



**“Cohesión, Polarización y Homofilia: Análisis de redes en la
Cámara de Diputados Chilena 2006-2021”**

**TESIS PARA OPTAR AL GRADO DE
MAGÍSTER EN ANÁLISIS ECONÓMICO**

**Alumno: Benjamín Álvarez Werth
Profesor Guía: Carmen Le Foulon, Javier Núñez**

Santiago, Julio 2024

Facultad de Economía y Negocios
Universidad de Chile

Cohesión, Polarización y Homofilia: Análisis de redes en la Cámara de Diputados Chilena 2006-2021*

Benjamín Álvarez Werth

Profesor Guía: Javier Núñez[†].
Profesora Co-Guía: Carmen Le Foulon[‡]

Tesis para optar por el grado de Magíster en Análisis Económico.

Julio 2024

*Agradecimientos: A todos quienes me apoyaron a lo largo de este camino, amigos y familia, por su motivación y constante ayuda. En particular, agradezco a mi profesora guía, Carmen Le Foulon, por sus valiosos comentarios, orientación y buena disposición. También, a mi otro profesor guía, Javier Núñez, por su constante motivación y apoyo. Esta tesis se enmarca dentro del Proyecto Fondecyt Iniciación 11201279.

[†]Universidad de Chile

[‡]Universidad Adolfo Ibáñez.

Resumen

Utilizando datos de copatrocinios de proyectos de ley (mociones), este trabajo busca caracterizar las redes que se forman dentro de la Cámara de Diputados tanto en términos de cohesión y polarización, así como también analizar los factores que inciden en su formación. Aprovecha el contexto en el cual cambia la composición del congreso debido a un cambio en el sistema electoral y la implementación de una ley de cuotas. Esto aumenta tanto el número de partidos, como el de diputados y mujeres, todo bajo la misma institucionalidad. Encontramos evidencia de que las redes que se forman a partir del subconjunto de mociones exitosas (es decir, aquellas mociones que logran llegar a votación en el pleno y ser aprobadas) son menos cohesionadas y polarizadas que el conjunto de todas las mociones. No se evidencia un efecto producto del cambio en el sistema electoral. Para estudiar los determinantes de las redes se utiliza un modelo ERGM. Como principales resultados destaca la importancia de la coalición como determinante, esto al analizar tanto todas las mociones como el subconjunto de aquellas exitosas. Este efecto es mayor para la coalición de derecha. Por su parte, la homofilia entre mujeres es un determinante importante, pero solo antes del cambio en el sistema electoral, lo que podría evidenciar un efecto de la implementación de la ley de cuotas.

Abstract

Using data on co-sponsorship data, this paper attempts to characterize the networks formed within the Chamber of Deputies both in terms of cohesion and polarization, as well as to analyze the factors that influence their formation. It takes advantage of the context in which the composition of the congress changes due to a change in the electoral system and the implementation of a quota law. This increases the number of parties, as well as the number of deputies and women, all within the same institutional framework. We find evidence that the networks formed from the subset of successful motions (i.e., those motions that make it to a plenary vote and are approved) are less cohesive and polarized than the set of all motions. There is no evidence of an effect resulting from the change in the electoral system. An ERGM model is used to study the determinants of the networks. The main results highlight the importance of the coalition as a determinant, both when analyzing all the motions and the subset of those that were successful. This effect is stronger for the right-wing coalition. In turn, homophily among women is an important determinant, but only before the change in the electoral system, which can evidence an effect of the implementation of the quota law.

Puntos clave

- Se utilizan datos de copatrocinio para analizar las preferencias de los diputados.
- Cambio del sistema electoral no tuvo efecto en cohesión y polarización de las redes.
- Homofilia a nivel de coalición es más importante para coalición de derecha.
- Homofilia entre mujeres es importante cuando estaban subrepresentadas.

1. Introducción

Estudios han mostrado que la polarización política puede generar una erosión en la democracia de los países y por consiguiente, puede llegar a afectar su economía (Arbatli y Rosenberg, 2021; McCoy, Rahman, y Somer, 2018). La relación que se genera entre legisladores de partidos y coaliciones políticamente opuestas puede hacer frente a las tendencias polarizadoras (Aleman, Calvo, Jones, y Kaplan, 2009; Cho y Fowler, 2010; Hall y Wayman, 1990; Krutz, 2001), por lo que entender el cómo se relacionan los congresistas no solo es importante a nivel de representación, sino que también como una forma de enfrentar y entender la polarización. Este tipo de relaciones puede proveer un ambiente favorable para la democracia y el consenso político (Aleman y Calvo, 2013), por lo que es de vital importancia analizar cómo se da esta colaboración.

Para el caso de Chile, se ha estudiado la importancia de las redes que se forman entre diputados de distintas coaliciones para contrarrestar o mitigar la polarización política (Le Foulon Morán, 2020; Aleman y Calvo, 2013; Aleman y cols., 2009). Sin embargo, la literatura que estudia los determinantes de la formación de estas redes es más bien incipiente en Chile.

Así, este trabajo aprovecha el cambio en el sistema de elección de los diputados, el cual tiene como efecto un cambio en la estructura del congreso, manteniendo las mismas reglas. Las principales modificaciones tuvieron que ver con disminuir los distritos, aumentar el número de escaños electos por cada uno de ellos e introducir una Ley de cuotas, lo que resultó en un mayor número de diputados, además de un mayor número de partidos y mujeres congresistas, aumentando así la fragmentación en la Cámara de Diputados. Se busca explorar si es que este cambio en la composición del congreso, manteniendo la misma institucionalidad, tiene un efecto en la cohesión y polarización de las redes que se derivan a partir del copatrocinio de proyectos de ley (mociones), al igual que en los principales determinantes de la formación de estas redes.

Para caracterizar el cómo son estas redes, se realiza un análisis descriptivo similar al de [Le Foulon Morán \(2020\)](#), expandiendo el periodo de tiempo post cambio del sistema electoral. El principal aporte en relación a ese trabajo es el estudio de cuáles son los determinantes que influyen en la formación de estas redes. Para esto, se utiliza un modelo *Exponential Random Graph Model* (ERGM), comúnmente utilizado en la literatura, para explorar si existen patrones de homofilia de género y coalición.

Cómo se vinculan los miembros del congreso ha sido estudiado por la literatura y se le han atribuido a múltiples lazos sociales ([Borgatti, Mehra, Brass, y Labianca, 2009](#)). En particular, se ha usado un enfoque de Análisis de Redes Sociales (ARS), el cual permite analizar las interacciones que se forman dentro de una determinada comunidad ([Ward, Stovel, y Sacks, 2011](#)). Así, se han investigado las redes que se forman utilizando datos de copatrocinio de proyectos de ley. Esta es una de las formas que permiten estudiar la conexión que desarrollan los legisladores mientras están en el cargo ([Crisp, Kanthak, y Leijonhufvud, 2004](#); [Aleman y Calvo, 2013](#)). Diversos autores han analizado para el caso de Estados Unidos las redes que se forman a partir del copatrocinio, estudiando tanto cómo influye la ideología y el partido al que se pertenece, como también intentando caracterizar estas redes ([Campbell, 1982](#); [Burkett, 1997](#); [Faust y Skvoretz, 2002](#)). Otros autores, aparte de caracterizarlas, intentan ver cómo pueden influir en el comportamiento legislativo, además de estudiar su evolución a través del tiempo ([Fowler, 2006a, 2006b](#); [Zhang y cols., 2008](#)).

Latinoamérica no se ha quedado atrás y varios autores han estudiado las redes legislativas a partir de datos de copatrocinio, sin embargo, estos se han enfocado principalmente en Argentina, Perú y Chile ([Crisp y cols., 2004](#); [Aleman y cols., 2009](#); [Aleman y Calvo, 2013](#); [Rodríguez, 2016](#); [Lee, Magallanes, y Porter, 2017](#); [Le Foulon Morán, 2020](#)).

Otra parte de la literatura ha aportado a la relación que existe entre el copatrocinio y la probabilidad de éxito en las mociones de los legisladores. Así, autores como [Kirkland \(2011\)](#) para Estados Unidos proponen un modelo que predice que cuando los vínculos entre los congresistas son más débiles, la probabilidad de obtener éxito legislativo aumenta. Resultados similares encuentra [Skigin \(2019\)](#) para Argentina y Uruguay.

Para el caso de Chile, en trabajos más bien descriptivos, [Dockendorff \(2021\)](#) encuentra que las mociones que son copatrocinadas por diputados de distintos partidos y/o coaliciones tienden a tener mayor probabilidad de avanzar en el proceso legislativo. También, [Le Foulon Morán \(2020\)](#) encuentra que las mociones que fueron exitosas en llegar al pleno para su votación muestran una red de copatrocinio más transversal y no tan cohesionada.

El uso de datos de copatrocinio entrega la oportunidad de analizar las preferencias innatas de los diputados (o las preferencias que manifiestan para representar a sus electores) dejando de lado la disciplina y el control de agenda de los partidos. Esto es de especial relevancia para el análisis de un país como Chile, en donde se ha documentado que variables como estas son altas y la coalición mayoritaria suele tener un fuerte poder para controlar la agenda legislativa ([Aleman y Navia, 2016](#)). Sumado a esto, en Chile el copatrocinio se ha configurado como una de las formas de colaboración política más relevante entre los partidos ([Dockendorff, 2021](#); [Le Foulon Morán, 2020](#)).

Sin embargo, la utilización de este tipo de datos presenta algunas limitaciones. Entre las principales, se tiene que el copatrocinio puede hacerse con el objetivo de señalar preferencias a otros diputados o electores, sabiendo que el proyecto puede llegar a nunca convertirse en ley. Para hacer

frente a este problema, se estudiarían dos grupos: (1) todas las mociones y (2) aquellas mociones que lograron atravesar el trámite legislativo en la Cámara de Diputados y fueron aprobadas en el pleno. En base a la teoría de la fijación de agenda, las redes derivadas de estos dos grupos no deberían ser iguales (Cox y McCubbins, 2005).

El principal aporte de este trabajo a la literatura existente radica en estudiar la cohesión y polarización en la Cámara de Diputados chilena y su evolución a lo largo de varios periodos legislativos. Además, estimar a través de un modelo la influencia de los diferentes factores que pueden incidir en la formación de redes entre los legisladores y cómo éstas han evolucionado en el tiempo. Dado el periodo comprendido en el análisis, se puede estudiar si los patrones de cohesión y polarización, además de los diferentes factores cambia según la composición de la Cámara. Hasta la fecha, no he evidenciado la existencia de trabajos que estudien estas dos cosas.

Para caracterizar y estudiar los determinantes de la formación de redes, la presente investigación se estructura en dos grandes etapas. En primer lugar, se realizará un análisis descriptivo de las redes para analizar sus niveles de cohesión y polarización. En segundo lugar, se aplicará un modelo analítico que permita estudiar cuáles son los determinantes de estas redes. En ambos casos se distinguirá entre periodos pre y post fin del sistema binominal, con el objetivo de estudiar si es que el cambio en el sistema de elección tuvo efecto en los patrones de cohesión y polarización y en los determinantes de la formación de redes.

