

ARTÍCULO DE INVESTIGACIÓN

## Métodos cuantitativos para estudiar a las élites: Aplicaciones prácticas, sesgos y potencialidades<sup>1</sup>

*Quantitative Methods for Studying Elites: Practical Applications, Biases and Potential*


BASTIÁN GONZÁLEZ-BUSTAMANTE<sup>2</sup>

*University of Oxford, Oxford, Reino Unido  
Universidad de Santiago de Chile (USACH), Santiago de Chile, Chile*

**RESUMEN** Este trabajo metodológico discute aplicaciones prácticas, ventajas y desventajas del análisis histórico de eventos o de supervivencia en comparación con estrategias econométricas clásicas en ciencias sociales como las regresiones logísticas binarias. En consecuencia, se analiza cuándo el enfoque de supervivencia es conveniente en comparación con modelos logísticos y los riesgos de trabajar con datos observacionales y estimaciones potencialmen-

---

1. Versiones preliminares de los modelos observacionales no-paramétricos y algunas versiones paramétricas desestimadas fueron presentadas en el Simposio Internacional “Ministros e ministros: tecnocracia e política” organizado por el Observatório de Elites Políticas e Sociais do Brasil de la Universidade Federal do Paraná, Curitiba 2018. Una versión preliminar de este trabajo también fue presentada en el XI Congreso Latinoamericano de Ciencia Política, virtual 2022. Agradezco a Adriano Codato, Renato Perissinoto, Carla Cisternas y Mariana Rangel por sus valiosos comentarios. Mis agradecimientos también para el proyecto ANID/FONDECYT/1100877 y para Alfredo Joignant por otorgarme acceso a la Encuesta de Élite en Chile (1990-2010).

2. Investigador Doctoral en el Departamento de Ciencia Política y Relaciones Internacionales y St Hilda’s College de University of Oxford, Reino Unido. Además, es Profesor Instructor del Departamento de Gestión y Políticas Públicas de la Facultad de Administración y Economía de la Universidad de Santiago de Chile (USACH). Candidato a Doctor en Ciencia Política por University of Oxford, Reino Unido. Magíster en Ciencia Política, Administrador Público y Licenciado en Ciencias Políticas y Gubernamentales con mención en Gestión Pública por la Universidad de Chile. Sus investigaciones y trabajo docente se enfocan en la estabilidad de los regímenes de gobierno, gabinetes, élites políticas, servicio civil y gestión de crisis. Ha publicado en *The International Journal of Press/Politics*, *World Development*, *Government and Opposition*, *The British Journal of Politics and International Relations*, *Bulletin of Latin American Research*, entre otras revistas. E-mail: bastian.gonzalezbustamante@politics.ox.ac.uk, bastian.gonzalez.b@usach.cl  <https://orcid.org/0000-0003-1510-6820>

te sesgadas. Para responder ambas preguntas se realizan dos demostraciones econométricas con técnicas de propensión y emparejamiento para analizar el efecto de la trayectoria y vínculos empresariales en el acceso y permanencia en posiciones políticas relevantes. Para esto se utiliza la Encuesta de Élite en Chile (1990-2010) y un conjunto de datos de ministros que desempeñaron su cargo entre 1990 y 2014. Los hallazgos evidencian que la trayectoria empresarial no tiene impacto significativo en el acceso a posiciones relevantes, sin embargo, si está asociada con un menor riesgo de ser removido del gabinete. Las demostraciones econométricas muestran que el análisis de supervivencia es útil para fenómenos que implican intervalos de tiempo, mientras que las regresiones logísticas resultan pertinentes para estudiar el acceso a posiciones siempre que el muestreo sea adecuado. También se evidencian diferencias significativas entre modelos sin ajustes o placebos y modelos con mejores especificaciones o estimados después de la aplicación del algoritmo de emparejamiento.

**PALABRAS CLAVE** Élite políticas; élites económicas; análisis de supervivencia; emparejamiento; Chile.

**ABSTRACT** This methodological paper discusses the practical applications, advantages and disadvantages of historical event or survival analysis, compared to classic econometric strategies in social sciences such as binary logistic regressions. Accordingly, it analyses when the survival approach is preferable to logistic models, and the risks of working with observational data and potentially biased estimates. To answer these two questions, we carried out two econometric demonstrations using propensity score matching techniques, in order to analyse the effect of entrepreneurial background and ties on access to and tenure in important political positions. The data were obtained from the Chilean Elite Survey (1990-2010) and a data set of ministers who held office between 1990 and 2014. The findings show that business background had no significant impact on access to important positions; however, it is associated with a lower risk of being removed from the cabinet. The econometric demonstrations show that survival analysis is helpful for phenomena involving time intervals, while logistic regressions are appropriate for studying access to positions (as long as the sampling is adequate). Significant differences are also evident between unfitted models, or placebos, and models with better specifications or fitted after applying the matching algorithm.

