



“Familia y Política: Evidencia del caso chileno”

**TESIS PARA OPTAR AL GRADO DE
MAGÍSTER EN ECONOMÍA**

**Alumno: Alan Muñoz Gatica
Profesor Guía: Francisco Pino Emhart**

Santiago, julio de 2023

Familia y Política: Evidencia del caso chileno

Alan Muñoz Gatica

Resumen

En Chile y en distintos países del mundo existe el fenómeno de las dinastías políticas. Esto ocurre cuando son electos candidatos que tienen un familiar que previamente había obtenido un cargo político. Sin embargo, esto puede tener consecuencias negativas, ya que estos políticos pueden no representar adecuadamente a su electorado y tener menos calidad en comparación con los que no provienen de una familia política. Para evaluar la forma en que se produce el fenómeno de dinastías políticas, se utilizan dos metodologías distintas para las votaciones de diputados entre 1989 y 2009. En primer lugar, se analiza si las redes familiares de los candidatos afectan la probabilidad de ganar la elección. El modelo planteado pronostica que candidatos de familias con mayor centralidad, es decir, las más importantes dentro de la red, tendrán mayor porcentaje de votos. No obstante, los resultados no muestran un efecto significativo de la centralidad. En segundo lugar, se busca identificar si existe un efecto positivo de ser un candidato dinástico en el porcentaje de votos obtenidos. Para ello, se identifican los candidatos dinásticos a través de la coincidencia de apellidos con parlamentarios del periodo comprendido entre 1925 y 1973. Se encuentran resultados significativos de entre 1 y 4 puntos porcentuales. Este efecto se mantiene incluso al considerar otras variables como pertenencia a grupo étnico o gasto electoral. Además, este efecto se daría principalmente para candidatos de la coalición de centro izquierda. Una posible explicación de este efecto sería el reconocimiento de marca por parte de los electores.

Índice

1. Introducción	3
2. Revisión de literatura	4
3. Sistema político chileno	7
4. Redes familiares y elección de candidatos	10
4.1. Modelo y Metodología	10
4.2. Datos	14
4.3. Resultados	15
5. Efecto de apellidos dinásticos sobre votación	20
5.1. Metodología	21
5.2. Datos	21
5.3. Resultados	23
5.4. Mecanismos	28
5.5. Discusión	35
6. Conclusión	37
7. Bibliografía	38
8. Anexo	41

1. Introducción

Las dinastías políticas son un fenómeno a través del cual un grupo de personas pertenecientes a una misma familia se suceden en puestos políticos. Este hecho ocurre en distintos arreglos institucionales, como en Estados Unidos con las familias Kennedy y Bush o con los clanes Fujimori y Kirchner en Latinoamérica. En Chile también es posible constatar este fenómeno. Por ejemplo, existen casos de padres e hijos que han sido presidentes (Alessandri y Frei), además de familias de distintas tendencias políticas con múltiples políticos tales como Allende, Walker, Coloma, entre otros. En este mismo sentido, en el periodo comprendido entre 1990 y 2014, de los 720 puestos de diputados que se eligieron, 189 se ocuparon con políticos que indican tener un pariente con algún cargo político con anterioridad a su elección.

Las implicancias de esta persistencia de familias pueden darse en términos de calidad de los candidatos, así como la capacidad de éstos de representar las preferencias de sus electores (según se discutirá en la Sección 2). A modo ilustrativo, en Chile Atria y Rovira (2021) documentan diferencias entre la ciudadanía y la elite política, tanto en términos de antecedentes biográficos como en opinión respecto a diversas temáticas. En este sentido, las dinastías podrían perpetuar este fenómeno, al reducir el recambio dentro de la elite política.

Por lo tanto, en esta investigación, se abordará como la pertenencia a una familia política podría afectar la probabilidad de resultar electo. Para lo anterior se analizan las elecciones parlamentarias entre 1989 y 2009 a través de dos metodologías distintas. En primer lugar, se analizará el efecto de las conexiones familiares, según se desarrolla en Cruz, Labonne y Querubín (2017). Así se plantea que los candidatos se desenvuelven dentro de una red que se forma a partir de lazos familiares. A través de esta red se distribuyen señales de bienes y servicios clientelares de electores a candidatos. De este modo, los candidatos pertenecientes a familias más importantes dentro de esta red (más centrales, según se verá posteriormente), tienen mayor probabilidad de resultar electos. Los resultados obtenidos en esta investigación no dan cuenta efectos que corroboren esta hipótesis para las elecciones parlamentarias de Chile.

En segundo lugar, se analiza si candidatos dinásticos obtienen mayor porcentaje de votos. Dada la limitación de datos para identificar a candidatos pertenecientes a una dinastía, se utilizan los apellidos de parlamentarios que ejercieron entre 1925 y 1973 como una aproximación. Utilizando tres métodos para vincular los apellidos de parlamentarios anteriores y actuales, se encuentra que existe un efecto positivo entre 1 y 4 puntos porcentuales. En particular, este efecto sería mayor para los candidatos provenientes de la coalición de centroizquierda (Concertación) que de la derecha (Alianza). Además, se incorporan regresores de ascendencia étnica (por ejemplo, alemanes), a fin de analizar si la variable pudiera estar absorbiendo el efecto de preferencia por un grupo particular, resultando los coeficientes robustos a dichos controles. Adicionalmente, se controla por gasto electoral, ante lo cual la significancia de la variable de interés se mantiene. Este control se realiza únicamente para las votaciones de 2005 y 2009, ya que no existen datos de gasto electoral para las otras elecciones. Finalmente, se observa que los candidatos dinásticos no tienen mayor gasto electoral

que candidatos no dinásticos.

En la siguiente sección se analizará la literatura relacionada a dinastías políticas. A continuación, se hará una breve descripción del sistema político chileno en el periodo analizado. Posteriormente, se mostrará como las redes familiares de un candidato pueden afectar su posibilidad de resultar electo y la aplicación de dicha metodología en el caso chileno. Sucesivamente, se analiza si los votantes valoran a los candidatos dinásticos, lo cual se vería reflejado en el porcentaje de votos. La última sección se refiere a las conclusiones que se pueden extraer de lo abordado anteriormente.

2. Revisión de literatura

El fenómeno de dinastías políticas, definido como la presencia de múltiples miembros de una familia en puestos de poder a través de varias generaciones, está presente a través de diversos países y arreglos institucionales, tales como EE. UU., Canadá, Japón, Irlanda, Filipinas, Argentina y Chile (Smith 2012; Querubín 2016; Rossi, 2017; Joignant 2015). La literatura señala distintos mecanismos a través de los cuales se generaría este fenómeno. Por un lado, la familia podría tener características intrínsecas que la llevaría a producir mejores políticos, tales como motivación o genética. No obstante, este efecto también podría deberse a la acumulación de capital político, como reconocimiento de marca a través del apellido o las conexiones políticas, así como al capital financiero necesario para respaldar una candidatura. Estos factores podrían conferir una ventaja a los candidatos dinásticos sobre aquellos que no pertenecen a familias políticas, lo que a su vez puede afectar tanto los procesos de selección de candidatos como la de elección de representante (Smith 2012).

En el mismo sentido, Cruz, Labonne y Querubín (2017) señalan la relevancia que tendrían las redes de contacto de las familias de los políticos. En su modelo, los votantes demandan bienes y servicios clientelares a sus candidatos, las cuales se transmiten a través de una red que se forma a través de las conexiones familiares. De este modo, aquellos candidatos que estén mejor conectados con sus electores (con mayor centralidad, según se presenta en la Sección 4) tendrán mayor probabilidad de resultar electos.

La importancia de la existencia de las dinastías políticas radica en los potenciales efectos negativos. Una temática que se destaca es que puede afectar la representación de los electores, ya sea limitando el acceso de determinados grupos al poder político (Querubín 2015, Dal Bó, Dal Bó y Snyder 2009), así como la importancia de la identidad de los políticos al momento de determinar las políticas implementadas (Asako et al. 2015). Desde un punto teórico Akerlof y Kranton (2000) modelan la importancia de la identidad en las decisiones económicas y como esto repercute en los resultados agregados. De esta forma, aplicado a política, los grupos de donde provienen los representantes pueden afectar las políticas promovidas por éstos.

Además, las dinastías políticas podrían inducir la selección de candidatos comparativamente menos capacitados. Por ejemplo, en el modelo planteado por Acemoğlu, Egovor y Sonin (2010) concluyen que solo en un sistema en que los incumbentes no tengan injerencia sobre la elección futura de representantes se puede llegar a un resultado en que se asegura la elección de los mejores candidatos posibles. De esta forma, si un político dinástico puede influir en la probabilidad de que un familiar resulte electo, esto podría resultar en políticos de menor calidad en el cargo. A su vez, esta pérdida de calidad podría repercutir en peores resultados de políticas públicas y, por lo tanto, en menores niveles de bienestar. Sin embargo, Geys y Smith (2017) indican que también podrían tener efectos beneficiosos, ya que estos políticos podrían recibir lecciones de sus familiares que han ocupados puestos anteriormente, facilitando su labor una vez que llegan al cargo.

Estudios empíricos se han realizado para probar el efecto de la familia en política. Uno de los estudios más importantes acerca de las dinastías políticas es el de Dal Bó, Dal Bó y Snyder (2009) para el congreso de los EE. UU. Utilizando la metodología de regresión discontinua en las reelecciones cerradas encuentra que el permanecer en un cargo de representación aumenta la probabilidad de tener un sucesor en política. De esta forma, el mecanismo principal se daría a través de la acumulación de capital político y financiero. Esta metodología ha sido adaptada por Querubín (2016) para primeras elecciones en Filipinas, encontrando resultados similares.

No obstante, también existen investigaciones que no logran comprobar este efecto. Fiva y Smith (2018) analizan el caso noruego, en que las elecciones de representantes se hacen a través de listas cerradas y con una importante injerencia de los partidos políticos. En este contexto, los autores no encuentran evidencia que permitan demostrar dicho efecto. Mismo caso ocurre para el Reino Unido en la investigación de Van Coppenolle (2017).

De manera similar, Rossi (2017) analiza el mismo efecto que los estudios anteriores, pero utilizando una asignación aleatoria que redujo el tiempo en el cargo de los representantes de la cámara baja en Argentina. Encuentra que legisladores que permanecen más tiempo tiene más posibilidades de tener un sucesor dinástico. Además, plantea que un mecanismo importante es el reconocimiento de marca, ya que el efecto encontrado se anula en caso de que el político tenga un apellido común, así como el uso del apellido del marido por parte de mujeres casadas con políticos.

En Chile, Joignant (2015) realizó un estudio en que evalúa el “capital político” que poseen los candidatos en la elección de 2013 en Chile. Una de las formas con las que identifica el capital político es a través de apellidos reconocidos por su participación en política. Encuentra que, en esa votación, si bien los candidatos con capital político son pocos, estos están sobrerrepresentados entre aquellos que resultan electos.

Por otro lado, la importancia de las conexiones familiares de los candidatos fue analizada empíricamente por Cruz, Labonne y Querubín (2017), encontrando dos efectos. En primer lugar, los candidatos provienen de familias mejor conectadas en la red de una municipalidad,

es decir, tienen ventaja en el proceso de selección anterior a la votación. En segundo lugar, los candidatos que están comparativamente mejor interrelacionados obtienen más votos.

En cuanto al impacto de las dinastías políticas en la calidad de los candidatos, Dal Bó, Dal Bó y Snyder (2009) muestra que los candidatos dinásticos tienen, en promedio, menor experiencia en cargos públicos que uno no dinástico. A su vez Rossi (2017) documenta un efecto negativo en un indicador de rendimiento legislativo (compuesto por el número de leyes presentadas y aprobadas). En la misma línea, Geys (2017) plantea que procesos de selección controlados principalmente por políticos, en vez del electorado, favorecen candidatos dinásticos con menores niveles de educación.

De manera relacionada, se ha analizado si la persistencia de familias políticas afecta a parámetros asociados con resultados de gestión gubernamental. Por ejemplo, en un estudio realizado en Filipinas, Mendoza et al. (2016) encuentran que la mayor prevalencia de dinastías políticas está vinculado a mayores niveles de pobreza. En contraposición, Daniele, Romarri y Vertier (2021) analizan el caso italiano, no encontrando diferencias en indicadores financieros municipales (gastos, transferencias, ingresos, entre otros) en municipios con políticos dinásticos y no dinásticos. Sin perjuicio de lo anterior, documentan que los alcaldes dinásticos reciben mayores transferencias e incrementan su gasto más que un edil no dinástico en año electoral.

También se han encontrado efectos negativos de la persistencia familiar en ámbitos distintos a la política. Por ejemplo, Bennedsen et al (2007), en el contexto de una sucesión en la gerencia de una empresa familiar, hallan que un sucesor que proviene de la familia empeora los indicadores económicos de la empresa, en comparación a la contratación de una persona no esté emparentada. Por otro lado, Durante, Labartino y Perotti (2011) muestran una correlación negativa entre mayores niveles de concentración de familias en universidades italianas y la calidad de investigación de éstas.

Respecto al impacto de las dinastías políticas sobre preferencias en las políticas públicas, no se ha evaluado directamente la problemática. No obstante, existe evidencia de que la composición de la clase política es relevante en la formulación de políticas públicas. Chattopadhyay y Duflo (2004), analizan el impacto de reformas en cuotas de mujeres en cargos políticos realizada en India. Muestran que, al acceder a cargos públicos, las mujeres reasignan el gasto público hacia políticas acorde a sus preferencias. De manera similar, Pande (2003) analiza en India el efecto de cargos reservados para minorías. Su investigación da cuenta de incrementos en las transferencias para las minorías que se benefician de estos cargos reservados. En cuanto a las características de los legisladores, Washington (2008) muestra que representantes estadounidenses con hijas son más propensos a votar a favor de derechos reproductivos de las mujeres. Finalmente, Corvalan, Querubín y Vicente (2020) en su análisis de Estados Unidos, muestran que rebajar los requisitos de los candidatos, es decir, ampliar la base de personas que potencialmente pueden postularse, lleva a un incremento en políticos con que no provienen de la elite. A su vez, estos políticos son más propensos a incrementar el gasto público, lo que daría cuenta de la diferencia en preferencias con los políticos de la elite.

3. Sistema político chileno

En esta sección se describirá el sistema electoral chileno durante el periodo de análisis, el cual corresponde a las votaciones parlamentarias entre 1989 y 2009. Desde el año 1973 hasta 1990 Chile estuvo bajo la dictadura militar de Augusto Pinochet. Previo a su salida del poder, se realizan modificaciones al sistema electoral, alterando la forma en que se eligen a los parlamentarios. Así, se definió que existieran sesenta distritos para la elección de diputados y dieciocho circunscripciones senatoriales para los senadores. De cada uno de estos distritos y circunscripciones se eligen dos candidatos. Los representantes de la cámara baja tienen un mandato de 4 años, mientras que los senadores permanecen en su cargo 8 años. También cabe destacar que el sistema electoral chileno no posee límites a la reelección de parlamentarios durante este periodo.