El trabajo se organiza de la siguiente manera: la sección 2 revisa el marco conceptual bajo el cual se desarrolla este trabajo y perfila las hipótesis; la Sección 3 entrega un breve resumen sobre el contexto Chileno durante el periodo de análisis, además de entregar una breve descripción de cómo funciona el sistema legislativo; la Sección 4 describe los datos a utilizar; la Sección 5 describe los indicadores que se utilizan para medir la cohesión y polarización de las redes; la Sección 6 describe los resultados encontrados a partir de estos indicadores; la Sección 7 presenta el modelo ERGM que se utiliza para estudiar los determinantes de las redes, además de describir los resultados que se encuentran; y por último, la Sección 8 presenta las conclusiones de este trabajo y las implicancias que tienen los resultados encontrados.

2. Marco Conceptual

2.1. Redes de Copatrocinio

Varios estudios en la literatura han utilizado datos de votaciones para analizar las redes que se forman dentro de la Cámara de Diputados. Sin embargo, se ha documentado también que estos están fuertemente influenciados por la disciplina partidista (Talbert y Potoski, 2002), en donde los líderes de los partidos ejercen una fuerte influencia en las votaciones de los congresistas. También, se ha documentado que las votaciones están sujetas al control de agenda de los partidos, los cuales rara vez permiten que se legisle en materias que dividan a su coalición (Cox y McCubbins, 2005). Por tanto, este tipo de votaciones no permiten identificar de manera amplia las preferencias de los legisladores. Por el contrario, solo muestran sus preferencias sobre aquellos temas que logran llegar a la votación (y que suelen estar influidas por los líderes de los partidos).

Esto es de especial relevancia al estudiar el caso de Chile, en donde la literatura da cuenta de que unidad partidaria en la votación es alta, sobre todo para la coalición gobernante. Así, las votaciones están influidas tanto por los partidos como por la definición de agenda y el hecho de ser coalición gobernante (Aleman y Navia, 2016).

A raíz de lo anterior, el uso de datos de copatrocinio de proyectos de ley surge como una opción para estudiar las redes que se forman en el congreso. A diferencia de los datos de votaciones, estos tienen dos grandes ventajas. Primero, se ha encontrado que no están sujetos a una fuerte unidad partidista (Highton y Rocca, 2005), ya que los líderes de los partidos tienen pocos incentivos para ejercer poder sobre sus congresistas¹ (Talbert y Potoski, 2002). Segundo, se ha encontrado que

¹Barnes (2012) menciona dos razones. Primero, al ser pocas las mociones que llegan a votarse, no es rentable para los partidos ejercer presión sobre sus congresistas. Segundo, es menos probable que en el copatrocinio se vea

tampoco están sujetos al control de agenda de los partidos, por lo que los congresistas son libres de proponer y copatrocinar con quien quieran.

Existen dos principales desventajas de utilizar este tipo de datos. En primer lugar, al ser una actividad voluntaria, no entrega información sobre aquellos diputados que deciden no copatrocinar, por lo que solo se tiene información de aquellos diputados que copatrocinan (Highton y Rocca, 2005). En segundo lugar, el hecho de copatrocinar un proyecto no es difícil para un congresista. Muchas veces puede ser hecho como una forma de *signaling*, ya sea para sus votantes o para los demás congresistas, sabiendo que los proyectos no van a prosperar (Micozzi, 2014).

No obstante, es posible argumentar que las ventajas que proveen los datos de copatrocinio son mayores a sus desventajas. Estos permiten observar las preferencias de los diputados en un rango más amplio de temas, dejando de lado la disciplina partidista y la definición de agenda de los partidos.

Para estudiar si existe algo distinto en las redes que soportan estos proyectos, se realiza la distinción también entre mociones que lograron llegar a votación en el pleno y ser aprobadas, y todo el resto de las mociones. Siguiendo lo que dice la teoría de la fijación de agenda, las redes derivadas de estos dos grupos no debiesen ser iguales (Talbert y Potoski, 2002).

2.2. Determinantes de las Redes

Una parte de la literatura se ha enfocado en tratar de entender cuáles son los determinantes que influyen en la formación de estas redes (Fowler, Heaney, Nickerson, Padgett, y Sinclair, 2011; Koger, 2003; Z. P. Neal, Domagalski, y Yan, 2022). Sin embargo, en Chile esta no es muy extensa. Uno de los pocos trabajos existentes es el de Aleman y Calvo (2013). Estos autores utilizan un modelo ERGM y analizan el congreso de Chile y Argentina durante un periodo legislativo (2002-2006 para el caso de Chile, 1995-1997 para el caso de Argentina), encontrando que existe mayor probabilidad de formar redes con aquellos diputados del mismo espectro político y con aquellos que sean del mismo distrito. Por su parte, Crisp y cols. (2004) analizan los patrones de copatrocinio para el periodo 1990-2002, encontrando que los legisladores tienen incentivos a vincularse con miembros a través del espectro político (principalmente con el objetivo de lograr la reelección), buscando ventajas sin importar el partido o coalición².

Uno de los determinantes de la formación de estas redes puede ser la homofilia, concepto que hace referencia a que el contacto entre personas similares (o con características similares) se produce con mayor frecuencia que entre personas no similares (McPherson, Smith-Lovin, y Cook, 2001). Así, tanto a nivel nacional como internacional se han estudiado distintos patrones de homofilia tales como el partido (Aleman y Calvo, 2013), el género (Z. P. Neal y cols., 2022) o incluso ser de la misma etnia o raza (Craig, Cranmer, Desmarais, Clark, y Moscardelli, 2015).

Dado el cambio en el sistema de elección de parlamentarios, el cual trajo consigo un cambio en la composición del congreso (aumentando tanto el número total de diputados, así como las mujeres y el número de partidos), resulta interesante estudiar los patrones de homofilia derivados del género y la coalición.

Homofilia a nivel de partido y coalición

Para el caso de Estados Unidos se ha documentado homofilia a nivel de partido (Moody y Mucha, 2013; Z. P. Neal y cols., 2022). Estos estudios han encontrado que es más fuerte para los republicanos que para los demócratas, en donde además se exhiben diferencias en la homofilia de género dependiendo del partido al que se pertenece.

La literatura para el caso de Chile ha encontrado que, en general, las redes derivadas a partir de las mociones legislativas se caracterizan por ser cohesionadas a nivel de coalición (Alemán y Calvo, 2013; Le Foulon Morán, 2020). Sumado a esto, Alemán, Cabezas, y Calvo (2021) encuentran que

afectado el nombre del partido, no así en las votaciones.

²Los distintos resultados encontrados por Aleman y Calvo (2013) y Crisp y cols. (2004) pueden deberse a que estudian dos periodos legislativos distintos. Por esta misma razón este trabajo busca explorar esas diferencias entre periodos y así analizar cada uno por separado.

bajo el nuevo sistema de elección de parlamentarios, existe un incentivo para los partidos a formar coaliciones, al igual que bajo el sistema binominal.

Es así como se perfila la primera hipótesis de este trabajo, en donde se espera encontrar que la homofilia a nivel de coalición sea un determinante significativo de la formación de redes y que esta exhiba distintos patrones dependiendo de la coalición.

Homofilia de género:

La literatura sobre homofilia a nivel de género en los congresos no es muy amplia, debido principalmente a la baja representación de las mujeres en estos espacios. Últimamente se han encontrado efectos diversos, en donde algunos estudios han documentado que ser del mismo género aumenta la probabilidad de copatrocinar un proyecto (Fischer, Varone, Gava, y Sciarini, 2019; Peng, Liu, Wu, y Liu, 2016), pero también se han documentado efectos diferenciados por género (Craig y cols., 2015; Wojcik y Mullenax, 2017), encontrando homofilia entre las mujeres, pero no la misma tendencia para los hombres. Incluso hay estudios que no han encontrado efecto de la homofilia a nivel de género (Baller, 2017; Papaverio y Zucchini, 2018).

Para el caso de las mujeres, estas se encuentran en una posición desventajosa al momento de legislar debido a que representan una menor parte del total de legisladores. Como consecuencia, la representación de los intereses de las mujeres puede verse comprometido, debido a que las legisladoras representan de manera distinta las preferencias de sus electores (Barnes, 2012). Es por esto que se puede esperar que las mujeres vayan a colaborar más entre ellas que los hombres, ya que por medio de la cooperación con otras mujeres, pueden superar las barreras estructurales y conseguir un mayor poder político (Barnes, 2018).

Un estudio realizado por Gagliarducci y Paserman (2022), en el cual examinan las diferencias de género en el comportamiento cooperativo en el Congreso de Estados Unidos, revela que entre los demócratas los proyectos de ley copatrocinados por mujeres tienden a tener menos copatrocinadores del partido opuesto, sin encontrar brechas de género significativas. Sin embargo, encuentran evidencia sólida de que las mujeres republicanas reclutan más copatrocinadores y atraen más apoyo bipartidista. Así, en este caso, la cooperación legislativa parece estar más impulsada por intereses comunes que por el género. Esto podría indicar la presencia de efectos diversos de homofilia a nivel de género dependiendo de la coalición a la cuál se pertenezca.

A partir de lo anterior surge la segunda hipótesis de este trabajo. Se espera encontrar que la homofilia entre mujeres sea un determinante significativo en la formación de las redes dada la subrepresentación de éstas en la Cámara de Diputados chilena, siendo la cooperación legislativa impulsada más por el género. Para el caso de los hombres, dado los efectos diversos encontrados por la literatura, no se esperan resultados concretos.

2.3. Mecanismos

Tanto la homofilia a nivel de género como la homofilia a nivel de coalición se han estudiado de forma teórica con el fin de encontrar la razón del por qué se pueden estar dando. Para el caso de la primera, las congresistas mujeres, al ser menos y encontrarse subrepresentadas, posiblemente encuentran la posibilidad de superar barreras estructurales a través de la cooperación política (Barnes, 2018). Para el caso de la segunda, se puede asociar a un fenómeno que tiene que ver con la polarización a nivel político. Similar al caso de Estados Unidos, la preferencia por colaborar con gente dentro de la coalición puede estar dada por una polarización más al extremo de los partidos de derecha que de los partidos de izquierda (Grossmann y Hopkins, 2015), haciendo más difícil la colaboración de los diputados pertenecientes a estas coaliciones con diputados de otras coaliciones.

3. Contexto Chileno

3.1. Fin del Sistema Binominal

Desde la vuelta a la democracia en 1990, la regla electoral para la elección de los parlamentarios fue el sistema binominal. Se le denominó binominal ya que la magnitud tanto de los 60 distritos como las 13 circunscripciones senatoriales era dos. Bajo este sistema, tanto los diputados como los senadores eran elegidos con el método D'Hondt. Estas dos últimas características generaban los incentivos para la formación de dos grandes coaliciones.

La literatura ha examinado de manera extensa cuáles fueron los efectos de tener un sistema como el binominal. Uno de los objetivos que manifestaron los diseñadores de este sistema fue el de reducir la fragmentación que existía a nivel de partidos³.