**KEYWORDS** Political elites; economic elites; survival analysis; matching; Chile.

## 1. Introducción

Las élites son un objeto de estudio recurrente para diferentes disciplinas, sin embargo, si bien se estudian sistemáticamente hace más de un siglo, es posible observar una heterogeneidad metodológica excesiva e incluso, en ciertos puntos, cierta carencia de cohesión y coherencia. En efecto, la ausencia de métodos sofisticados para estudiar a las élites no es una preocupación reciente. En la década de 1980 ya resultaba posible apreciar la ausencia de conceptos claros, la existencia de límites teóricos difusos, supuestos normativos extendidos y cierta dificultad para proponer hipótesis verificables<sup>3</sup>.

En este sentido, pueden existir diferentes desafíos metodológicos asociados, por ejemplo, con la estrategia de identificación posicional de las élites<sup>4</sup> o la estrategia de identificación causal en el contexto de estudios cuantitativos<sup>5</sup>. Por otro lado, los métodos para estudiar a las élites se pueden clasificar con base en el efecto que las instituciones tienen sobre su comportamiento, los resultados derivados de este y las interacciones entre distintos grupos elitarios<sup>6</sup>. Aunque estas categorías no necesariamente están vinculadas con estrategias empíricas específicas, como indica Seménova<sup>7</sup>, en el caso del efecto de la arquitectura institucional sobre el comportamiento de las élites es posible identificar ciertas aproximaciones cuantitativas frecuentes. Una de ellas es el análisis histórico de eventos o de supervivencia. Este enfoque ha sido utilizado para evaluar trayectorias y permanencia en posiciones políticas pues permite considerar el tiempo en el modelamiento<sup>8</sup>.

En este sentido, este trabajo discute aplicaciones prácticas, ventajas y desventajas del enfoque de supervivencia en comparación con estrategias econométricas clásicas que suelen aplicarse en ciencias sociales como los modelos lineales generalizados o regresiones logísticas con máxima verosimilitud. En consecuencia, las dos preguntas

---

3. SEMENOVA (2018); véase también MOYSER y WAGSTAFFE (1987). Para un panorama reciente de la investigación sobre élites políticas en América Latina recomendamos la revisión bibliométrica de CODATO *et al.* (2021). En su investigación muestran un aumento significativo en los artículos publicados en Scopus, en particular desde 2010. Otro punto interesante, es la estructuración y división de la producción científica en torno a perspectivas influenciadas por la ciencia política y la sociología de las élites francesa. Esta división epistemológica se ha advertido en varios de los trabajos citados en este artículo y se discute teóricamente de forma crítica en GONZÁLEZ-BUSTAMANTE (2022a).

4. PUTNAM (1976); véase también HOFFMANN-LANGE (2018).

5. GONZÁLEZ-BUSTAMANTE (2020a); véase también el apartado de GONZÁLEZ-BUSTAMANTE en OLIVARES *et al.* (2020).

6. DOWDING (2016); SEMENOVA (2018).

7. SEMENOVA (2018).

8. CAMERLO y PÉREZ-LIÑÁN (2015); GONZÁLEZ-BUSTAMANTE (2022a); JÄCKLE y KERBY (2018); KERBY (2015); MARTÍNEZ-GALLARDO (2014).

que guían este trabajo son: ¿Cuándo la aplicación del análisis de supervivencia es conveniente en comparación con otras estrategias econométricas clásicas como los modelos logísticos? Y, ¿cuáles son los riesgos de trabajar con muestras con datos observacionales y estimaciones potencialmente sesgadas?

Con el fin de responder ambas preguntas se prueba el efecto de la trayectoria empresarial en el acceso y permanencia en posiciones relevantes en la élite política chilena. Para esto se abordan algunos problemas conceptuales con potenciales implicancias metodológicas en términos de identificación posicional y casual, en línea con varios trabajos nuestros previamente publicados. Posteriormente, se ofrece información de los datos utilizados y de las demostraciones econométricas. Los conjuntos de datos que se utilizan corresponden a dos bases de élites chilenas: la Encuesta de Élite en Chile (1990-2010), actualizada por Joignant y González-Bustamante<sup>9</sup>, y el conjunto de datos de González-Bustamante y Olivares<sup>10</sup>. Luego, se explica de forma separada la aplicación de cada técnica y se discuten sus potencialidades, posibles sesgos e innovaciones.

## **2. Estrategias de identificación e inferencia causal para acceso y permanencia en la élite**

En este trabajo se realizan distintas demostraciones econométricas para medir el efecto de la trayectoria empresarial en el acceso y permanencia en posiciones relevantes de la élite política chilena. Los vínculos empresariales tienen una relevancia teórica ya que, tal como el capital político, poseen un componente dinámico que se vincula al *cursus honorum* de un individuo<sup>11</sup>. Precisamente este componente dinámico se vincula a la trayectoria y circulación entre campos como sería, por ejemplo, un movimiento desde el mundo político al empresarial. Por una parte, esto implica una reconversión de ciertas especies de capital asociadas con trasfondos individuales, lo que podría dar lugar a un movimiento o intersección entre las esferas gubernamental y económica<sup>12</sup>. Este movimiento en particular se relaciona con el fenómeno de la circulación pública-privada, el cual potencialmente puede afectar las preferencias y decisiones de un individuo mientras ejerce un cargo público<sup>13</sup>.