Los partidos políticos se pueden agrupar en listas, pero las personas votan por su candidato predilecto. Los votos de los candidatos de la lista se agrupan y ésta podrá obtener la elección de sus dos candidatos en caso de que los votos de la lista doble el número de votos de la siguiente lista más votada. En caso de no ocurrir lo anterior, los candidatos electos serán los candidatos con más votos de las listas más votadas. Los ciudadanos son libres de inscribirse en el padrón electoral, no obstante, posterior a la inscripción están obligados por ley a votar.

Cuadro 1: Porcentaje de votos por lista y año de elección

Diputados						
	Año de elección					
Coalición	1989	1993	1997	2001	2005	2009
Concertación	51 %	55 %	51 %	48 %	52 %	44 %
Alianza	34 %	37 %	36 %	44 %	39 %	43 %
Otras listas	14 %	8 %	13 %	8 %	10 %	12 %

Senadores						
	Año de elección					
Coalición	1989	1993	1997	2001	2005	2009
Concertación	55 %	55 %	50 %	51 %	56 %	43 %
Alianza	35 %	37 %	37 %	44 %	37 %	45 %
Otras listas	11 %	7 %	13 %	5 %	7 %	12 %

Como se puede apreciar, este sistema plantea dificultades para que una coalición se imponga mayoritariamente o que coaliciones menores o independientes puedan tener representación. Esto se puede observar en el caso chileno, en que las dos principales coaliciones, Concertación y Alianza, acaparan prácticamente la totalidad de los puestos.

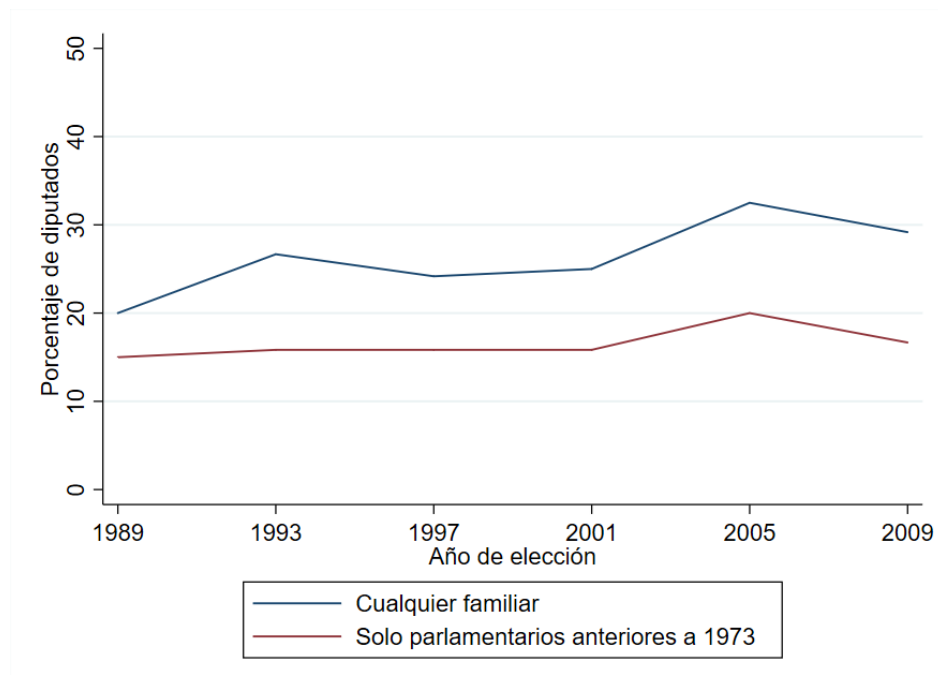
Cuadro 2: Número de candidatos electos

Diputados						
Coalición	Año de elección					
	1989	1993	1997	2001	2005	2009
Concertación	69	70	69	62	65	57
Alianza	48	50	47	57	54	58
Otras listas	3	0	4	1	1	5
Total	120	120	120	120	120	120

Senadores						
Coalición	Año de elección					
	1989	1993	1997	2001	2005	2009
Concertación	22	9	11	9	11	9
Alianza	16	9	9	9	8	9
Otras listas	0	0	0	0	1	0
Total	38	18	20	18	20	18

En este contexto, se ha podido constatar la presencia de dinastías políticas. Ocupando las biografías de los diputados disponibles en la Biblioteca del Congreso Nacional de Chile, es posible identificar aquellos políticos que cuentan con familiares en cargos políticos con anterioridad a su ingreso al parlamento. En la Figura 1 se muestra esto usando dos posibles definiciones. En la primera, representada por la línea azul, se consideran todos aquellos diputados que antes de resultar electos hayan tenido un familiar presidente, parlamentario, ministro o alcalde. En la segunda definición se aplica la restricción de que sean exclusivamente parlamentarios que ejercieron con anterioridad al golpe de estado. Lo anterior se realiza tomando en cuenta que la primera definición (línea azul) es la definición de un sucesor dinástico, es decir, aquel que accede a un cargo político con posterioridad a que un antecesor tenga un puesto político. La segunda definición viene dada porque es similar a la medida que se utilizará para identificar candidatos dinásticos en la Sección 5.

Figura 1: Evolución de porcentaje de diputados dinásticos



Nota: La línea azul representa a todos los diputados que hayan señalado en su biografía que tenían algún familiar en un cargo político antes de que asumieran su cargo parlamentario, independiente si ese antecesor obtuviera su cargo antes de 1973. Lo anterior considera presidentes, senadores, diputados, ministros, alcaldes y regidores. La línea roja limita el conjunto anterior de dos maneras. En primer lugar, considera aquellos diputados cuyos antecesores fueran diputados o senadores. En segundo lugar, solo se consideran como dinásticos aquellos que tienen antecesores que cumplen la condición anterior y hayan ejercido antes de 1973.

Se puede observar que, al principio del retorno a la democracia, los diputados dinásticos correspondían entre el 15 y 20 puntos porcentuales del total, según la definición que se ocupe. Esta proporción aumenta ligeramente para las últimas tres elecciones del periodo analizado, ubicándose cerca del 17 y 30 puntos porcentuales en 2009. Respecto a la primera definición, el aumento puede deberse a la aparición de nuevas dinastías con la vuelta a la democracia. El aumento de ambas entre las elecciones del 2001-2009 puede deberse a un ciclo de madurez de los hijos de políticos de antes de 1973. Por ejemplo, en este periodo entran por primera vez al Congreso los diputados Insunza, Tohá y Araya, con 38, 37 y 27 años respectivamente.

De este modo, las dinastías políticas en Chile se encuentran en línea con lo que se ha encontrado en otros países. Smith (2012) documenta este fenómeno en múltiples países. Por un lado, existen países como Canadá y Estados Unidos, que presentan una baja proporción de políticos dinásticos en sus parlamentos, que se encuentran entre el 3 y 6. No obstante, otros países poseen un porcentaje mayor. Por ejemplo, el 32 por ciento de los políticos de la cámara de representantes japonesa en 1992 eran dinásticos, descendiendo a 22 por ciento en las elecciones de 2009. En este mismo sentido, en Irlanda el 16% de la cámara baja conformada en 2009 era dinástica, aunque durante las dos décadas anteriores la proporción

era superior al 25 %. En consecuencia, la situación chilena es similar a Irlanda y Japón, en comparación a Estados Unidos o Canadá. En las siguientes secciones se buscará identificar los mecanismos que permitan explicar la persistencia de estas dinastías dentro del contexto institucional chileno de la época.

4. Redes familiares y elección de candidatos

Como se observó en la sección anterior, las familias juegan un rol en la determinación de quien se vuelve un político. No obstante, no son claros los canales a través de los cuales las familias podrían afectar este resultado. Una primera aproximación al problema es analizar las conexiones familiares que poseen los candidatos, como proponen Cruz, Labonne y Querubín (2017). Como se señaló anteriormente, ellos realizan un análisis de redes sociales sobre el porcentaje de votos que obtienen los candidatos. Motivan este enfoque considerando que los electores transmiten sus demandas al candidato a través de intermediarios. Considerando que la probabilidad de que dicha demanda sea traspasada al candidato cae entre más intermediarios necesita para hacer la conexión, candidatos más centrales en la red (es decir, aquellos que requieren de menos intermediarios para conectarse con los electores) tienen más probabilidad de conseguir votos.

4.1. Modelo y Metodología

A continuación, explicamos brevemente el modelo planteado por Cruz, Labonne y Querubín (2017) que sustenta el efecto que tendría la centralidad sobre la cantidad de votos que recibe un candidato y, por consiguiente, en su probabilidad de resultar electo. Consideremos un modelo de voto probabilístico, con un electorado de tamaño N en que los candidatos A y B están compitiendo. Definiendo U_i^A (U_i^B) como la utilidad esperada por el votante i en caso de que el candidato A (del mismo modo B) resulte electo, dados potenciales bienes y servicios clientelares. Adicionalmente, los votantes perciben utilidad de los candidatos por otros factores, tales como ideología o características del candidato. De este modo, el votante i vota por el candidato A si se cumple que:

$$U_i^A + \sigma_i > U_i^B$$

Donde σ_i es un shock individual que captura la preferencia relativa por el candidato A , el cual se distribuye uniformemente en el intervalo $[-\sigma, \sigma]$. Se asume que para todo votante i , $|U_i^A - U_i^B| < \sigma$, de forma que no ocurra el caso de que un elector decide su candidato sin importarle la realización del shock. En consecuencia, se cumple lo siguiente:

$$\begin{aligned} \Pr(i \text{ vota por } A) &= \Pr(\sigma_i > U_i^B - U_i^A) \\ &= 1 - \Pr(\sigma_i < U_i^B - U_i^A) \\ &= \frac{1}{2} + \frac{U_i^A - U_i^B}{2\sigma} \end{aligned}$$

Asumiendo que los shocks son independientes, la votación esperada del candidato A está dada por:

$$VS^A = \frac{1}{2} + \frac{1}{2n\sigma} \sum_{i=1}^N (U_i^A - U_i^B)$$

A continuación, se asume que los bienes clientelares señalados anteriormente se distribuyen a través de una red. Así, el votante i tiene que recurrir a intermediarios para que su solicitud llegue al candidato. Se asume que cada intermediario tiene una probabilidad α de pasar exitosamente la solicitud. De esta forma, en una caminata de largo m (es decir, el mensaje se transmite m veces), se dará una comunicación exitosa con probabilidad α^m . En dicho caso, el votante i obtiene una utilidad b .

Las interacciones de una red social pueden ser resumidas a través de la matriz de adyacencia A . Los elementos (a_{ij}) de la matriz toma valor 1 si i y j están conectados y 0 en caso contrario. Los elementos de A^m , definidos como $(a_{ij,m})$, indica las caminatas de largo m que existen entre i y j . Considerando todas las posibles caminatas, la utilidad del votante i en caso de que gane A es:

$$U_i^A = b \sum_{m=1}^{\infty} a_{iA,m} \alpha^m$$

En consecuencia, el porcentaje de votos está dado por lo siguiente:

$$VS^A = \frac{1}{2} + \frac{b}{2N\sigma} \sum_i \left(\sum_{m=1}^{\infty} a_{iA,m} \alpha^m - \sum_{m=1}^{\infty} a_{iB,m} \alpha^m \right)$$

$$VS^A = \frac{1}{2} + \frac{b}{2N\sigma} \left(\sum_{m=1}^{\infty} \sum_i a_{iA,m} \alpha^m - \sum_{m=1}^{\infty} \sum_i a_{iB,m} \alpha^m \right)$$

El elemento más importante de la expresión anterior es $\sum_{m=1}^{\infty} \sum_i a_{iA,m} \alpha^m$, que corresponde a la centralidad de Katz para el candidato A , denotada como K^A . Esta medida pertenece a una familia de medidas de centralidad, que difieren en la importancia que se les da a conexiones cercanas de las lejanas, lo cual se captura a través del valor que toma el parámetro α . Los autores determinan usar el inverso del valor propio más grande asociado a la matriz de adyacencia. En este caso en particular, la centralidad de Katz es equivalente a la centralidad de vector propio, la cual es la que se ocupará en el análisis. Esta medida tiene la característica de no solo depender de cuantas conexiones tiene un candidato, sino que toma en consideración la conectividad de dichas conexiones. Finalmente, el porcentaje de votos del candidato A queda reflejado por:

$$VS^A = \frac{1}{2} + \frac{b}{2N\sigma} (K^A - K^B)$$

Que el porcentaje de votos depende de la centralidad de vector propio del candidato tiene dos implicancias. La más evidente es que candidatos más centrales tienen mejor rendimiento

al momento de la elección. En ese sentido, también se puede prever que los partidos políticos tienen incentivos para elegir como candidatos a personas con mayor centralidad, ya que esto aumentaría las posibilidades de éxito durante el proceso electoral.

Para identificar la red, se emula lo realizado por Cruz, Labonne y Querubín (2017), utilizando los apellidos de los votantes para identificar lazos familiares. Cada persona en Chile posee dos apellidos: el primero corresponde al primer apellido de su padre, mientras que el segundo corresponde al primer apellido de la madre. Así, los apellidos que una persona posee marcan la existencia de un vínculo entre las familias de sus padres. Esta metodología ha sido ocupada anteriormente en Chile por Bro y Mendoza (2021) para analizar la segregación urbana en Santiago a través de afinidad familiar.

A modo meramente ilustrativo, la Figura 2 ejemplifica lo anterior mostrando las conexiones familiares que tiene la familia Piñera en la comuna de Las Condes. Así se realiza una submuestra de la red que generan los apellidos en dicha comuna, considerando las familias que se encuentran relacionadas a los Piñera (el nodo más grande) de manera directa (los nodos de tamaño mediano) y los que se conectan de manera indirecta a través de los nodos señalados anteriormente.