En este sentido, existió un consenso respecto de los incentivos de este sistema a que los partidos se agruparon en 2 grandes coaliciones, la Concertación y la Alianza (Carey, 2006). El primer grupo, ligado a la centro-izquierda y que inicialmente incluyó a la Democracia Cristiana (DC), Partido Socialista (PS), Partido por la Democracia (PPD) y el Partido Radical Social Demócrata (PRSD). Y el segundo grupo, ligado a la derecha, que incluyó inicialmente al partido Renovación Nacional (RN) y al partido Unión Demócrata Independiente (UDI). El año 2013 se disolvió la Concertación y se formó la Nueva Mayoría, conformada por los mismos partidos ex-Concertación, pero sumando al Partido Comunista de Chile (PCCh), el Movimiento Amplio Social y la Izquierda Ciudadana (IC). Por su parte, la Alianza no estuvo exenta de cambios, en donde a principios de 2015 cambió de nombre a Chile Vamos, incluyendo al nuevo partido Evolución Política (EVÓPOLI)⁴.

Así, partidos que estuvieran fuera de estas dos grandes coaliciones competían en las elecciones parlamentarias, pero rara vez lograban ganar un asiento en la cámara (Aleman y Saiegh, 2007; Carey, 2006). Esto fue una de las piedras angulares de los críticos de este sistema. Por otra parte, para aquellos que lo defienden, los incentivos a formar coaliciones se consideraban como uno de sus mayores beneficios (Alemán y cols., 2021).

Este fue el método que imperó hasta la reforma electoral del año 2015, en donde se transitó hacia un nuevo sistema conocido como uno proporcional inclusivo. Este nuevo sistema cambió la forma en la que se elegían los parlamentarios, en donde hubo una reducción del número de distritos electorales (transitando de 60 a 28 distritos), un aumento en el número de diputados (de 120 a 155) y un aumento en la magnitud de los distritos (se eligen más diputados, de 3 a 8 dependiendo el tamaño del distrito). En esta ley también se incorporan otras modificaciones. Se incluyó una ley de cuotas, la cual establecía que los partidos deberán llevar a partir de las elecciones al menos un 40% de candidatas. También, se establecieron distintas medidas que buscaron eliminar barreras para los independientes y para la entrada de nuevos partidos⁵. Todas estas reformas entraron en vigencia para las elecciones parlamentarias de noviembre de 2017, siendo marzo de 2018 el mes en el cual los nuevos parlamentarios asumieron sus cargos.

La Figura 1 muestra cómo aumentó el número de partidos con representación en Cámara. Se puede observar un aumento considerable desde el 2014 al 2018, posiblemente atribuible a las menores barreras que enfrentan los partidos y al cambio en el sistema de elección de los parlamentarios.

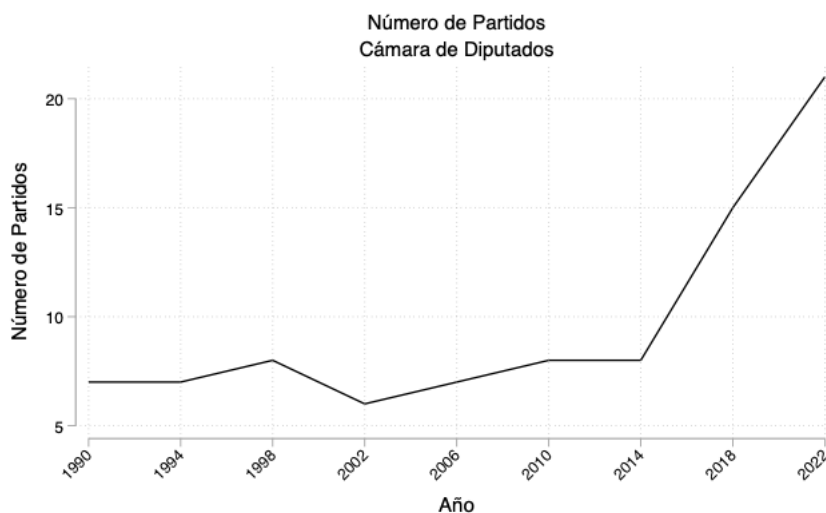
Por su parte, la Figura 2 muestra cómo ha evolucionado el porcentaje de mujeres congresistas a través de los años. Se puede observar también un aumento al pasar del año 2014 al 2018, atribuible a la ley de cuotas impulsada justo al fin del sistema binominal.

³Lo cuál se logró parcialmente. No se eliminó el pluripartidismo pero sí se logró contener la fragmentación (Altman, Luna, Pineiro, y Toro, 2009; Cabezas y Navia, 2005)

⁴Existe una discusión en la literatura respecto a cuáles coaliciones fueron beneficiadas con una sobre-representación. Algunos autores han encontrado un sesgo positivo hacia los partidos de la coalición de derecha (Meyer, 2010; Oppenheim, 2009; Alemán y cols., 2021), mientras que otros han encontrado que el sistema binominal sobrerrepresenta a ambas coaliciones similarmente (Carey, 2006; Zucco, 2007).

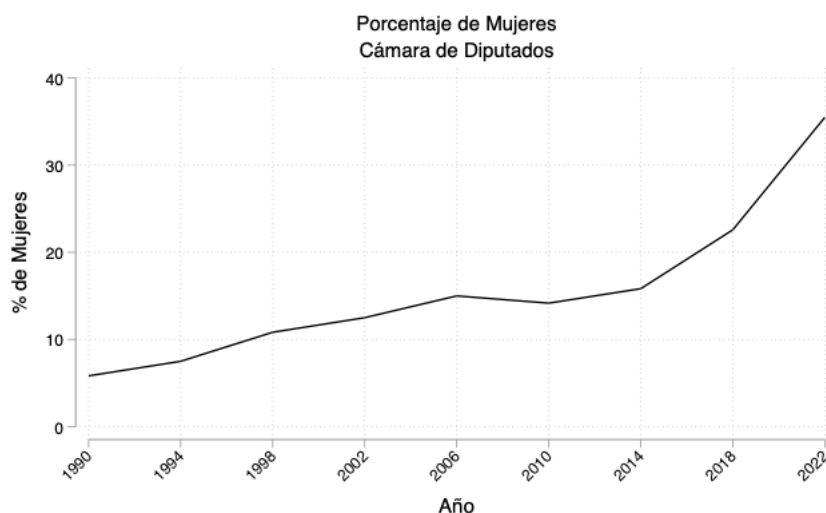
⁵Estas medidas tenían que ver principalmente con reducir el porcentaje de votos que se requerían para ganar un asiento en la cámara sin pertenecer a una coalición. Así mismo, con la reducción en el número de firmas necesarias para presentarse a la elección

Figura 1:



Fuente: Elaboración propia a partir de datos SERVEL

Figura 2:



Fuente: Elaboración propia a partir de *Parline Database*.

El nuevo sistema electoral entró en vigencia para las elecciones del 2017 (en las cuales se eligieron a los parlamentarios para el periodo 2018-2021), por lo que aún existe poca literatura que evalúe los efectos de este cambio.

Con el nuevo sistema electoral próximo a entrar en vigencia, se formaron nuevas coaliciones políticas. Es así como surge el Frente Amplio⁶, coalición que formalizó su inscripción a inicios del año 2017, la cual buscaba ser una alternativa a las clásicas coaliciones chilenas. También, se forma una división al interior de la Nueva Mayoría, dividiéndose en dos pactos: La Fuerza de la Mayoría y Convergencia Democrática.

⁶Inicialmente formado por los partidos: Revolución Democrática, Humanista, Liberal, Ecologista Verde, Poder Ciudadano, Igualdad.

3.2. Estallido Social y Pandemia

Es importante hacer una breve mención a dos eventos que se dieron durante el transcurso del último periodo legislativo bajo análisis (2018-2021): el estallido social y la pandemia provocada por el COVID-19. El primero se origina producto de la medida tomada por el Gobierno de la época de incrementar la tarifa del transporte público en 30 pesos chilenos. Esto generó una ola de descontento a través de todo el país, que desencadenó en una serie de protestas y manifestaciones a raíz de la desigualdad que se había generado desde la vuelta a la democracia en Chile, especialmente en temas de salud, pensiones y educación (Somma, Bargsted, Disi Pavlic, y Medel, 2021). Todo esto generó que se llegara a un acuerdo en el mundo político para comenzar un proceso con el fin de tener una nueva Constitución.

Luego de esto vino la pandemia debido al COVID-19. En marzo del 2020 se confirmó el primer caso de contagio y rápidamente se empezó a expandir, con lo que el gobierno tomó la medida de iniciar cuarentenas a nivel nacional para tratar de contener el virus. Estas se fueron repitiendo, con diferentes grados de severidad dependiendo del nivel de contagio de la zona.

3.3. Trámite Legislativo

En Chile, la tramitación de un proyecto de ley puede tener su origen ya sea en la cámara de diputados o en el senado. En ambos casos se conocen como mociones. También, puede ser el presidente el que envíe un proyecto para su discusión, en cuyo caso se conoce como mensaje presidencial. Según el reglamento de la Cámara de Diputados, los legisladores que copatrocinan una moción legislativa pueden alcanzar un máximo de 10 y un mínimo de 1.

Cuando se presenta una moción, se envía a una o más comisiones para que sea revisado por los congresistas miembros de cada una de estas. Una vez enviado el proyecto, no se pueden sumar más copatrocinadores. Ya estudiado, se genera un informe que se transmite al resto de la cámara, en donde se vota si es que se aprueba o rechaza la idea de legislar. Si el proyecto es rechazado, no puede ser presentado nuevamente en el plazo de un año. Si es que es aceptado con indicaciones, el proyecto vuelve a la comisión respectiva para que se incluyan los cambios propuestos en la votación.

4. Datos y Unidad de Análisis

Para el análisis de las redes que se forman dentro de la cámara de diputados se utilizan datos de copatrocinios de proyectos de ley. Estos fueron obtenidos a través de la página web del Congreso chileno, haciendo *web scrapping* de los repositorios de datos abiertos⁷.

Datos acerca del género, partido al que pertenecen (y si es que cambiaron durante el periodo legislativo) y periodos en los cuales han ejercido como diputados fueron obtenidos a través del Servicio Electoral de Chile (SERVEL) y la página web de la Biblioteca del Congreso Nacional.

Trabajos anteriores para el caso de Chile han estudiado periodos legislativos completos (Aleman y Calvo, 2013). Sin embargo, se ha documentado que el comportamiento de los legisladores varía durante el ciclo electoral, al igual que el número de leyes que se introducen (Escobedo Aránguiz y Navia, 2020). Es por esto que se realizará un análisis anual (considerando cada año legislativo como aquel que comienza el 11 de marzo de un año y termina el 10 de marzo del siguiente año).