Esta intersección o circulación podría implicar que, de forma consciente o inconsciente, las decisiones de los individuos se vean afectadas por sus procesos de socialización. Por tanto, ellos podrían enviar señales condicionales que, eventualmente, les podrían permitir un movimiento entre campos. Esto genera un problema de agencia

---

9. JOIGNANT y GONZÁLEZ-BUSTAMANTE (2014).

10. GONZÁLEZ-BUSTAMANTE y OLIVARES (2022).

11. ALCÁNTARA (2013).

12. GONZÁLEZ-BUSTAMANTE y LUCI (2021).

13. MAILLET *et al.* (2016, 2019).

ya que el agente, es decir, el individuo que alcanzó una posición política de privilegio podría obedecer a un principal en la sombra condicionado por lo indicado anteriormente<sup>14</sup>.

Un ejemplo sería un individuo que alcanza una posición de confianza política en el gabinete de un presidente y, por tanto, sus decisiones podrían afectar a una industria con la cual tiene vínculos económicos, profesionales, o ambos. Es relevante considerar que este fenómeno funciona retrospectivamente, pero también puede operar prospectivamente como lo sugiere el concepto de soborno retardado de Schneider: pueden existir beneficios y recompensas futuras en el sector privado dependiendo de las decisiones que tome el actor mientras ocupa el cargo público<sup>15</sup>. A partir de este ejemplo es posible ilustrar tres desafíos teórico-metodológicos al momento de estudiar el fenómeno: estrategias de identificación, conceptualización y medición de la variable dependiente y estrategias de inferencia causal.

Primero, la estrategia de identificación de la élite constituye un desafío teórico con implicancias metodológicas relevantes. ¿Quiénes exactamente pueden ser considerados como parte de una élite? ¿Cómo es posible identificarlos? Estas preguntas, en efecto, implican una conceptualización que tiene un impacto directo en el trabajo de campo de una investigación pues afectan el procedimiento de muestreo para la aplicación de un cuestionario en el marco de una encuesta o entrevistas. En este sentido, una conceptualización extendida es la distinción clásica de Putnam que da cuenta de tres tipos de análisis como parte de estrategias de identificación: posicional, reputacional y decisional<sup>16</sup>. El análisis posicional es el más común y directo pues se basa en las posiciones formales de los individuos, resulta muy adecuado para posiciones relevantes de alta visibilidad. El análisis reputacional y decisional, por otro lado, son más complejos de implementar pues se enfocan en las conexiones de los individuos y su rol en procesos de toma de decisión, lo cual es más difícil de medir en un proceso de levantamiento de información y trabajo de campo.

El segundo desafío implica determinar qué es exactamente lo que se quiere estudiar y medir. No es lo mismo evaluar el acceso a una posición específica, es decir, un nombramiento de confianza o el triunfo en una elección, que evaluar la permanencia en la élite o la circulación entre campos. Putnam describía el acceso a las posiciones de privilegio asociado con el concepto de reclutamiento, el cual implica una selección de ciudadanos motivados y socialmente favorecidos, entre varios millones, para ocupar posiciones relevantes<sup>17</sup>. Para Bourdieu, por otra parte, tanto la especialización de

---

14. ADOLPH (2013); MAILLET *et al.* (2016).

15. SCHNEIDER (1993, 2001).

16. PUTNAM (1976); véase también CODATO (2015); GONZÁLEZ-BUSTAMANTE (2020a); HOFFMANN-LANGE (2018).

17. PUTNAM (1976).

los agentes como el reclutamiento político y social se comprenden desde la especificidad de un campo y las relaciones existentes en este<sup>18</sup>. En este contexto, la teoría de campos y capitales se ha enfocado en describir y comprender las configuraciones de recursos, atributos y capitales que favorecen este acceso y, en consecuencia, el inicio y desarrollo de carreras políticas<sup>19</sup>. La permanencia, por otro, es un fenómeno ligado a la profesionalización de la política y que tensiona la circulación y renovación de los elencos elitarios<sup>20</sup>.

Estos fenómenos requieren de información específica diferente para ser estudiados, por tanto, algunas técnicas cuantitativas pueden ser más pertinentes que otras. Por ejemplo, evaluar el efecto de la trayectoria empresarial  $D$  de  $i$ -th individuos en el acceso a posiciones de poder  $Y_j$  se puede realizar con modelos logísticos simples, sin embargo, es necesario contar con varianza en la variable dependiente, es decir, individuos que accedieron a la posición y otros que no<sup>21</sup>. Esta varianza facilita el contraste en las estimaciones econométricas. No contar con esta información puede ser una falencia de diseño que conduzca a estimaciones sesgadas. Estudiar la permanencia de individuos con análisis de supervivencia, por otro lado, implica evaluar el riesgo y su acumulación en el tiempo con una función de supervivencia  $S(t)$  considerando un evento de interés: la salida del cargo. En consecuencia, no es adecuado utilizar modelos lineales ni tampoco es pertinente el análisis de supervivencia si la posición que se estudia tiene un mandato fijo. Tiene sentido estudiar la supervivencia de primeros ministros, pero no de presidentes con mandatos constitucionales determinados<sup>22</sup>. En estricto rigor tampoco sería la mejor elección metodológica para estudiar posiciones que implican un período fijo en el cargo como gobernadores, alcaldes, diputados, entre otras similares.