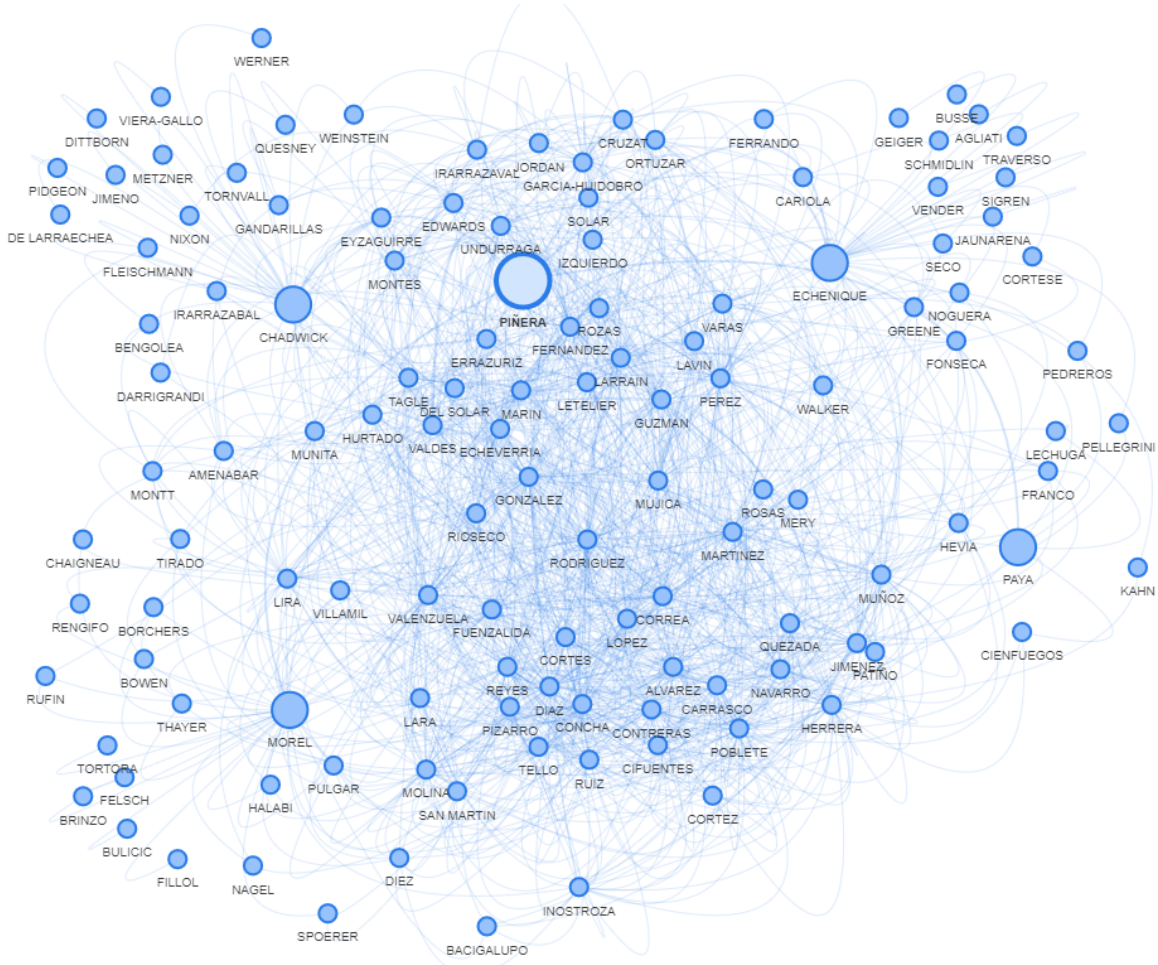
De la figura se pueden verificar múltiples relaciones entre las familias relacionadas al expresidente. En primer lugar, se puede constatar el vínculo entre las familias Piñera y Echeñique, que se obtiene al considerar los apellidos del expresidente. A su vez, es posible apreciar el vínculo entre los Piñera y los Morel, que se prueba a través de los hijos de Sebastián Piñera y Cecilia Morel. En el mismo sentido, los Piñera comparten lazos con los Chadwick, a través de Andrés Chadwick Piñera (parlamentario y ministro), hijo de la tía del presidente. Además, a través de esta versión pequeña de la red, se pueden observar relaciones indirectas que tienen las familias. Por ejemplo, la familia Chadwick se relaciona con los Viera-Gallo, lo cual queda reflejado por la existencia de los descendientes del matrimonio de José Antonio Viera-Gallo (parlamentario y ministro de la presidenta Bachelet) y María Teresa Chadwick Piñera.

De acuerdo con lo que se describió anteriormente, el modelo plantea que, por un lado, los candidatos provienen de familias más centrales y, por otro, que los candidatos más centrales tendrían más votos. En consecuencia, se realizan dos análisis para comprobar dichas hipótesis. En primer lugar, se estudia a nivel distrital si los candidatos provienen de familias más centrales. La ecuación a estimar es la siguiente:

$$Y_{f dt} = \alpha C_{f dt} + \beta X_{f dt} + \delta_d + \nu_t + \epsilon_{f dt}$$

En la ecuación anterior $Y_{f dt}$ es una variable dummy que toma valor 1 si la familia f presentó un candidato en el distrito d , durante la votación del año t . $C_{f dt}$ es la medida de centralidad de vector propio que tiene esa familia en el distrito d y en la votación t . Esta variable se encuentra estandarizada para efectos de su interpretación. Adicionalmente, se incorpora el porcentaje de personas que tienen el apellido f , en el distrito d , durante la votación t , para tener una medida de tamaño de la familia. Por otro lado, δ_d y ν_t son efectos fijos de distrito

Figura 2: Red familiar del presidente Piñera.



Nota: Para elaborar la red se consideran todas las personas que tienen el apellido Piñera (independiente de si es el apellido paterno o materno). Luego, se establece la conexión entre la familia Piñera con las familias correspondientes al otro apellido de la persona. Luego para este grupo de apellidos se repite el proceso. Por lo tanto, esta no es toda la red que contiene a la familia Piñera, sino que aquellas que se encuentran a dos grados de separación.

y de año de votación, respectivamente. Para finalizar ϵ_{fdt} es el término de error. Los errores estándar consideran posibles correlaciones dentro de distrito-año.

En segundo lugar, el modelo predice que los candidatos más centrales tendrán un mayor porcentaje de votos. Para analizar el efecto que la centralidad podría tener dicha variable, se emplea la siguiente ecuación:

$$\%V_{idct} = \alpha C_{idct} + \beta X_{idct} + \nu_i + \delta_c + \tau_t + \epsilon_{idct}$$

Donde $\%V_{idct}$ es la proporción de votos que obtiene el candidato i en la comuna c dentro del

distrito d en la votación t , C_{idct} es la medida de centralidad de vector propio del candidato i en la comuna c para la votación t . X_{idct} son controles de familia, específicamente, son la proporción de electores que comparten apellido con el candidato i sobre el total de electores en la comuna c durante la votación t . Por otro lado, se controla con una dummy que toma valor 1 si el candidato no posee familia en la comuna en analizada. ν_i , δ_c y τ_t son efectos fijos de candidato, comuna y año de votación, respectivamente.

El efecto fijo de candidato es particularmente relevante, ya que de esta manera no se compara la centralidad entre candidatos, sino que se captura el impacto de los cambios en la centralidad del vector propio para un mismo candidato, permitiendo la identificación de la variable de interés. Así, variables como la riqueza de la familia, u otras potenciales variables omitidas, (como por ejemplo la capacidad del candidato, en términos de términos de escolaridad o conocimiento del sistema político) son capturadas por este efecto fijo.

4.2. Datos

Para construir las redes familiares se utiliza el padrón electoral correspondiente al año 2011. Esta base tiene información acerca de los nombres completos de las personas, las comunas de votación y la fecha de inscripción en el padrón. De esta forma, se pueden formar redes utilizando la metodología señalada anteriormente. Además, se ocupa la fecha de inscripción para dejar a los electores que pertenecían a la localidad según cada fecha de votación, a fin de hacer la red lo más verosímil posible. Así, se asume que una familia está compuesta de todas aquellas personas que comparten un apellido. Una vez se construye la red, se calcula el índice de centralidad de vector propio de cada familia dentro de la unidad geográfica analizada, así como el porcentaje que representa la familia dentro de cada distrito o comuna. Siguiendo lo planteado en Cruz, Labonne y Querubín (2017), a los candidatos se le asignan las características relacionadas a la familia (apellido) con mayor índice de centralidad. A su vez, para efectos del análisis, el índice de centralidad está estandarizado para tener media 0 y desviación estándar 1.

Por otro lado, los nombres de los candidatos y sus resultados por comuna se obtienen de los datos publicados por el Servicio Electoral. Se consideran las elecciones de diputados pertenecientes al periodo 1989 y 2009. Se ocupa este periodo dado que posteriormente existen reformas que alteran la estructura electoral chilena, tales como la inscripción automática con voto voluntario y una reforma al sistema binominal, que podrían alterar potencialmente los resultados.

Para el análisis de familias con candidatos, la estadística descriptiva se presenta en el Cuadro 3. Según se aprecia, la probabilidad de que una familia tenga un candidato dentro de un distrito es baja, alrededor del 0,1 puntos porcentuales. La medida de centralidad se encuentra estandarizada, según se señaló anteriormente, pero posee un rango amplio. Por otro lado, la familia promedio tiene un tamaño equivalente al 0,01 porciento de la población del distrito, pero existen algunas que pueden equivaler a 5 puntos porcentuales.

Cuadro 3: Estadísticas descriptivas, regresión de centralidad familiar en probabilidad de candidato

VARIABLES	N	Media	Desv. Est	Mín	Máx
Familia con Candidato	2.418.410	0,0010	0,0314	0	1
Centralidad	2.418.410	0	1	-0,3128	14,9839
% Familia	2.418.410	0,0149	0,0828	0	5,3527

De manera análoga, se presenta la estadística descriptiva para el análisis del porcentaje de votos. En primer lugar, el porcentaje promedio de votos es de 13,6, con un rango que va entre 0 y 86. La variable de centralidad de vector propio se encuentra estandarizada para tener media 0 y desviación estándar igual a 1. Los candidatos provienen de familias que en promedio representan el 0,57 por ciento del padrón de la comuna. Finalmente, un 15,2 por ciento de los candidatos no tiene apellidos que coincidan con familias de la zona.

Cuadro 4: Estadísticas descriptivas, regresión de centralidad familiar del candidato sobre porcentaje de votos

VARIABLES	N	Media	Desv. Est	Mín	Máx
% Votos	13.139	13,6115	12,4335	0	83,3333
Centralidad	13.139	0	1	-0,9440	7,4719
% Familia	13.139	0,5663	0,9132	0	17,5698
Sin familia en comuna	13.139	0,1523	0,3593	0	1

4.3. Resultados

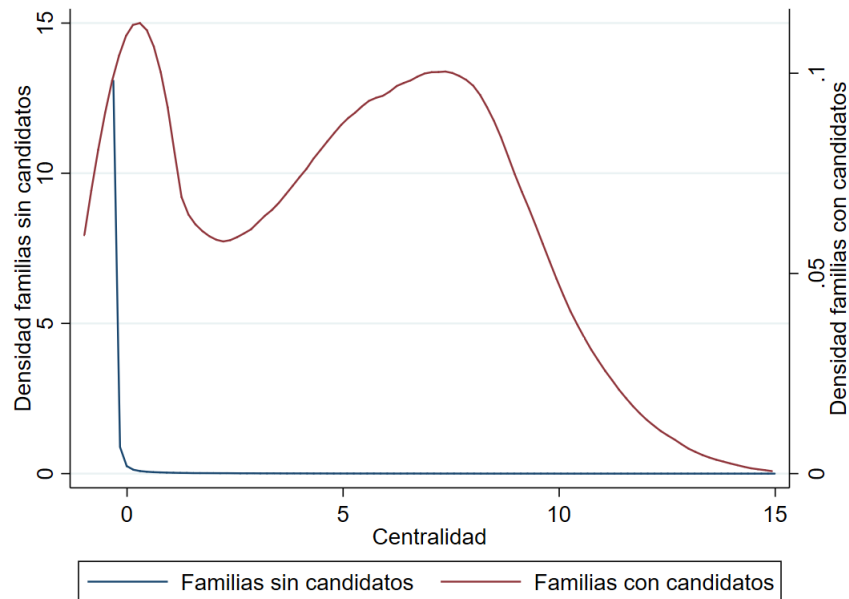
Antes de los resultados de las regresiones relacionadas a la probabilidad de que una familia tenga un candidato, en el Cuadro 5 se comparan las estadísticas de centralidad de vector propio entre familias que poseen un candidato a diputado y aquellas que no. Según se observa, las familias que tienen candidatos no solo tienen una centralidad de vector propio promedio mayor, sino que su distribución se encuentra entre rangos mayores, siendo consistente con la hipótesis de que las familias con mayor índice de centralidad de vector propio tienen mayor probabilidad de tener candidatos. Lo anterior se puede observar en la Figura 4, en la que se muestra la distribución de la centralidad de vector propio diferenciado por familiar sin candidatos de aquellas con candidatos. De esta forma, las familias sin candidatos están concentradas con valores cercanos a 0, mientras que las familias con candidatos tienen comparativamente mayor densidad en valores superiores a 0. Estas diferencias en la distribución quedan en el rechazo de la hipótesis nula de la prueba Kolmogorov–Smirnov de igualdad de distribuciones, que también se reporta en el Cuadro 5.

Cuadro 5: Estadísticas de centralidad, según tipo de familia

Estadísticas	Familias Sin Candidatos	Familias con Candidatos	Total
N	2.416.028	2.382	2.418.410
Media	-0,0048	4,8328	0
Percentil 10	-0,3127	-0,1908	-0,3127
Percentil 25	-0,3033	1,3300	-0,3033
Percentil 50	-0,2693	5,0940	-0,2692
Percentil 75	-0,1962	7,6389	-0,1958
Percentil 90	0,2397	9,3222	0,2470
<i>p-value</i> Test Kolmogorov–Smirnov			0.000

Nota: La unidad analizada es familia por distrito y año de elección. Para determinar la existencia de un candidato en cada familia se analizan los apellidos de los candidatos del distrito en cada año de elección. En primer lugar, se verifica la centralidad de vector propio de cada uno de los apellidos. Luego se determina que el candidato pertenece a la familia correspondiente al máximo entre ambos valores. La variable centralidad se encuentra estandarizada para tener media con valor 0 y desviación estándar 1.

Figura 3: Distribución de centralidad de vector propio, según tipo de familia



Nota: La unidad analizada es familia por distrito y año de elección. Para determinar la existencia de un candidato en cada familia se analizan los apellidos de los candidatos del distrito en cada año de elección. En primer lugar, se verifica la centralidad de vector propio de cada uno de los apellidos. Luego se determina que el candidato pertenece a la familia correspondiente al máximo entre ambos valores. La variable centralidad se encuentra estandarizada para tener media con valor 0 y desviación estándar 1.

Los resultados de la regresión se muestran en el Cuadro 6. En la primera especificación se encuentra un efecto positivo y significativo entre la centralidad de vector propio de una familia y la probabilidad de que esta tenga un candidato a diputado. Este resultado se mantiene al controlar por distrito. Las diferencias que podrían operar entre distritos tienen relación con el tamaño (es decir, más probabilidad de más familias en distritos más grandes) y la homogeneidad de dichos distritos (por ejemplo, distritos de zonas más aisladas tenderían a ser más homogéneos, lo que implicaría redes más pequeñas y concentradas). Sin embargo, el regresor asociado a Centralidad no se ve alterado. Lo mismo ocurre al controlar por efecto fijo de año. No obstante, al controlar por el porcentaje de personas que pertenecen a la familia dentro del distrito, dicho efecto desaparece.