También, se estudiarán las redes derivadas de dos conjuntos de proyectos de ley: aquellas que incluyen todas las mociones, y aquellas que lograron ser exitosas (es decir, que fueron aprobadas en votación en el pleno de la Cámara). Para establecer un límite de tiempo en el análisis de las mociones exitosas, se sigue el criterio elegido por Le Foulon Morán (2020). Es decir, se consideran mociones que fueron sometidas a votación y aprobadas en el pleno en los 2 años siguientes a su presentación. Luego de 2 años, por reglas de la Cámara, un proyecto de ley puede archivararse si es que no fue votado. Dada la fecha en la cual se realizó la recolección de datos para este trabajo, solo se analizan las mociones que fueron aprobadas en el pleno hasta el año 2020 (mociones que fueron

⁷La última actualización de los datos se hizo el 18 de mayo del 2022, por lo que el estatus de las leyes puede haber cambiado con el tiempo.

presentadas en 2021 aún están dentro del marco de tiempo para ser votadas dado el criterio que se definió).

Cuadro 1: Mociones y copatrocinadores

Año	Número de Mociones	Porcentaje con un autor	Porcentaje con 10 autores	Media copatrocinadores por moción	DS copatrocinadores por moción
2006	544	9	36	7.5	2.7
2007	503	10	38	7.7	2.8
2008	397	11	29	7.4	2.6
2009	222	6	24	6.4	2.7
2010	348	3	43	8.3	2.2
2011	369	3	59	8.7	2.1
2012	390	5	60	8.9	1.9
2013	185	9	46	8.3	2.4
2014	382	9	49	8.4	2.4
2015	409	9	51	8.4	2.4
2016	332	10	50	8.5	2.3
2017	290	10	46	8.2	2.6
2018	574	4	47	8.3	2.3
2019	535	4	43	7.9	2.4
2020	494	6	32	7.7	2.3
2021	411	9	35	7.6	2.6

DS: Desviación Estándar.

La Tabla 1 presenta estadística descriptiva de los datos: número de mociones presentadas durante cada año legislativo, el porcentaje de mociones copatrocinadas por un autor, el porcentaje de mociones copatrocinadas por 10 autores, y la media y la desviación estándar de aquellas mociones con al menos 2 copatrocinadores. El número medio de copatrocinadores no varía mucho a lo largo del periodo de análisis, manteniéndose entre 6.38 y 8.87. Lo mismo pasa con la desviación estándar. Se puede observar también que el porcentaje de mociones copatrocinadas por 10 autores (recordar que este es el máximo) es considerable. Presenta una tendencia creciente hasta el fin del periodo legislativo 2014-2018, en donde vuelve a caer a los niveles que teníamos en el primer periodo (2006-2010). Por el contrario, el porcentaje de mociones copatrocinadas por un solo autor representa un porcentaje bastante bajo y constante a través de los años, lo que indica la importancia de la cooperación en el copatrocinio de mociones.

5. Características de las Redes en la Cámara de Diputados

La primera etapa del análisis de este trabajo será una descriptiva, no asociada a una tarea inferencial. El objetivo es proveer una primera aproximación sobre cómo se comportan las redes legislativas dentro de la cámara de diputados.

Para esto, se utilizará un análisis de redes sociales aplicado a las mociones de proyectos de ley, con el objetivo de ver que tan cohesionadas y polarizadas son las redes que se forman a nivel de coalición. Se distinguirá entre aquel subgrupo que incluye a las mociones que lograron ser aprobadas en el pleno de la Cámara, y aquel grupo que incluye a todas las mociones.

5.1. Cohesión

Para analizar qué tan cohesionadas son las redes que se forman en el congreso, se utilizan tres indicadores: la densidad de la red, el coeficiente de clúster y la distancia media que existe entre dos legisladores cualquiera.

La densidad de la red indica la proporción de pares de legisladores que han sido coautores de un proyecto de ley juntos sobre todos los pares posibles de legisladores. Siguiendo lo propuesto por [Kolaczyk y Csárdi \(2014\)](#), para un gráfico indirecto $G = (V_G, E_G)$, en donde V_G representa el número de vértices de la red (en este caso, diputados) y E_G el número de enlaces en la red (en este caso, copatrocinios):

$$den(G) = \frac{|E_G|}{|V_G|(|V_G| - 1)/2}$$

En redes cohesionadas se espera que este indicador sea alto.

El coeficiente de clúster se emplea a veces para captar la probabilidad de vínculos dentro del Congreso (Kirkland y Gross, 2014). Este coeficiente mide la transitividad de las relaciones que se forman en la red. Esto es, si dos diputados están conectados entre ellos a través de un tercero, si es que también están conectados directamente entre ellos. En base a Kolaczyk y Csárdi (2014), para un gráfico indirecto $G = (V_G, E_G)$:

$$c|_T(G) = \frac{3\tau_\Delta(G)}{\tau_3(G)}$$

En donde $\tau_\Delta(G)$ es el número de triángulos en el gráfico G (en donde un triángulo es la conexión entre diputados, en donde cada uno es el vértice de un triángulo) y $\tau_3(G)$ es el número de *two-star*. (esto es, cuando dos diputados están en el centro de la interacción con un mismo grupo de otros diputados, pero no hay conexiones directas entre esos otros diputados fuera de su conexión con los dos diputados centrales.)

En redes cohesionadas también se espera que sea alto.

La tercera medida a utilizar es la distancia que existe a través de dos legisladores cualquiera. Esto es, cuántos pasos son necesarios para conectar a dos legisladores cualesquiera a través de sus vínculos de copatrocinio. Se usa la distancia más corta. En redes cohesionadas se espera que sea bajo.

5.2. Polarización

Para analizar si las redes son polarizadas se utiliza la modularidad. Lo que hace este indicador es comparar el número de vínculos que se forman dentro de los grupos (coaliciones) con el número de vínculos esperado si es que las conexiones fueran hechas al azar, sin importar el grupo al cual se pertenece. Para considerar también no solo la existencia de un vínculo, sino que también la frecuencia de estos, la modularidad incorpora información acerca de la frecuencia de las interacciones.

Siguiendo a Kolaczyk (2009), en términos matemáticos:

$$mod(C) = \sum_{k=1}^K [f_{kk}(C) - f_{kk}^*]^2$$

en donde $C = (C_1, \dots, C_k)$ es un subconjunto dado del gráfico, $f_{ij} = f_{ij}(C)$ la fracción de vértices que conecta C_i con C_j , y f_{kk}^* el valor esperado de una distribución obtenida al azar.

6. Cohesión y Polarización

Los resultados para los descriptores mencionados en la sección anterior se encuentran representados en la Tabla 2. Estos siguen patrones muy similares a los encontrados por Le Foulon Morán (2020), autora que realiza un análisis similar pero para el periodo 2006-2017. Esto indica que no existe un efecto sustantivo (al menos en esta parte descriptiva) del cambio en la composición del congreso post sistema binominal.

Como el subconjunto de mociones que lograron ser exitosas son bastante menos que todas las mociones presentadas durante el periodo, podría darse que los resultados encontrados y las diferencias que puedan observarse sean consecuencia de estar analizando menos mociones (y por tanto,

un menor número de conexiones entre diputados).

Para tomar en cuenta esto y ver si las diferencias se deben a estar analizando un subconjunto del conjunto total, se efectúa una simulación con un subconjunto de mociones elegidas al azar del conjunto de todas las mociones para generar una distribución *benchmark*⁸. El objetivo es ver si los resultados encontrados para el subconjunto de mociones que lograron ser exitosas se deben a que estamos analizando solo una parte de todas las mociones, o si es que hay otros mecanismos involucrados.

Lo primero que se puede observar es que los valores obtenidos para cada indicador difieren bastante entre los grupos de mociones analizadas. Se observa que la densidad de las redes para cada año es alta cuando se analizan todas las mociones. El valor de este descriptor oscila entre 0,34 y 0,56. Para el mismo conjunto, el coeficiente de clúster también es alto y oscila entre 0,53 y 0,65, mientras que la distancia media presenta valores bajos que oscilan entre 1,4 y 1,95.

Estos valores indican que las redes que se forman a partir del conjunto de todas las mociones son más cohesionadas que el subconjunto de las mociones que lograron ser exitosas. Estas últimas presentan valores más bajos para la densidad y el coeficiente de clúster, y mayores para la distancia media.

Para tomar en cuenta el hecho de que las mociones exitosas presentan un menor número de vínculos entre diputados, se comparan los valores obtenidos con la distribución *benchmark* generada. Los intervalos de confianza al 95 por ciento de esta distribución se presentan entre paréntesis en la Tabla 2.

En particular, se tiene que la densidad es más alta comparada con la distribución *benchmark* generada al azar⁹ y el coeficiente de clúster es más bajo¹⁰, al igual que la distancia media¹¹. Lo que esto nos dice es que las diferencias obtenidas entre ambos conjuntos de mociones no se deben al simple hecho de estar analizando un subconjunto con un menor número de mociones, sino que hay un mecanismo específico que produce estas diferencias.

Por su parte, la Figura 3 muestra los valores obtenidos para el indicador de modularidad para todo el periodo bajo análisis. Un valor más bajo de este indicador refleja más lazos entre coaliciones que un valor más alto. Como se puede observar, los valores de modularidad para las mociones exitosas son considerablemente más bajos que los valores para todas las mociones, lo que indica una menor polarización en el subconjunto de estas mociones.

Al comparar los resultados obtenidos con los de la distribución *benchmark*, se tiene que los resultados son menores a los esperados¹². Esto quiere decir que, al igual que con los indicadores analizados anteriormente, las diferencias en los resultados no se deben al hecho de estar analizando un subconjunto de todas las mociones, sino que hay un mecanismo específico que produce estos resultados.

El análisis realizado en esta sección entrega algunas cosas interesantes. En primer lugar, no parece haber un efecto producto del aumento de la fragmentación en la Cámara de Diputados en los patrones de cohesión y polarización. No parece tampoco haber un efecto producto de la ley de cuotas introducida el mismo año, al menos en este análisis a nivel de coalición. Tanto para el conjunto de todas las mociones como para el subconjunto de mociones exitosas, se observan resultados que se mantienen para todo el periodo bajo análisis. En segundo lugar, indican además que las redes que se derivan a partir del grupo de mociones exitosas exhiben una mayor cooperación

⁸Lo que se hace es extraer al azar un subconjunto igual al número de mociones que lograron ser exitosas cada año. Este procedimiento se realiza 1000 veces y se calcula en cada uno de ellos los valores para los indicadores que se van a utilizar. Con esto, se calculan los intervalos de confianza que se presentan en la Tabla 2 entre paréntesis.

⁹Para los únicos años en los cuales la diferencia no es significativa son para el 2009 y 2019 (en ambos años, la densidad está en el percentil 39 de la distribución) y para el 2015 (percentil 49).

¹⁰La diferencia es estadísticamente significativa para todos los años excepto para el año 2013 (percentil 15), 2014 (percentil 28) y 2019 (percentil 29).

¹¹La diferencia es estadísticamente significativa para todos los años menos el 2013 (percentil 33), 2009 (percentil 77) y 2019 (percentil 48).

¹²Diferencias estadísticamente significativas a excepción de los años 2006, 2009, 2015 y 2019.