Esto se vincula con el tercer desafío eminentemente metodológico y que tiene relación con el diseño de estrategias econométricas y de inferencia causal robustas. Este es un desafío transversal independiente de la estrategia empírica cuantitativa

---

18. BOURDIEU (1986).

19. Para teorizaciones al respecto se recomienda revisar JOIGNANT (2011, 2012); JOIGNANT *et al.* (2015).

20. GONZÁLEZ-BUSTAMANTE (2013).

21. GONZÁLEZ-BUSTAMANTE (2020a).

22. Esta idea está asociada al supuesto de que aquellos mandatos se respetan, lo cual no necesariamente ocurre en regiones como América Latina. En efecto, en ciencia política existe una visión tradicional sobre la supuesta inestabilidad estructural del presidencialismo que puede desencadenar que el Congreso bloquee al poder ejecutivo o diversas crisis políticas. Véase CHEIBUB *et al.* (2004); LINZ (1994); MARTÍNEZ-GALLARDO (2012). Por otro lado, literatura reciente ha enfatizado en la idea de que la inestabilidad está asociada más bien al sistema de partidos y a la ausencia de incentivos para formar coaliciones. Véase, por ejemplo, ALEMÁN y CALVO (2010); AMORIM NETO (2006); MARTÍNEZ-GALLARDO (2012).

que se emplee. Problemas de diseño en estas estrategias pueden conducir, tal como se aborda detalladamente por González-Bustamante<sup>23</sup>, a la obtención de estimaciones sesgadas y, en consecuencia, conclusiones erróneas. Por ejemplo, si se utilizan datos de encuestas con una muestra construida con una estrategia de análisis de identificación posicional es necesario que la tasa de respuesta sea elevada para reducir los sesgos del muestreo.

Aún con una tasa de respuesta elevada o si la información se obtiene de registros públicos sobre el universo completo de nombramientos de confianza, como sería el caso de los gabinetes u otros nombramientos del poder ejecutivo, surge un problema metodológico con los nombramientos que no ocurrieron, es decir, individuos que fueron considerados para la posición, pero finalmente no fueron nombrados. Si se tuviesen aquellos casos, cualquier estimación sería más confiable, sin embargo, la recolección de aquella información es prácticamente imposible en términos logísticos y si se pudiese realizar tendría elevados niveles de deseabilidad social.

Por el contrario, puede ser más ventajoso trabajar con posiciones que se obtienen a través de elecciones populares como las del Congreso ya que, como no son nombramientos discrecionales basados en confianza política, es posible recolectar información confiable de aquellos individuos que compitieron por la posición y perdieron la elección. En este sentido, si bien las encuestas permiten recolectar información sobre percepciones y atributos que no constan en registros públicos, bajas tasas de respuesta pueden comprometer seriamente una estrategia empírica cuantitativa, por tanto, es recomendable trabajar con datos públicos sobre universos totales de individuos con base en una estrategia de análisis posicional<sup>24</sup>.

Sin embargo, aunque se trabaje con universos totales de individuos aún existe la desventaja de trabajar con datos observacionales. En este punto resulta necesario delinear una estrategia de inferencia causal para asegurar la obtención de estimaciones robustas y extraer conclusiones adecuadas desde los análisis realizados. El resultado del proceso de inferencia puede ser comprendido como la diferencia entre la variable dependiente positiva y negativa de un caso *i-th*, en el caso de que la variable sea binaria<sup>25</sup>.

Para el ejemplo del acceso a posiciones en el gabinete esta diferencia de un individuo *i-th* sería  $Y_{j=1[i]1} - Y_{j=1[i]0}$ . Esto precisamente evidencia el problema fundamental de la inferencia causal relacionado con la imposibilidad de observación de

---

23. GONZÁLEZ-BUSTAMANTE (2020a).

24. Además de los problemas con las tasas de respuesta, pueden existir limitaciones por deseabilidad social. Por ejemplo, la declaración de trayectorias de individuos que ocultan información sobre sus carreras políticas y profesionales con el fin de evitar dejar en evidencia posibles conflictos de interés o la existencia de puerta giratoria. Véase GONZÁLEZ-BUSTAMANTE (2020a); MAILLET *et al.* (2019).

25. ANGRIST y PISCHKE (2015); IMAI (2017).

contrafactuales<sup>26</sup>. Esto se puede explicar como la imposibilidad de tener resultados para distintas distribuciones de la variable dependiente para un mismo caso *i-th*, o para casos con características similares<sup>27</sup>. Si, por ejemplo, la trayectoria empresarial  $D_i$  tuviese un efecto sobre algunas de las posiciones  $Y_{j[i]}$ , para estimar con precisión la existencia e intensidad del efecto es necesario considerar los dos potenciales resultados que reflejan el acceso o no a la posición, es decir,  $Y_{j[i]1}$  e  $Y_{j[i]0}$ .

