II. MARCO TEÓRICO Y ECONOMETRICO

1. *Modelo*

En esta sección se introduce el modelo de participación política propuesto por Lee et al. (2004), cuya estructura se basa en Alesina (1988), y es en el que se basa la metodología desarrollada en este trabajo.

Este modelo consiste en un juego repetido entre dos partidos o coaliciones políticas que tienen distintas preferencias sobre políticas públicas.⁸ Para efectos de este trabajo, estas coaliciones políticas son NM (Nueva Mayoría, ex Concertación) y CV (ChileVamos, ex Alianza por Chile). El resultado de

⁸ Este supuesto es realista para Chile, ya que existen dos grandes alianzas que se han disputado el poder político durante los últimos 25 años.

este modelo es que pueden producirse tres posibles equilibrios: convergencia completa, convergencia parcial y divergencia completa.

Como descripción breve del modelo, ambos partidos tienen un punto preferido de política determinado exógenamente. Al principio del periodo, cada partido anuncia su postura política, que puede diferir de su punto preferido de política. Los votantes, por su lado, son racionales y *forward-looking*, por lo que se forman sus propias expectativas de las políticas que los partidos efectivamente implementarán en caso de ganar. Los votantes favorecen al partido que se encuentra más cerca de su punto de política preferido, por lo que existe una ganancia del partido político de moverse hacia la posición del otro partido si es que este compromiso es creíble, ya que de esta manera podría atraer votantes con preferencias entre ambos partidos.

En el equilibrio de convergencia completa ambos partidos anuncian la misma posición política y los votantes esperan que éstos la lleven a cabo efectivamente. Este equilibrio es sostenible en la medida en que existen tasas de descuento lo suficientemente bajas para que el compromiso sea creíble, y tan pronto como uno de los partidos se desvíe de esta posición moderada se produce una pérdida de reputación que conduce a un resultado no cooperativo (divergencia completa), tal como discute Alesina (1988). En este caso, los votantes afectan la elección de política de los candidatos y la posición preferida de cada partido no tiene injerencia sobre ellos, lo cual torna irrelevante el partido del candidato que resulta electo. Un resultado importante de la estática comparativa en este caso es que $dx^*/dP^*, dy^*/dP^* > 0$, donde x^* es la posición política comprometida por NM, y^* es la posición política comprometida por CV y P^* representa la popularidad subyacente de la NM, es decir, la probabilidad de que NM gane cuando ambos partidos se ubican en su punto preferido de política. De esto se desprende que un aumento de P^* , es decir, del poder de negociación de NM, desplaza el equilibrio de convergencia en dirección hacia la postura preferida por NM.

El segundo equilibrio de convergencia parcial se da cuando los partidos se comprometen a posiciones moderadas que son creíbles pero sin que se produzca convergencia completa. En este caso los votantes sí pueden afectar la posición política de los partidos en cierto grado, pero no forzar a una convergencia total. Igual que en el equilibrio anterior, se tiene que $dx^*/dP^*, dy^*/dP^* > 0$, por lo que un aumento de P^* sigue teniendo como efecto un aumento en el poder de negociación de la NM, con lo cual la posi-

ción anunciada por ambos políticos se acerca a su postura preferida. Este resultado surge porque hay casos en los que $x^* = y^*$ no es pareto eficiente, pero sí lo es acercarse a una posición moderada, ya que existe un beneficio al obtener el cargo y hacerlo aumenta las probabilidades de éxito.

En el tercer equilibrio, divergencia completa, se tendrá que la política anunciada por los partidos corresponde a su punto de política preferido y los votantes esperan que éste sea efectivamente llevado a cabo. En este caso, los votantes sólo eligen entre ambas posturas políticas dadas, por lo que no tienen injerencia sobre la elección de política de los candidatos. A partir de la estática comparativa se tiene que $dx^*/dP^* = dy^*/dP^* = 0$, por lo que ahora un aumento en P^* no tiene efectos sobre la posición política adoptada por ambos partidos. Este equilibrio resulta cuando las promesas de moderación dejan de ser creíbles.

2. Estrategia econométrica

A partir del modelo anterior, Lee et al. (2004) elaboran una estrategia empírica que permite analizar frente a cuál de los tres equilibrios nos encontramos. Esta estrategia se explica a continuación.

De acuerdo con los autores, hacer directamente una estimación por OLS del efecto puro de partido político y el poder electoral del partido en cuestión —en nuestro caso NM— sobre un resultado de política no es posible, ya que no se puede observar la popularidad subyacente del conglomerado NM, P^* , y sumado a esto se tendrían efectos locales inobservables capturados por el error que sesgarían la estimación. Para solucionar esto, plantean que se puede aleatorizar el partido ganador de manera que una victoria de NM sea una variable exógena independiente de P^* y del error. Para esto se calcula el “efecto puro del partido” político (π_1) como un *average treatment effect* (ATE) en el periodo t de la siguiente manera:

$$E\{S_t | N_t = 1\} - E\{S_t | N_t = 0\} = \pi_1 \quad (1)$$

donde S_t es el resultado de política, la cual está asociada con los casos en que $N_t = 1$, lo que denota las municipalidades donde ganó un candidato de NM, y aquellos donde $N_t = 0$, lo que denota las municipalidades donde ganó un candidato de CV. Vale notar que si $\pi_1 = 0$, entonces la afiliación política del

alcalde no tiene impacto sobre su elección de política durante su periodo, lo cual puede deberse a que las posiciones políticas comprometidas por ambos partidos son iguales. Por otro lado, se calcula un ATE similar para $t + 1$:

$$E\{S_{t+1} | N_t = 1\} - E\{S_{t+1} | N_t = 0\} = \pi_0(P_{N,t+1}^* - P_{C,t+1}^*) + \pi_1(P_{N,t+1} - P_{C,t+1}) = \Psi \tag{2}$$

Este resultado se denomina *efecto total de partido político* y se denota Ψ , en el que $P_{N,t+1}^*$ y $P_{C,t+1}^*$ representan la fortaleza electoral de NM y de CV, respectivamente, en $t + 1$ cuando ambos se ubican en su punto de política preferido; $P_{N,t+1}$ es la probabilidad de equilibrio de que un candidato de la NM gane en $t + 1$, dado que había un alcalde de la NM en t , y $P_{C,t+1}$ denota la probabilidad de que un candidato de CV gane en $t + 1$ dado que había un alcalde de CV en t . Esta ecuación provee una estimación del efecto causal de tener la oficina alcaldicia en t en los resultados de política en $t + 1$, donde el efecto de una victoria de NM en t sobre un resultado de política en $t + 1$ es la suma de dos componentes: cuánto afectan los votantes que los partidos anuncien posiciones moderadas o factor de convergencia $\pi_0(P_{N,t+1}^* - P_{C,t+1}^*)$ y cuánto afecta la diferencia entre la preferencia de cada partido o factor de divergencia $(\pi_1(P_{N,t+1} - P_{C,t+1}))$.

Finalmente, los autores proponen una última ecuación con la que es posible estimar $(P_{N,t+1} - P_{C,t+1})$ y así calcular el peso relativo de los componentes del “efecto total”, con el fin de determinar cómo interactúan ambos factores al producirse un resultado de política. Este efecto se puede pensar como un “efecto incumbente” y corresponde a la probabilidad de equilibrio de que NM gane la próxima elección en $t + 1$ dependiendo de si ganaron o no la elección en t , es decir, una medida de fortaleza electoral de NM dado que está en el poder:

$$E\{N_{t+1} | N_t = 1\} - E\{N_{t+1} | N_t = 0\} = P_{N,t+1} - P_{C,t+1} = \gamma \tag{3}$$

Con estos resultados es posible calcular el factor de convergencia con $\Psi - \pi_1\gamma$. Asimismo, como plantean Lee et al. (2004), si los votantes sólo eligen entre políticas, hay que observar que no existe un gran cambio en las políticas elegidas por los candidatos luego de un aumento de la probabilidad de victoria, es decir, $\pi_0(P_{N,t+1}^* - P_{C,t+1}^*)$ debería ser pequeño. Si los

votes no sólo eligen políticos, sino que también afectan sus elecciones de política, entonces los políticos se mueven a posiciones moderadas con el propósito de tener un aumento exógeno de sus probabilidades de ganar, por lo que un aumento en la probabilidad de victoria de un partido lleva a todos los partidos a acercarse a su punto de política preferido, es decir, $\pi_0(P_{N,t+1}^* - P_{C,t+1}^*)$ debería ser relativamente grande.

Un elemento crucial de esta metodología es que N debe estar determinado exógenamente, ya que si no es así tendremos estimaciones sesgadas de las ecuaciones (4), (5) y (6).⁹ Para evitar este problema se analizan elecciones determinadas por un margen estrecho, de manera que quien gana la elección es impredecible en $t-1$. De esta forma, es posible decir que se aleatoriza N .

III. ESTRATEGIA EMPÍRICA

1. *Datos*

Los datos necesarios para la realización de esta investigación se extraen principalmente de dos fuentes. Por un lado, se utiliza la página del Servicio Electoral (Servel), la cual contiene los resultados de las elecciones de alcaldes a nivel municipal desde 2004 hasta 2016.¹⁰ La segunda fuente es la base de datos del Servicio Nacional de Información Municipal (Sinim), organismo dependiente de la Subdere, que contiene información detallada sobre la ejecución presupuestaria municipal desde 2001 hasta 2016, además de variables de gestión y caracterización municipal. De esta fuente también se extrajo información de variables poblacionales estimadas por el INE con base en el censo.

De esta manera, la muestra de este trabajo comprende datos de elecciones de 2004, 2008, 2012 y 2016 y datos de variables municipales desde 2001 hasta 2016. Para un periodo de tiempo t , se considera una ventana de cuatro años —tiempo que dura el periodo alcaldicio— en los que al principio ocurre la elección y luego se producen los resultados de interés. Para ajustar la realidad de Chile a nuestro modelo, se usan sólo datos de elecciones en las que la primera mayoría pertenece a una de las dos principales coaliciones

⁹ Véase “Estrategia de identificación: regresión discontinua”, de la sección III.

¹⁰ Desde 2004 la elección de alcaldes comenzó a ser separada de la elección de concejales.

políticas del país, y se trata a las coaliciones como partidos políticos, ya que no nos interesa estudiar las diferencias entre los partidos al interior de cada coalición, sino las diferencias entre alcaldes de distintas coaliciones.¹¹

Se denota NM a la coalición de centro-izquierda, que corresponde a los partidos que agrupa la Nueva Mayoría¹² para las elecciones de 2012 y 2016 y Concertación¹³ para las elecciones de 2004 y 2008, y CV a la coalición de centro-derecha, que agrupa a los partidos que pertenecen a ChileVamos¹⁴ para la elección de 2016 y a la Alianza por Chile¹⁵ para el resto de las elecciones estudiadas. En el cuadro 1 se presenta un resumen de los resultados de las distintas elecciones desde el año 2000. En promedio, para las cinco elecciones 48% de los alcaldes son de NM y 39% de CV, mientras que 13% son alcaldes independientes o pertenecientes a partidos no adscritos a ninguna de las dos coaliciones, aunque la cifra de éstos ha crecido sostenidamente desde la elección del año 2000. En promedio, en 64% de los casos se elige un candidato de la NM cuando el alcalde de la comuna es de NM (incluyendo al mismo alcalde que va a reelección), mientras que para CV esto ocurre en promedio en 61% de los casos.

Las variables estudiadas corresponden a variables de ejecución presupuestaria. Nos centramos en cinco variables que son: 1) inversión municipal financiada con recursos propios (o inversión propia), 2) gasto en personal municipal, 3) transferencias a educación, 4) transferencias a salud y 5) gasto en programas sociales.¹⁶ Se ocupan variables de gasto municipal, ya que, como se mencionó en la sección “Gobiernos locales en Chile”, el alcalde está a cargo de la elaboración del presupuesto municipal y puede hacer cambios a éste durante su primer año de mandato previo acuerdo con el concejo municipal, por lo que se espera que pueda modificar el gasto en estas áreas. Además, son variables que se identifican con el lado de la oferta, por lo que dependen en baja medida de la demanda por parte de los habitantes de la comuna.

¹¹ Además, de esta manera nos aseguramos de que siempre haya un candidato de una de las dos coaliciones principales compitiendo por una alcaldía, lo que no necesariamente sucede en partidos, debido a que producto de las negociaciones se trata de que vaya siempre un candidato por coalición. De este modo también se evita un eventual sesgo de selección producido por el hecho de que un partido decide no competir debido a la mala gestión del alcalde incumbente que pertenece a ese partido (Llodrá, 2013).

¹² PS, PPD, PDC, PRSD, PC e independientes.

¹³ PS, PPD, PDC, PRSD e independientes. Es decir, no considera candidatos del PC para estos años.

¹⁴ UDI, RN, Evopoli, Pri e independientes.

¹⁵ UDI, RN e independientes.

¹⁶ Disponible a partir de 2008.

CUADRO 1. Resumen de resultados de las elecciones^a

<i>Variables</i>	<i>Promedio</i>	<i>Elección 2000</i>	<i>Elección 2004</i>	<i>Elección 2008</i>	<i>Elección 2012</i>	<i>Elección 2016</i>
<i>Alcaldes NM</i>	48%	49%	59%	43%	48.5%	41%
<i>Alcaldes CV</i>	39%	48%	30%	41.5%	35%	42%
<i>Alcaldes independientes</i>	13%	3%	11%	15.5%	16.5%	17%
<i>Total alcaldes reelectos</i>	55.5%	—	59%	50.5%	50%	63%
<i>Alcaldes NM reelectos</i>	64%	—	77%	51.5%	64%	64%
<i>Alcaldes CV reelectos</i>	61%	—	49.5%	62.5%	53.5%	77.5%

^a Este cuadro resume los resultados de las elecciones desde el año 2000 en adelante para las 345 comunas de Chile. Las últimas dos filas indican el porcentaje de alcaldes reelectos de una coalición sobre los candidatos de la misma coalición electos en la elección anterior.