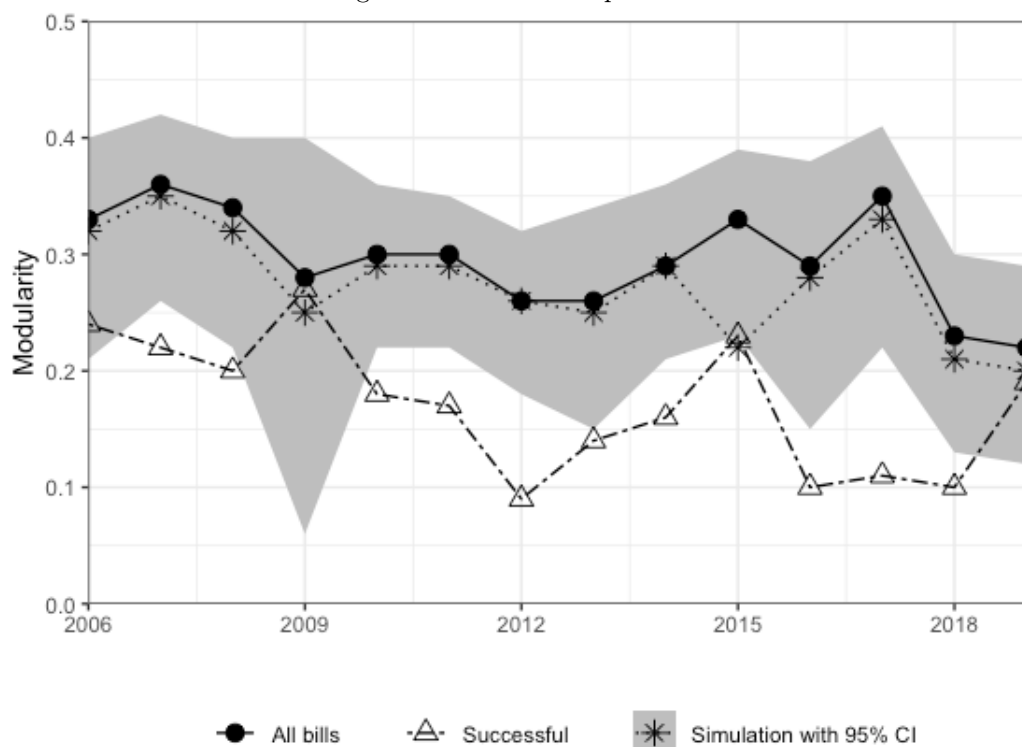
Cuadro 2: Descriptores de la Red por Año Legislativo

Año	Densidad		Coeficiente de Cluster		Distancia Media	
	Todas	Exitosas	Todas	Exitosas	Todas	Exitosas
2006	0.49	0.20 (0.13, 0.18)	0.60	0.46 (0.49, 0.61)	1.5	2.0 (2.1, 2.5)
2007	0.51	0.19 (0.13, 0.18)	0.62	0.47 (0.48, 0.59)	1.5	2.0 (2.0, 2.4)
2008	0.41	0.18 (0.13, 0.18)	0.58	0.49 (0.5, 0.62)	1.6	2.0 (2.1, 2.6)
2009	0.34	0.15 (0.13, 0.22)	0.53	0.66 (0.59, 0.72)	1.7	2.6 (1.9, 3.1)
2010	0.51	0.21 (0.15, 0.19)	0.61	0.47 (0.46, 0.54)	1.5	1.9 (2.0, 2.2)
2011	0.52	0.19 (0.16, 0.20)	0.65	0.45 (0.46, 0.55)	1.5	1.9 (1.9, 2.2)
2012	0.56	0.20 (0.16, 0.21)	0.65	0.45 (0.46, 0.54)	1.4	1.9 (1.9, 2.1)
2013	0.39	0.16 (0.13, 0.19)	0.54	0.51 (0.49, 0.58)	1.6	2.1 (2.0, 2.4)
2014	0.52	0.21 (0.15, 0.21)	0.63	0.46 (0.52, 0.67)	1.84	2.1 (2.0, 2.5)
2015	0.53	0.18 (0.14, 0.25)	0.63	0.46 (0.58, 0.81)	1.82	2.04 (1.9, 2.8)
2016	0.49	0.19 (0.14, 0.19)	0.62	0.51 (0.50, 0.62)	1.82	2.09 (2.1, 2.5)
2017	0.41	0.17 (0.14, 0.19)	0.57	0.49 (0.51, 0.64)	1.86	2.08 (2.1, 2.8)
2018	0.49	0.14 (0.10, 0.15)	0.59	0.51 (0.51, 0.64)	1.79	2.22 (2.25, 2.91)
2019	0.45	0.12 (0.10, 0.14)	0.57	0.56 (0.52, 0.66)	1.81	2.53 (2.27, 3.07)
2020	0.35		0.57		1.92	
2021	0.34		0.53		1.95	

Nota: Entre paréntesis se presentan los intervalos de confianza al 95 % de la distribución *Benchmark*

entre coaliciones y una menor polarización. Dado esto, y en línea con lo encontrado por la literatura, es de esperar que la homofilia a nivel de coalición sea menor para aquel subconjunto de mociones exitosas, hecho que se va a testear en la siguiente sección.

Figura 3: Modularidad por Coalición



7. Modelo ERGM

Si bien los resultados discutidos en la sección anterior entregan una medida de qué tan cohesiva y polarizada pueden ser las redes que derivan de los proyectos de ley, tienen el problema de que tratan de forma idéntica a los diputados (solo se analizan a nivel de coalición). Estos descriptores no toman en cuenta características propias de los individuos, por lo que no permiten estudiar los determinantes de la formación de redes.

El análisis de redes sociales ha utilizado distintos modelos estadísticos con el objetivo de poder ser estimados a partir de los datos de las redes, buscando ser además una buena representación de estos. Algunos de estos modelos son los *Exponential Random Graph Models (ERGMs)*, *Stochastic Block Models* y *Latent Network Models*. También, autores como [Z. Neal \(2014\)](#) han propuesto nuevos modelos, con el fin de hacer frente a algunas de las desventajas de los mencionados anteriormente.

Los modelos ERGM están diseñados en analogía directa con los modelos lineales generalizados clásicos, por lo que su estructura es muy parecida a la de un modelo de regresión estándar ([Kolaczyk y Csárdi, 2014](#)). Estos últimos modelos eran los más utilizados para estudiar las redes, pero tienen el problema de que no permiten tomar en cuenta la complejidad que tiene los datos sobre relaciones entre personas (Robins et al., 2007). La ventaja de utilizar un modelo ERGM radica en que se puede abandonar el fuerte supuesto de independencia entre las relaciones (esto es, el hecho de asumir que una relación entre dos diputados no depende de otras relaciones, sino que solo de atributos propios de los sujetos). Un ejemplo de suponer dependencia entre las relaciones es que la existencia de un vínculo entre (i, j) y (j, k) puede aumentar la probabilidad de un vínculo entre (i, k) .

En un modelo ERGM, para cada i y j que son miembros de una red, hay una variable $Y_{ij} = 1$ si existe un vínculo entre el actor i y el actor j (copatrocinio). El valor observado de la variable Y_{ij} es y_{ij} . Así, la probabilidad de observar un vínculo en la red:

$$P(Y = y|X) = \exp[\theta^T g(y, X)]/k(\theta)$$

En donde y son las redes que se observan, X una matriz de atributos asociados a los diputados, $g(y, X)$ un vector de estadísticas de la red, θ es un vector de coeficientes y $k(\theta)$ es una constante de normalización.

La probabilidad de que exista algún vínculo dado el resto de la red es:

$$\text{logit}(Y_{ij} = 1) = \theta^T \delta[g(y, X)]_{ij}$$

En donde $\delta[g(y, X)]$ es el cambio en $g(y, X)$ cuando el valor de y_{ij} cambia de 0 a 1.

Este trabajo busca analizar los determinantes de las redes en la Cámara de Diputados Chilena a través de un modelo ERGM. En términos simples, la existencia de una relación entre dos vértices de la red (es decir, la existencia de un vínculo de copatrocinio entre 2 diputados) se configura como la variable dependiente. Por su parte, las variables explicativas pueden ser variables endógenas (estadísticas que son funciones solo de la red); y/o variables exógenas (atributos de los propios vértices, es decir, de los diputados).

Estas variables exógenas son aquellas que no son parte de las dinámicas y estructuras de las redes, pero que de igual forma podrían estar influyendo en la conformación de estas. Dentro de estas variables, se incluyen los conceptos de homofilia a nivel de género y coalición discutidos anteriormente. Además, basándonos en la literatura y como forma de control, se incluye el hecho de ser incumbente en la cámara de diputados (Aleman y Calvo, 2013).

Dados los resultados encontrados en la sección anterior, se realiza nuevamente la distinción entre el conjunto de todas las mociones y el subconjunto de aquellas mociones que lograron ser aprobadas en votación en el pleno de la Cámara.

En un modelo ERGM, los coeficientes se interpretan en términos del cambio en el *log-odds* de la presencia de un enlace en la red, para cada unidad de cambio en el predictor correspondiente. Para hacer más intuitiva su interpretación, se presentan los resultados como *odds ratio* (es decir, para un coeficiente β , el *odds ratio* es e^β). En términos de interpretación, cuando el *odds ratio* es mayor a 1, la probabilidad de que dos diputados con esa característica en común copatrocinen es más alta que la probabilidad de que copatrocinen con alguien que no tiene esa característica. Por el contrario, un *odds ratio* menor a 1 indica que la probabilidad de que dos diputados con una característica en común copatrocinen es menor que la probabilidad de que lo hagan con alguien con quien no comparten esa característica. En el anexo se presentan las tablas de resultados con los coeficientes del modelo ERGM y sus respectivos errores estandar.

La Tabla 3 muestra los resultados para todas las mociones. El primer resultado interesante de destacar es la homofilia a nivel de coalición. El hecho de pertenecer a una misma coalición (independiente del sector ideológico de estas), aumenta la probabilidad de formar un lazo a través del copatrocinio. Es de interés notar también que este efecto es más fuerte para las coaliciones ligadas a la derecha (Alianza y Chile Vamos), siendo entre 8,6 y 12,1 veces más probable la colaboración entre miembros de esta coalición. Para el caso de las coaliciones de centro-izquierda e izquierda, la probabilidad de colaborar es entre 1,8 y 4,3 veces más alta¹³. Estos resultados se mantienen para los cuatro periodos legislativos bajo análisis.

Lo encontrado va de la mano con lo mencionado en la Sección 6, en donde las redes que se derivan a partir de todas las mociones son cohesionadas a nivel de coalición. Estos resultados además subrayan el hecho de que la probabilidad de colaborar es más alta al pertenecer a una misma

¹³En términos comparativos, estos valores son superiores a los encontrados por (Aleman y Calvo, 2013) para el periodo 2006-2010. Además, a diferencia de estos resultados, encuentran que la homofilia es más fuerte para la Concertación.