Sin embargo, la carrera política de un individuo es un fenómeno complejo en el cual inciden diversas variables, no solo la trayectoria empresarial. El capital político, social y cultural del individuo, sus nexos familiares y capital simbólico son variables que podrían, dependiendo de la perspectiva teórica, afectar el acceso de un individuo a posiciones de privilegio<sup>28</sup>. Esto implica que es muy complejo obtener conjuntos de datos donde las variables de interés se distribuyan de forma balanceada con casos con diferentes distribuciones de la variable dependiente<sup>29</sup>. El interés de contar con datos distribuidos de esta forma radica en que cuando la variable que genera un efecto de interés se asigna aleatoriamente es posible eliminar el sesgo, sin embargo, dicha asignación aleatoria es difícil de obtener con datos observacionales pues implica que la expectativa condicional de la variable, en este caso la trayectoria empresarial, es equivalente en la presencia y ausencia de la variable independiente  $E[Y_{j[i]} | D_i = 1] = E[Y_{j[i]} | D_i = 0]$ .

Lo anterior resulta esencial y representa un desafío metodológico en este tipo de estudios pues empíricamente la mayoría de las características personales y capitales individuales vinculados con ventajas sociales suelen presentar distribuciones altamente concentradas asociadas con los fenómenos de interés. En efecto, conceptos como recursos y capitales tienden a vincularse –y confundirse– con competencias y capacidades, por tanto, están asociados a desigualdades ya que capitales heredados se naturalizan como atributos y capacidades individuales<sup>30</sup>. Por ejemplo, individuos con credenciales académicas relevantes o un elevado capital social suelen ser exitosos en distintos campos y probablemente quienes no son exitosos poseen menor capital cultural y social comparativamente, por tanto, si no hay una equivalencia en la expectativa condicional de estas variables probablemente se obtendrá que el nivel educacional es significativo y aumenta las probabilidades de alcanzar posiciones de

---

26. IMAI (2017); véase también GONZÁLEZ-BUSTAMANTE (2020a).

27. En un diseño experimental esto es relativamente equivalente a tener un grupo de tratamiento y otro de control con placebo. Esta situación permite observar el efecto del tratamiento comparando individuos de características similares que recibieron el tratamiento con otros que se les administró un placebo.

28. GONZÁLEZ-BUSTAMANTE (2014); JOIGNANT (2011, 2012, 2014).

29. GONZÁLEZ-BUSTAMANTE (2020a).

30. ALCÁNTARA (2013); GONZÁLEZ-BUSTAMANTE y LUCI (2021); JOIGNANT (2011).



prestigio pues los datos analizados contienen muy pocos individuos con credenciales académicas relevantes que no alcanzan aquellas posiciones.

En resumen, la improbabilidad empírica de contar con datos balanceados complejiza la asignación aleatoria que permite eliminar el sesgo. Una solución a este problema es utilizar análisis con puntaje de propensión (*propensity score analysis*) y técnicas de emparejamiento (*matching*). Estas técnicas permiten corregir el sesgo en los datos observacionales estimando contrafactuales calculando la probabilidad de las observaciones en función de la distribución de las covariables observadas<sup>31</sup>. Metodológicamente esto implica realizar una regresión de la variable de interés,  $D_i$  por ejemplo, sobre un vector de potenciales covariables o *confounders* con el fin de bloquear el camino de retorno (*backdoor path*) desde la variable  $D_i$  a la dependiente  $Y_j$  y estimar el puntaje de propensión para luego emparejar los datos<sup>32</sup>. Sin embargo, una correcta selección de *confounders* necesita de un proceso de teorización sobre las relaciones causales subyacentes para la inclusión de variables que preferentemente afecten a la independiente principal y a la dependiente.

### 3. Método

#### 3.1. Demostraciones econométricas y datos utilizados

En las demostraciones econométricas de este trabajo se utilizan dos conjuntos de datos. El primero es la Encuesta de Élite en Chile (1990-2010), actualizada por Joignant y González-Bustamante<sup>33</sup>, para evaluar el efecto de la trayectoria empresarial de los individuos *i-th* en su acceso a posiciones políticas relevantes  $Y_{j|i}$ , en este caso al gabinete ( $j = 1$ ), Senado ( $j = 2$ ) y Cámara de Diputados ( $j = 3$ ). Esta encuesta fue elaborada con un muestreo no probabilístico y una estrategia de análisis posicional considerando los cargos más relevantes del poder ejecutivo y legislativo en Chile, incluyendo algunas posiciones en las mesas nacionales de partidos políticos tradicionales altamente institucionalizados del sistema de partidos chileno y posiciones en organismos constitucionalmente autónomos<sup>34</sup>. Estos datos se han utilizado en trabajos publicados