Estas variables son financiadas exclusivamente con recursos municipales, por lo que no incluyen posibles transferencias del gobierno a estas áreas. Además, están expresadas en valores monetarios, con lo cual no se puede comparar directamente el valor de una variable entre comunas dado que ellas tienen realidades financieras muy distintas. Tampoco son comparables como valores per cápita, puesto que podrían existir sesgos en caso de que alcaldes de una coalición predominen en comunas con alguna característica correlacionada con una de las variables estudiadas (por ejemplo, que predominen alcaldes de CV en comunas más pobres donde se espera un mayor gasto social per cápita). Para solucionar esto, se expresa cada una de estas variables como fracción del ingreso propio municipal, valor que comprende la suma de los ingresos propios permanentes (IPP) e ingresos provenientes del FCM.¹⁷ Cabe destacar que el alcalde puede anticipar aproximadamente cuántos serán los ingresos propios del año siguiente dado que sus componentes se pueden proyectar relativamente, por lo que se acota el efecto de posibles variaciones del ingreso propio en las variables expresadas como fracción de éstos.¹⁸

¹⁷ La conveniencia de ocupar los ingresos propios en vez de ingresos totales o gastos totales es que estos dos últimos datos incluyen aportes condicionados y no condicionados del gobierno central, los cuales sufren importantes cambios año con año y muchas veces son ocupados con fines de ventaja electoral, lo que beneficia a los municipios con alcaldes de la misma coalición de gobierno (Llodrá, 2013; Acuña et al., 2017).

¹⁸ En la sección de resultados se profundiza en este punto.

Para efectos de la estimación, se miden estas variables como el valor promedio de la variable en el periodo. En el cuadro 2 se presenta un resumen de las variables en promedio por periodo expresadas como porcentaje de los ingresos propios municipales. Como se puede apreciar, las cinco variables suman aproximadamente 65% de los ingresos propios municipales. Además, se reporta la desviación estándar total para cada variable y también la desviación estándar de cada variable por comuna entre los distintos periodos (*between*) y la desviación estándar de cada variable al interior de cada cohorte (*within*). A partir de estas cifras, es posible observar que el valor de una variable dada cambia bastante entre cada periodo, y además, que existe una gran diferencia en el valor de cada variable entre las diferentes comunas para un periodo dado.

En el cuadro 3 se muestra la estadística descriptiva de la submuestra utilizada, es decir, incluye para cada periodo sólo las comunas en cuya elección el alcalde electo pertenece a una de las dos principales coaliciones políticas del país.¹⁹ Se reporta la media y la desviación estándar entre paréntesis para datos de elecciones, de caracterización municipal y de las variables dependientes de interés para cada periodo. La variable *coalición* es una *dummy* que toma valor 1 si el alcalde es de NM o 0 si es de CV. La variable *margen de victoria NM* es igual al valor de la diferencia de votación entre el primer y el segundo lugar si el candidato de la NM sacó la primera mayoría; o igual al valor negativo de la diferencia de votación entre el primer y el segundo lugar si el candidato de CV sacó la primera mayoría. Los *subsidios familiares entregados* corresponden a la cantidad de Subsidio Único Familiar entregada en el municipio a personas de escasos recursos que no pueden acceder al beneficio de Asignación Familiar, ya que no son trabajadores afiliados a un sistema previsional,²⁰ por lo que su entrega se basa en criterios objetivos no discrecionales. Por otro lado, los *ingresos propios municipales per cápita*, tal como se mencionó, corresponden a la suma del IPP y el FCM dividida entre el número de habitantes de la comuna, y el *gasto total municipal per cápita* corresponde a la suma de los gastos devengados en el año por comuna dividida entre su número de habitantes; ambas variables se expresan con corrección monetaria a precios de 2009.

¹⁹ En el apéndice 1 se muestra la estadística descriptiva para el total de la muestra.

²⁰ Véase www.ips.gob.cl

CUADRO 2. Resumen de variables estudiadas^a

Variables		Media	Desviación estándar	Observaciones
<i>Inversión propia sobre ingresos propios</i>	<i>overall</i>	0.1368	0.1187	<i>N</i> = 1378
	<i>between</i>		0.0841	<i>n</i> = 345
	<i>within</i>		0.0838	<i>T</i> = 4
<i>Gasto en personal sobre ingresos propios</i>	<i>overall</i>	0.2688	0.0659	<i>N</i> = 1380
	<i>between</i>		0.0567	<i>n</i> = 345
	<i>within</i>		0.0337	<i>T</i> = 4
<i>Transferencias a educación sobre ingresos propios</i>	<i>overall</i>	0.1030	0.0730	<i>N</i> = 1380
	<i>between</i>		0.0656	<i>n</i> = 345
	<i>within</i>		0.0320	<i>T</i> = 4
<i>Transferencias a salud sobre ingresos propios</i>	<i>overall</i>	0.0674	0.0975	<i>N</i> = 1380
	<i>between</i>		0.0639	<i>n</i> = 345
	<i>within</i>		0.0736	<i>T</i> = 4
<i>Gasto en programas sociales sobre ingresos propios</i>	<i>overall</i>	0.0705	0.0520	<i>N</i> = 690
	<i>between</i>		0.0474	<i>n</i> = 345
	<i>within</i>		0.0215	<i>T</i> = 4

^a Este cuadro resume las variables expresadas en promedios por periodo para 2001 a 2004, 2005 a 2008, 2009 a 2012 y 2013 a 2016. Para la variable *Gasto en programas sociales* sólo se cuenta con datos a partir de 2008.

CUADRO 3. Estadística descriptiva submuestra

Variables	Unidad	Periodo			
		2005-2008	2009-2012	2013-2016	2017-2020
<i>Año de elección</i>		2004	2008	2012	2016
<i>Coalición</i>	0 o 1	0.66 (0.4736)	0.50 (0.5008)	0.58 (0.4944)	0.49 (0.5008)
<i>Participación electoral</i>	%	0.78 (0.3482)	0.75 (0.3816)	0.69 (0.3532)	0.60 (0.4627)
<i>Votación 1ª mayoría</i>	%	0.50 (0.0949)	0.49 (0.0965)	0.53 (0.0962)	0.54 (0.1072)
<i>Votación 2ª mayoría</i>	%	0.33 (0.0761)	0.33 (0.0835)	0.34 (0.0853)	0.33 (0.0935)
<i>Diferencia votación entre 1ª y 2ª mayoría</i>	%	0.17 (0.1322)	0.17 (0.1447)	0.18 (0.1485)	0.21 (0.1669)
<i>Margen de victoria NM</i>	%	0.06 (0.2053)	0.01 (0.2208)	0.04 (0.2327)	0.01 (0.2670)

CUADRO 3. Estadística descriptiva submuestra (continúa)

Variables	Unidad	Periodo			
		2005-2008	2009-2012	2013-2016	2017-2020
<i>Año de elección</i>		2004	2008	2012	2016
<i>Población</i>	habitantes	47 461 (75 834)	48 899 (84 113)	51 662 (92 575)	53 161 (83 187)
<i>Fracción población mujer</i>	%	0.48 (0.0568)	0.48 (0.0566)	0.48 (0.0585)	0.49 (0.0442)
<i>Fracción población mayor de 18 años</i>	%	0.69 (0.0433)	0.72 (0.0413)	0.74 (0.0400)	0.76 (0.0313)
<i>Población en situación de pobreza</i>	%	0.24 (0.1037)	0.16 (0.0850)	0.17 (0.0784)	0.21 (0.1113)
<i>Subsidios familiares entregados</i>	promedio periodo	1837 (2018)	3 093 (3 542)	2 672 (3 198)	— —
<i>Ingresos propios municipales per cápita</i>	M\$	174.37 (249.37)	221.31 (328.50)	271.10 (436.70)	— —
<i>Gasto total municipal per cápita</i>	M\$	233.92 (320.73)	304.17 (400.64)	379.43 (563.80)	— —
<i>Fracción inversión propia sobre ingresos propios</i>	%	0.148 (0.1114)	0.111 (0.1034)	0.115 (0.1255)	— —
<i>Fracción gasto en personas sobre ingresos propios</i>	%	0.263 (0.0558)	0.272 (0.0691)	0.284 (0.0757)	— —
<i>Fracción gasto en educación sobre ingresos propios</i>	%	0.113 (0.0776)	0.104 (0.0730)	0.092 (0.0669)	— —
<i>Fracción gasto en salud sobre ingresos propios</i>	%	0.052 (0.0445)	0.058 (0.0726)	0.106 (0.1773)	— —
<i>Fracción gasto en programas sociales sobre ingresos propios</i>	%	— —	0.062 (0.0447)	0.078 (0.0555)	— —
<i>Observaciones</i>		308	291	288	286

a. *Variables dependientes*

Una razón fundamental para centrarse en las cinco variables de composición del gasto municipal mencionadas es que las áreas a las que son destinados esos recursos son de gran relevancia para el electorado y un mayor o menor gasto en cada una de estas áreas suele ser asociado a una u otra tendencia política —representada en este caso por una de las dos coaliciones políticas en cuestión—, lo que se describe a continuación.²¹

La primera variable, *inversión propia*, se suele asociar con mayores niveles de inversión municipal a alcaldes de derecha (CV), dada su preferencia por políticas pro-crecimiento. Esto se vería reflejado en una mayor cantidad de obras públicas de mejoramiento de barrios que permitan atraer más inversión privada a la comuna.

El *gasto en personal* se asocia con un mayor gasto en esta área a autoridades de izquierda (NM), dado que, por lo general, esta facción política se relaciona con la formación de un aparato público más grande que tiene como objetivo proveer más y mejores servicios a la comunidad. Al respecto, Besley y Case (2003) encuentran que, para los Estados Unidos, los estados más identificados con la izquierda gastan una mayor proporción de su presupuesto en trabajadores públicos.

Respecto del análisis de nuestras variables dependientes, en el caso de Chile, un mayor gasto en educación está asociado a alcaldes de NM, dado que, por lo general, este sector político demanda una mayor cantidad de recursos para financiar la educación pública. Para reforzar el punto anterior, Potrafke (2011) encuentra que, para países miembros de la OCDE, los gobiernos de izquierda aumentaron el gasto en educación entre 1990 y 2006.

En cuanto a salud, se asocia un mayor gasto en este rubro con autoridades de izquierda, dada su orientación a fortalecer los servicios públicos para la comunidad, para brindar mayor cobertura de éstos. Al respecto, Herwartz y Theilen (2014) encuentran que, para países miembros de la OCDE, los gobiernos de derecha tienden a gastar menos en salud que los gobiernos de izquierda.

Finalmente, respecto al gasto en programas sociales, se espera un mayor gasto municipal en esta área en municipios administrados por alcaldes de NM,

²¹ Si bien este tipo de literatura generalmente no incluye una discusión sobre cómo deberían comportarse las variables estudiadas de acuerdo con la coalición política en el poder, consideramos importante agregar una pequeña discusión aplicada al caso chileno.

dado que se asocia con autoridades de izquierda. Besley y Case (2003) exponen que, para los Estados Unidos, el control de las cámaras de un estado por parte del partido demócrata (izquierda) se relaciona con un mayor gasto en asistencia familiar.

b. *Homogeneidad local*

En esta subsección se estudia la presencia de homogeneidad local que podría ser producida por algún nivel municipal de *tiebout sorting*, es decir, por el traslado de los individuos entre una u otra comuna como producto de su preferencia por ciertos bienes y servicios. Esto es relevante, ya que, como sugieren Alesina (1988) y Besley y Coate (1997), una alta homogeneidad de preferencias locales reduce el nivel de partidismo político, lo cual conduce a un mayor grado de convergencia entre los candidatos. Intuitivamente, un alto grado de homogeneidad hace que no sea conveniente para los candidatos plantear una postura que se aleje mucho del votante mediano, por lo que tenderá a comprometerse a una postura moderada.

Lo anterior adquiere importancia, ya que un alto grado de homogeneidad al interior de una comuna podría presionar a los candidatos hacia posturas moderadas. Para analizar el grado de homogeneidad local presente en la muestra, se utiliza la encuesta Casen 2015 para calcular la heterogeneidad de ingresos a nivel de comunas y provincias. Particularmente, se utilizan datos de ingresos por hogar.²² Si bien la heterogeneidad de ingresos puede diferir de la heterogeneidad política dentro de una comuna, es la mejor forma de la que se dispone para aproximarse a ella, dado que no es posible estimarla de manera directa. Como refuerzo del punto anterior, se esperaría que hogares con niveles de ingreso similares tengan preferencias similares por bienes y servicios prestados dadas sus restricciones presupuestarias.