Cuadro 3: Todas las mociones

	2006-2010	2010-2014	2014-2018	2018-2022
<i>Edges</i>	0,48**	0,89	0,64**	0,12***
Alianza	12,06***	11,94***	9,21***	
Chile Vamos				8,58***
Concertación/NM	2,48***	4,31***	2,97***	
Convergencia Democrática				1,75
Frente Amplio				2,61**
La Fuerza de la Mayoría				1,72***
Otro	128027	6634	1,15	19930
Hombre	0,69	0,52	0,76**	1,48***
Mujer	2,03**	1,79	2,03**	0,66**
No Incumbente	1,23***	0,96	1,20***	1,30***
Incumbente	1,20**	0,76	0,93	0,83***
Alianza·Hombre	1,55**	1,07	0,91	
Alianza·Mujer	1,14	1,35	1,72	
Concertación/NM·Hombre	-0,64*	0,58	0,89	
Concertación/NM·Mujer	192914	42616	154817	
Chile Vamos·Hombre				1,55***
Chile Vamos·Mujer				0,73
Convergencia Democrática·Hombre				1,04
Convergencia Democrática·Mujer				6568
Frente Amplio·Hombre				0,96
Frente Amplio·Mujer				36680
La Fuerza de la Mayoría·Hombre				0,79
La Fuerza de la Mayoría·Mujer				1,04
AIC	7620,33	6780,72	6919,36	15220,56
BIC	7772,64	6933,03	7063,70	15497,63
Log Likelihood	-3788,17	-3368,36	-3438,68	-7573,28

Notas: Se presentan *odds ratio*. Niveles de significancia según coeficientes del modelo:

*** $p < 0,01$; ** $p < 0,05$; * $p < 0,1$

coalición, y mayor aún al pertenecer ambos a una de derecha. No se evidencia un efecto producto del fin del sistema binominal.

Sobre la homofilia a nivel de género, se pueden observar patrones diferenciados. Para los hombres, la probabilidad de formar un lazo a través del copatrocinio junto a otro hombre es negativa para los tres primeros periodos, siendo significativa solo en el tercero. Para el cuarto periodo, la probabilidad se vuelve positiva. Para el caso de las mujeres, previo al fin del sistema binominal se evidenciaba una probabilidad positiva de copatrocinar junto a otra mujer (significativo a niveles convencionales en dos de los tres periodos), siendo esta 2 veces más alta. Con el fin del sistema binominal y el aumento en el número de mujeres, se ve que la probabilidad de que dos mujeres colaboren es menor a la probabilidad de que una mujer copatrocine con un hombre (esto se ve representado en un *odds ratio* menor a 1).

Al observar la interacción entre el género y la coalición, no se observan patrones claros a través de los años. Esto es indicio de que la homofilia no necesariamente es más fuerte en determinados sectores políticos.

La Tabla 4 muestra los resultados para el análisis de las mociones exitosas. Para el caso de la homofilia a nivel de coalición, es interesante observar que ahora existe solo para las coaliciones de derecha (Alianza y Chile Vamos). Es decir, la probabilidad de formar un lazo a través del copatrocinio es mayor para diputados de la Alianza/Chile Vamos (entre 5,5 y 10,4 veces más alta). A diferencia del conjunto de todas las mociones, ya no se exhiben patrones de homofilia para las coaliciones de centro-izquierda e izquierda.

Estos resultados indican que las coaliciones de centro-izquierda e izquierda son más propensas a colaborar con diputados fuera de su coalición, no así las coaliciones de derecha. Es decir, esta cooperación más transversal que observamos en la Sección 6 para el subconjunto de mociones exi-

Cuadro 4: Mociones exitosas

	2006-2010	2010-2014	2014-2018	2018-2022
<i>Edges</i>	0,11***	0,37***	0,14***	0,05***
Alianza	6,75***	5,47***	10,38***	
Chile Vamos				5,93***
Concertación/NM	1,31	0,88	0,22	
Convergencia Democrática				0,0
Frente Amplio				0,64
La Fuerza de la Mayoría				1,39
Otra	474491	0,49	0,61	
Hombre	0,79	0,35***	0,83	1,03
Mujer	3,25***	2,72***	1,93**	1,34
No Incumbente	0,83***	0,86***	0,87**	1,04
Incumbente	1,36***	1,08	1,46***	1,34***
Alianza.Hombre	1,43**	1	0,57***	
Alianza.Mujer	0,82	0,73	0,97	
Concertación/NM · Hombre	0,70**	0,90	1,2	
Concertación/NM · Mujer	1,54	1,02	0,32***	
Chile Vamos · Hombre				1,0
Chile Vamos · Mujer				0,66
Convergencia Democrática · Hombre				847460
Convergencia Democrática · Mujer				-∞
Frente Amplio · Hombre				2,29
Frente Amplio · Mujer				-∞
La Fuerza de la Mayoría · Hombre				0,69*
La Fuerza de la Mayoría · Mujer				0,88
AIC	8520,02	9597,41	8594,27	10032,35
BIC	8671,60	9749,72	8745,12	10287,65
Log Likelihood	-4238,01	-4776,71	-4275,14	-4981,17

Notas: Se presentan *odds ratio*. Niveles de significancia según coeficientes del modelo:

*** $p < 0,01$; ** $p < 0,05$; * $p < 0,1$

tosas está impulsada principalmente por las coaliciones de centro-izquierda e izquierda.

En el caso de la homofilia a nivel de género, nuevamente se observan patrones diferenciados. Para el caso de los hombres, la probabilidad de formar lazos a través del copatrocinio junto a otro hombre es negativa para los tres periodos previos al fin del sistema binominal, pero solo significativo para uno. Para el último periodo la probabilidad se vuelve positiva pero no significativa.

Para el caso de las mujeres, nuevamente se observa homofilia a nivel de género previo al fin del sistema binominal, siendo el coeficiente estadísticamente significativo para los tres periodos. La probabilidad de copatrocinar un proyecto junto a otra mujer es entre 1,9 a 3,3 veces más alta. El coeficiente deja de ser significativo al entrar en vigencia el nuevo sistema, indicando que no existe un efecto para la homofilia entre mujeres.

Al igual que para el conjunto de todas las mociones, no se ve un patrón claro entre la interacción entre género y coalición.

En suma, se confirman las dos hipótesis de trabajo. Por un lado, la homofilia a nivel de coalición se configura como un determinante importante en la formación de redes en el congreso, exhibiendo además patrones diferenciados por coalición. Por el otro lado, existe homofilia entre mujeres previo al fin del sistema binominal.

También, se encuentra que el cambio en el sistema electoral y la implementación de la ley de cuotas no tiene efecto en la homofilia a nivel de coalición. Sin embargo, si parece tener un efecto en la homofilia entre mujeres, la cual deja de ser significativa para el último periodo de análisis (2018-2021). Una de las causas de esto puede ser atribuible al aumento en el porcentaje de mujeres dentro de la cámara, dejando de lado la necesidad de formar vínculos para hacer frente a la subrepresentación política.

7.1. Limitaciones del modelo

Como se comento al inicio de esta sección, los modelos ERGM tienen una serie de ventajas y han sido ampliamente utilizados en la literatura para analizar redes (Robins, Pattison, Kalish, y Lusher, 2007; Handcock, Robins, Snijders, Moody, y Besag, 2003) Sin embargo, no están exentos de problemas y en ciertas ocasiones presentan algunas dificultades en su estimación. Una de estas limitaciones tiene que ver con que la estimación comienza a degenerarse con un numero elevado de triángulos¹⁴. El problema que esto ocasiona es que los modelos pueden no converger al momento de estimarlos.

Un problema como este se enfrente al estimar las distintas especificaciones del modelo. Tal como se menciona al momento de describir la metodología, un modelo ERGM puede incluir tanto variables exógenas como endógenas. El modelo estimado anteriormente para cada periodo legislativo incluye variables exógenas con las que testeamos la existencia de patrones de homofilia tanto a nivel de genero como a nivel de coalición política y partido, sin embargo, no se incluyen características propia de la red (variables endógenas). La razón de esto es que, al intentar incluirlas, se presento el problema antes mencionado: la no convergencia del modelo.

Snijders, Pattison, Robins, y Handcock (2006) hace referencia a este problema en su trabajo, haciendo alusión a que se pueden incluir estos dos tipos de variables para estudiar los distintos procesos sociales que pueden llevar a la interacción entre actores de una red. En un primer caso, los atributos exógenos pueden indicar la existencia (o no) de homofilia, es decir, que dos actores forman un vinculo porque presentan alguna característica en común. En un segundo caso, los atributos endógenos pueden indicar un proceso de auto organización, en donde puede ser mas probable que dos actores interactúen en conjunto debido a que ambos comparten un vinculo con un actor en común.

Dado que en este trabajo no se pudo incluir el segundo conjunto de variables antes mencionado, una pregunta importante que queda para hacerse en futuras investigaciones es si, tomando en cuenta que existen algunos patrones de homofilia en las redes estudiadas, aun hay procesos estructurales presentes en la formación de estas.

A modo de ejemplo (y sin la intención de extrapolar los resultados a todos los periodos legislativos bajo estudio en este trabajo), (Aleman y Calvo, 2013) estudiaron patrones de homofilia en la cámara de diputados Chilena y Argentina, pero solo para el periodo legislativo 2002-2006. En su estudio, como una medida mas de análisis, incluyeron una variable endógena¹⁵ para medir transitividad en las relaciones, sin embargo, no encuentran que esta sea significativa para la especificación planteada.

¹⁴Cada vez que se agrega una interacción entre dos actores de la red, se crea un nuevo triangulo. Entonces, con un numero elevado de interacciones, se forman cada vez mas triángulos.

¹⁵*Geometrically weighted edgewise shared partner distribution (GWESP)*: captura la transitividad en la estructura de la red. Esta es una alternativa común a utilizar *kstar* y *triangles* (Hunter, 2007; Hunter y Handcock, 2006), variables que al ser incluidas suele ocurrir el problema de no convergencia del modelo.

8. Discusión

Este trabajo provee una de las primeras aproximaciones para tratar de entender el efecto que tuvo el cambio en el sistema de elección de los diputados en el comportamiento legislativo de estos y los factores asociados, tal como los patrones de homofilia, en un contexto de mayor fragmentación y con un mayor porcentaje de mujeres. Es un trabajo pionero en analizar varios periodos legislativos a la vez y realizar no solo un análisis descriptivo de como puede haber influido el fin del sistema binominal y la implementación de una ley de cuotas, sino que también analizar cuáles son y como han cambiado los determinantes de las interacciones medidas a través de la colaboración en copatrocinio en proyectos de ley.

A través de un análisis descriptivo a nivel de coalición, se encuentra que las redes que se derivan a partir del copatrocinio de proyectos de ley son cohesionadas y polarizadas. Cuando se analiza aquel subconjunto de mociones que logran ser aprobadas en el pleno de la Cámara de Diputados, se observan redes menos cohesionadas y menos polarizadas, evidenciando una colaboración entre coaliciones de distinto espectro político. Hasta el momento, no se ve un efecto producto del cambio en el sistema de elección de los diputados.

Para estudiar los determinantes de la formación de estas redes, se aplica un modelo ERGM para estudiar patrones de homofilia a nivel de género y coalición. Como principales resultados, se encuentra que ambos son un determinante importante en la formación de redes. Sin embargo, exhiben patrones diferenciados dependiendo de la coalición y el género. El fin del sistema binominal parece haber tenido un efecto en la homofilia entre mujeres, posiblemente atribuible al mayor número de estas en la cámara. No se evidencia un efecto en la homofilia a nivel de coalición con respecto a los periodos previos.