Cuadro 6: Centralidad y probabilidad familiar de tener un candidato, elecciones de diputados

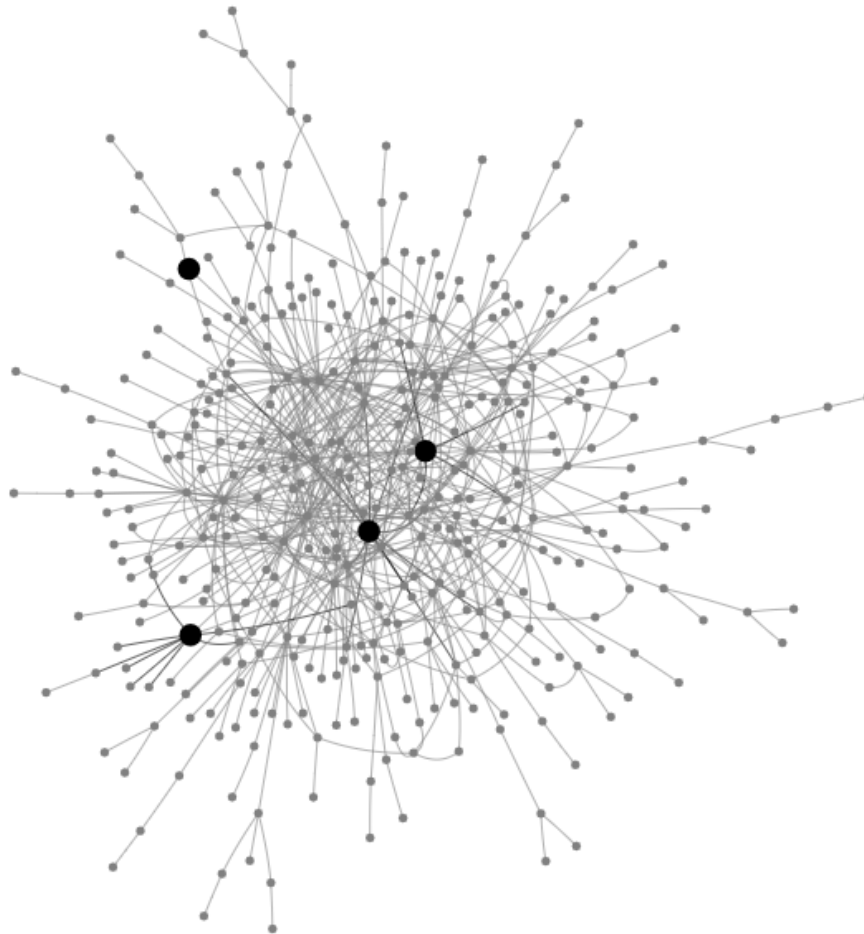
Variables	(1)	(2)	(3)	(4)
Centralidad	0,0048*** (0,0001)	0,0048*** (0,0001)	0,0048*** (0,0001)	-0,0003 (0,0003)
% Familia				0,0715*** (0,0045)
EF Distrito	No	Sí	Sí	Sí
EF Año	No	No	Sí	Sí
Obs	2.418.410	2.418.410	2.418.410	2.418.410
R-cuadrado	0,023	0,023	0,023	0,033

Nota: Regresión se realiza a nivel de familia-distrito-año, Errores estándar robustos (en paréntesis) consideran clúster para distrito-año.*** $p < 0,01$; ** $p < 0,05$; * $p < 0,1$

Esto se podría explicar ya que existe una correlación positiva entre el tamaño de una familia y su centralidad de vector propio. Como se mencionó anteriormente, la medida de centralidad de vector propio ocupada depende de la cantidad de conexiones que tenga una familia, entre otros factores. De este modo, una mayor centralidad solo podría estar recogiendo que una familia es más grande. A su vez, el coeficiente podría reflejar que familias más grandes tienen mayor probabilidad de tener al menos una persona seleccionada como candidato.

Por otro lado, el modelo también predice que candidatos más centrales tendrán un mayor porcentaje de votos. Por ejemplo, la Figura 3 presenta la red de correspondiente a la comuna de Palena para la votación de diputados del año 2009. Cada nodo en la figura representa a una familia, siendo los nodos de color negro los que representan a las familias de los candidatos en dichas elecciones. De acuerdo con el modelo, la predicción es que los nodos con mayor índice de centralidad de vector propio (los que se encuentran más cerca del centro de la figura) tengan más votos que aquellos que se encuentran en el exterior de la red.

Figura 4: Red para la comuna de Palena, año 2009



Nota: los puntos en color negro representan a las familias de los candidatos a diputados por dicha comuna en la elección de 2009. Se determina que el candidato pertenece a la familia que tiene mayor centralidad entre sus apellidos paterno y materno. De orden superior a inferior de la figura se encuentran los candidatos Alejandro Santana Tirachini (con el apellido Santana como el de mayor centralidad), Jenny Álvarez Vera (Álvarez), Gabriel Ascencio Mansilla (Mansilla) y Claudio Alvarado Andrade (Alvarado).

Según se muestra en el Cuadro 7, al realizar la regresión solo considerando la centralidad de vector propio y el efecto fijo por candidato, una desviación estándar adicional implicaría un aumento de 0,39 % de votos. Al incorporar el efecto fijo por distrito, el efecto de la centralidad de vector propio aumenta ligeramente. En este mismo sentido, el efecto fijo por año no afecta el coeficiente asociado a la variable de interés, aunque aumenta el error estándar. No obstante, al controlar por el número de familiares dicha relación desaparece. De este modo, el regresor asociado al porcentaje de familia en la comuna absorbe el efecto que tenía asociado el coeficiente de centralidad de vector propio.

La incorporación de la variable dummy de candidatos sin familia en la comuna se hace necesaria por la existencia de candidatos que no tienen centralidad asociada a ninguno de los dos apellidos. Esto podría ocurrir por la asignación de candidatos a zonas en las que no tienen

ninguna familia, siendo particularmente relevante para candidatos que provienen de Santiago, pero que postulan en regiones. Siguiendo lo desarrollado en la Sección 4.1, estos candidatos tienen centralidad igual a 0 en caso de no tener vínculos en la comuna (es equivalente a que tengan $a_{ij} = 0$ para todas las familias j). Luego, posterior a la estandarización, estos candidatos tienen centralidad igual al mínimo. No obstante, dado que no tener conexiones no es lo mismo que pertenecer a la red, se genera esta variable para controlar esta limitación. Al incorporar este control disminuye aún más la magnitud del efecto de la centralidad, por lo que permanece estadísticamente no significativo. A su vez, disminuye ligeramente el coeficiente asociado al porcentaje de familiares en la comuna, así como su significancia.

Cuadro 7: Regresiones de centralidad sobre el porcentaje de votos

VARIABLES	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Centralidad	0,3902*** (0,1497)	0,4017** (0,1702)	0,4017** (0,1702)	0,0359 (0,2057)	0,0155 (0,2071)
% Familia				0,4518** (0,2262)	0,4347* (0,2294)
Sin familia en comuna					-0,9082*** (0,2903)
EF Candidato	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí
EF Distrito	No	Sí	Sí	Sí	Sí
EF Año	No	No	Sí	Sí	Sí
Obs	13.139	13.139	13.139	13.139	13.139
R-cuadrado	0,785	0,791	0,791	0,792	0,792

Nota: Regresión se realiza a nivel de candidato-comuna-año, Errores estándar robustos (en paréntesis) consideran clúster para comuna-año.*** $p < 0,01$; ** $p < 0,05$; * $p < 0,1$

Entre las razones que podrían explicar la falta de efecto de centralidad de vector propio es que usar el apellido podría ser una medida inexacta para identificar familias, tal como lo han señalado Rossi (2017) y Geys (2017). Así puede que se agrupen personas dentro de grupos familiares que no tengan vínculos sanguíneos entre sí. En este sentido, el nivel evaluado podría potenciar esta inexactitud. Mientras que Cruz, Labonne y Querubín (2017) evalúan sus hipótesis a nivel municipal, identificando redes para cada local de votación dentro de la municipalidad, la estimación presentada anteriormente abarca un nivel geográfico notablemente mayor, pudiendo tener un mayor efecto el fenómeno anteriormente señalado.

En este sentido, los autores documentan que en Filipinas los apellidos provienen de una asignación realizada por el gobernador del archipiélago en 1849. De esta forma, en cada municipalidad se asignaron diferentes apellidos para cada familia. Así, una consecuencia de lo anterior es que no existen muchos apellidos comunes y que éstos reflejan fielmente relaciones

filiales a nivel de municipalidad. No obstante, en el caso chileno esto no es necesariamente cierto. Por ejemplo, existen varios apellidos frecuentes, tales como González, Muñoz, Rojas o Díaz, todos los cuales tienen más del 1 por ciento de los apellidos paternos en padrón electoral de 2011, siendo más probable lo documentado por Rossi (2017) y Geys (2017).

Por otro lado, los autores señalados anteriormente ponen énfasis en la importancia que juega el clientelismo en su modelo. En particular, indican que los candidatos podrían ofrecer beneficios como empleo, transferencia u otras políticas públicas hacia sus electores. De esta forma, podría ser más factible suministrar estos bienes clientelares en una entidad administrativa como es la municipalidad que en un órgano legislativo.

También es importante considerar las diferencias institucionales existentes entre Filipinas y Chile. Cruz (2013) realiza una encuesta a votantes en Filipinas, en la cual el 32 por ciento de los encuestados responde que le ofrecieron dinero por su voto. En Chile, Luna, Seligson y Zechmeister (2010) también encuestan a votantes, encontrando que el 94 por ciento de los votantes nunca se le ha ofrecido un regalo o favor por parte de un candidato. A su vez, estos regalos durante campaña “se encuentra concentrada en la entrega de bienes no durables, más cercanos al merchandising electoral que a un favor clientelar tradicional”. Por lo tanto, si bien pueden existir otras prácticas clientelares además de la compra de votos, este tipo de acciones estarían más extendidas en Filipinas que en Chile.

Por otro lado, los resultados dan cuenta que las características familiares podrían tener un impacto en la votación de un candidato. El coeficiente positivo del porcentaje de familia podría estar relacionado, por un lado, con que más familiares pueden votar a un candidato o, por otro, que los votantes valoran candidatos de familias grandes. Esto, a su vez podría deberse a una mayor publicidad (es probable que conozcan a un candidato de familia más grande) o a una preferencia de los votantes hacia a una persona que venga de su comunidad. Lo anterior es reforzado por el castigo que reciben los candidatos que no tienen familia en la comuna, potencialmente siendo identificados como extraños por los electores.

En conclusión, no existe evidencia que las redes familiares a nivel comunal tengan impacto sobre el porcentaje de votos en elecciones parlamentarias. Sin perjuicio de lo anterior, es probable que las características familiares jueguen algún rol al momento de la elección de los votantes.

5. Efecto de apellidos dinásticos sobre votación

Otro enfoque que se ha usado en la literatura ha sido medir directamente el efecto de los apellidos dinásticos sobre la votación recibida por los candidatos. Así, Asako et. al. (2015) plantean un modelo teórico en que se pronostica que los candidatos dinásticos obtendrían mayor votación que uno no dinástico, comprobando empíricamente dicha predicción para Japón. Resultados parecidos han encontrado tanto Feinstein (2010) como Querubín (2016)

para EE. UU. y Filipinas, respectivamente.

5.1. Metodología

Investigaciones anteriores se han enfocado en cómo afecta la existencia de un “antecesor” en la dinastía a la probabilidad de que un “sucesor” resulte electo. Esta metodología fue presentada por Dal Bó, Dal Bó y Snyder (2009) y es la que múltiples autores utilizan para identificar esta ventaja dinástica. En esta investigación, no es posible identificar los antecesores directos de los candidatos, en particular de aquellos que no resultaron electos, ya que no hay información biográfica de ellos. De este modo, se analiza solo si la característica de dinástico afecta en la etapa de votación, es decir, si su condición de dinástico afecta la percepción que poseen los electores sobre ellos. Así, se podría argumentar que este enfoque se centra en el lado de la “demanda” candidatos, de forma similar a lo que realiza van Coppenolle (2014) para las elecciones en Bélgica. De esta forma, se estima la siguiente ecuación sobre el porcentaje de votos:

$$Y_{icdlt} = \alpha_0 + \beta D_{icdlt} + \gamma X_{icdlt} + \delta C_c + \nu L_l + \eta T_t + \epsilon_{icdlt}$$

D_{icdlt} se refiere a una serie de variables que permiten identificar a un candidato dinástico, según se explicará a continuación, y que se aplica para un candidato i , en la comuna c , dentro del distrito d , que participa en la lista l , para la elección t . Por otro lado, X es un set de variables de control, que incluye el género del candidato y si es incumbente (para elecciones posteriores a 1989). Los otros controles corresponden a efectos fijos por comuna, lista y tiempo (es decir, para cada elección).

5.2. Datos

Para analizar lo anterior, se ocuparán los resultados de las elecciones parlamentarias entre 1989 y 2009, evaluando el efecto en votos de pertenecer a una dinastía política. La forma en que se categoriza a un candidato como dinástico es usando los apellidos de políticos anteriores al golpe militar, específicamente los parlamentarios en el periodo comprendido entre los años 1925 y 1973, como medida de candidato dinástico. Se realiza de esta forma ya que el quiebre democrático ocurrido en Chile entre las votaciones de 1973 y 1989 permite aislar el efecto de la pertenencia a una familia dinástica de otros efectos relacionados a la incumbencia parlamentarios. La manera en que se asigna la característica de dinástico es que para cada región del país se genera un listado de apellidos compuesto de los apellidos paternos y maternos de los parlamentarios de dicho periodo. De esta forma, se definen las siguientes variables:

- Apellido político: Toma valor 1 si el candidato comparte al menos uno de sus apellidos con un parlamentario del periodo 1925-1973, independiente de si es el apellido paterno o materno dentro de la región en la que postula.

- Apellido paterno (materno) político: Toma valor 1 si el apellido paterno (materno) del candidato coincide con alguno de los apellidos de un parlamentario del periodo 1925-1973 dentro de la región en la que postula.
- Coincidencia Apellido Paterno: Toma valor 1 si el apellido paterno del candidato coincide con el apellido paterno de un parlamentario del periodo 1925-1973 dentro de la región en la que postula.

El asignar la pertenencia a una familia a través de un apellido se ha usado en otras investigaciones. Geys (2017) realiza un ejercicio similar y discute las limitaciones de este enfoque. En primer lugar, las personas pueden compartir apellido sin necesariamente tener una relación filial (error tipo I), siendo particularmente relevante para los apellidos más comunes. No obstante, este problema genera un sesgo de atenuación en los coeficientes, según se muestra en Gagliarducci y Manoconda (2016).