Para medir el grado de heterogeneidad dentro de cada comuna, se construye una variable que consiste en la desviación estándar de los ingresos por hogar dividida entre el ingreso medio al interior de la comuna o provincia según sea el caso. En el cuadro 4 se resumen los resultados. Se encuentra que, en promedio, las comunas tienen un coeficiente de heterogeneidad de ingresos de 0.85, mientras que las provincias, en promedio, tienen un coeficiente

²² Se ocupan los ingresos por hogar generados por la CEPAL a partir de la Casen, los cuales incluyen una corrección por no respuesta que utiliza como base los hogares de características similares a los que no responden.

de 0.95. Esto implica que las comunas tienden a ser unidades territoriales más homogéneas que otras unidades territoriales más amplias.²³ Sin embargo, las comunas tienen 89% en promedio de la heterogeneidad promedio de las provincias, lo que es alto comparado con los Estados Unidos, donde Ferreira y Gyourko (2009) explican que, en promedio, una ciudad tiene menos de 40% de la heterogeneidad promedio de los distritos parlamentarios. Más aún, los autores calculan que el coeficiente de heterogeneidad promedio para ciudades de más de 25 000 personas en los Estados Unidos es 0.32, lo que nos da una referencia acerca de la alta heterogeneidad local en Chile.

Se podría argumentar que estos casos no son comparables, dado que las ciudades de los Estados Unidos son, en general, unidades territoriales geográficamente más pequeñas cuya población es urbana (por lo que se esperaría encontrar una heterogeneidad mucho menor); pero al mirar el caso particular del Gran Santiago, cuyas 37 comunas son urbanas, éstas tienen en promedio un coeficiente de heterogeneidad de 0.87, que es más de 2.5 veces mayor que el coeficiente encontrado para ciudades de más de 25 000 personas en los Estados Unidos.²⁴ Por lo tanto, se espera que en las comunas chilenas, la homogeneidad local no afecte el comportamiento de las autoridades al presionarlas para que tomen posturas moderadas.²⁵

CUADRO 4. Comparación de heterogeneidad entre comunas ^a

	Comunas	Provincias
Número	311	45
Población media	57 493	397 344
Heterogeneidad de ingresos	0.85	0.95

^a Para el cálculo del coeficiente de heterogeneidad a nivel comuna se ocupan aquellas comunas con 40 o más observaciones y pertenecientes a provincias con dos o más comunas disponibles en la muestra. Para el cálculo a nivel provincia se ocupan aquellas provincias con dos o más comunas disponibles en la muestra.

²³ Se realizó el mismo ejercicio, pero se ponderaron los ingresos de los hogares por el factor de expansión comunal reportado por la encuesta Casen, con lo que se pretende evitar posibles sesgos de selección en el muestreo de la encuesta. En este caso, la muestra se reduce a 111 comunas, dado que no se reporta el factor de expansión para todas ellas (se reporta para 139 comunas, pero se eliminaron de la muestra aquellas que pertenecen a provincias con sólo una comuna en la muestra). En este caso se obtienen coeficientes de heterogeneidad de ingresos similares a los calculados sin corrección para las 111 comunas. En el apéndice 2 se presentan los coeficientes de heterogeneidad promedio por comuna y provincia calculados.

²⁴ Ferreira y Gyourko (2009) usan datos del censo del año 2000. En su muestra, las ciudades con más de 25 000 habitantes tienen una población media de 112 392, mientras que las comunas del Gran Santiago tienen una población media de 234 114 habitantes.

²⁵ En "Mecanismo de convergencia: homogeneidad local" de la sección IV se prueba formalmente como mecanismo de convergencia.

2. Estrategia de identificación: regresión discontinua

Como se mencionó, la victoria del candidato de una u otra coalición política en una comuna determinada puede estar fuertemente influenciada por factores locales no observables, lo que puede conducir a la existencia de sesgos en una estimación por OLS. Una solución a este problema de endogeneidad es estudiar elecciones decididas por un margen estrecho, de manera que se tendrá un resultado cuasi-aleatorizado, es decir, *ex ante* ambos candidatos tienen prácticamente las mismas probabilidades de ganar y el resultado final depende de factores como la cantidad de adherentes por candidato movilizadas el día de la elección y la decisión de último minuto de votantes indecisos. Para esto se ocupa un diseño de *Sharp-RDD* con el que se puede estimar el efecto del tratamiento “alcalde de la Nueva Mayoría”, al comparar cómo cambia una variable determinada según si ganó por un margen estrecho el candidato de la NM o el de CV. Por lo tanto, las conclusiones que se pueden obtener de este análisis son aplicables para comunas con resultados de elecciones cercanos a la discontinuidad.

Para esto, se define como *running variable* el margen de victoria para estimar el efecto del tratamiento “alcalde de la NM” sobre distintas variables de gastos presupuestarios del municipio. El *cutoff* será $x_{i,t} = 0$, por lo que las comunas con un margen de victoria positivo de NM reciben tratamiento y aquellas en que el margen es negativo no lo reciben. Formalmente, se estima la siguiente relación para la ecuación (1) que mide el efecto puro de partido:

$$S_{i,t} = f(x_{i,t}) + v_{i,t} \quad (4)$$

donde $S_{i,t}$ es el resultado de interés al final del periodo t en la comuna i y $x_{i,t}$ corresponde al margen de victoria. Se sigue un enfoque análogo para estimar la ecuación (2), es decir, el efecto total de ganar una elección decidida por un margen estrecho en t en el resultado de política al final de $t + 1$:

$$S_{i,t+1} = f(x_{i,t}) + \mu_{i,t} \quad (5)$$

Finalmente se ocupa el mismo mecanismo para estimar la ecuación (3), que mide el efecto incumbente:

$$N_{i,t+1} = f(x_{i,t}) + \eta_{i,t} \quad (6)$$

Luego, como se mencionó en “Estrategia econométrica” de la sección II, con estos resultados será posible calcular los pesos relativos de los factores de convergencia y divergencia del efecto total Ψ .

La estimación de la función del margen de victoria $f(x_{i,t})$ se realizará mediante métodos semiparamétricos; se utilizarán *local linear regression* y *local quadratic regression*, que son combinaciones entre un *kernel* con un polinomio de grado 1 y grado 2, respectivamente.²⁶ Para la estimación por estos métodos se necesita determinar la ventana óptima de observaciones (o *bandwidth*), para lo cual se ocupa el método propuesto por Calonico, Cattaneo y Titiunik (2014), quienes demuestran que su estimador de intervalos de confianza por error cuadrático medio tiene propiedades de robustez superiores a las de otros estimadores propuestos en la literatura. En las estimaciones locales se utiliza un *kernel* triangular.

Un elemento importante de las estimaciones por diseño RD es que al cuasi-aleatorizarse la variable de asignación, ésta pasa a ser independiente de cualquier control que podamos ocupar, por lo que en esta especificación no es necesario agregar controles para obtener resultados consistentes. Al respecto, Lee y Lemieux (2010) mencionan que incluir más estructura podría inducir mayores restricciones sin haber ganancias en la identificación, por lo que también sería innecesario en este caso agregar efectos fijos. Sin embargo, Eggers, Fowler, Hainmueller, Hall y Snyder (2015) plantean que se deberían incluir variables rezagadas que estén relacionadas significativamente con la variable de asignación como controles para corregir desbalances en los datos experimentales, y Calonico, Cattaneo, Farrel y Titiunik (2016) derivan una justificación formal para ajustar por covariables, manteniendo la consistencia del estimador RD en la medida en que no incluya interacciones entre el tratamiento y covariables, y que el ajuste de éstas sea equivalente arriba y abajo del umbral.

²⁶ Se sigue la recomendación de Gelman e Imbens (2014) de hacer las estimaciones por estos dos métodos y descartar métodos de polinomios de alto grado para el total de la muestra, dado que conducirían a resultados ruidosos y muy sensibles al grado del polinomio.

3. Validez del RDD

En esta sección se sigue a Lee y Lemieux (2010), quienes sostienen que para explorar la validez del diseño RD implementado hay que asegurarse, en primer lugar, de que no haya manipulación de la variable de asignación en la proximidad del *cutoff*. Para probar formalmente la presencia de discontinuidad en la densidad alrededor del umbral, se realizó el test propuesto por McCrary (2008). A partir de los resultados del test, se concluye que no es posible rechazar la hipótesis nula de continuidad en la variable de asignación, por lo que se descarta una posible manipulación de ésta.²⁷

En segundo lugar, se debe analizar si existen discontinuidades en variables observables determinadas *ex ante*, con el fin de descartar la posibilidad de que éstas afecten el margen de victoria y hagan más proclive la victoria de una u otra coalición. Esto adquiere relevancia, puesto que en el caso de encontrar discontinuidades en estas variables, se estará frente a la presencia de otros efectos ajenos a la coalición del alcalde sobre las cinco variables estudiadas. Se realizó una estimación por RD del margen de victoria sobre variables como población municipal, proporción de mujeres, proporción de mayores de 18 años, subsidios únicos familiares entregados, porcentaje de participación electoral, ingresos propios per cápita promedio en el periodo anterior y gastos totales devengados per cápita promedio en el periodo anterior. Como resultado, se obtuvo que no existen diferencias significativas en el umbral para estas variables de caracterización municipal a excepción de la proporción de mujeres calculada por *local quadratic regression* (LQR), que resulta ser significativa a 10% de confianza.²⁸ Se espera, por lo tanto, que no existan discontinuidades importantes en variables no observables respecto del margen de victoria.²⁹

Finalmente, se debe mencionar que se cuenta con una muestra de 1 173 elecciones, las cuales están distribuidas en los cuatro periodos estudiados, como se muestra al final del cuadro 3. Así también, se tienen aproximadamente 860 datos para cada variable de asignación presupuestaria, las cuales

²⁷ En el apéndice 3 se muestra gráficamente el histograma de la *running variable* y el test de McCrary.

²⁸ Véase el apéndice 3.

²⁹ Diversos estudios sugieren que para elecciones de distintas partes del mundo, muchos de sus resultados no se encuentran aleatorizados (Caughy y Sekhon, 2011; Grimmer, Hersh, Feinstein y Carpenter, 2011; Eggers et al., 2015; entre otros). Para el caso chileno y a nivel municipal, distintos estudios concluyen que no existe evidencia para rechazar la hipótesis de continuidad (Cuevas, 2012; Llodrá, 2013; Pantoja, 2016), lo que confirma los resultados aquí encontrados.

están asignadas en alguno de los tres periodos alcaldicios comprendidos entre 2005 y 2016, excepto el gasto en programas sociales, variable para la cual se cuenta con aproximadamente 570 observaciones, dado que está disponible sólo a partir de 2008. Por lo tanto, es posible afirmar que se cuenta con una cantidad de datos razonables para la estimación por RD.

IV. RESULTADOS

En esta sección se presentan los resultados de la estimación del modelo econométrico explicado en “Estrategia econométrica” de la sección II, es decir, las estimaciones del efecto puro del partido político del alcalde sobre variables de asignación presupuestaria, del efecto incumbente del alcalde en turno y del efecto total del partido. Además, se realiza una estimación complementaria del efecto del partido político para municipios con distinto nivel de heterogeneidad de ingresos.

1. Estimaciones del efecto puro de partido (π_1)

A partir de la estimación del efecto puro de partido, es posible evaluar cuál es el impacto del partido del alcalde elegido sobre las variables de gasto municipal en el mismo periodo. Con esto, es posible dilucidar si los alcaldes de diferentes partidos divergen o no en la generación de resultados de política a nivel municipal. Para tal fin, en primer lugar se realiza una estimación por medio de OLS sobre las variables de interés que se basa en el siguiente modelo:

$$S_{i,t} = \alpha + \beta \times N_{i,t} + \sum_{b=1}^3 \phi_b \times D_{i,t}^b + \sum_{b=1}^3 \lambda_b \times D_{i,t}^b \times N_{i,t} + X'_{i,t} \gamma + \epsilon_{i,t} \quad (7)$$

donde $S_{i,t}$ son los resultados de interés, $N_{i,t}$ es una *dummy* que toma valor 1 si el alcalde electo es de la coalición NM y 0 si es de cv. Se controla por un polinomio de grado 3 de $D_{i,t}^b$, que corresponde a la diferencia de votación entre el primer y el segundo lugar en la elección, junto con su interacción con $N_{i,t}$ para permitir flexibilidad a ambos lados del umbral. $X_{i,t}$ es un vector de controles que contiene población en logaritmo natural, proporción de mujeres y proporción de mayores de 18 años.

Asimismo, por medio de una estrategia RD se estima la ecuación (4), que incluye un vector de covariables dado por la población en logaritmo natural, la proporción de mayores de 18 años y la proporción de mujeres; esta última además es significativa para la estimación de validez del diseño RD por LQR. Se usan los métodos de *local lineal regression* (LLR) y *local quadratic regression* (LQR).

Como se mencionó en la subsección “Datos” de la sección III, existe el riesgo de que haya un efecto por posibles variaciones en el denominador de nuestras variables que están expresadas como fracción del ingreso propio. Para descartar esta posibilidad, es necesario probar que no existe una discontinuidad del ingreso propio en el umbral del margen de victoria, con el fin de asegurar que el valor obtenido en la estimación refleje sólo la discontinuidad del numerador. Al estimar el efecto del partido político sobre el logaritmo de los ingresos propios promedio del periodo, se obtiene que éste no es estadísticamente distinto de 0, por lo que no es posible rechazar la hipótesis nula de continuidad y, por lo tanto, se puede afirmar que en caso de encontrar discontinuidades en la estimación de las variables expresadas en fracciones, éstas se deben al efecto sobre el numerador. En el apéndice 4 se muestran las estimaciones por medio de los tres métodos.³⁰

En el cuadro 5 se presentan los resultados de las estimaciones de nuestras variables de interés expresadas como fracción del ingreso propio municipal y como promedio de los cuatro años del periodo alcaldicio para cada comuna. En la columna (1) se muestra el número de observaciones de las que se dispone para cada estimación. En la columna (2) se muestra el valor medio y la desviación estándar de la variable dependiente. La columna (3) presenta los resultados de la estimación por OLS dada por la ecuación (7). Se reporta un efecto significativo negativo del partido político del alcalde en transferencias a educación del orden de 2.2%; es decir que los alcaldes de NM destinan 2.2% menos recursos a educación comparados con los alcaldes de cv. Ésta es una cifra importante, pues representa casi 22% del gasto municipal en educación. Para el resto de las variables no se encuentran efectos significativos de la coalición política del alcalde.³¹

³⁰ Además, en el apéndice 4 se presentan las estimaciones del resto de las variables de interés expresadas en nivel. Sin embargo, estos resultados no son de gran utilidad, ya que existe una gran varianza en los recursos entre las distintas municipalidades, por lo que se pierde comparabilidad entre los niveles de gasto por área en cada comuna.