---

31. ROSENBAUM y RUBIN (1983); véase también LI (2013).

32. JOFFE y ROSENBAUM (1999); LI (2013).

33. JOIGNANT y GONZÁLEZ-BUSTAMANTE (2014).

34. Primero se identificaron a individuos que ocuparon durante al menos un semestre algún cargo relevante en estos espacios de poder. Entre estos cargos se encuentran la presidencia, el gabinete, Congreso, entre otros. Este conjunto de individuos alcanzó un total de 1.465 casos para el período entre 1990 y 2010. Luego, considerando las posiciones más relevantes, se construyó una muestra no probabilística de 590 casos que se denominó núcleo elitario. Se logró entrevistar a 386 individuos de este núcleo, véase JOIGNANT y GONZÁLEZ-BUSTAMANTE (2014). Para más detalles sobre el procedimiento de muestreo véase GONZÁLEZ-BUSTAMANTE (2020a); GONZÁLEZ-BUSTAMANTE y GARRIDO-VERGARA (2018) o los anexos de MAILLET *et al.* (2016).

por Joignant *et al.*, Delamaza, González-Bustamante, Cuevas, Garrido-Vergara, entre otros<sup>35</sup>.

La tasa de respuesta de esta encuesta corresponde a un 65,4% que sube a un 68,3% si se excluyen a los individuos fallecidos al comienzo del trabajo de campo<sup>36</sup>. Utilizar esta encuesta en el caso del gabinete es aceptable ya que se trata de 108 individuos que corresponden al 60% de los ministros del período. Sin embargo, para estudiar las posiciones del Congreso es más problemático debido al muestreo realizado y las tasas de respuesta. En efecto, el número de casos es bajo para posiciones como senador ( $n=26$ ) y diputado ( $n=123$ ). Si se consideran los datos de González-Bustamante y Cisternas<sup>37</sup>, sobre trayectorias e incumbencia en la Cámara de Diputados, la cantidad de individuos en la encuesta solo equivalente al 42,6% de quienes ejercieron el cargo durante el período.

Con esta encuesta se elabora un conjunto de datos anonimizado con una cantidad de variables limitada. El código de limpieza y de replicación de las demostraciones econométricas está disponible en un repositorio controlado con autenticación de dos pasos con respaldos de seguridad en un *hub* encriptado con cifrado de 256-bits de University of Oxford<sup>38</sup>.

Por otra parte, se utiliza la base de datos de ministros en Chile de González-Bustamante y Olivares<sup>39</sup> para evaluar el efecto de la trayectoria y vínculos empresariales de los individuos *i-th* en su permanencia o supervivencia en el gabinete. Estos datos han sido utilizados en trabajos por González-Bustamante, González-Bustamante y Olivares y Orchard y González-Bustamante<sup>40</sup>. Este conjunto de datos contiene diversas variables homologables a la encuesta anterior pero también cuenta con la fecha en que cada ministro asume y deja su cargo, información clave para ajustar modelos de supervivencia.

Para controlar el problema de trabajar con datos observacionales y la asignación no aleatoria en ambos conjuntos de datos se emplea *propensity score* y emparejamiento para corregir el sesgo.

---

35. CUEVAS (2015); DELAMAZA (2013); GARRIDO-VERGARA (2019, 2020a, 2020b); GONZÁLEZ-BUSTAMANTE (2013); GONZÁLEZ-BUSTAMANTE y GARRIDO-VERGARA (2018); JOIGNANT *et al.* (2015).

36. GONZÁLEZ-BUSTAMANTE y GARRIDO-VERGARA (2018).

37. GONZÁLEZ-BUSTAMANTE y CISTERNAS (2016).

38. GONZÁLEZ-BUSTAMANTE (2022b).

39. GONZÁLEZ-BUSTAMANTE y OLIVARES (2022).

40. GONZÁLEZ-BUSTAMANTE (2020b, 2022a); GONZÁLEZ-BUSTAMANTE y OLIVARES (2016, 2018); ORCHARD y GONZÁLEZ-BUSTAMANTE (2022). Para un estudio que abarca un período de tiempo más extenso y en perspectiva comparada con el caso uruguayo véase OLIVARES (2022).

### 3.2. Evaluando acceso con regresiones logísticas y técnicas de emparejamiento

La estimación econométrica y la estrategia de inferencia causal se divide en tres etapas con el objetivo de estimar el efecto de las trayectorias y vínculos empresariales  $D$  en el acceso a las posiciones en el gabinete, Senado y Cámara de Diputado de  $i$ -th individuos. Primero, se trabaja con modelos logísticos con todas las observaciones de la muestra ( $N = 386$ ). Esto conceptualmente implica medir el acceso  $Y_{j[i]}$ , por ejemplo, de ministros  $Y_{1[i]}$  en comparación con individuos que en estricto rigor se desarrollaron en el poder legislativo  $Y_{2[i]}$  e  $Y_{3[i]}$  y viceversa. En consecuencia, se ajusta una regresión de  $Y_{1[i]}$ ,  $Y_{2[i]}$  e  $Y_{3[i]}$  sobre  $D_i$  incorporando una serie de controles que la literatura identifica como atributos que podrían afectar la carrera política: (a) sexo; (b) un conjunto de *dummies* para capital político ( $X_k$ ) que reflejan si  $i$ -th fue dirigente a nivel local, regional o nacional; (c) una variable continua para el nivel educacional ( $X_1$ )<sup>41</sup>; (d) una variable binaria para escuela secundaria privada ( $X_2$ ); y (e) una variable binaria de capital político familiar ( $X_3$ ), la cual toma valor positivo si el padre o la madre ejercieron posiciones políticas relevantes (*i.e.*, miembro del gabinete o del Congreso). La ecuación es la siguiente:

$$Y_{j[i]} = \alpha + \gamma D_i + \delta sex_i + \sum_{k=1}^K \zeta_k X_{k[i]} + \beta_1 X_{1[i]} + \beta_2 X_{2[i]} + \beta_3 X_{3[i]} + \varepsilon_i$$

Esta estimación es metodológicamente imprecisa por problemas de contraste y comparación de casos diferentes, por tanto, en la segunda etapa se mejora la especificación de la estimación econométrica ajustando los modelos en submuestras para el poder ejecutivo ( $n = 228$ ) y legislativo ( $n = 155$ ) de forma separada considerando que son tipos de carreras diferenciadas, lo que implica procesos de socialización e incentivos diferentes<sup>42</sup>. En el caso del poder legislativo, para que exista una distribución adecuada en la varianza de la variable dependiente y contraste, solo se prueba el acceso al Senado  $Y_2$  y se incorpora la militancia en  $L$  partidos políticos como efecto fijo:

41. Esta variable tiene las siguientes categorías de forma ordenada: secundaria, técnica completa, universitaria o técnica sin título, universitaria completa, estudios de postgrado, magíster, candidato a doctor, doctor.

42. La submuestra del poder ejecutivo ( $n = 228$ ) se compone por ministros, subsecretarios, intendentes, superintendentes, directores de empresas públicas, jefes de gabinete y de división. También se incorporan presidentes del Banco Central, aunque es un organismo constitucionalmente autónomo. La muestra del poder legislativo ( $n = 155$ ), por otro lado, se compone por senadores, diputados y, adicionalmente, miembros de las mesas directivas de partidos políticos.

$$Y_{j[i]} = \alpha + \gamma D_i + \delta sex_i + \sum_{k=1}^K \zeta_k X_{k[i]} + \beta_1 X_{1[i]} + \beta_2 X_{2[i]} + \beta_3 X_{3[i]} + \sum_{l=1}^L \eta_l party_i + \varepsilon_i$$

Por último, en la tercera etapa, se estima *propensity score* y se empareja el conjunto de datos para estimar adecuadamente el efecto de la trayectoria empresarial en el acceso a las posiciones  $Y_1$  y  $Y_2$ . El ajuste de *propensity score* se realiza con un modelo probit de la trayectoria empresarial  $D_i$  sobre los controles previamente utilizados como potenciales *confounders*<sup>43</sup> y los efectos fijos por partido:

$$D_i = \varphi \left[ \alpha + \delta sex_i + \sum_{k=1}^K \zeta_k X_{k[i]} + \beta_1 X_{1[i]} + \beta_2 X_{2[i]} + \beta_3 X_{3[i]} + \sum_{l=1}^L \eta_l party_i + \varepsilon_i \right]$$

La evaluación del balance de las covariables en la Figura 1 muestra que el nivel educacional está particularmente desbalanceado junto con algunas *dummies* de capital político y los efectos fijos de partidos. Se utiliza el algoritmo *full matching* que evita el descarte de observaciones durante el emparejamiento y se mantiene el nivel educacional como control en el modelo final ya que no se logra balancear<sup>44</sup>. Por tanto, la estimación final se realiza con la siguiente ecuación para  $Y_1$  que incorpora las ponderaciones del emparejamiento y un ajuste por clústeres en los errores, para  $Y_2$  además se incorpora un control para el desbalance de la variable escuela secundaria privada  $\beta_2 w_i X_{2[i]}$ :

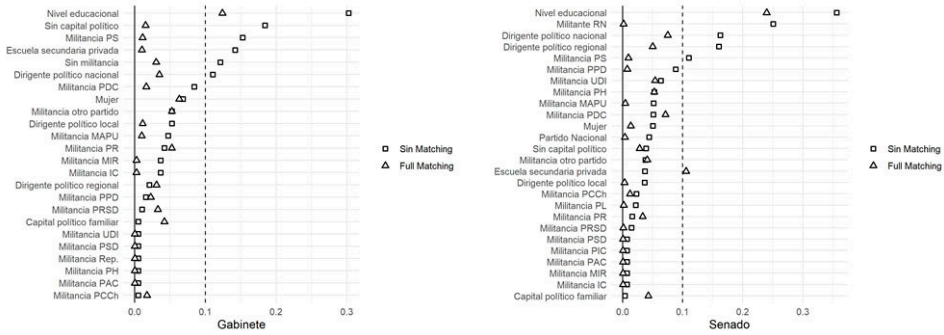
$$Y_{j[i]} = \alpha w_i + \gamma w_i D_i + \beta_1 w_i X_{1[i]} + \varepsilon_{i[clusters]}$$

43. Como se explicó en el apartado previo, la incorporación de *confounders* requiere de un trabajo exhaustivo de teorización y discusión sobre las relaciones causales subyacentes entre las variables que se incorporan en esta etapa. Considerando el carácter metodológico de este trabajo los controles de los modelos observacionales se utilizan como *confounders*, sin embargo, esto implica que los hallazgos deben ser considerados con cierta precaución.