En segundo lugar, esta medida puede obviar relaciones otros tipos de relaciones filiales, como primos y cónyuges. Geys (2017) señala que para su investigación esto también generaría un sesgo de atenuación, dado que los promedios de la variable dependiente entre sus grupos de control y tratados se acercarían. En el caso de esta investigación, la hipótesis a comprobar es que los candidatos dinásticos son preferidos por los votantes. Por lo tanto, si se cumpliera dicha hipótesis, al asignar candidatos dinásticos al grupo de no dinásticos, los promedios de ambos grupos se acercan, disminuyendo el coeficiente estimado.

En la Cuadro 8 se muestra una descripción de las variables a utilizar en el análisis. Según se observa, la primera definición de candidato dinástico es la más amplia y considera alrededor del 50 por ciento de las combinaciones candidato-comuna-elección como dinásticos, mientras que “Coincidencia de apellido paterno” es la más restrictiva, identificando como dinástico a 22 por ciento de la muestra. Por otro lado, cabe considerar que cerca del 20 por ciento de la muestra se refiere a candidatos que van a la reelección, incluso considerando que, por definición, ninguno de los candidatos cumple esta condición en 1989. También se considera que existen candidatos que fueron parlamentarios antes de 1973. Estos representan cerca del 3 por ciento de los datos, aunque se concentran principalmente en las votaciones de 1989 y 1993. Respecto a las mujeres, el número de observaciones de candidatas es bajo, con un promedio de 13 por ciento. En relación con las listas dentro de las cuales compiten los candidatos, las dos coaliciones más grandes poseen el 30 por ciento de las observaciones, respectivamente. De este modo, el 40 por ciento restante corresponde a observaciones de candidatos que compiten fuera de lista. No obstante, como se vio en la sección 3, la mayoría de estos candidatos no resultan electos.

Cuadro 8: Variables descriptivas, elecciones de diputados

Variables	N	Media	Desv. est.	Min	Max
% Votos	13301	13,54	12,41	0	83,33
Apellido político	13301	0,49	0,5	0	1
Apellido paterno político	13301	0,31	0,46	0	1
Apellido materno político	13301	0,3	0,46	0	1
Coincidencia Apellido Paterno	13301	0,22	0,42	0	1
Mujer	13301	0,13	0,33	0	1
Incumbente	13301	0,19	0,39	0	1
Concertación	13301	0,3	0,46	0	1
Alianza	13301	0,3	0,46	0	1
Otras Listas	13301	0,4	0,49	0	1
Incumbente	13301	0,19	0,39	0	1
Parlamentario anterior a 1989	13301	0,03	0,18	0	1
Otras Variables					
Frecuencia Apellido > Mediana	13301	0,59	0,49	0	1
Britanico	13301	0,01	0,10	0	1
Alemán	13301	0,04	0,19	0	1
Francés	13301	0,03	0,16	0	1
Italiano	13301	0,05	0,21	0	1
Mapuche	13301	0,03	0,18	0	1
Gasto Electoral (millones de CLP)	4469	11,40	19,23	0	124,26

5.3. Resultados

En el cuadro 9 se muestran los resultados utilizando la definición más amplia. En la regresión que solo considera la variable de interés y los efectos fijos, la ascendencia política daría una ventaja de 1,5 puntos porcentuales. Al incorporar el control de candidata mujer, el coeficiente asociado a ascendencia política se mantiene relativamente constante. No obstante, al incorporar dummies relacionadas a las dos principales coaliciones de la época, el coeficiente disminuye su magnitud y deja de ser significativo. De manera similar, al incorporar la variable incumbente el regresor de Apellido político se reduce aún más, y, a su vez reduce ligeramente los coeficientes de las coaliciones. Finalmente, al controlar a aquellos candidatos que ya habían sido parlamentarios antes del golpe de estado, el coeficiente se vuelve negativo, aunque no significativo.

Cuadro 9: Efecto de tener un apellido político sobre el porcentaje de votos

VARIABLES	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Apellido político	1,4948** (0,5949)	1,5061** (0,5846)	0,4602 (0,4457)	0,0848 (0,3897)	-0,1060 (0,4010)
Mujer		-3,4959*** (0,8090)	-0,4050 (0,5544)	-0,0139 (0,5041)	0,0486 (0,5027)
Concertación			18,7721*** (0,3453)	15,4276*** (0,4116)	15,3636*** (0,4166)
Alianza			14,4244*** (0,3690)	11,4443*** (0,4246)	11,4867*** (0,4159)
Incumbente				10,6287*** (0,6837)	10,6707*** (0,6809)
Parlamentario anterior a 1989					3,8949*** (1,3554)
Observaciones	13,301	13,301	13,301	13,301	13,301
R-cuadrado	0,025	0,033	0,463	0,554	0,557

Nota: Todas las regresiones controlan por efectos fijos de comuna y tiempo. Los errores robustos se muestran en paréntesis. Los errores consideran clúster por distrito \times año de elección. *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$

A continuación, se analiza la segunda definición de candidato dinástico, en que se descompone el efecto entre apellidos paternos y maternos, según se presenta en el Cuadro 10. En la primera especificación se puede percibir la primera diferencia. El coeficiente asociado al apellido paterno es mayor que en la primera definición, mientras que el de apellido materno es negativo, aunque no significativo. Esta vez, al incorporar el control de coaliciones el coeficiente de apellido paterno disminuye, pero se mantiene significativo. Sin embargo, al incorporar la incumbencia cae aún más, siendo significativo solo al 10 por ciento. Finalmente, al incorporar todos los controles, el coeficiente es positivo, pero no significativo.

Cuadro 10: Efecto de tener un apellido político sobre el porcentaje de votos, por tipo de apellido

VARIABLES	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Paterno político	2,5549*** (0,6460)	2,4729*** (0,6461)	1,4581*** (0,4678)	0,7810* (0,3999)	0,4991 (0,4141)
Materno político	-0,2693 (0,6896)	-0,1855 (0,6839)	-0,3371 (0,5133)	-0,0435 (0,4367)	-0,3666 (0,4354)
Mujer		-3,3747*** (0,8122)	-0,3328 (0,5637)	0,0152 (0,5093)	0,0772 (0,5069)
Concertación			18,7141*** (0,3419)	15,3970*** (0,4133)	15,3473*** (0,4173)
Alianza			14,4089*** (0,3711)	11,4671*** (0,4263)	11,5001*** (0,4184)
Incumbente				10,5575*** (0,6814)	10,6026*** (0,6797)
Parlamentario anterior a 1989					3,8148*** (1,4022)
Observaciones	13,301	13,301	13,301	13,301	13,301
R-cuadrado	0,030	0,037	0,466	0,555	0,557

Nota: Todas las regresiones controlan por efectos fijos de comuna y tiempo. Los errores robustos se muestran en paréntesis. Los errores consideran clúster por distrito \times año de elección. *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$

En último lugar ocupamos la definición más estricta, que vincula apellidos paternos de candidatos con apellidos paternos de políticos anteriores a la dictadura, que se muestra en el Cuadro 11. Se puede observar que esta definición tiene los regresores de mayor magnitud. Si bien presenta la misma tendencia observadas en las definiciones anteriores, que al agregar los controles la magnitud de la variable de interés disminuye, esta vez su significancia se mantiene al 5 por ciento en el peor de los casos.

Una de las posibles explicaciones para las diferencias de resultados entre definiciones puede tener relación con que las dinastías se dan principalmente de padres a hijos e hijas, dado que el periodo anterior a 1973 los parlamentarios eran principalmente hombres. En el Cuadro 25 del Anexo se hace el ejercicio de verificar los lazos familiares de los candidatos electos con los parlamentarios anteriores a 1973. Según se observa, el lazo más frecuente es el de padre a hijo/hija y abuelo a nieto/nieta, lo que es consistente con los resultados expuestos anteriormente. De esta forma, la última definición podría ser un proxy menos ruidoso que las otras dos, lo que lleva a valores mayores asociados a esta variable.

Cuadro 11: Efecto de tener un apellido político sobre el porcentaje de votos, solo coincidencia de apellido paterno

VARIABLES	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Coincidencia Apellido Paterno	3,7640*** (0,7750)	3,6436*** (0,7712)	2,1544*** (0,5309)	1,4172*** (0,4401)	1,0308** (0,4612)
Mujer		-3,2831*** (0,8185)	-0,2997 (0,5680)	0,0490 (0,5136)	0,0822 (0,5102)
Concertación			18,6537*** (0,3504)	15,3645*** (0,4157)	15,3165*** (0,4198)
Alianza			14,3486*** (0,3690)	11,4362*** (0,4249)	11,4812*** (0,4165)
Incumbente				10,5087*** (0,6721)	10,5680*** (0,6720)
Parlamentario anterior a 1989					3,2375** (1,4038)
Observaciones	13,301	13,301	13,301	13,301	13,301
R-cuadrado	0,036	0,043	0,468	0,556	0,558

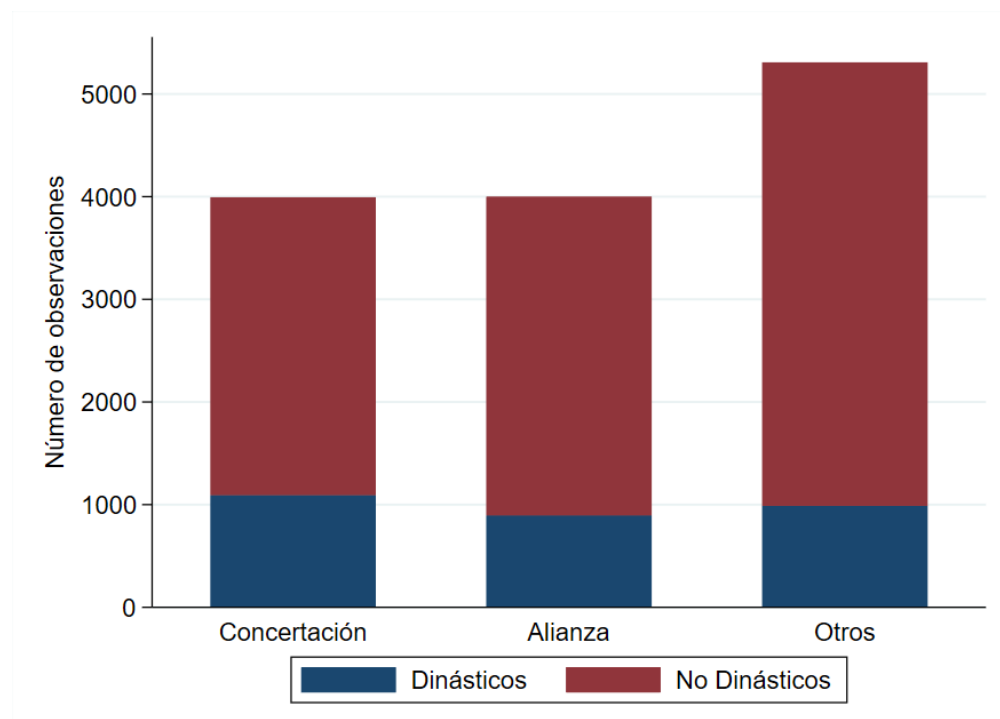
Nota: Todas las regresiones controlan por efectos fijos de comuna y tiempo. Los errores robustos se muestran en paréntesis. Los errores consideran clúster por distrito \times año de elección. *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$

En cuanto al impacto de los regresores en la variable de interés, se puede ver que la variable “mujer” no afecta a los indicadores de candidato dinástico. Además, da cuenta de la importancia de las coaliciones en la oferta de candidatos, ya se vuelve no significativo al incorporar las variables “Concertación” y “Alianza”. Así, el efecto negativo original no sería por su género, sino porque existe una proporción importante de mujeres que participan por fuera de estos dos grandes grupos.

Por otro lado, a través de todas las definiciones, al controlar por partidos políticos, el efecto de las variables que identifican a un candidato dinástico se reduce. Cabe señalar que esta disminución podría estar subestimando el valor real de la ventaja que tendrían los candidatos dinásticos de cara a la ciudadanía. Según se aprecia en la Figura 4, los candidatos con ascendencia dinástica tendrían mayor posibilidad de participar en las elecciones perteneciendo a una de las dos principales coaliciones. Así, al no controlar por partidos políticos, que son los principales determinantes del porcentaje de votos, parte de ese efecto se incorpora al indicador de candidato dinástico. No obstante, al mismo tiempo podría ocurrir que estas coaliciones, al conocer que los candidatos dinásticos tienen una ventaja, son más propensas a ocuparlos para ganar las elecciones. De esta forma, parte de su éxito provendría por utilizar a este tipo de candidatos. Lamentablemente, en esta investigación no se cuenta con datos que permitan analizar el proceso de selección de candidatos de los partidos, por lo que parte del efecto de los candidatos dinásticos estará incorporado en el coeficiente de los partidos.

Del mismo modo la variable incumbente afecta al regresor de candidato dinástico, pero tam-

Figura 5: Candidatos dinásticos por coalición



bién al de coaliciones. No obstante, este podría resultar un control impreciso. Dado que el efecto dinástico otorgaría más votos a un político dinástico, esto haría que este tipo de candidatos tengan una mayor probabilidad de resultar electos. Esto es particularmente relevante en el contexto del periodo analizado. Como se ve en la Sección 3, solo se eligen dos representantes por distrito y, por el diseño del sistema binominal, por lo general eran los candidatos más votados de la Concertación y la Alianza (una lista consiguió colocar a sus dos candidatos en 47 veces de las 360 posibles). Debido a esto, en múltiples ocasiones la competencia por el puesto es entre compañeros de lista en vez de la lista contraria, por lo que ventajas en comparación al compañero de fórmula pueden ser determinantes en quien resulta electo. De esta forma, los candidatos podrían obtener la característica de incumbente dado su ventaja dinástica, absorbiendo parte del efecto de la variable de interés.

Lo anterior es consistente con lo que encontramos en los datos. Tomando solo los años en que es posible ser incumbente, es decir, descartando la elección de 1989, los incumbentes que tienen la característica de dinástico (considerando como dinástico a aquellos que tienen Coincidencia de Apellido Paterno) representan el 32,5 por ciento del total de observaciones de incumbentes. Considerando que en la totalidad de la base de datos el 22,6 por ciento de las observaciones son de dinásticos, los candidatos dinásticos están sobrerrepresentados en los incumbentes (para el detalle de los datos, véase los cuadros 26 y 27 del Apéndice). Por lo tanto, la incumbencia podría estar recolectando parte del efecto esperado de la variable de interés.

Finalmente, respecto a la variable que da cuenta de candidatos que fueron parlamentarios antes del golpe de estado, este control es necesario dada la construcción de nuestra variable interés. Como se señaló anteriormente, esta variable identifica coincidencia de apellidos, por lo que erróneamente puede identificar como dinástico a aquel candidato que ya fue parlamentario entre 1925 y 1973. Si bien efectivamente tiene un impacto significativo, que da cuenta de la valoración de los votantes, no anula el efecto dinástico en la última especificación.