³¹ También se estimó un efecto de tratamiento “alcalde de la NM” sobre el cambio en las distintas variables estudiadas entre periodos consecutivos por medio de un OLS; se obtuvo que no existen efectos

CUADRO 5. Estimaciones por OLS y RD del efecto del partido político^a

Variables dependientes	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	Obs.	Media	OLS	RD LLR	RD LQR
<i>Inversión propia promedio sobre ingresos propios</i>	885	0.1256 (0.1148)	-0.0126 (0.0179)	-0.0175 (0.0156)	-0.0215 (0.0220)
<i>Gasto en personal promedio sobre ingresos propios</i>	887	0.2735 (0.0676)	0.0069 (0.0115)	0.0077 (0.0121)	0.0147 (0.0181)
<i>Transferencias a educación promedio sobre ingresos propios</i>	887	0.1035 (0.0730)	-0.0223* (0.0130)	-0.0181 (0.0126)	-0.0191 (0.0147)
<i>Transferencias a salud promedio sobre ingresos propios</i>	887	0.0718 (0.1146)	-0.0186 (0.0179)	-0.0066 (0.0180)	-0.0009 (0.0219)
<i>Gasto en programas sociales promedio sobre ingresos propios</i>	579	0.0701 (0.0509)	0.0156 (0.0112)	0.0115 (0.0112)	0.0267 (0.0211)

^a * $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$. Los errores estándar están entre paréntesis. El conjunto de covariables incluido en los tres tipos de estimación incluye el logaritmo de la población local, la proporción de mujeres y la proporción de mayores de 18 años. En la muestra de las primeras cuatro estimaciones, 58% de los municipios está administrado por la NM, mientras que para la muestra de la estimación del gasto en programas sociales, 54% de las municipalidades está administrado por la NM.

Sin embargo, como se mencionó en “Estrategia de identificación: regresión discontinua” de la sección III, la estimación del efecto del partido político mediante OLS puede estar sesgada por la presencia de factores locales no observables, los que pueden estar correlacionados positiva o negativamente con la variable estimada y llevar al estimador a ser mayor o menor a su valor real. En las columnas (4) y (5) se reportan las estimaciones con RD. En la columna (4), que reporta la estimación RD por LLR, se observa que no se encuentran efectos significativos de la coalición del alcalde para ninguna de las variables estudiadas. La estimación RD por LQR presentada en la columna (5) confirma estos hallazgos. En particular, para el caso de las transferencias a educación, se encuentra un efecto menor en términos absolutos a los encontrados por OLS, lo que de seguro se debe a variables omitidas que se correlacionan positivamente con las transferencias a educación; sin embargo, a pesar de no ser significativamente distinta de 0, se tiene significativos de este tratamiento sobre las variables estudiadas. Sus resultados se presentan en el apéndice 5.

una estimación punto negativa bastante alta para la media de transferencias a educación (entre -1.81 y -1.91%), lo que resulta ser una sorpresa, pues se esperaba justamente lo contrario. Lo mismo ocurre en inversión propia, en la que se encuentra una estimación punto no significativa pero negativa y bastante alta para la media del gasto en inversión propia (entre -1.75 y -2.15%), que va en la dirección esperada. En el caso del gasto en programas sociales, se encuentra una estimación punto positiva y bastante alta para la media de la variable (entre 1.15 y 2.67%) aunque no significativa, lo que podría interpretarse como un aumento muy pequeño en este ítem para alcaldes de NM que iría en la dirección esperada.

En la gráfica 1 se presenta el análisis visual de la estimación por RD de cada variable; se puede observar un salto negativo en la discontinuidad para educación y un salto positivo en la discontinuidad para el gasto social, aunque ninguno de éstos es significativo debido a la alta variabilidad de las observaciones (agrupadas por *bins*).

Adicionalmente, se analizó la posibilidad de que los resultados obtenidos se deban a que, para un alcalde, toma más tiempo realizar cambios en variables presupuestarias. Para esto, se estimó el efecto del partido político sobre las variables de interés al cuarto año de cada periodo alcaldicio y se obtuvieron resultados similares pero más ruidosos. Éstos se pueden observar en el análisis gráfico presentado junto a los resultados en el apéndice 6.

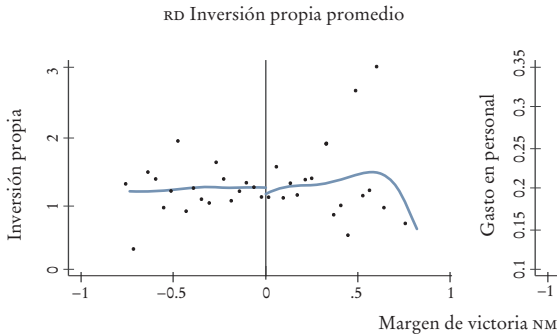
De acuerdo con lo discutido en “Homogeneidad local” de la sección III, los resultados obtenidos no son los esperados para el caso chileno. De hecho, éstos son similares a los encontrados por Ferreira y Gyorko (2009) y Gerber y Hopkins (2011) para los Estados Unidos, quienes no encuentran efectos de la identidad política del alcalde sobre variables de asignación presupuestaria municipal. Este hallazgo puede ser por dos motivos principales: 1) incapacidad de los alcaldes para cumplir sus compromisos o 2) convergencia completa entre los alcaldes de distintas coaliciones políticas. Se exploran estas dos posibilidades en las siguientes subsecciones.

2. Estimaciones del efecto incumbente (Y)

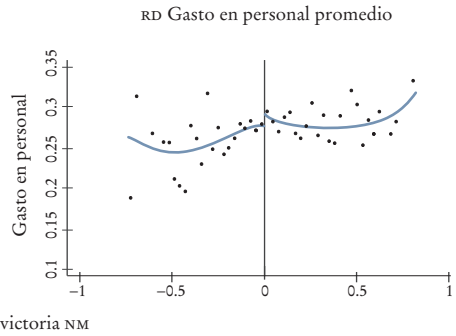
Hetherington (1999) demuestra que la disminución de la confianza política afecta las preferencias de los votantes y el incumbente es el principal perjudicado cuando se carece de ésta. Similarmente, Bøggild (2016) establece que las personas están significativamente menos inclinadas a confiar y votar por

GRÁFICA 1. Efecto partido político en variables promedio

(a) Inversión propia

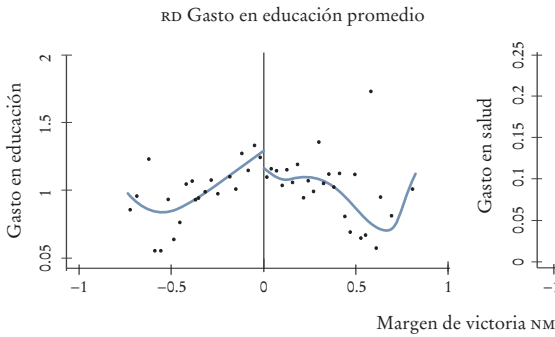


(b) Personal municipal

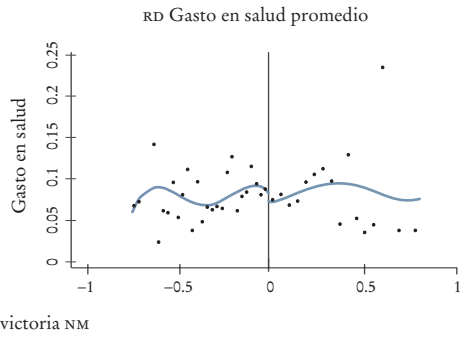


* Muestra promedio dentro de bin - Ajuste polinomial de orden 4

(c) Educación

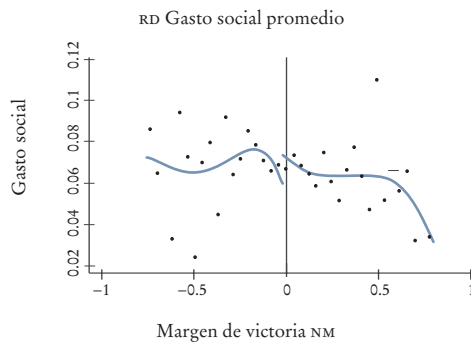


(d) Salud



* Muestra promedio dentro de bin - Ajuste polinomial de orden 4

(e) Social



* Muestra promedio dentro de bin - Ajuste polinomial de orden 4

autoridades cuando, en el ejercicio de su cargo, sus decisiones políticas no son confiables y se realizan motivadas por una posible reelección. De esta forma, el efecto incumbente representa un resultado político a partir del cual es posible estudiar la fortaleza política de los alcaldes, medida como la capacidad de cumplir sus compromisos una vez en el cargo. Se espera que un alcalde que cumpla sus compromisos mantenga o incremente su base de apoyo para una siguiente elección; si no los cumple, verá disminuido su apoyo. La relevancia de este punto radica en que encontrar un efecto incumbente nulo o negativo significativo indicaría que los alcaldes carecen de fortaleza política, lo que podría explicar el nulo efecto puro del partido político encontrado en la sección anterior.

En el cuadro 6 se presenta la estimación del efecto incumbente sobre la probabilidad de victoria del alcalde incumbente en $t+1$ y sobre el margen de victoria del alcalde incumbente en $t+1$, ambos en el caso de que el alcalde sea parte de una de las dos principales coaliciones políticas.³² En la columna (1) se muestra el número de observaciones para cada estimación. En la columna (2) se presenta la estimación por OLS basada en la ecuación (7) pero ahora $S_{i,t}$ corresponde a la variable con la que se mide el efecto incumbente. Los resultados indican un efecto incumbente no significativo para la probabilidad de victoria de un alcalde de NM en $t+1$, dado que había un alcalde de NM en t , y también se encuentra un efecto no significativo para el margen de victoria de un alcalde de NM en $t+1$.

CUADRO 6. Estimaciones por OLS y RD del efecto incumbente ^a

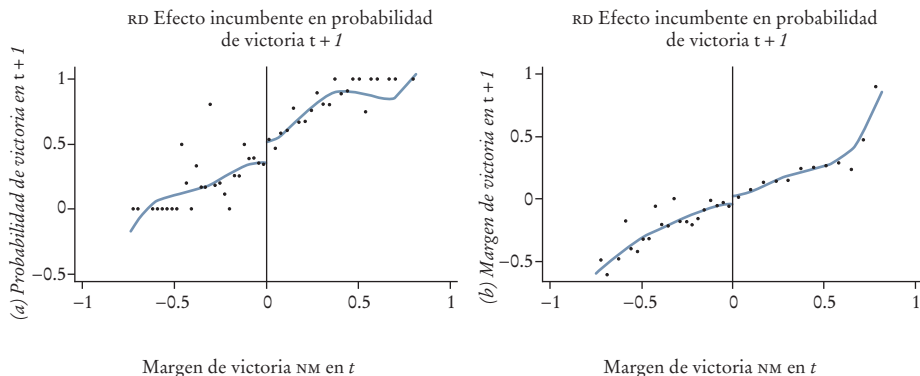
Variables dependientes	(1) Obs.	(2) OLS	(3) RD LLR	(4) RD LQR
<i>Probabilidad de victoria en t+1</i>	781	0.0954 (0.0903)	0.2568** (0.1047)	0.3218** (0.1262)
<i>Margen de victoria en t+1</i>	781	0.0300 (0.0357)	0.0907** (0.0409)	0.1156** (0.0487)

^a * $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$. Los errores estándar están entre paréntesis. El conjunto de covariables incluido en los tres tipos de estimación incluye el logaritmo de la población local, la proporción de mujeres y la proporción de mayores de 18 años. En la muestra de estas estimaciones 57% de los municipios está administrado por la NM.

³² En el apéndice 7 se presenta un test de validez del diseño RD para estimar un efecto incumbente, para el cual se calculó el efecto de una victoria de un alcalde de NM sobre ambas variables pero en $t-1$, es decir, determinadas *ex ante*. No se encuentran efectos significativos, por lo que es válido el diseño RD en este caso.

En las columnas (3) y (4) se presentan los resultados de las estimaciones por RD de la ecuación (6); se incluye un vector de covariables dado por la población en logaritmo natural, la proporción de mayores de 18 años y la proporción de mujeres. Mientras que en la columna (3) se estima por LLR, en la columna (4) se estima por LQR. Se puede observar que el efecto alcalde de la NM sobre la probabilidad de victoria de alcalde de NM en $t+1$ es significativo y del orden de 25.7% para LLR y de 32% para LQR. Para el caso del margen de victoria de un alcalde incumbente en la elección en $t+1$, se reporta un efecto positivo significativo de 9% por LLR y 11.5% por LQR en mayor cantidad de votos. El menor valor reportado por las regresiones por OLS para ambas variables respecto de las regresiones por RD significa que las variables omitidas en la regresión OLS están correlacionadas negativamente con la probabilidad de victoria o el margen de victoria, lo que lleva a subestimar estos valores.