Estos resultados tienen importantes implicancias de política no solo en términos de representación, en donde a los electores les gustaría saber como se comportan los diputados que eligieron, sino que también en términos del diseño del sistema político. Es importante conocer el cómo se desenvuelven los congresistas para luego poder evaluar si es que el sistema está cumpliendo con los objetivos para los cuales fue implementado.

Es importante tomar en cuenta las limitaciones que pueden tener las estimaciones realizadas en este trabajo y definir como podrían ser abordadas en futuras investigaciones. Estas podrían estudiar e intentar incluir características propias de la red, las cuales no pudieron ser incluidas en este trabajo. Para esto, el uso de otros modelos estadísticos, como el *Stochastic Degree Sequence Model (SDSM)* propuesto por [Z. Neal \(2014\)](#) podría ser una opción. También, como recomendación para futuros trabajos, se podrían estudiar las redes que se forman en el congreso utilizando otro tipo de datos como por ejemplo, las interacciones de los congresistas en *Twitter*) y ver si los resultados encontrados en este trabajo se mantienen.

9. Referencias

Referencias

- Aleman, E., y Calvo, E. (2013, junio). Explaining Policy Ties in Presidential Congresses: A Network Analysis of Bill Initiation Data. *Political Studies*, 61(2), 356–377. Descargado de [://WOS:000318350200009](https://WOS:000318350200009) doi: 10.1111/j.1467-9248.2012.00964.x
- Aleman, E., Calvo, E., Jones, M. P., y Kaplan, N. (2009, febrero). Comparing Cosponsorship and Roll-Call Ideal Points. *Legislative Studies Quarterly*, 34, 87–116. Descargado de [://000264419600005](https://000264419600005)
- Aleman, E., y Navia, P. (2016). Presidential Power, Legislative Rules, and Lawmaking in Chile. En E. Aleman y G. Tsebelis (Eds.), *Legislative Institutions and Lawmaking in Latin America*. Oxford, New York: Oxford University Press.
- Aleman, E., y Saiegh, S. M. (Eds.). (2007, abril). Legislative preferences, political parties, and coalition unity in Chile. *Comparative Politics*, 39, 253–+. Descargado de [://WOS:000245836800001](https://WOS:000245836800001)
- Alemán, E., Cabezas, J. M., y Calvo, E. (2021). Coalition incentives and party bias in Chile. *Electoral Studies*, 72, 102362. (Publisher: Elsevier)
- Alemán, E., y Calvo, E. (2013). Explaining policy ties in presidential congresses: A network analysis of bill initiation data. *Political Studies*, 61(2), 356–377. (Publisher: SAGE Publications Sage UK: London, England)
- Altman, D., Luna, J. P., Pineiro, R., y Toro, S. (2009). Parties and Party Systems in Latin America: Perspectives from an Expert Survey 2009. *Revista De Ciencia Política*, 29, 775–798. Descargado de [://WOS:000273715800005](https://WOS:000273715800005)
- Arbatli, E., y Rosenberg, D. (2021). United we stand, divided we rule: how political polarization erodes democracy. *Democratization*, 28(2), 285–307. (Publisher: Taylor & Francis)
- Baller, I. (2017). Specialists, party members, or national representatives: Patterns in co-sponsorship of amendments in the European Parliament. *European Union Politics*, 18(3), 469–490. (Publisher: SAGE Publications Sage UK: London, England)
- Barnes, T. D. (2012, diciembre). Gender and Legislative Preferences: Evidence from the Argentine Provinces. *POLITICS & GENDER*, 8(4), 483–507. doi: 10.1017/S1743923X12000505
- Barnes, T. D. (2018). La colaboración legislativa de las mujeres y las restricciones institucionales: variaciones entre las provincias argentinas. *Revista Saap*, 12(1), 1–10. (Publisher: SciELO Argentina)
- Borgatti, S. P., Mehra, A., Brass, D. J., y Labianca, G. (2009). Network analysis in the social sciences. *science*, 323(5916), 892–895. (Publisher: American Association for the Advancement of Science)
- Burkett, T. L. (1997). *Cosponsorship in the United States Senate: A network analysis of Senate communication and leadership, 1973-1990*. University of South Carolina.
- Cabezas, J. M., y Navia, P. (2005). Efecto del sistema binominal en el número de candidatos y de partidos en elecciones legislativas en Chile, 1989-2001. *Política. Revista de Ciencia Política*, 45, 29–51.
- Campbell, J. E. (1982). Cosponsoring legislation in the US Congress. *Legislative Studies Quarterly*, 415–422. (Publisher: JSTOR)
- Carey, J. M. (2006). Las virtudes del sistema binominal. *Revista de ciencia política (Santiago)*, 26(1), 226–235. (Publisher: Pontificia Universidad Católica de Chile. Instituto de Ciencia Política)
- Cho, W. K. T., y Fowler, J. H. (2010, enero). Legislative Success in a Small World: Social Network Analysis and the Dynamics of Congressional Legislation. *Journal of Politics*, 72(1), 124–135. Descargado de [://WOS:000273945700009](https://WOS:000273945700009) doi: 10.1017/s002238160999051x
- Cox, G. W., y McCubbins, M. D. (2005). *Setting the Agenda: Responsible Party Government in the U.S. House of Representatives*. Cambridge: Cambridge University Press. Descargado de <http://www.columbia.edu/cgi-bin/cul/resolve?clio4249360>
- Craig, A., Cranmer, S. J., Desmarais, B. A., Clark, C. J., y Moscardelli, V. G. (2015). The role of race, ethnicity, and gender in the congressional cosponsorship network. *arXiv preprint arXiv:1512.06141*.

- Crisp, B. F., Kanthak, K., y Leijonhufvud, J. (2004, noviembre). The reputations legislators build: With whom should representatives collaborate? *American Political Science Review*, 98(4), 703–716. Descargado de ://000225752200011
- Dockendorff, A. (2021). Why are some parliamentarians' bills more likely to progress? Sponsorship as a signal. *The British Journal of Politics and International Relations*, 23(1), 139–157. (Publisher: SAGE Publications Sage UK: London, England)
- Escobedo Aránguiz, I., y Navia, P. (2020). What motivates a legislator to sponsor a bill that will never become law? The case of members of the Chilean Chamber of Deputies, 1990–2014. *Democratization*, 27(8), 1436–1457. (Publisher: Taylor & Francis)
- Faust, K., y Skvoretz, J. (2002). Comparing networks across space and time, size and species. *Sociological methodology*, 32(1), 267–299. (Publisher: Wiley Online Library)
- Fischer, M., Varone, F., Gava, R., y Sciarini, P. (2019). How MPs ties to interest groups matter for legislative co-sponsorship. *Social networks*, 57, 34–42. (Publisher: Elsevier)
- Fowler, J. H. (2006a). Connecting the Congress: A Study of Cosponsorship Networks. *Political Analysis*, 14(4), 456–487. Descargado de <https://www.cambridge.org/core/article/connecting-the-congress-a-study-of-cosponsorship-networks/B42907E13C3D1F12BBC7618C8E0EECED> doi: 10.1093/pan/mpl002
- Fowler, J. H. (2006b). Legislative cosponsorship networks in the US House and Senate. *Social networks*, 28(4), 454–465. (Publisher: Elsevier)
- Fowler, J. H., Heaney, M. T., Nickerson, D. W., Padgett, J. F., y Sinclair, B. (2011, marzo). Causality in Political Networks. *American Politics Research*, 39(2), 437–480. Descargado 2017-11-03, de <https://doi.org/10.1177/1532673X10396310> doi: 10.1177/1532673X10396310
- Gagliarducci, S., y Paserman, M. D. (2022, enero). Gender Differences in Cooperative Environments? Evidence from The U.S. Congress. *The Economic Journal*, 132(641), 218–257. Descargado 2024-07-14, de <https://doi.org/10.1093/ej/ueab069> doi: 10.1093/ej/ueab069
- Grossmann, M., y Hopkins, D. A. (2015). Ideological republicans and group interest democrats: The asymmetry of American party politics. *Perspectives on Politics*, 13(1), 119–139. (Publisher: Cambridge University Press)
- Hall, R. L., y Wayman, F. W. (1990). Buying time: Moneyed interests and the mobilization of bias in congressional committees. *American political science review*, 84(3), 797–820. (Publisher: Cambridge University Press)
- Handcock, M. S., Robins, G., Snijders, T., Moody, J., y Besag, J. (2003). *Assessing degeneracy in statistical models of social networks* (Inf. Téc.). Working paper. Descargado 2023-12-03, de <https://csss.uw.edu/Papers/wp39.pdf>
- Highton, B., y Rocca, M. S. (2005, junio). Beyond the roll-call arena: The determinants of position taking in congress. *Political Research Quarterly*, 58(2), 303–316. Descargado de ://000230442300010
- Hunter, D. R. (2007, mayo). Curved exponential family models for social networks. *SOCIAL NETWORKS*, 29(2), 216–230. doi: 10.1016/j.socnet.2006.08.005
- Hunter, D. R., y Handcock, M. S. (2006, septiembre). Inference in curved exponential family models for networks. *JOURNAL OF COMPUTATIONAL AND GRAPHICAL STATISTICS*, 15(3), 565–583. doi: 10.1198/106186006X133069
- Kirkland, J. H. (2011, julio). The Relational Determinants of Legislative Outcomes: Strong and Weak Ties Between Legislators. *The Journal of Politics*, 73(3), 887–898. Descargado 2019-11-13, de <https://doi.org/10.1017/S0022381611000533> doi: 10.1017/S0022381611000533
- Kirkland, J. H., y Gross, J. H. (2014, enero). Measurement and theory in legislative networks: The evolving topology of Congressional collaboration. *Special Issue on Political Networks*, 36(Supplement C), 97–109. Descargado de <http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0378873312000585> doi: 10.1016/j.socnet.2012.11.001
- Koger, G. (2003, mayo). Position taking and cosponsorship in the US house. *Legislative Studies Quarterly*, 28(2), 225–246. Descargado de ://000183112500005
- Kolaczyk, E. D. (2009). *Statistical Analysis of Network Data: Methods and Models* (2009edition ed.). New York ; London: Springer.
- Kolaczyk, E. D., y Csárdi, G. (2014). *Statistical Analysis of Network Data with R* (2014edition ed.). New York: Springer.
- Krutz, G. S. (2001). Tactical maneuvering on omnibus bills in Congress. *American Journal of Political Science*, 210–223. (Publisher: JSTOR)