Las especificaciones regresiones anteriores también se realizaron para las elecciones de senadores. Los resultados se replican, aunque con menor significancia. Esto se podría explicar por la menor cantidad de observaciones, ya que en cada elección se cambia aproximadamente la mitad del Senado, que a su vez posee menor número de puestos a cubrir. En este mismo sentido, para las siguientes secciones se presentarán los resultados de las elecciones de diputados, sin perjuicio de que los resultados de las candidaturas al Senado se presentan en los cuadros 28-30 del Anexo.

Dados los resultados obtenidos, en la siguiente sección se analizarán los mecanismos o explicaciones alternativas que podrían explicar esta valoración de los candidatos dinásticos por parte de los votantes encontradas anteriormente. En particular, se evaluarán diferencias según la frecuencia del apellido, de acuerdo a las coaliciones, grupo de ascendencia étnica y gasto electoral. Para llevar a cabo lo anterior, se utilizará únicamente la variable “Coincidencia Apellido Paterno”, debido a la significancia al compararse con las otras medidas.

5.4. Mecanismos

a) Frecuencia de apellidos

En primer lugar, se explora el efecto combinado de tener un apellido político y la frecuencia en que se encuentra ese apellido en la comuna en que compete. El interés en este ejercicio recae en que podría dar cuenta de la importancia del reconocimiento de marca. Por ejemplo, Dal Bó, Dal Bó y Snyder (2009), al analizar la existencia de dinastías políticas en EE. UU., indican que uno de los mecanismos que podría explicar sus resultados es el reconocimiento de marca, ya que las dinastías se producen principalmente a nivel local, donde los candidatos son conocidos por sus electores. En una aproximación más similar a lo que se realizará a continuación, Rossi (2017) muestra que el efecto dinástico que encuentra en Argentina se contrarresta si el candidato posee un apellido común. Además, en Argentina las mujeres pueden usar el apellido del marido en actividades políticas. Encuentra que las mujeres que tienen un marido reconocido políticamente son más propensas a usar el apellido de su esposo. Por lo tanto, si el reconocimiento de marca juega algún rol, la interacción del apellido dinástico con un apellido frecuente debiese ser negativa.

Cuadro 12: Efecto de tener un apellido político sobre el porcentaje de votos, interacción con frecuencia apellido

VARIABLES	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Coincidencia Apellido Paterno	6,1800*** (1,2155)	6,0672*** (1,2191)	3,1390*** (1,0240)	2,0347** (0,9498)	1,3549 (0,9546)
Frecuencia apellido > mediana	-1,3330*** (0,4825)	-1,2723*** (0,4800)	0,0582 (0,3406)	-0,0107 (0,3052)	0,0059 (0,3047)
Coincidencia Apellido Paterno × Frecuencia apellido > mediana	-2,8553** (1,2699)	-2,8781** (1,2672)	-1,3116 (0,9559)	-0,8092 (0,8981)	-0,4169 (0,8762)
Mujer		-3,2281*** (0,8182)	-0,3002 (0,5685)	0,0489 (0,5143)	0,0813 (0,5106)
Concertación			18,6093*** (0,3580)	15,3374*** (0,4228)	15,3043*** (0,4250)
Alianza			14,3432*** (0,3772)	11,4296*** (0,4314)	11,4784*** (0,4227)
Incumbente				10,4984*** (0,6705)	10,5614*** (0,6709)
Parlamentario anterior a 1989					3,1681** (1,4073)
Observaciones	13,301	13,301	13,301	13,301	13,301
R-cuadrado	0,042	0,049	0,468	0,556	0,558

Nota: Todas las regresiones controlan por efectos fijos de comuna y tiempo. Los errores robustos se muestran en paréntesis. Los errores consideran clúster por distrito × año de elección. *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

En el Cuadro 12 se interactúan las variables de apellidos políticos con una dummy que toma valor 1 si es que el apellido tiene una frecuencia mayor a la mediana de la comuna en ese periodo. En la primera especificación los resultados son los esperados, con la variable de interés positiva y mayor que en la regresión base, mientras que los coeficientes asociados a apellidos comunes y la interacción son negativos. Similar a lo que ocurre en la sección anterior, el efecto de ser candidata no altera mayormente los coeficientes. No obstante, al controlar por coaliciones e incumbencia, el efecto de la frecuencia de apellido y la interacción se vuelven estadísticamente no significativos. Finalmente, al incorporar el control de los parlamentarios, el coeficiente de la variable dinástica resulta no significativo.

Lo anterior podría dar cuenta de la importancia del reconocimiento de marca, ya que el coeficiente de apellido dinástico crece en comparación a los resultados de la sección anterior (sin perjuicio de que en la última especificación es no significativa) y la interacción es negativa. No obstante, también podría estar recogiendo el problema de cómo se construye la variable de interés. Según se discutió anteriormente, un problema que podría generar el utilizar los apellidos para establecer la pertenencia a una dinastía política es que se podrían identificar a personas como parte de una familia sin necesariamente estar vinculado, siendo particularmente relevante con apellidos más comunes. De esta forma, el coeficiente podría estar recogiendo la falta de efecto para candidatos que comparten apellido, pero no tienen vinculación con políticos que hayan ocupado anteriormente el puesto.

b) Partidos políticos

Otro punto a evaluar es si existen diferencias entre los comportamientos según coalición. Esto podría darse en caso de que los votantes tengan preferencias sobre candidatos dinásticos que varíen según el sector político que represente dicho candidato. En el Cuadro 13 se muestran los resultados de este ejercicio, en que se interactúa la variable dinástica con las dummies asociadas a las dos principales coaliciones. En la primera especificación se muestra que el coeficiente de apellido político se reduce en comparación al escenario base (Cuadro 11). Además, se puede ver que el efecto asociado a la interacción con la lista “Concertación” es positiva, significativa y mayor que el efecto dinástico del escenario base. Por otro lado, la interacción con “Alianza” es negativa, pero no significativa. En línea con los resultados anteriores, la variable “mujer” no altera los coeficientes de las otras variables. Al incorporar tanto la variable incumbente como la de parlamentarios anteriores a 1989, el valor de la variable dinástica cae y se vuelve no significativa. También cae el valor de la interacción con “Concertación”, pero se mantiene significativa al 5 por ciento. En cuanto a la interacción con “Alianza”, los coeficientes de las columnas 3 y 4 disminuyen en comparación a las columnas 1 y 2, pero se mantienen no significativas.

Cuadro 13: Efecto de tener un apellido político sobre el porcentaje de votos, interacción con coalición

VARIABLES	(1)	(2)	(3)	(4)
Coincidencia Apellido Paterno	1,0013* (0,5908)	0,9873* (0,5894)	0,7438 (0,5561)	0,3865 (0,5232)
Concertación	17,8241*** (0,3950)	17,8071*** (0,3915)	14,7142*** (0,4657)	14,7119*** (0,4657)
Alianza	14,4596*** (0,4255)	14,4322*** (0,4171)	11,6613*** (0,4654)	11,6540*** (0,4631)
Coincidencia Apellido Paterno × Concertación	3,4811*** (1,2205)	3,4810*** (1,2209)	2,6416** (1,0795)	2,4959** (1,0861)
Coincidencia Apellido Paterno × Alianza	-0,1718 (1,1907)	-0,1494 (1,1827)	-0,8262 (1,0177)	-0,6146 (0,9962)
Mujer		-0,2418 (0,5533)	0,1138 (0,5023)	0,1348 (0,5014)
Incumbente			10,4742*** (0,6656)	10,5279*** (0,6661)
Parlamentario anterior a 1989				2,8965** (1,4263)
Observaciones	13,301	13,301	13,301	13,301
R-cuadrado	0,471	0,471	0,558	0,560

Nota: Todas las regresiones controlan por efectos fijos de comuna y tiempo. Los errores robustos se muestran en paréntesis. Los errores consideran clúster por distrito × año de elección. *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Una posible explicación para este fenómeno es que los votantes hayan recompensado a las

personas de centroizquierda que se opusieron a la Dictadura. De esta forma, los electores pudieron identificar a los candidatos a través de sus apellidos, generando este incremento en votos. Otra posible explicación es que los candidatos relacionados a la Alianza no tengan efecto si es que compiten con otros candidatos de su propia coalición que tengan capital político, pero no provengan de dinastías parlamentarias, sino de nuevos actores que ocuparon cargos durante la dictadura. Así, autoridades designadas en dictadura podrían ser reconocidas por los electores, potencialmente anulando el efecto dinástico de un compañero de lista dinástico.

c) Ascendencia étnica

Otra aspecto a analizar es que los apellidos puedan dar información acerca de la pertenencia a determinados grupos, en particular, relacionada a la ascendencia étnica del candidato, lo cual podría ser valorado por los votantes. El voto por razones étnicas ha sido estudiado en múltiples contextos, tales como en EE. UU. con el voto latino y afroamericano (Abrajano y Alvarez 2005, Boudreau et al, 2018) e India (Huber y Suryanarayan, 2013). De este modo se analiza si el efecto del apellido político proviene de la identificación de un grupo étnico en específico o si la combinación entre un origen étnico y la calidad de dinástico afecta en la percepción de los votantes.

En Chile, los grupos que se identifican corresponden a comunidades formadas por inmigrantes de acuerdo con su localidad de origen, así como los pueblos originarios. La inmigración del siglo XIX provino principalmente de británicos, alemanes, italianos, franceses, suizos y croatas (Hudson, 1994). Por otro lado, desde el lado de los pueblos originarios, el principal grupo es el pueblo mapuche.

Para determinar la ascendencia de cada apellido se utiliza la información disponible en Genealog, que permite identificar los apellidos de origen británico, alemán, francés e italiano. Por el lado de los pueblos originarios se consideran los apellidos mapuches, que se encuentran disponible de manera pública en Mapuche Data Project.

Según se observa en Cuadro 14, en la primera especificación la variable dinástica tiene un valor mayor a su especificación base (Cuadro 11). Las interacciones con “Británico” e “Italiano” son positivas, significativas y con coeficientes comparativamente altos. Por otro lado, el resto de los coeficientes son no significativos, salvo el relacionado con etnia mapuche que es negativo y significativo. El controlar por candidatas no altera las conclusiones anteriores, aunque aumentan los valores de las dos interacciones significativas. Al controlar por las coaliciones, el coeficiente de dinástico se reduce, pero se mantiene significativo. Lo mismo ocurre con la interacción con “Británico”, pero la interacción con “Italiano” se vuelve no significativa. Al incorporar el control con incumbente nuevamente se reduce el regresor de la variable dinástica, pero sigue siendo significativa al 1 por ciento. En esta especificación, la interacción con “Británico” solo es significativa al 10 por ciento. Por otro lado, el coeficiente asociado a los alemanes se vuelve significativo. Finalmente, en la especificación de la columna 5, los resultados se mantienen, salvo de que la interacción británica ya no es significativa y

la coincidencia del apellido político solo es significativa al 5 por ciento.

En vista a los resultados anteriores, el efecto dinástico es robusto al controlar por grupos étnicos. Así, el incremento en votos se da para todo tipo de candidato dinástico, sin perjuicio de que algunos grupos pueden ver potenciados su efecto por la ascendencia que tengan. La interacción que tendría más evidencia de ser importante es la del grupo británico. No obstante, el coeficiente es volátil, tanto el valor como en errores estándar, lo cual podría deberse a que existen pocos políticos con ascendencia británica en la base de datos, comparativamente a otros grupo a otros grupos. Sin perjuicio de lo anterior, el grupo étnico al que se pertenece podría jugar algún rol en política. Por ejemplo, el cambio que se produce entre las columnas 2 y 3 en los coeficientes de las interacciones y el efecto de ser mapuche podría deberse a un proceso de selección de los partidos políticos. Así, los partidos políticos podrían ser más propensos a elegir candidatos con ascendencia británica e italiana y menos con ascendencia mapuche. Por otro lado, también los candidatos de ascendencia alemana tendrían una ventaja de cara a los votantes en comparación a los otros grupos, ya que sus coeficientes son significativos al 10 por ciento en las últimas dos especificaciones.

Cuadro 14: Efecto de tener un apellido político sobre el porcentaje de votos, interacción con ascendencia étnica

VARIABLES	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Coincidencia Apellido Paterno	3,4805*** (0,8530)	3,3009*** (0,8460)	2,0813*** (0,5903)	1,4162*** (0,4817)	1,0860** (0,4804)
Britanico	3,0745 (4,1237)	2,7678 (3,9583)	0,7876 (3,2927)	0,4431 (2,6557)	0,4955 (2,6555)
Coincidencia Apellido Paterno × Britanico	19,8005*** (7,1031)	20,3523*** (6,9079)	13,3433** (6,1646)	12,2021* (6,8064)	9,9742 (6,7611)
Alemán	2,1861 (1,4947)	2,2014 (1,5205)	1,2552 (0,8611)	1,7027* (0,8945)	1,7115* (0,8964)
Coincidencia Apellido Paterno × Alemán	0,2624 (4,3246)	0,8359 (4,0368)	2,3146 (2,6832)	1,1369 (2,8850)	1,0595 (2,9034)
Francés	0,5729 (1,5506)	0,9010 (1,6022)	-0,2142 (1,0516)	0,0547 (0,8623)	-0,1018 (0,8906)
Coincidencia Apellido Paterno × Francés	-0,0030 (5,0530)	0,5499 (4,5153)	-3,0024 (3,9827)	-3,5828 (3,8730)	-3,4697 (3,7317)
Italiano	-0,3521 (1,1428)	-0,6965 (1,1236)	-1,4000 (1,1382)	-0,8941 (0,9777)	-0,8744 (0,9773)
Coincidencia Apellido Paterno × Italiano	7,0607** (2,8239)	7,5240*** (2,7012)	3,1127 (2,2414)	2,3420 (1,7160)	1,3643 (1,7527)
Mapuche	-8,6078*** (1,0283)	-8,6121*** (1,0103)	-0,9848 (0,6263)	-0,5641 (0,6470)	-0,5497 (0,6462)
Coincidencia Apellido Paterno × Mapuche	-1,0567 (2,1005)	-0,2477 (2,2870)	-1,6518 (2,6279)	-0,8300 (1,9260)	-1,1115 (1,9360)
Mujer		-3,2989*** (0,8247)	-0,3263 (0,5506)	0,0337 (0,5009)	0,0765 (0,5004)
Concertación			18,5684*** (0,3631)	15,3249*** (0,4222)	15,2925*** (0,4252)
Alianza			14,2801*** (0,3822)	11,3684*** (0,4335)	11,4148*** (0,4265)
Incumbente				10,4887*** (0,6754)	10,5463*** (0,6758)
Parlamentario anterior a 1989					3,0452** (1,4238)
Observaciones	13,301	13,301	13,301	13,301	13,301
R-cuadrado	0,056	0,063	0,471	0,558	0,560

Nota: Todas las regresiones controlan por efectos fijos de comuna y tiempo. Los errores robustos se muestran en paréntesis. Los errores consideran clúster por distrito × año de elección. *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

d) Gasto electoral

Como se señaló anteriormente, los candidatos pertenecientes a dinastías políticas pueden tener ventaja sobre un competidor no dinástico a través de múltiples canales. Uno de ellos podría ser el capital financiero disponible para desarrollar su campaña. En vista de lo anterior se agrega a la regresión base el control de gasto electoral, a fin de evaluar si el efecto de la variable de apellido político se desaparece al controlar por el gasto del candidato y si un candidato dinástico obtiene mayores ventajas de dicho gasto. Para lo anterior, se limita la muestra a los años en que se tiene información disponible de gasto electoral que corresponde a las elecciones de 2005 y 2009.