En la gráfica 2 se presenta el análisis gráfico de la estimación por RD. En ambos casos se produce una discontinuidad en el umbral de victoria, lo que confirma los resultados obtenidos. Para la probabilidad de victoria en $t+1$ se observa un salto positivo en la discontinuidad; mientras que para el margen de victoria en $t+1$, si bien se observa un salto positivo más acotado en la discontinuidad, las observaciones ubicadas en ambos lados del umbral son menos llamativas, lo que explicaría la significancia de los resultados obtenidos con ambos métodos.

GRÁFICA 2. *Efecto incumbente*

* Muestra promedio dentro de *bin* – Ajuste polinomial de orden 4

Los resultados obtenidos indican que en Chile sí existe efecto incumbente y, por lo tanto, los alcaldes sí cuentan con la fortaleza política necesaria para cumplir sus promesas cuando están en el cargo. El efecto incumbencia sobre la probabilidad de victoria en $t+1$ es similar al reportado por Ferreira y Gyourko (2009), quienes encuentran mediante un RD un *point estimate* de 0.323 (error estándar = 0.055) a nivel local; mientras que se encuentra por debajo del reportado por Lee (2001 y 2008) y Lee et al. (2004) para la cámara de representantes de los Estados Unidos. Estos autores estiman un efecto incumbente sobre la probabilidad de victoria en la elección en $t+1$ de cerca de 40 y 50%, respectivamente, y por debajo del efecto incumbente reportado por Cuevas (2012) para Chile, quien usa una muestra que considera las elecciones de 2004 y 2008, cuando la coalición de centro-izquierda era coalición de gobierno (en nuestra muestra hay alternancia en el poder, dado que entre los años 2010 y 2013 la coalición de centro-derecha fue coalición de gobierno). El autor encuentra que un alcalde de la coalición de centro-izquierda que va a la reelección aumenta 42% sus probabilidades de ganar. Sin embargo, el efecto incumbente aquí encontrado sigue siendo importante, ya que indica que los alcaldes sí son capaces de cumplir sus promesas durante su permanencia en el cargo, y por ende, sí serían capaces de beneficiarse de ello. Es necesario analizar entonces si, dada esta mayor probabilidad de victoria en $t+1$, son capaces de acercar los resultados de política a su postura en el siguiente periodo.

3. Estimación y descomposición del efecto total (Ψ)

En esta subsección se presentan los resultados de la estimación del efecto total del partido político sobre las variables de interés. Luego, se desagrega este efecto con los resultados de las subsecciones anteriores para obtener el efecto de los componentes de convergencia y divergencia que se describieron en “Estrategia econométrica” de la sección II.

Estimar este efecto es importante, ya que si no existiera efecto puro de partido político, pero sí efecto incumbente — como se encontró en la sección anterior —, se estaría en un escenario de convergencia donde se esperaría que la postura comprometida por todos los partidos para la siguiente elección se desplace hacia la postura preferida del partido del alcalde en ejercicio. En el cuadro 7 se presentan los resultados de esta estimación. En la columna (1) se muestra el número de observaciones disponibles para la estimación de la

columna (2). En la columna (2) se observa la estimación por RD del efecto de la coalición política del alcalde electo sobre las variables en $t + 1$ expresadas en promedios por periodo. Los resultados presentados están estimados por LQR.³³ Es posible observar que no se obtuvieron resultados significativos para ninguna de las cinco variables, y que sus signos son consistentes con los encontrados en la estimación del efecto puro del partido político.³⁴

En la columna (3) se calcula el componente de divergencia, que es el producto del efecto del partido político (π_1) sobre la variable estudiada y el efecto incumbente (ψ). Para ambos se ocupan los valores estimados por LQR. Luego, es posible calcular el factor de convergencia como la diferencia entre el efecto total y el factor de divergencia, lo que se presenta en la columna (4). En la columna (5) se muestra el porcentaje de convergencia sobre el efecto total. En esta última columna es posible observar que todos los porcentajes de convergencia están sobre 45%; sin embargo, dado que tanto los valores obtenidos para la estimación del efecto puro de partido como los del efecto total son no significativos, no es posible afirmar que estos valores sean en realidad distintos de 100 por ciento.

CUADRO 7. *Descomposición del efecto total*^a

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
<i>Variables dependientes</i>	<i>Obs.</i>	<i>Efecto total</i> ψ	<i>Divergencia</i> $\pi_1 \times \gamma$	<i>Convergencia</i> (2)-(3)	<i>Convergencia</i> (4)/(2) %
<i>Inversión propia</i>	524	-0.0322 (0.0295)	-0.0069	-0.0253	78%
<i>promedio sobre ingresos propios</i>					
<i>Gasto en personal</i>	525	0.0098 (0.0226)	0.0047	-0.0051	52%
<i>promedio sobre ingresos propios</i>					
<i>Transferencias a educación</i>	525	-0.0186 (0.0197)	-0.0061	-0.0125	67%
<i>promedio sobre ingresos propios</i>					
<i>Transferencias a salud</i>	525	-0.0104 (0.0283)	-0.0002	-0.0178	98%
<i>promedio sobre ingresos propios</i>					
<i>Gasto en programas sociales</i>	525	0.0158 (0.0162)	0.0086	0.0072	46%
<i>promedio sobre ingresos propios</i>					

^a * $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$. Los errores estándar están entre paréntesis. En la columna (2) se presenta el resultado de la estimación por LQR. El conjunto de covariables incluye el logaritmo de la población local, la proporción de mujeres y la proporción de mayores de 18 años. En la columna (3) se multiplica el efecto incumbente encontrado con LQR con el efecto del partido político estimado por LQR para cada variable. En la muestra de estas estimaciones, 55% de las municipalidades está administrado por alcaldes de NM.

³³ También se realizó la estimación por LLR, y se encontraron resultados similares.

³⁴ En el apéndice 8 se presenta el cuadro con las estimaciones del efecto total para las variables del año cuatro del periodo; se obtuvieron resultados similares.

Los resultados son similares a los encontrados por Ferreira y Gyourko (2009) para las ciudades de los Estados Unidos. Estos autores tampoco encuentran un efecto total de partido significativo, y estiman un porcentaje promedio de convergencia de dos tercios. A su vez, los resultados difieren de los encontrados por Lee et al. (2004) para la cámara de representantes de los Estados Unidos, ya que estos autores sí encuentran un efecto total de partido significativo y estiman una convergencia cercana a 0 %. Esto implica que el hecho de que haya un alcalde de cierta coalición política en un periodo no empuja las posiciones relativas de ambos partidos hacia el punto preferido de política de esta coalición para la siguiente elección.

Hasta este punto, se ha rechazado la incapacidad de los alcaldes para cumplir sus promesas y se encontró un efecto incumbente significativo. Además, se ha demostrado que entre la elección de t y la de $t+1$ los candidatos no modifican sus posturas políticas. Ambos hallazgos son contradictorios entre sí, ya que, como mencionamos, se esperaría que, con una mayor fortaleza electoral del partido del alcalde, se desplace el punto de política comprometido por todos los partidos. Una posible explicación de este resultado es que los candidatos presentan la misma postura en cada periodo debido a que existe una convergencia completa en el punto donde se encuentra el votante mediano, lo que se daría en caso de una alta homogeneidad local. En este caso no habría ningún efecto de un aumento de la fortaleza electoral de un partido. Sin embargo, como se mostró en “Homogeneidad local” en la sección III difícilmente una alta homogeneidad local podría afectar a las autoridades y presionarlas a comprometerse con posturas moderadas. Esto se analiza y corrobora en la siguiente subsección.

4. *Mecanismo de convergencia: homogeneidad local*

Como se mencionó en “Homogeneidad local” en la sección III las comunas chilenas tienen una alta heterogeneidad si se las compara con las ciudades de los Estados Unidos, resultado que seguramente se debe a que las ciudades tienden a ser unidades geográficas territorialmente más chicas y a que, en los Estados Unidos, operaría con más fuerza un mecanismo de *tiebout sorting*, dada la mayor cantidad de atribuciones de las autoridades locales en materia de impuestos y de gasto público. Sin embargo, es posible que, aun así, el nivel de homogeneidad encontrado en las comunas chilenas sea lo suficientemente bajo para llevar a las autoridades a converger

por completo en sus políticas. Para probar esta hipótesis, la muestra se divide en dos, según el coeficiente de heterogeneidad calculado (descrito en la sección III). Se tiene entonces una muestra con aquellas comunas de heterogeneidad alta que poseen un coeficiente de heterogeneidad sobre la mediana (>0.8) y otra muestra con aquellas comunas de heterogeneidad baja que tienen un coeficiente de heterogeneidad bajo la mediana (<0.8).³⁵

En caso de que la homogeneidad local esté operando como un mecanismo de convergencia, se deberían obtener estimadores punto del efecto puro de partido político más bajo para la muestra de comunas con heterogeneidad baja. En el cuadro 8 se presentan los resultados de esta estimación para ambas muestras mediante los métodos LLR y LQR. Los resultados indican que no se encuentran estimadores punto más bajos para la muestra de heterogeneidad baja, e incluso se encuentran estimadores punto más altos —aunque no significativos— para la muestra de heterogeneidad baja.

CUADRO 8. *Test de convergencia*^a

<i>Variables dependientes</i>	<i>Heterogeneidad alta</i>			<i>Heterogeneidad baja</i>		
	<i>Obs.</i>	<i>LLR</i>	<i>LQR</i>	<i>Obs.</i>	<i>LLR</i>	<i>LQR</i>
<i>Inversión propia promedio</i>	398	-0.0093 (0.271)	-0.0035 (0.0364)	397	-0.0355 (0.0237)	-0.0333 (0.0293)
<i>Gasto en personal promedio sobre ingresos propios</i>	399	0.0165 (0.0162)	0.0217 (0.0226)	398	0.0220 (0.0217)	0.0238 (0.0221)
<i>Transferencias a educación promedio sobre ingresos propios</i>	399	-0.0080 (0.0210)	-0.0195 (0.0274)	398	-0.0266 (0.0185)	-0.0304 (0.0212)
<i>Transferencias a salud promedio sobre ingresos propios</i>	399	-0.0005 (0.0258)	-0.0030 (0.0385)	398	-0.0039 (0.0268)	-0.0121 (0.0324)
<i>Gasto en programas sociales promedio sobre ingresos propios</i>	261	0.0207 (0.0210)	0.0257 (0.0241)	259	0.0152 (0.0152)	0.0238 (0.0197)

^a $p < 0.1$, $**p < 0.05$, $***p < 0.01$. Los errores estándar están entre paréntesis. El conjunto de covariables incluido en los dos tipos de estimación contiene el logaritmo de la población local, la proporción de mujeres y la proporción de mayores de 18 años. En la muestra de comunas con heterogeneidad alta, 59% de los municipios está administrado por la NM, mientras que para la muestra de comunas con heterogeneidad baja, 58% de las municipalidades está administrado por la NM.

³⁵ Se utilizan los datos sin ponderarlos por el factor de expansión, ya que de otro modo tendríamos una muestra más pequeña, pues sólo se reportan factores de expansión para 139 comunas. Esto disminuiría la robustez de la estimación por RD.

Por lo tanto, es posible rechazar la hipótesis de que la homogeneidad local presiona a los candidatos a posiciones moderadas como explicación de por qué no se encuentran efectos puros ni efectos totales del partido político del alcalde a pesar del alto efecto incumbente encontrado. Esto se contrapone a los hallazgos de Ferreira y Gyourko (2009), quienes encuentran un menor efecto de partido político en ciudades más homogéneas. A partir de este resultado, los autores argumentan que, para el caso de los Estados Unidos, la homogeneidad local sí estaría operando como un mecanismo de convergencia; es decir que la convergencia posiblemente se deba a la mayor homogeneidad reportada en sus ciudades.

5. *Discusión*

Los resultados encontrados indican que no existe un mecanismo de interacción política que explique satisfactoriamente cómo se determinan las variables de gasto presupuestario en un municipio. Esto implica que el nivel de estas variables es independiente del partido político del alcalde, lo que se explicaría por una limitación de los alcaldes para hacer cambios en materia de gastos presupuestarios.³⁶ A partir de esto es posible conjeturar que existen motivos institucionales que explicarían los hallazgos obtenidos como: 1) la falta de atribuciones del alcalde en materia presupuestaria, lo que impediría en la práctica la posibilidad de redistribuir recursos entre distintas partidas. Esto podría ser por la existencia de presupuestos muy limitados en las distintas áreas municipales o porque existen recursos ya comprometidos a distintos proyectos iniciados en gestiones anteriores. Lo anterior se suma a las restricciones de endeudamiento en el mercado financiero que tienen las municipalidades. 2) El rol del concejo municipal que tiene la facultad de bloquear los cambios presupuestarios que impulsa un alcalde si no cuenta con una clara mayoría que lo apoye dentro del concejo. Además, se esperaría que esta falta de apoyo ocurra con mayor frecuencia en comunas donde el alcalde gana por un estrecho margen. 3) La interacción con otros organismos públicos que también tienen injerencia en los bienes y servicios prestados a nivel municipal como el gobierno regional y el provincial, la Secretaría de Desarrollo Regional y Administrativo (Subdere) y una gran cantidad de ministerios que

³⁶ Esto no sería necesariamente contradictorio con la fortaleza política atribuida al efecto incumbente encontrado, ya que los alcaldes podrían adquirir fortaleza política por ser capaces de cumplir sus promesas en muchos otros ámbitos que van más allá de cómo se disponen los recursos municipales.

con sus políticas pueden comprometer recursos municipales (por ejemplo, si el Ministerio de Salud [Minsal] crea un consultorio nuevo en una comuna se comprometen recursos municipales para financiar su operación en el futuro); o bien, la descompresión de recursos municipales (por ejemplo, si la Subdere financia un programa de mejoramiento urbano que de otro modo se tendría que haber realizado con recursos municipales).