- Lee, S. H., Magallanes, J. M., y Porter, M. A. (2017, marzo). Time-dependent community structure in legislation cosponsorship networks in the Congress of the Republic of Peru. *Journal of Complex Networks*, 5(1), 127–144. Descargado de <http://dx.doi.org/10.1093/comnet/cnw004> doi: 10.1093/comnet/cnw004
- Le Foulon Morán, C. (2020). Cooperation and polarization in a Presidential Congress: Policy networks in the Chilean Lower House 2006–2017. *Politics*, 40(2), 227–244. (Publisher: SAGE Publications Sage UK: London, England)
- McCoy, J., Rahman, T., y Somer, M. (2018). Polarization and the global crisis of democracy: Common patterns, dynamics, and pernicious consequences for democratic polities. *American Behavioral Scientist*, 62(1), 16–42. (Publisher: Sage Publications Sage CA: Los Angeles, CA)
- McPherson, M., Smith-Lovin, L., y Cook, J. M. (2001). Birds of a Feather: Homophily in Social Networks. *Annual Review of Sociology*, 27(1), 415–444. Descargado de <https://doi.org/10.1146/annurev.soc.27.1.415> doi: 10.1146/annurev.soc.27.1.415
- Meyer, P. J. (2010). *Chile: Political and economic conditions and US relations*. DIANE Publishing.
- Micozzi, J. P. (2014, julio). Alliance for Progress? Multilevel Ambition and Patterns of Cosponsorship in the Argentine House. *Comparative Political Studies*, 47(8), 1186–1208. Descargado de <https://doi.org/10.1177/0010414013488564> doi: 10.1177/0010414013488564
- Moody, J., y Mucha, P. J. (2013, abril). Portrait of Political Party Polarization1. *Network Science*, 1(1), 119–121. Descargado 2018-06-21, de <https://www.cambridge.org/core/journals/network-science/article/portrait-of-political-party-polarization1/F4D2FC8C75B3A160CE68BC3A4A4F6736> doi: 10.1017/nws.2012.3
- Neal, Z. (2014). The backbone of bipartite projections: Inferring relationships from co-authorship, co-sponsorship, co-attendance and other co-behaviors. *Social Networks*, 39, 84–97. (Publisher: Elsevier)
- Neal, Z. P., Domagalski, R., y Yan, X. (2022). Homophily in collaborations among US House Representatives, 1981–2018. *Social Networks*, 68, 97–106. (Publisher: Elsevier)
- Oppenheim, L. H. (2009). *Politics in Chile: Socialism, authoritarianism, and market democracy*. Westview Press.
- Papavero, L. C., y Zucchini, F. (2018). Gender and party cohesion in the Italian parliament: a spatial analysis. *Italian Political Science Review/Rivista Italiana di Scienza Politica*, 48(2), 243–264. (Publisher: Cambridge University Press)
- Peng, T.-Q., Liu, M., Wu, Y., y Liu, S. (2016). Follower-followee network, communication networks, and vote agreement of the US members of congress. *Communication research*, 43(7), 996–1024. (Publisher: SAGE Publications Sage CA: Los Angeles, CA)
- Robins, G., Pattison, P., Kalish, Y., y Lusher, D. (2007, mayo). An introduction to exponential random graph (p^*) models for social networks. *SOCIAL NETWORKS*, 29(2), 173–191. doi: 10.1016/j.socnet.2006.08.002
- Rodríguez, C. G. (2016). El copatrocinio como estrategia legislativa de la oposición. Análisis de redes en las legislaturas de Buenos Aires y Córdoba. *RIPS. Revista de Investigaciones Políticas y Sociológicas*, 15(1), 99–121. (Publisher: Universidade de Santiago de Compostela)
- Skigin, N. (2019). Spreading influence through weak ties: Cosponsorship, legislative networks, and bill success in fragmented congresses. *Legislative Studies Quarterly*, 44(2), 239–269. (Publisher: Wiley Online Library)
- Snijders, T. A. B., Pattison, P. E., Robins, G. L., y Handcock, M. S. (2006). New specifications for exponential random graph models. En Stolzenberg, RM (Ed.), *SOCIOLOGICAL METHODOLOGY 2006, VOL 36* (Vol. 36, pp. 99–153). doi: 10.1111/j.1467-9531.2006.00176.x
- Somma, N. M., Bargsted, M., Disi Pavlic, R., y Medel, R. M. (2021, julio). No water in the oasis: the Chilean Spring of 2019–2020. *Social Movement Studies*, 20(4), 495–502. Descargado 2023-12-03, de <https://www.tandfonline.com/doi/full/10.1080/14742837.2020.1727737> doi: 10.1080/14742837.2020.1727737
- Talbert, J. C., y Potoski, M. (2002, agosto). Setting the legislative agenda: The dimensional structure of bill cosponsoring and floor voting. *Journal of Politics*, 64(3), 864–891. Descargado de <://000176761200009>
- Ward, M. D., Stovel, K., y Sacks, A. (2011). Network analysis and political science. *Annual Review of Political Science*, 14, 245–264. (Publisher: Annual Reviews)
- Wojcik, S., y Mullenax, S. (2017, noviembre). Men Idle, Women Network: How Networks Help Female Legislators Succeed. *Legislative Studies Quarterly*, 42(4), 579–610. doi: 10.1111/

lsq.12169

- Zhang, Y., Friend, A., Traud, A. L., Porter, M. A., Fowler, J. H., y Mucha, P. J. (2008, marzo). Community structure in Congressional cosponsorship networks. *Physica A: Statistical Mechanics and its Applications*, 387(7), 1705–1712. Descargado de <http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S037843710701206X> doi: 10.1016/j.physa.2007.11.004
- Zucco, C., Jr. (2007, junio). Where's the bias? A reassessment of the Chilean electoral system. *Electoral Studies*, 26(2), 303–314. Descargado de <://WOS:000247821600006> doi: 10.1016/j.electstud.2006.06.007

10. Anexos

Cuadro 5: Todas las mociones

	2006-2010	2010-2014	2014-2018	2018-2022
<i>Edges</i>	-0,73** (0,35)	-0,12 (0,55)	-0,45** (0,20)	-2,13*** (0,12)
Alianza	2,49*** (0,25)	2,48*** (0,40)	2,22*** (0,25)	
Chile Vamos				2,15*** (0,13)
Concertación/NM	0,91*** (0,30)	1,46*** (0,54)	1,09*** (0,25)	
Convergencia Democrática				0,56 (1,04)
Frente Amplio				0,96** (0,44)
La Fuerza de la Mayoría				0,54*** (0,21)
Otro	11,76 (388,98)	8,80 (252,25)	0,14 (0,49)	9,90 (158,96)
Hombre	-0,37 (0,28)	-0,65 (0,41)	-0,27** (0,11)	0,39*** (0,09)
Mujer	0,71** (0,36)	0,58 (0,48)	0,71** (0,29)	-0,42** (0,18)
No Incumbente	0,21*** (0,06)	-0,04 (0,07)	0,18*** (0,07)	0,26*** (0,04)
Incumbente	0,18** (0,09)	-0,27 (0,21)	-0,07 (0,18)	-0,19*** (0,07)
Alianza·Hombre	0,44** (0,17)	0,07 (0,18)	-0,09 (0,23)	
Alianza·Mujer	0,13 (0,52)	0,30 (0,56)	0,54 (1,07)	
Concertación/NM·Hombre	-0,44* (0,24)	-0,55 (0,42)	-0,12 (0,23)	
Concertación/NM·Mujer	12,17 (191,30)	10,66 (214,69)	11,95 (189,89)	
Otro·Hombre	0,95 (535,43)	0,65 (356,74)		
Otro·Mujer	-∞	-∞		
Chile Vamos·Hombre				0,44*** (0,12)
Chile Vamos·Mujer				-0,32 (0,36)
Convergencia Democrática·Hombre				0,04 (1,13)
Convergencia Democrática·Mujer				8,79 (324,75)
Frente Amplio·Hombre				-0,04 (0,51)
Frente Amplio·Mujer				10,51 (177,08)
La Fuerza de la Mayoría·Hombre				-0,24 (0,23)
La Fuerza de la Mayoría·Mujer				0,04 (0,61)
AIC	7620,33	6780,72	6919,36	15220,56
BIC	7772,64	6933,03	7063,70	15497,63
Log Likelihood	-3788,17	-3368,36	-3438,68	-7573,28

Notas: Se incluye componente *Nodefactor* por cada variable del modelo. Esto permite controlar por el hecho de que las distribuciones pueden ser distintas. El término ∞ aparece cuando no hay interacción entre los actores de las variables en cuestión. Errores estándar entre paréntesis.

*** $p < 0,01$; ** $p < 0,05$; * $p < 0,1$

Cuadro 6: Mociones exitosas

	2006-2010	2010-2014	2014-2018	2018-2022
<i>Edges</i>	-2,23*** (0,30)	-1,00*** (0,30)	-1,98*** (0,28)	-2,98*** (0,17)
Alianza	1,91*** (0,23)	1,70*** (0,23)	2,34*** (0,24)	
Chile Vamos				1,78*** (0,15)
Concertación/NM	0,27 (0,23)	-0,13 (0,24)	0,22 (0,20)	
Convergencia Democrática				-12,66 (163,05)
Frente Amplio				-0,45 (0,80)
La Fuerza de la Mayoría				0,33 (0,20)
Otra	13,07 (143,10)	-0,72 (1,25)	-0,49 (0,87)	
Hombre	-0,24 (0,23)	-1,04*** (0,23)	-0,19 (0,22)	0,03 (0,13)
Mujer	1,18*** (0,32)	1,00*** (0,31)	0,66** (0,32)	0,29 (0,28)
No Incumbente	-0,19*** (0,06)	-0,15*** (0,06)	-0,14** (0,06)	0,04 (0,07)
Incumbente	0,31*** (0,08)	0,08 (0,17)	0,38*** (0,08)	0,29*** (0,06)
Alianza.Hombre	0,36** (0,17)	-0,00 (0,14)	-0,57*** (0,21)	
Alianza.Mujer	-0,20 (0,43)	-0,31 (0,37)	-0,03 (0,60)	
Concertación/NM · Hombre	-0,35** (0,17)	-0,11 (0,16)	0,19 (0,14)	
Concertación/NM · Mujer	0,43 (0,45)	0,02 (0,45)	-1,13*** (0,38)	
Otra · Hombre	-10,91 (143,10)	12,50 (153,01)	1,71* (0,98)	
Otra · Mujer	$-\infty$	$-\infty$	$-\infty$	
Chile Vamos · Hombre				0,00 (0,15)
Chile Vamos · Mujer				-0,42 (0,39)
Convergencia Democrática · Hombre				13,65 (163,05)
Convergencia Democrática · Mujer				$-\infty$
Frente Amplio · Hombre				0,83 (0,82)
Frente Amplio · Mujer				$-\infty$
La Fuerza de la Mayoría · Hombre				-0,37* (0,22)
La Fuerza de la Mayoría · Mujer				-0,13 (0,63)
AIC	8520,02	9597,41	8594,27	10032,35
BIC	8671,60	9749,72	8745,12	10287,65
Log Likelihood	-4238,01	-4776,71	-4275,14	-4981,17

Notas: Se incluye componente *Nodefactor* por cada variable del modelo. Esto permite controlar por el hecho de que las distribuciones pueden ser distintas. El término ∞ aparece cuando no hay interacción entre los actores de las variables en cuestión. Errores estándar entre paréntesis.

*** $p < 0,01$; ** $p < 0,05$; * $p < 0,1$