Cuadro 15: Efecto de tener un apellido político sobre el porcentaje de votos, Interacción con gasto electoral

VARIABLES	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Coincidencia Apellido Paterno	5,0648*** (1,7031)	5,0612*** (1,7011)	3,2228*** (1,2251)	1,7949* (0,9758)	1,8649* (0,9896)
Gasto (en millones CLP)	0,4293*** (0,0288)	0,4293*** (0,0287)	0,2078*** (0,0262)	0,1382*** (0,0283)	0,1386*** (0,0282)
Coincidencia Apellido Paterno × Gasto (en millones CLP)	-0,0972* (0,0578)	-0,0971* (0,0577)	-0,0362 (0,0410)	-0,0029 (0,0426)	-0,0040 (0,0425)
Mujer		-0,0333 (1,3977)	0,6908 (1,0309)	0,7767 (0,8765)	0,7455 (0,8829)
Concertación			15,6467*** (0,6979)	12,7299*** (0,6427)	12,7854*** (0,6568)
Alianza			11,2851*** (0,9329)	8,6766*** (0,8125)	8,6755*** (0,8153)
Incumbente				10,2618*** (1,1498)	10,2167*** (1,1563)
Parlamentario anterior a 1989					-1,9537 (2,0641)
Observaciones	4,468	4,468	4,468	4,468	4,468
R-cuadrado	0,288	0,288	0,515	0,607	0,608

Nota: Todas las regresiones controlan por efectos fijos de comuna y tiempo. Los errores robustos se muestran en paréntesis. Los errores consideran clúster por distrito × año de elección. *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Según se observa en la columna 1 del Cuadro 15, el efecto de la variable dinástica sube respecto a su escenario base. Por otro lado, el efecto del gasto es el esperado, siendo positivo y significativo. A su vez, el efecto de la interacción es negativo, lo que da cuenta de que el efecto del gasto electoral es menor en candidatos dinásticos. Estos resultados son robustos a la incorporación del control por candidatas. Al añadir el control de los partidos políticos se pierde la significancia de la interacción y cae la magnitud de los regresores de la variable dinástica y del gasto electoral. En las columnas 4 y 5 el regresor de “Coincidencia Apellido Paterno” disminuye su magnitud, pero sigue siendo significativa, aunque solo al 10 por ciento. Por otro lado, se estabiliza el efecto del gasto en un incremento de 0,14 puntos porcentuales por millón de pesos gastado. De esta forma, considerando las últimas dos especificaciones, el

efecto dinástico sería equivalente a un gasto electoral de entre 13 y 13,5 millones de pesos.

Adicionalmente se analiza si el hecho de pertenecer a una dinastía política permite al candidato tener comparativamente más fondos para gastar. A fin de analizar esto se realiza la siguiente regresión:

$$G_{idlt} = \alpha_0 + \beta D_{idlt} + \gamma X_{idlt} + \delta Z_d + \nu L_l + \eta T_t + \epsilon_{idlt}$$

G_{idlt} es el gasto (en millones de CLP) del candidato i , en el distrito d , perteneciente a la lista l y en año de elección t . La variable de interés es D_{idlt} , que señala si el candidato es dinástico, X_{idlt} son características del candidato, en particular su género, si es incumbente y si fue parlamentario con anterioridad al golpe de estado. Finalmente, se controla por efectos fijos de distrito, lista y año. Según se muestra en el Cuadro 16 la variable dinástica muestra un pequeño efecto positivo solo en la primera especificación, sin embargo, al controlar por efectos fijos de distrito la variable pierde significancia y magnitud. De manera equivalente a lo que ocurre en el porcentaje de votos, los mayores determinantes del gasto electoral son la pertenencia a una de las dos grandes coaliciones y la característica de incumbente.

Los resultados anteriores pueden deberse a dos efectos contrapuestos de la característica dinástica del candidato. Como se menciona anteriormente, un candidato dinástico puede tener mayor acceso a financiamiento, ya sea a través de capital financiero de la familia o por mayor capacidad de endeudamiento. No obstante, la calidad de dinástico también puede llevar a una menor necesidad de gasto electoral. Por ejemplo, si el candidato hereda reconocimiento de marca (es decir, que la gente lo pueda reconocer a como familiar de un político anterior) puede generar que requiera menor gasto electoral para alcanzar resultados iguales o superiores que un candidato que no posea esta característica.

5.5. Discusión

De acuerdo al análisis mostrado, los candidatos dinásticos tendrían una ventaja en la percepción que tienen los electores sobre ellos, lo que se refleja en un mayor porcentaje de votos. Los resultados dan evidencia a favor de que el efecto provendría de un reconocimiento de marca, dado que se daría para apellidos menos comunes. A su vez, este efecto solo afectaría a los candidatos pertenecientes a la Concertación y no a los de la Alianza o aquellos que compiten en otros pactos. Por otro lado, no se observa que el efecto de los apellidos pueda explicarse debido a la pertenencia a un grupo étnico en particular o que su interacción sea relevante. En el mismo sentido, de acuerdo a los resultados, la ventaja dinástica en el porcentaje de votos no provendría por una mayor capacidad financiera.

Cuadro 16: Efecto de apellido político sobre el gasto del candidato (en millones CLP)

VARIABLES	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Coincidencia Apellido Paterno	3,9292*	1,8671	1,7662	0,8094	0,2060
	(2,0816)	(1,9810)	(1,9829)	(1,6538)	(1,6420)
Mujer			-1,9956	-0,7270	-0,7083
			(1,4117)	(1,2298)	(1,2147)
Concertación				15,3749***	12,0788***
				(1,6086)	(1,5098)
Alianza				18,3044***	15,2410***
				(2,0705)	(1,8749)
Incumbente					8,5959***
					(1,9142)
EF Distrito	No	Sí	Sí	Sí	Sí
EF Año	No	Sí	Sí	Sí	Sí
Observaciones	815	815	815	815	815
R-cuadrado	0,006	0,350	0,351	0,501	0,524

Nota: Los errores robustos se muestran en paréntesis. Los errores consideran clúster por distrito × año de elección. *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Sin perjuicio de los resultados anteriores, cabe destacar que el análisis solo se basa en una parte del proceso de selección de los candidatos. De este modo, no se abarca el proceso de selección de candidatos que cada partido o coalición realiza de manera anterior a la votación. No obstante, si existe un beneficio para el candidato dinástico en términos de porcentaje de votos, entonces los partidos también tendrían incentivos en capitalizar dicho efecto a través de incorporar más candidatos dinásticos.

6. Conclusión

En esta investigación se abordó la existencia de dinastías políticas en Chile, así como los posibles mecanismos para explicarla. En el periodo analizado Chile cuenta con una proporción de políticos dinásticos comparativamente alta en relación a otras democracias.

Acerca de los mecanismos que podrían explicar la existencia de dinastías, la primera hipótesis es la importancia de las redes de los candidatos, siguiendo el modelo propuesto por Cruz, Labonne y Querubín (2017). Como se muestra en la sección 4, los candidatos no son más propensos a salir de familias más centrales ni la centralidad impactaría el porcentaje de votos que obtienen. En consecuencia, el impacto de la familia en política no sería a través de conexiones familiares dentro de una comuna.

Esto se diferencia de lo encontrado por Cruz, Labonne y Querubín (2018), lo cual se podría explicar por el énfasis que les da su teoría a las prácticas clientelares. En particular, el trabajo presentado por dichos autores analiza votaciones municipales, en que los candidatos pueden asignar fondos de programas sociales y empleados a los electores. En cambio, este trabajo se enfoca en parlamentarios, que pueden estar comparativamente más limitados para realizar estas acciones. Además, otra limitación de esta investigación es que personas que compartan un apellido podrían no necesariamente considerarse como miembros de una familia, especialmente en unidades geográficas con muchos votantes.

Por otro lado, utilizando los apellidos de parlamentarios anteriores a 1973 como aproximación de candidato dinástico, se observa que los candidatos con esta característica son mejor valorados por los electores, obteniendo un mayor porcentaje de votos. Este efecto es robusto al controlar por grupos étnicos y gasto electoral. Esto se encuentra en línea con lo documentado por Feinstein (2010), Querubín (2016) y Van Coppenolle (2017), que encuentran incrementos en el porcentaje de votos para candidatos dinásticos en EE. UU. Filipinas y Bélgica, respectivamente.

Por lo tanto, la familia juega un rol cuando un candidato posee un antecesor que haya sido político, especialmente si los votantes pueden identificar el vínculo entre ambos. En este sentido, es consistente que los resultados den evidencia a favor de que el canal a través del que opera este “premio” de los candidatos dinásticos es el reconocimiento de marca. En primer lugar, la aproximación de candidato dinástico con mayor magnitud es la coincidencia de apellido paterno, lo cual podría deberse a un vínculo más claro entre miembros de una dinastía política. En segundo lugar, existe una relación negativa entre la variable dinástica con apellidos comunes, lo cual podría ser una dificultad de los votantes de reconocer a candidatos dinásticos con apellidos comunes, aunque también podría deberse al problema de armar la variable dinástica a través de coincidencia de apellidos. Además, el efecto de los apellidos dinásticos sería relevante para candidatos de la Concertación y no para los de la Alianza, por lo que los votantes podrían estar asociando y valorando a los candidatos con personas que se opusieron a la dictadura. El reconocimiento de marca de es uno de los canales que destacan tanto Rossi (2017) como Dal Bó, Dal Bó y Snyder (2009), por lo cual

esta investigación estaría en línea con lo reportado en la literatura.

Existen áreas en que se puede ampliar la investigación. Las especificaciones anteriores carecen de información bibliográfica de los candidatos, lo cual podría ayudar a entender con mayor profundidad los canales a través de los cuales opera el efecto dinástico. Por ejemplo, en esta investigación, los datos disponibles no permiten identificar si existen diferencias entre candidatos dinásticos en términos de niveles educacionales o experiencia laboral. También, la existencia de mejor información biográfica permitiría utilizar la metodología de regresión discontinua que es la que mayoritariamente se ocupa para desagregar la ventaja de permanecer en un cargo político respecto de otras características familiares.

Además, según se ve en la sección 3, el principal determinante durante el periodo observado es la pertenencia a una de las dos principales coaliciones. No obstante, las especificaciones no permiten identificar los procesos de selección que operan en los partidos. Otro punto por profundizar son los efectos que pueden tener la existencia de dinastías políticas en Chile. De acuerdo con lo presentado en la sección 2, es probable que la existencia de dinastías políticas genere efectos adversos en el bienestar de la sociedad. Por lo tanto, puntos a analizar tienen relación a diferencias entre políticos dinásticos y no dinásticos en términos de características deseables para el cargo (niveles educacionales, experiencia laboral, entre otras), así como resultados (iniciativas de ley presentadas, iniciativas de ley aprobadas, indicadores socioeconómicos en caso de municipalidades, entre otros).

7. Bibliografía

- Abrajano, M. A., & Alvarez, R. M. (2005). A natural experiment of race-based and issue voting: The 2001 city of Los Angeles elections. *Political Research Quarterly*, 58(2), 203–218. <https://doi.org/10.1177/106591290505800202>
- Acemoglu, D., Egorov, G., & Sonin, K. (2010). Political selection and persistence of bad governments. *The Quarterly Journal of Economics*, 125(4), 1511–1575. <https://doi.org/10.1162/qjec.2010.125.4.1511>
- Akerlof, G. A., & Kranton, R. E. (2000). Economics and identity. *The Quarterly Journal of Economics*, 115(3), 715–753. <https://doi.org/10.1162/003355300554881>
- Asako, Y., Iida, T., Matsubayashi, T., & Ueda, M. (2015). Dynastic politicians: Theory and evidence from Japan. *Japanese Journal of Political Science*, 16(1), 5–32. <https://doi.org/10.1017/s146810991400036x>
- Bennedsen, M., Nielsen, K. M., Perez-Gonzalez, F., & Wolfenzon, D. (2007). Inside the family firm: The role of families in succession decisions and performance. *The Quarterly Journal of Economics*, 122(2), 647–691. <https://doi.org/10.1162/qjec.122.2.647>

- Boudreau, C., Elmendorf, C. S., & MacKenzie, S. A. (2019). Racial or spatial voting? The effects of candidate ethnicity and ethnic group endorsements in local elections: Racial or spatial voting. *American Journal of Political Science*, 63(1), 5–20. <https://doi.org/10.1111/ajps.12401>
- Chattopadhyay, R., & Duflo, E. (2004). Women as policy makers: Evidence from a randomized policy experiment in India. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 72(5), 1409–1443. <https://doi.org/10.1111/j.1468-0262.2004.00539.x>
- Corvalan, A., Querubín, P., & Vicente, S. (2020). The political class and redistributive policies. *Journal of the European Economic Association*, 18(1), 1–48. <https://doi.org/10.1093/jeea/jvy040>
- Cruz, C. (2019). Social networks and the targeting of vote buying. *Comparative Political Studies*, 52(3), 382–411. <https://doi.org/10.1177/0010414018784062>
- Cruz, C., Labonne, J., & Querubín, P. (2017). Politician family networks and electoral outcomes: Evidence from the Philippines. *American Economic Review*, 107(10), 3006–3037. <https://doi.org/10.1257/aer.20150343>
- Dal Bó, E., Dal Bó, P., & Snyder, J. (2009). Political dynasties. *The Review of Economic Studies*, 76(1), 115–142. <https://doi.org/10.1111/j.1467-937x.2008.00519.x>
- Daniele, G., Romarri, A., & Vertier, P. (2021). Dynasties and policymaking. *Journal of Economic Behavior & Organization*, 190(C), 89–110. <https://doi.org/10.1016/j.jebo.2021.07.023>
- Durante, R., Labartino, G., & Perotti, R. (2011). Academic dynasties: Decentralization and familism in the Italian academia. NBER Working Papers. <https://ideas.repec.org/p/nbr/nberwo/17572.html>
- Feinstein, B. D. (2010). The dynasty advantage: Family ties in congressional elections. *Legislative studies quarterly*, 35(4), 571–598. <https://doi.org/10.3162/036298010793322366>
- Fiva, J. H., & Smith, D. M. (2018). Political dynasties and the incumbency advantage in party-centered environments. *The American Political Science Review*, 112(3), 706–712. <https://doi.org/10.1017/s0003055418000047>
- Geys, B. (2017). Political dynasties, electoral institutions and politicians’ human capital. *Economic Journal (London, England)*, 127(605), F474–F494. <https://doi.org/10.1111/eoj.12444>
- Geys, B., & Smith, D. M. (2017). Political dynasties in democracies: Causes, consequences and remaining puzzles. *Economic Journal (London, England)*, 127(605), F446–F454. <https://doi.org/10.1111/eoj.12442>