Esta hipótesis va en línea con lo planteado por Besley y Case (2003) en cuanto a la capacidad de las instituciones para afectar el proceso político y la habilidad de los políticos para comprometerse. Gerber y Hopkins (2011) sostienen un punto similar para explicar la incapacidad de las autoridades locales en los Estados Unidos para hacer cambios en los resultados de políticas en ciertas áreas. Estos autores plantean que las restricciones políticas y estructurales sobre los gobiernos locales anulan la habilidad de los alcaldes para llevar a cabo sus políticas preferidas. Por lo tanto, los resultados obtenidos se podrían atribuir al rol de las instituciones, las cuales limitan la capacidad de los alcaldes de hacer cambios en materia presupuestaria acordes con sus preferencias y/o con las de los votantes.

Una de las hipótesis alternativas a la propuesta es que la convergencia en las políticas de las autoridades locales podría explicarse por el hecho de que la estructura de administración o del gobierno municipal esté dividida o hasta confrontada, es decir, que el concejo municipal esté bajo control de la coalición política contraria a la del alcalde. Esto podría estar restringiendo la capacidad de los alcaldes de introducir cambios, ya que podría ocurrir que los alcaldes que se enfrentan a concejos municipales controlados políticamente por su oposición política quieran realizar cambios, pero no puedan hacerlos debido a que no cuentan con el apoyo político ni la aprobación del concejo municipal.

De acuerdo con lo anterior, podría pasar también que la dinámica presupuestaria local esté influida por la alineación partidaria vertical. La literatura muestra que las transferencias de gobiernos centrales a gobiernos locales, que a menudo se producen por favoritismo político hacia los gobiernos locales alineados (véase Acuña et al., 2017), pueden afectar las prioridades de gasto local y, por lo tanto, de presupuestación (véase Corvalan, Cox y Osorio, 2018). De hecho, los gobiernos centrales tienen incentivos a la hora de garantizar que los alcaldes de su coalición política respondan a las necesidades de los votantes en interés de su propio capital político. Por lo tanto, los municipios alineados políticamente con el gobierno central podrían beneficiarse de transferencias extraordinarias u otros recursos que reduzcan

su necesidad de renegociar presupuestos, y que además les den la flexibilidad necesaria para responder a las necesidades de los votantes.

6. Análisis de hipótesis alternativas

a. Apoyo político de concejo municipal

Para probar la hipótesis, la muestra se divide en dos según si el alcalde cuenta o no con el apoyo político del concejo municipal. Se tiene entonces una muestra con aquellas comunas en las que por lo menos 50% de los miembros del concejo municipal pertenece a la misma coalición política que el alcalde, y otra en la que menos de 50% de los miembros del concejo municipal pertenece a la misma coalición política que el alcalde.

CUADRO 9. Análisis de hipótesis alternativa 1^a

Variables dependientes	Alcaldes con apoyo político del concejo municipal			Alcaldes sin apoyo político del concejo municipal		
	Obs.	LLR	LQR	Obs.	LLR	LQR
<i>Inversión propia promedio</i>	649	-0.0152 (0.0248)	-0.0218 (0.0294)	236	0.0012 (0.0297)	0.0510 (0.0569)
<i>Gasto en personal promedio sobre ingresos propios</i>	650	-0.0037 (0.0156)	-0.0113 (0.0181)	237	0.0342 (0.0390)	0.0497 (0.0476)
<i>Transferencias a educación promedio sobre ingresos propios</i>	650	-0.0258 (0.0241)	-0.0294 (0.0291)	237	-0.0313 (0.0258)	-0.0382 (0.0310)
<i>Transferencias a salud promedio sobre ingresos propios</i>	650	0.0009 (0.0157)	-0.0018 (0.0177)	237	0.0339 (0.0377)	0.0281 (0.0344)
<i>Gasto en programas sociales promedio sobre ingresos propios</i>	390	-0.0009 (0.0170)	0.0096 (0.0203)	189	0.0713** (0.0338)	0.0838** (0.0417)

^a *p<0.1, **p<0.05, ***p<0.01. Los errores estándar están entre paréntesis. El conjunto de covariables incluido en los dos tipos de estimación contiene el logaritmo de la población local, la proporción de mujeres y la proporción de mayores de 18 años. En la muestra de comunas con alcaldes con el apoyo político del concejo municipal, 73% de los municipios está administrado por la NM, mientras que para la muestra de comunas con alcaldes sin el apoyo político del concejo municipal, 19% de las municipalidades está administrado por la NM.

En caso de que este factor opere como mecanismo de convergencia se deberían obtener estimadores punto del efecto puro de partido político más altos para la muestra de comunas en las que por lo menos 50% de los miembros del concejo municipal pertenece a la misma coalición política que el alcalde. En el cuadro 9 se presentan los resultados de esta estimación para ambas muestras mediante los métodos LLR Y LQR.

Los resultados indican que, en el margen, los alcaldes de la coalición de centro-izquierda sin apoyo político del concejo municipal gastan de 7.1 a 8.4% más en programas sociales que los alcaldes de la coalición de centro-derecha sin apoyo político del concejo municipal. Esto quiere decir que cuando los alcaldes de centro-izquierda tienen un concejo municipal políticamente en contra la estrategia que les es posible seguir es destinar más recursos al área social. Los demás resultados muestran ser no significativos, y son consistentes con los hallazgos de esta investigación.

CUADRO 10. *Análisis de hipótesis alternativa 11^a*

<i>Variables dependientes</i>	<i>Alcaldes pertenecientes a coalición política del gobierno</i>			<i>Alcaldes no pertenecientes a coalición política del gobierno</i>		
	<i>Obs.</i>	<i>LLR</i>	<i>LQR</i>	<i>Obs.</i>	<i>LLR</i>	<i>LQR</i>
<i>Inversión propia promedio</i>	515	0.0005 (0.0216)	0.0147 (0.0327)	370	-0.0207 (0.0248)	-0.0044 (0.0335)
<i>Gasto en personal promedio sobre ingresos propios</i>	515	-0.0186 (0.0172)	-0.0263 (0.0195)	372	0.0295 (0.0245)	0.0463 (0.0382)
<i>Transferencias a educación promedio sobre ingresos propios</i>	515	0.0143 (0.0208)	0.0225 _ç (0.0242)	372	-0.0210 (0.0214)	-0.0322 (0.0269)
<i>Transferencias a salud promedio sobre ingresos propios</i>	515	-0.0092 (0.0128)	-0.0041 (0.0190)	372	0.0045 (0.0308)	0.0252 (0.0385)
<i>Gasto en programas sociales promedio sobre ingresos propios</i>	311	0.0387** (0.0190)	0.0555** (0.0281)	268	-0.0117 (0.0145)	-0.0181 (0.0197)

^a * $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$. Los errores estándar están entre paréntesis. El conjunto de covariables incluido en los dos tipos de estimación contiene el logaritmo de la población local, la proporción de mujeres y la proporción de mayores de 18 años. En la muestra de comunas con alcaldes pertenecientes a la coalición política de gobierno, 72% de los municipios está administrado por la NM, mientras que para la muestra de comunas con alcaldes no pertenecientes a la coalición política de gobierno, 40% de las municipalidades está administrado por la NM.

b. *Alineación partidaria vertical con gobierno central*

Para probar esta hipótesis, la muestra se divide en dos según si el alcalde pertenece o no a la misma coalición política que el gobierno central. En caso de que este factor opere como mecanismo de convergencia, se deberían obtener estimadores punto del efecto puro de partido político más altos para la muestra de comunas con alcaldes pertenecientes a la misma coalición política del gobierno central. En el cuadro 10 se presentan los resultados de esta estimación para ambas muestras mediante los métodos LLR y LQR.

Los resultados indican que, en el margen, cuando los alcaldes de la coalición de centro-izquierda están alineados políticamente con el gobierno central, gastan de 3.9 a 5.6% más en programas sociales que los alcaldes de la coalición de centro-derecha en las mismas condiciones. Esto quiere decir que cuando los alcaldes de centro-izquierda están alineados políticamente con el gobierno central, la estrategia que siguen es destinar mayores recursos al área social. Los demás resultados muestran ser no significativos, siendo consistentes con los hallazgos de esta investigación.

CONCLUSIONES

El principal objetivo de este trabajo es estudiar la formación de resultados de política a nivel municipal en Chile, centrándose en el rol de la identidad política del alcalde y el papel que desempeñan los votantes. En esa línea, éste es el primer trabajo que investiga el efecto del partido político del alcalde sobre variables de ejecución presupuestaria con el fin de entender si en esta materia los votantes afectan las posiciones comprometidas por los distintos candidatos o si los votantes se limitan a elegir entre posturas políticas distintas sin tener ningún efecto sobre ellas. Para esto se utiliza un diseño de regresión discontinua que entrega una cuasi-aleatorización del candidato ganador, y así evitar posibles sesgos por características no observables que sean endógenas al partido ganador.

A diferencia de lo esperado para el caso chileno, se encuentra que el partido político del alcalde no tiene efectos sobre variables de gasto municipal durante su periodo alcaldicio. Por otro lado, existe un efecto incumbente positivo reflejado en un aumento de las probabilidades de ganar la siguiente elección para un candidato de la misma coalición política que el

alcalde en ejercicio (incluido el mismo alcalde), dado que este último ganó su elección por un margen estrecho. Se esperaría entonces que esta mayor probabilidad de victoria se refleje en resultados de políticas más cercanos al punto preferido del alcalde para el siguiente periodo alcaldicio, pero se encuentra que el partido político del edil tampoco tiene efectos sobre las variables de gasto municipal en el siguiente periodo. Asimismo, se explora la presencia de homogeneidad local como un posible mecanismo de convergencia que explique los resultados, y se demuestra que el efecto de partido político no es más bajo para comunas con menor homogeneidad, lo que permite descartar esta hipótesis.

Estos resultados indicarían que las autoridades de los gobiernos locales en Chile son incapaces de hacer cambios en materia de gastos presupuestarios, lo que se podría explicar por motivos institucionales, dentro de los cuales están la falta de atribuciones de los alcaldes en materia presupuestaria, el rol del concejo municipal y la interacción con otros organismos públicos.

En este sentido, los hallazgos de este trabajo indican que existe una serie de restricciones que enfrentan las políticas de presupuesto a nivel comunal y que no permiten alinear la política de gastos municipales con las preferencias de los votantes o del alcalde en ejercicio. Sería interesante evaluar en un futuro estudio si este resultado se replica para otras áreas de gestión municipal mediante la metodología aquí propuesta. Por lo pronto, Cuevas (2012) da las primeras luces al respecto, pues demuestra que los alcaldes de distintas facciones políticas convergen completamente en cuatro de las cinco variables de gestión municipal que estudia.

Al analizar hipótesis alternativas, los resultados indican que, en el margen, los alcaldes de la coalición de centro-izquierda sin apoyo político del concejo municipal gastan de 7.1 a 8.4% más en programas sociales que los alcaldes de la coalición de centro-derecha sin apoyo político del concejo municipal. De modo similar, en el margen, cuando los alcaldes de la coalición de centro-izquierda están alineados políticamente con el gobierno central gastan de 3.9 a 5.6% más en programas sociales que los alcaldes de la coalición de centro-derecha cuando éstos están alineados políticamente con el gobierno central.

Así, si se toman en consideración los distintos resultados, se puede concluir que frente a las restricciones impuestas por la institucionalidad chilena que restringen las decisiones de gasto municipal según partido político, el gasto en programas sociales se convierte en la única herramienta que

los alcaldes tienen para hacer valer los conceptos de manejo de gasto propiciados por su partido. De todas maneras, esto sólo acontecería en función de la configuración del concejo municipal y del signo político del gobierno central de turno. Por consiguiente, el grueso de la política de gasto municipal chileno no variaría según las preferencias de los votantes o del alcalde en ejercicio.

En el futuro se podría profundizar en el mecanismo de homogeneidad local en la medida que se cuente con más datos a nivel comunal para estudiar con mayor profundidad si existe un efecto de homogeneidad local detrás de los resultados obtenidos. Finalmente, se debe destacar que, frente a estos resultados, adquieren mayor relevancia los modelos de *citizen-candidate*, en los que la identidad o los atributos de los candidatos —más que su tendencia política— puede ser una mejor señal de su capacidad de gestión en el cargo, y por ende se convierten en los atributos más valorados por los electores. Un ejemplo del uso de estos modelos es Pantoja (2016), quien no encuentra efectos del partido político del alcalde en la tasa de embarazo adolescente, pero sí encuentra efectos del género de la autoridad municipal.

APÉNDICE

1. Estadística descriptiva muestra total

Cuadro A1. *Estadística descriptiva muestra total*

Variables	Unidad	Periodo			
		2005-2008	2009-2012	2013-2016	2017-2020
<i>Año de elección</i>		2004	2008	2012	2016
<i>Participación electoral</i>	%	0.77 (0.3322)	0.75 (0.3704)	0.69 (0.3392)	0.62 (0.4807)
<i>Votación primera mayoría</i>	%	0.49 (0.0975)	0.48 (0.0999)	0.51 (0.0980)	0.53 (0.1139)
<i>Votación segunda mayoría</i>	%	0.33 (0.0755)	0.32 (0.0827)	0.34 (0.0822)	0.32 (0.0913)
<i>Diferencia votación primera y segunda mayoría</i>	%	0.16 (0.1306)	0.16 (0.1382)	0.17 (0.1427)	0.20 (0.1633)
<i>Población</i>	habitantes	46 647 (74 654)	48 589 (81 443)	50 442 (89 081)	52 729 (81 938)
<i>Fracción población mujer</i>	%	0.48 (0.0540)	0.48 (0.0557)	0.49 (0.0569)	0.48 (0.0435)
<i>Fracción población mayor a 18 años</i>	%	0.69 (0.0414)	0.72 (0.0405)	0.74 (0.0398)	0.76 (0.0330)
<i>Población en situación de pobreza</i>	%	0.23 (0.1024)	0.16 (0.0854)	0.17 (0.0801)	0.21 (0.1094)
<i>Subsidios familiares entregados</i>	promedio periodo	1 823 (2 044)	3 099 (4 038)	2 734 (3 788)	—
<i>Ingresos propios municipales per cápita</i>	M\$	168.72 (236.67)	217.70 (314.08)	274.81 (417.52)	—
<i>Gasto total municipal per cápita</i>	M\$	226.19 (304.65)	295.95 (381.11)	383.04 (543.96)	—
<i>Fracción inversión propia sobre ingresos propios</i>	%	0.147 (0.1101)	0.111 (0.1031)	0.114 (0.1252)	—
<i>Fracción gasto en personas sobre ingresos propios</i>	%	0.265 (0.0556)	0.271 (0.0690)	0.284 (0.0747)	—
<i>Fracción gasto en educación sobre ingresos propios</i>	%	0.112 (0.0782)	0.106 (0.0746)	0.092 (0.0679)	—
<i>Fracción gasto en salud sobre ingresos propios</i>	%	0.053 (0.0437)	0.056 (0.0683)	0.098 (0.1672)	—
<i>Fracción gasto en programas sociales sobre ingresos propios</i>	%	—	0.062 (0.0464)	0.079 (0.0558)	—
<i>Observaciones</i>		345	345	345	345

2. Homogeneidad local

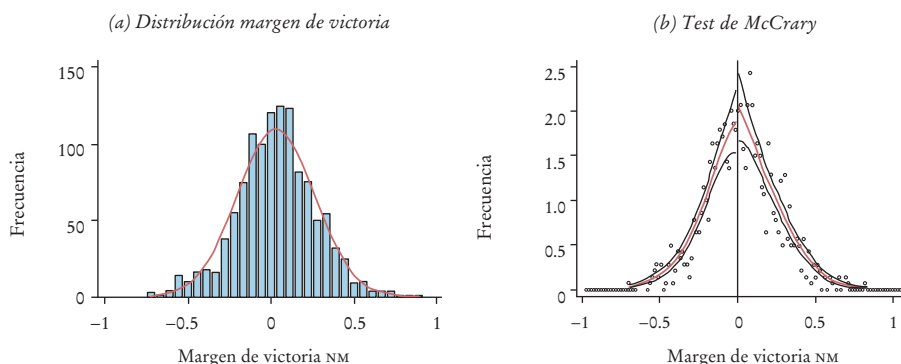
CUADRO A2. Comparación de heterogeneidad entre comunas^a

	Comunas	Provincias
Número	111	23
Población media	102 450	494 434
Heterogeneidad de ingresos	0.84	1.03

^a Datos ponderados por factor de expansión comunal. Para el cálculo del coeficiente de heterogeneidad a nivel comuna se ocupan aquellas comunas con 40 o más observaciones y pertenecientes a provincias con dos o más comunas disponibles en la muestra. Para el cálculo a nivel provincia se ocupan aquellas provincias con dos o más comunas disponibles en la muestra.

3. Análisis de validez del diseño RD

GRÁFICA A1. Muestra de elecciones NM y CV

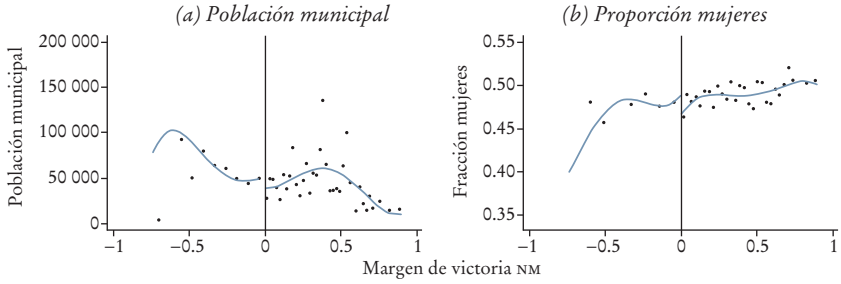


CUADRO A3. Test de validez: RD en características observables^a

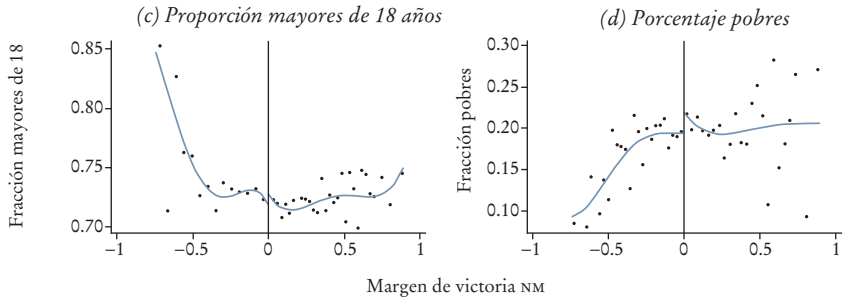
Variable	Obs.	LLR	LQR
Población	1 173	-17 332 (11 976)	-19 005 (14 248)
Proporción mujeres	1 173	-0.0167 (0.0107)	-0.0252* (0.0143)
Proporción mayores de 18 años	1 173	0.0074 (0.0093)	0.0096 (0.0106)
Proporción en situación de pobreza	1 122	0.0201 (0.0159)	-0.0038 (0.0253)
Subsidios familiares entregados	1 169	-455.8 (390.1)	-519 (487.9)
Participación electoral	1 173	-0.0039 (0.0397)	0.0075 (0.0483)
Ingresos propios per cápita en t-1	865	-0.42 (59.98)	-8.29 (91.99)
Gastos totales per cápita en t-1	865	-52.39 (84.73)	-62.98 (117.37)

^a *p<0.1, **p<0.05, ***p<0.01. Los errores estándar están entre paréntesis. En la muestra de las primeras siete estimaciones, 56% de los municipios está administrado por la NM, mientras que para la muestra de la estimación del gasto en programas sociales, 52% de las municipalidades está administrado por la NM.

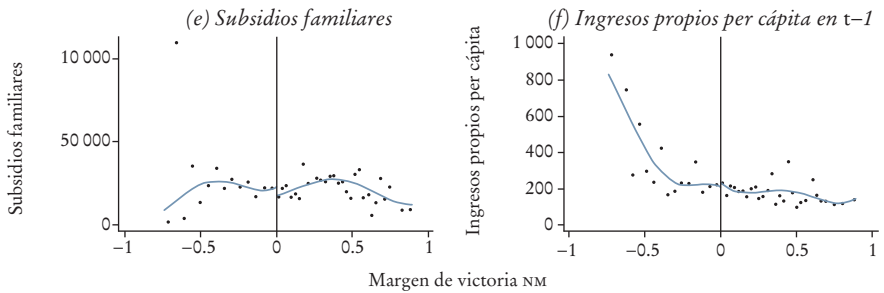
GRÁFICA A2. Gráficos RD en características observables



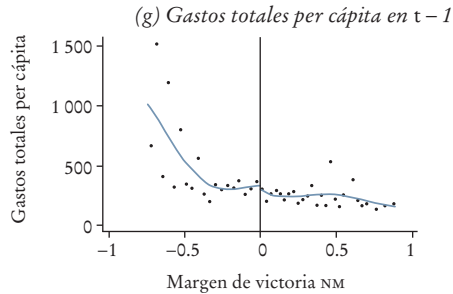
* Muestra promedio dentro de bin – Ajuste polinomial de orden 4



* Muestra promedio dentro de bin – Ajuste polinomial de orden 4



* Muestra promedio dentro de bin – Ajuste polinomial de orden 4



* Muestra promedio dentro de bin – Ajuste polinomial de orden 4

4. Estimación del efecto del partido político en variables por nivel

CUADRO A4. Estimaciones por OLS y RD del efecto del partido político en variables por nivel^a

	(1)	(2)	(3)	(4)
Variables dependientes	Obs.	OLS	RD LLR	RD LQR
Logaritmo de ingresos propios promedio	887	-0.1300 (0.0749)	-0.1130 (0.0708)	-0.1338 (0.0941)
Logaritmo de inversión propia promedio	885	-0.2047 (0.1670)	-0.1882 (0.1541)	-0.1969 (0.2177)
Logaritmo de gasto en personal promedio	887	-0.1057 (0.0791)	-0.0825 (0.0780)	-0.0827 (0.0970)
Logaritmo de transferencias a educación promedio	877	-0.4706** (0.1941)	-0.4111** (0.1910)	-0.3930* (0.2296)
Logaritmo de transferencias a salud promedio	807	-0.5688** (0.1750)	-0.4137 (0.2595)	-0.3700 (0.3164)
Logaritmo de gasto en programas sociales promedio	575	0.2989 (0.1975)	0.367 (0.1874)	-0.0323 (0.2479)

^a *p<0.1, **p<0.05, ***p<0.01. Los errores estándar están entre paréntesis. El conjunto de covariables incluido en los tres tipos de estimación contiene el logaritmo de la población local, la proporción de mujeres y la proporción de mayores de 18 años. En la muestra de las primeras cuatro estimaciones, 58% de los municipios está administrado por la NM, mientras que para la muestra de la estimación del gasto en programas sociales, 54% de las municipalidades está administrado por la NM.

5. Efecto tratamiento alcalde NM

Se estima el efecto del tratamiento “alcalde de la NM” sobre el cambio de las distintas variables entre periodos consecutivos de la siguiente manera:

$$S_{i,t} - S_{i,t-1} = \alpha + \beta \times N_{i,t} + \delta \times N_{i,t-1} + \sum_{b=1}^3 \phi_b \times D_{i,t}^b + \sum_{b=1}^3 \lambda_b \times D_{i,t}^b \times N_{i,t} + X'_{i,t} \gamma + \epsilon_{i,t} \tag{A1}$$

donde, $S_{i,t} - S_{i,t-1}$ es el cambio del resultado de interés entre un periodo y otro, $N_{i,t}$ es una *dummy* que toma valor 1 si el alcalde electo es de la

coalición NM y 0 si es de CV, y $N_{i,t-1}$ indica si el alcalde del periodo anterior era de NM o de CV. Se controla por un polinomio de grado 3 de $D_{i,t}^h$, que corresponde a la diferencia de votación entre el primer y el segundo lugar en la elección como polinomio de grado 3, junto con su interacción con $N_{i,t}$, para permitir flexibilidad en ambos lados del umbral. $X_{i,t}$ es un vector de controles que contiene población en logaritmo natural, fracción de mujeres y fracción de mayores de 18 años.

CUADRO A5. Efecto tratamiento alcalde de NM^a

	(1)	(2)
<i>Variables dependientes</i>	<i>Obs.</i>	<i>OLS</i>
<i>Diferencia en inversión propia promedio sobre ingresos propios</i>	824	-0.0084 (0.0190)
<i>Diferencia en gasto en personal promedio sobre ingresos propios</i>	826	0.0052 (0.0085)
<i>Diferencia en transferencias a educación promedio sobre ingresos propios</i>	826	0.0145 (0.0112)
<i>Diferencia en transferencias a salud promedio sobre ingresos propios</i>	826	0.0164 (0.0131)
<i>Diferencia en gasto en programas sociales promedio sobre ingresos propios</i>	259	0.0120 (0.0133)

^a *p<0.1, **p<0.05, ***p<0.01. Los errores estándar están entre paréntesis. El conjunto de covariables incluido contiene el logaritmo de la población local, la proporción de mujeres y la proporción de mayores de 18 años. En la muestra de las primeras cuatro estimaciones, 58% de los municipios está administrado por la NM, mientras que para la muestra de la estimación del gasto en programas sociales, 54% de las municipalidades está administrado por la NM.