- Huber, J. D., & Suryanarayan, P. (2016). Ethnic inequality and the ethnification of political parties: Evidence from India. *World Politics*, 68(1), 149–188. <https://doi.org/10.1017/s0043887115000349>
- Hudson, R. A. (Ed.). (1994). *Chile: A Country Study* (3a ed., Vols. 550–77). Department of the Army.
- Joignant, A. (2014). El Capital Político Familiar: Ventajas de parentela y concentraciones de mercado en las elecciones generales chilenas de 2013. *Política. Revista de Ciencia Política*, 52(2), 13–48. <https://doi.org/10.5354/0719-5338.2014.36134>
- Luna, J. P., Zechmeister, E. & Seligson M. (2010). *Cultura Política de la Democracia en Chile, 2010. Consolidación democrática en las Américas en tiempos difíciles*. Pontificia Universidad Católica de Chile.
- Mendoza, R. U., Beja, E. L., Jr, Venida, V. S., & Yap, D. B. (2016). Political dynasties and poverty: measurement and evidence of linkages in the Philippines. *Oxford Development Studies*, 44(2), 189–201. <https://doi.org/10.1080/13600818.2016.1169264>
- Querubin, P. (2016). Family and politics: Dynastic persistence in the Philippines. *Quarterly Journal of Political Science*, 11(2), 151–181. <https://doi.org/10.1561/100.00014182>
- Rossi, M. A. (2017). Self-perpetuation of political power. *Economic Journal* (London, England), 127(605), F455–F473. <https://doi.org/10.1111/econj.12443>
- Smith, D. M. (2012). *Succeeding in politics: dynasties in democracies*. UC San Diego.
- van Coppenolle, B. (2014). *Political dynasties and elections*. London School of Economics and Political Science.
- van Coppenolle, B. (2017). Political dynasties in the UK house of commons: The null effect of narrow electoral selection: Political dynasties in the UK house of commons. *Legislative Studies Quarterly*, 42(3), 449–475. <https://doi.org/10.1111/lsq.12164>

8. Anexo

Cuadro 17: Probabilidad de la familia de tener un candidato, elecciones de diputados

Variables	1989			1993			1997		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
Centralidad	0,0051*** (0,0002)	0,0051*** (0,0002)	0,0005 (0,0007)	0,0047*** (0,0002)	0,0047*** (0,0002)	0,0001 (0,0006)	0,0053*** (0,0002)	0,0053*** (0,0002)	-0,0001 (0,0007)
% Familia			0,0592*** (0,0104)			0,0619*** (0,0090)			0,0751*** (0,0115)
EF Distrito	No	Sí	Sí	No	Sí	Sí	No	Sí	Sí
Obs	341,657	341,657	341,657	363,423	363,423	363,423	385,221	385,221	385,221
R-cuadrado	0,022	0,022	0,028	0,022	0,022	0,029	0,025	0,025	0,035

Probabilidad de la familia de tener un candidato, elecciones de diputados (cont.)

Variables	2001			2005			2009		
	(10)	(11)	(12)	(13)	(14)	(15)	(16)	(17)	(18)
Centralidad	0,0045*** (0,0002)	0,0045*** (0,0002)	-0,0009 (0,0007)	0,0044*** (0,0002)	0,0044*** (0,0002)	-0,0004 (0,0006)	0,0046*** (0,0002)	0,0046*** (0,0002)	-0,0005 (0,0007)
% Familia			0,0789*** (0,0117)			0,0720*** (0,0120)			0,0808*** (0,0120)
EF Distrito	No	Sí	Sí	No	Sí	Sí	No	Sí	Sí
Obs	412,718	412,718	412,718	439,784	439,784	439,784	475,607	475,607	475,607
R-cuadrado	0,023	0,023	0,036	0,022	0,022	0,033	0,024	0,024	0,037

Nota: Regresión se realiza a nivel de familia-distrito, Errores estándar robustos (en paréntesis) consideran cluster por distrito.*** p<0,01; ** p<0,05; * p<0,1

Cuadro 18: Regresiones de centralidad sobre el porcentaje de votos, solo votación de 1989

VARIABLES	(1)	(2)	(3)	(4)
Centralidad	0,6919*	0,7668	0,4765	0,4641
	(0,3837)	(0,4866)	(0,4926)	(0,5072)
% Familia			0,3652	0,3274
			(0,7019)	(0,7240)
Sin familia en comuna				-1,2015
				(0,7352)
EF Candidato	Sí	Sí	Sí	Sí
EF Distrito	No	Sí	Sí	Sí
Obs	2,246	2,246	2,246	2,246
R-cuadrado	0,820	0,820	0,820	0,821

Nota: Regresión se realiza a nivel de candidato-comuna, Errores estándar robustos (en paréntesis) consideran cluster por comuna.*** p<0,01; ** p<0,05; * p<0,1

Cuadro 19: Regresiones de centralidad sobre el porcentaje de votos, solo votación de 1993

VARIABLES	(1)	(2)	(3)	(4)
Centralidad	0,5926*	0,7056*	0,1018	0,0882
	(0,3223)	(0,3991)	(0,5137)	(0,5175)
% Familia			0,6450	0,6348
			(0,3964)	(0,4012)
Sin familia en comuna				-0,6051
				(0,7120)
EF Candidato	Sí	Sí	Sí	Sí
EF Distrito	No	Sí	Sí	Sí
Obs	1,995	1,995	1,995	1,995
R-cuadrado	0,877	0,878	0,879	0,879

Nota: Regresión se realiza a nivel de candidato-comuna, Errores estándar robustos (en paréntesis) consideran cluster por comuna.*** p<0,01; ** p<0,05; * p<0,1

Cuadro 20: Regresiones de centralidad sobre el porcentaje de votos, solo votación de 1997

VARIABLES	(1)	(2)	(3)	(4)
Centralidad	0,3814 (0,3054)	0,5016 (0,3805)	0,4437 (0,3972)	0,3988 (0,3981)
% Familia			0,0739 (0,4021)	0,0383 (0,4087)
Sin familia en comuna				-1,9345*** (0,6377)
EF Candidato	Sí	Sí	Sí	Sí
EF Distrito	No	Sí	Sí	Sí
Obs	2,406	2,406	2,406	2,406
R-cuadrado	0,858	0,859	0,859	0,860

Nota: Regresión se realiza a nivel de candidato-comuna, Errores estándar robustos (en paréntesis) consideran cluster por comuna.*** p<0,01; ** p<0,05; * p<0,1

Cuadro 21: Regresiones de centralidad sobre el porcentaje de votos, solo votación de 2001

VARIABLES	(1)	(2)	(3)	(4)
Centralidad	-0,0462 (0,3147)	-0,0462 (0,3966)	-0,5621 (0,5422)	-0,5851 (0,5472)
% Familia			0,6471 (0,7094)	0,6403 (0,7078)
Sin familia en comuna				-1,1505 (0,8826)
EF Candidato	Sí	Sí	Sí	Sí
EF Distrito	No	Sí	Sí	Sí
Obs	1,971	1,971	1,971	1,971
R-cuadrado	0,857	0,858	0,858	0,859

Nota: Regresión se realiza a nivel de candidato-comuna, Errores estándar robustos (en paréntesis) consideran cluster por comuna.*** p<0,01; ** p<0,05; * p<0,1

Cuadro 22: Regresiones de centralidad sobre el porcentaje de votos, solo votación de 2005

VARIABLES	(1)	(2)	(3)	(4)
Centralidad	0,3359 (0,3145)	0,3906 (0,4055)	-0,0699 (0,5913)	-0,0672 (0,5905)
% Familia			0,6295 (0,4927)	0,6037 (0,4915)
Sin familia en comuna				-0,6327 (0,5830)
EF Candidato	Sí	Sí	Sí	Sí
EF Distrito	No	Sí	Sí	Sí
Obs	2,093	2,093	2,093	2,093
R-cuadrado	0,891	0,892	0,892	0,892

Nota: Regresión se realiza a nivel de candidato-comuna, Errores estándar robustos (en paréntesis) consideran cluster por comuna. *** p<0,01; ** p<0,05; * p<0,1

Cuadro 23: Regresiones de centralidad sobre el porcentaje de votos, solo votación de 2009

VARIABLES	(1)	(2)	(3)	(4)
Centralidad	0,9689** (0,3807)	1,2396** (0,4895)	0,8212 (0,5909)	0,7958 (0,6061)
% Familia			0,5562 (0,5117)	0,5564 (0,5103)
Sin familia en comuna				-0,7530 (0,7922)
EF Candidato	Sí	Sí	Sí	Sí
EF Distrito	No	Sí	Sí	Sí
Obs	2,264	2,264	2,264	2,264
R-cuadrado	0,860	0,860	0,860	0,861

Nota: Regresión se realiza a nivel de candidato-comuna, Errores estándar robustos (en paréntesis) consideran cluster por comuna. *** p<0,01; ** p<0,05; * p<0,1

Cuadro 24: Vínculos familiares de diputados con parlamentarios anteriores a 1989 (diputados por periodo)

Tipo de diputado		
Tipo	Frecuencia	Porcentaje
No Dinástico	601	83,5 %
Dinástico	119	16,5 %
Total	720	100 %

Clasificación lazo diputado		
Clasificación	Frecuencia	Porcentaje
Hijo/a	71	9,9 %
Nieto/a	26	3,6 %
Sobrino/a	13	1,8 %
Sobrino-Nieto	6	0,8 %
Yerno/Nuera	4	0,6 %
Bisnieto	2	0,3 %
Tataranieto	2	0,3 %
Esposa	1	0,1 %
Indeterminado	1	0,1 %

Cuadro 25: Vínculos familiares de diputados con parlamentarios anteriores a 1989

Tipo de diputado		
Tipo	Frecuencia	Porcentaje
No Dinástico	274	84,3 %
Dinástico	51	15,7 %
Total	325	100 %

Clasificación lazo diputado		
Clasificación	Frecuencia	Porcentaje
Hijo/a	30	9,2 %
Nieto/a	11	3,4 %
Sobrino/a	7	2,2 %
Sobrino-Nieto	1	0,3 %
Yerno/Nuera	4	1,2 %
Bisnieto	1	0,3 %
Tataranieto	1	0,3 %
Esposa	1	0,3 %
Indeterminado	1	0,3 %

Cuadro 26: Frecuencia de candidatos, según calidad de dinásticos e incumbente

Tipo de candidato	No incumbente	Incumbente	Total
No Dinástico	6.850 (62,3 %)	1.758 (16,2 %)	8.635 (78,5 %)
Dinástico	1.599 (14,5 %)	770 (7,0 %)	2.369 (21,5 %)
Total	8.449 (76,8 %)	2.555 (23,2 %)	11.004 (100 %)

Cuadro 27: Frecuencia de candidatos, según calidad de dinásticos e incumbente

Tipo de candidato	No incumbente	Incumbente	Total
No Dinástico	1.229 (60,8 %)	377 (16,7 %)	1.566 (77,4 %)
Dinástico	321 (15,9 %)	135 (6,7 %)	456 (22,6 %)
Total	1.550 (76,7 %)	472 (23,3 %)	2.022 (100 %)

Cuadro 28: Efecto de tener un apellido político sobre el porcentaje de votos

VARIABLES	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Apellido político	2,4172* (1,3377)	2,1124 (1,3242)	0,7078 (0,8155)	0,6367 (0,8339)	0,3828 (0,8497)
Mujer		-5,0050** (2,2509)	1,1260 (1,2756)	1,3849 (1,2851)	1,2789 (1,2896)
Concertación			19,2861*** (0,7203)	17,7289*** (0,8360)	17,5759*** (0,8289)
Alianza			14,2216*** (0,7210)	13,0646*** (0,7759)	13,1919*** (0,7654)
Incumbente antiguo				6,2377*** (1,0630)	5,9113*** (1,1038) 1,7208 (1,3869)
Observaciones	6,905	6,905	6,905	6,905	6,905
R-cuadrado	0,050	0,063	0,471	0,497	0,499

Nota: Todas las regresiones controlan por efectos fijos de comuna y tiempo. Los errores robustos se muestran en paréntesis. Los errores consideran clúster por circunscripción senatorial \times año de elección. *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$

Cuadro 29: Efecto de tener un apellido político sobre el porcentaje de votos, por tipo de apellido

VARIABLES	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Paterno político	2,4587* (1,2478)	2,2110* (1,1513)	1,0133 (0,9684)	0,3973 (0,9446)	0,0850 (0,9191)
Materno político	2,2298* (1,2653)	2,1489 (1,3103)	0,8041 (0,9270)	0,9105 (0,9002)	0,5923 (0,9611)
Mujer		-4,8945** (2,2369)	1,1784 (1,2386)	1,3766 (1,2533)	1,2677 (1,2614)
Concertación			19,1498*** (0,7278)	17,6693*** (0,8423)	17,5692*** (0,8388)
Alianza			14,2255*** (0,7427)	13,0454*** (0,7718)	13,1519*** (0,7654)
Incumbente				6,1788*** (1,0552)	5,9428*** (1,1090)
Parlamentario anterior a 1989					1,5189 (1,4469)
Observaciones	6,905	6,905	6,905	6,905	6,905
R-cuadrado	0,059	0,072	0,473	0,498	0,499

Nota: Todas las regresiones controlan por efectos fijos de comuna y tiempo. Los errores robustos se muestran en paréntesis. Los errores consideran clúster por circunscripción senatorial \times año de elección. *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$

Cuadro 30: Efecto de tener un apellido político sobre el porcentaje de votos, solo coincidencia de apellido paterno

VARIABLES	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Coincidencia Apellido Paterno	3,0754** (1,5256)	2,8400* (1,4502)	1,6908* (0,9608)	1,2981 (0,9881)	0,7922 (1,1023)
Mujer		-5,0415** (2,2359)	1,1885 (1,2047)	1,4162 (1,2230)	1,3142 (1,2197)
Concertación			19,1856*** (0,7036)	17,6908*** (0,8077)	17,5886*** (0,8169)
Alianza			14,3422*** (0,7048)	13,1829*** (0,7406)	13,2392*** (0,7389)
Incumbente				6,1173*** (1,0671)	5,9066*** (1,0940)
Parlamentario anterior a 1989					1,3636 (1,5253)
Observaciones	6,905	6,905	6,905	6,905	6,905
R-cuadrado	0,053	0,066	0,473	0,498	0,499

Nota: Todas las regresiones controlan por efectos fijos de comuna y tiempo. Los errores robustos se muestran en paréntesis. Los errores consideran clúster por circunscripción senatorial × año de elección. *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1