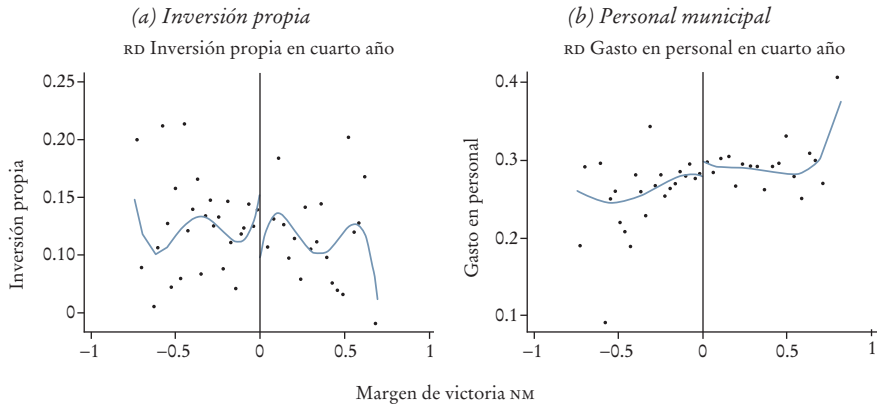
6. Estimación efecto partido político en cuarto año

CUADRO A6. Estimaciones por OLS y RD del efecto del partido político en el cuarto año^a

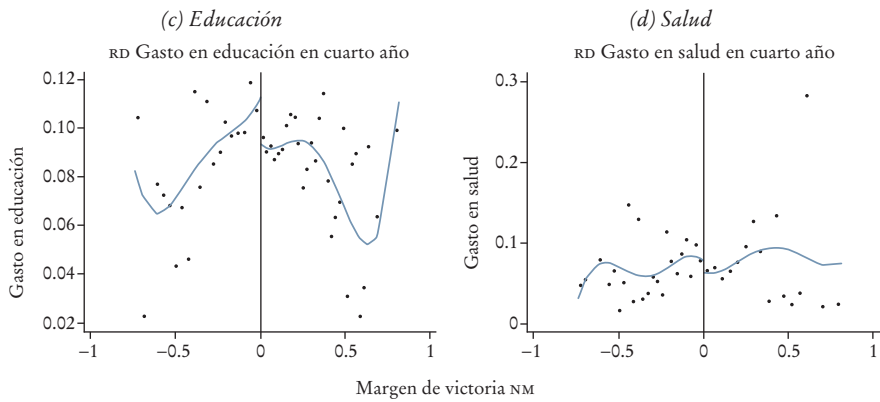
<i>Variables dependientes</i>	(1) <i>Obs.</i>	(2) <i>Media</i>	(3) <i>OLS</i>	(4) <i>RD LLR</i>	(5) <i>RD LQR</i>
<i>Inversión propia promedio sobre ingresos propios</i>	798	0.1211 (0.1421)	-0.0266 (0.0268)	-0.0477 (0.0292)	-0.0529 (0.0352)
<i>Gasto en personal promedio sobre ingresos propios</i>	874	0.2843 (0.0788)	0.0089 (0.0126)	0.0097 (0.0120)	0.0234 (0.0173)
<i>Transferencias a educación promedio sobre ingresos propios</i>	874	0.0940 (0.0831)	-0.0256* (0.0136)	-0.0185 (0.0123)	-0.0152 (0.0165)
<i>Transferencias a salud promedio sobre ingresos propios</i>	874	0.0751 (0.1412)	-0.0235 (0.0226)	-0.0095 (0.0224)	-0.0021 (0.0260)
<i>Gasto en programas sociales promedio sobre ingresos propios</i>	570	0.0792 (0.0617)	0.0215 (0.0132)	0.0180 (0.0128)	0.0253 (0.0163)

^a *p<0.1, **p<0.05, ***p<0.01. El conjunto de covariables incluido en los tres tipos de estimación contiene el logaritmo de la población local, la proporción de mujeres y la proporción de mayores de 18 años. En la muestra de las primeras cuatro estimaciones, 58% de los municipios está administrado por la NM, mientras que para la muestra de la estimación del gasto en programas sociales, 54% de las municipalidades está administrado por la NM.

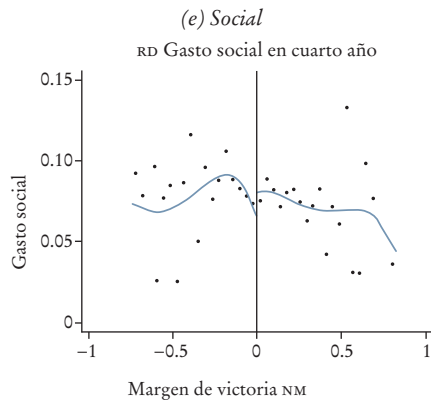
GRÁFICA A3. Efecto partido político en variables al final del periodo



* Muestra promedio dentro de *bin* – Ajuste polinomial de orden 4



* Muestra promedio dentro de *bin* – Ajuste polinomial de orden 4



* Muestra promedio dentro de *bin* – Ajuste polinomial de orden 4

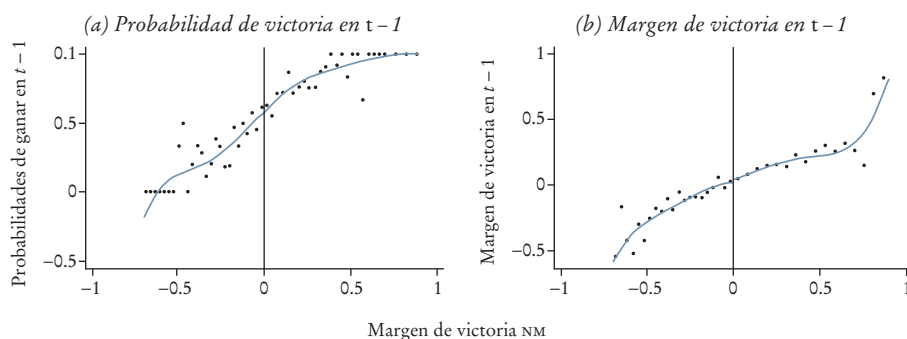
7. Validez estimación RD del efecto incumbente

CUADRO A7. Validez RD efecto incumbente^a

Variables dependientes	(1)	(2)	(3)
	Obs.	RD LLR	RD LQR
Probabilidad de victoria en $t-1$	785	0.0173 (0.1084)	0.0687 (0.1296)
Margen de victoria en $t-1$	785	0.0477 (0.0465)	0.0802 (0.0543)

^a * $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$. Los errores estándar están entre paréntesis. Se presenta un test de validez para la regresión RD del efecto incumbente, para lo cual vemos el efecto de una victoria en t sobre variables definidas *ex ante*. La proporción de alcaldes de NM en la muestra es de 51%.

GRÁFICA A4. Gráficos validez efecto incumbente



* Muestra promedio dentro de *bin* - Ajuste polinomial de orden 4

8. Descomposición del efecto total para variables en el cuarto año

CUADRO A8^a

Variables dependientes	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	Obs.	Efecto total Ψ	Divergencia $\pi_1 \times \gamma$	Convergencia (2)-(3)	% Convergencia (4)/(2)
Inversión propia en el cuarto año sobre ingresos propios	499	-0.0313 (0.0365)	-0.0170	-0.0143	45%
Gasto en personal en el cuarto año sobre ingresos propios	517	0.0122 (0.0249)	0.0075	0.0047	38%
Transferencias a educación en el cuarto año sobre ingresos propios	517	-0.0179 (0.0217)	-0.0049	-0.0130	72%
Transferencias a salud en el cuarto año sobre ingresos propios	517	-0.0128 (0.0326)	-0.0001	-0.0127	99%
Gasto en programas sociales en el cuarto año sobre ingresos propios	516	0.0093 (0.0191)	0.0081	0.0012	13%

^a * $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$. Los errores estándar están entre paréntesis. En la columna (2) se presenta el resultado de la estimación por LLR. El conjunto de covariables incluye el logaritmo de la población local, la proporción de mujeres y la proporción de mayores de 18 años. En la columna (3) se multiplica el efecto incumbente encontrado con LQR por el efecto del partido político estimado por LQR para cada variable. En la muestra de estas estimaciones, 55% de las municipalidades está administrado por alcaldes de NM.

REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Acuña, H., Carrasco, D., Carrasco, M., y Cazor, A. (2017). Transferencias gubernamentales discrecionales para la captura de votos: el caso de Chile. *Economía y Política*, 4(1), 37-96.
- Aidt, T. S., y Mooney, G. (2014). Politicians, bureaucrats and targeted redistribution. *Journal Public Economics*, 120, 74-83.
- Alesina, A. (1988). Credibility and policy convergence in a two-party system with rational voters. *American Economic Review*, 78, 796-805.
- Besley, T., y Case, A. (2003). Political institutions and policy choices: evidence from the United States. *Journal of Economic Review*, 41, 7-73.
- Besley, T., y Coate, S. (1997). An economic model of representative democracy. *The Quarterly Journal of Economics*, 113, 85-114.
- Bøggild, T. (2016). How politicians' reelection efforts can reduce public trust, electoral support, and policy approval. *Political Psychology*, 37(6), 901-919.
- Calonico, S., Cattaneo, M., Farrel, M. H., y Titiunik, R. (2016). *Regression discontinuity design using covariates* (working paper).
- Calonico, S., Cattaneo, M., y Titiunik, R. (2014). Robust nonparametric confidence intervals for regression discontinuity design. *Econometrica*, 82, 2295-2326.
- Caughey, D., y Sekhon, J. S. (2011). Elections and the regression discontinuity design: lessons from close U. S. house races, 1942-2008. *Political Analysis*, 19, 385-408.
- Corvalan, A., Cox, P., y Osorio, R. (2018). Indirect political budget cycle: evidence from Chilean municipalities. *Journal of Development Economics*, 133, 1-14.
- Cuevas, C. (2012). *Ventaja electoral de incumbentes en Chile: evidencia para elecciones municipales* (tesis de maestría). Pontificia Universidad Católica de Chile.
- Dahlberg, M., y Johansson, E. (2007). Clientelism, credibility and the policy choices of young democracies. *American Political Science Review*, 51, 804-821.
- Downs, A. (1957). An economic theory of political action in a democracy. *Journal of Political Economy*, 65, 135-150.
- Eggers, A., Fowler, A., Hainmueller, J., Hall, A., y Snyder, J. (2015). On the validity of the regression discontinuity design for estimating electoral effects: new evidence from over 40 000 close races. *American Journal of Political Science*, 59, 259-274.
- Ferreira, F., y Gyourko, J. (2009). Do political parties matter? Evidence from U. S. cities. *The Quarterly Journal of Economics*, 124, 399-422.

- Fiva, J., Folke, O., y Sorensen, R. (2013). *The power of parties* (CESifo working paper 4119).
- Folke, O. (2014). Shades of brown and green: party effects in proportional election systems. *Journal of the European Economic Association*, 12, 1037-1056.
- Freier, R., y Odendahl, C. (2012). *Do parties matter? Estimating the effect of political power in multi-party systems* (discussion papers 1205). Berlín: DIW Berlin.
- Gelman, A., e Imbens, G. (2014). *Why high-order polynomials should not be used in regression discontinuity designs* (working paper 20405). Massachusetts: NBER.
- Gerber, E., y Hopkins, D. (2011). When mayors matter: Estimating the impact of mayoral partisanship on city policy. *American Journal of Political Science*, 55, 326-339.
- Grimmer, J., Hersh, E., Feinstein, B., y Carpenter, D. (2011). *Are close elections random?* (working paper). Recuperado de: <https://web.stanford.edu/~jgrimmer/CEF.pdf>
- Herwartz, H., y Theilen, B. (2014). Health care and ideology: A reconsideration of politic determinants of public healthcare funding in the OECD. *Health Economics*, 23, 225-240.
- Hetherington, M. J. (1999). The effect of political trust on the presidential vote, 1968-96. *American Political Science Review*, 93(2), 311-326.
- Lee, D. (2001). *The electoral advantage to incumbency and voters' valuation of politicians' experience: A regression discontinuity analysis of elections to the U. S. house* (working paper 8441). Berlín: NBER.
- Lee, D. (2008). Randomized experiments from non-random selection in U. S. house elections. *Journal of Econometrics*, 142, 675-697.
- Lee, D., y Lemieux, T. (2010). Regression discontinuity design in economics. *Journal of Economic Literature*, 48, 281-355.
- Lee, D., Moretti, E., y Butler, M. (2004). Do voters affect or elector policies? Evidence from the U. S. house. *The Quarterly Journal of Economics*, 119, 807-859.
- Llodrá, J. I. (2013). *El proceso político en la inversión municipal: asignación de transferencias del gobierno central* (tesis de maestría). Chile: Pontificia Universidad Católica de Chile.
- Martinez-Bravo, M. (2014). The role of local officials in new democracies: Evidence from Indonesia. *American Economic Review*, 104(4), 1244-1287.
- Martinez-Bravo, M., Miguel, G. P., Qian, N., y Yao, Y. (2014). *Political reform in China: The effect of local elections* (working paper 18101). Massachusetts: NBER.

- McCrary, J. (2008). Manipulation of the running variable in the regression discontinuity design: A density test. *Journal of Econometrics*, 142, 698-714.
- Osborne, M., y Slivinski, A. (1996). A model of political competition with citizen-candidates. *The Quarterly Journal of Economics*, 111, 65-96.
- Pantoja, B. (2016). *Rol de la identidad de un alcalde sobre los resultados de políticas: el caso del embarazo adolescente en Chile* (tesis de maestría). Chile: Pontificia Universidad Católica de Chile.
- Pettersson-Lidbom, P. (2007). Do parties matter for economic outcomes: a regression-discontinuity approach. *Journal of the European Economic Association*, 6, 1037-1056.
- Potrafke, N. (2011). Does government ideology influence budget composition? Empirical evidence from OECD countries. *Economics of Governance*, 12, 101-134.
- Tiebout, C. (1956). A pure theory of local expenditures. *The Journal of Political Economy*, 64, 416-424.

© 2019. This work is published under NOCC (the “License”). Notwithstanding the ProQuest Terms and Conditions, you may use this content in accordance with the terms of the License.