44. AUSTIN *et al.* (2007); HANSEN (2004); OLMOS y GOVINDASAMY (2015).

**Figura 1**

*Diferencias promedio absolutas y estandarizadas antes y después del emparejamiento.*



Fuente: Elaboración propia con Encuesta de Élités en Chile (1990-2010), última actualización por Joignant y González-Bustamante<sup>45</sup>.

### 3.3. Evaluando permanencia con modelos de supervivencia y técnicas de emparejamiento

Para la estimación con datos observacionales se utilizan modelos de riesgos proporcionales con una línea base de riesgo  $\lambda_0(t)$  donde el evento que se mide es la salida del gabinete. En consecuencia, se ajusta un modelo para  $D_i$  con los siguientes controles: (a) sexo; (b) independencia política; (c) la variable de capital político  $X_k$  en una versión binaria para dirigentes nacionales; (d) una variable binaria de profesión de prestigio para abogados o economistas; y (e) capital político familiar  $X_3$  operacionalizado tal como se indicó en el subapartado anterior. En este primer modelo se utiliza la censura administrativa alterada con base en un umbral de tiempo de permanencia de  $i$ -th del 75% con respecto a la duración del mandato presidencial, por tanto, esto tiende a operar como un modelo placebo:

$$\lambda(t_i) = \lambda_0(t_i) \exp[\gamma D_i + \delta sex_i + \vartheta nonpartisan_i + \zeta X_{k[i]} + \mu prof_i + \beta_3 X_{3[i]} + \varepsilon_i]$$

Lo anterior es metodológicamente impreciso debido a que la línea base de riesgo se calcula desde una estimación de riesgo acumulada  $\Lambda_0(t)$  y una función de supervivencia  $S(t)$  con la cual es posible estimar la incidencia de las salidas del gabinete durante un período  $T$  específico con  $F(t) = 1 - S(t) = Pr(T \leq t)$ <sup>46</sup>. Si se simplifica el cálculo considerando la existencia de un solo riesgo, tal como lo hacen las regresiones de Cox o una estimación no-paramétrica Kaplan-Meier, el cálculo básicamente requiere

45. JOIGNANT y GONZÁLEZ-BUSTAMANTE (2014).

46. AUSTIN *et al.* (2016); GONZÁLEZ-BUSTAMANTE *et al.* (2020).

considerar a los individuos al comienzo de  $T$  y aquellos que experimentan el evento de interés<sup>47</sup>. En consecuencia, utilizar un umbral de permanencia u otros criterios de censura laxos tácitamente implica aumentar el sesgo de los datos observacionales<sup>48</sup>.

Considerando los problemas metodológicos del primer modelo, se mejora la estimación aplicando diferentes especificaciones. Se mejora el control de la concurrencia de eventos colindantes, situación que tiende a suceder en las reorganizaciones del gabinete. Para esto se utiliza una aproximación del marginal exacto del logaritmo de verosimilitud<sup>49</sup>. Se cambia el método Breslow por Efron que tiende a ser más preciso. Adicionalmente se incorporan los gobiernos en los cuales sirvieron los ministros como efectos fijos y se trabaja con censura administrativa estrictamente asociada al término del mandato presidencial:

$$\lambda(t_i) = \lambda_0(t_i) \exp \left[ \gamma D_i + \delta \text{sex}_i + \vartheta \text{nonpartisan}_i + \zeta X_{k[i]} + \mu \text{prof}_i + \beta_3 X_{3[i]} + \sum_{g=1}^G \xi_g \text{gov}_i + \varepsilon_i \right]$$

Finalmente, se estima *propensity score* y se empareja de forma análoga a lo realizado para medir el efecto de la trayectoria empresarial en el acceso a posiciones relevantes. Se utiliza un modelo probit simple con los controles previamente utilizados y efectos fijos:

$$D_i = \varphi \left[ \alpha + \delta \text{sex}_i + \vartheta \text{nonpartisan}_i + \zeta X_{k[i]} + \mu \text{prof}_i + \beta_3 X_{3[i]} + \sum_{g=1}^G \xi_g \text{gov}_i + \varepsilon_i \right]$$

En esta oportunidad el algoritmo *full matching* permite balancear la muestra (Figura 2), por tanto, en el modelo final solo se incorporan las ponderaciones y se ajusta por clústeres:

$$\lambda(t_i) = \lambda_0(t_i) \exp \left[ \gamma w_i D_i + \varepsilon_{i[\text{clusters}]} \right]$$

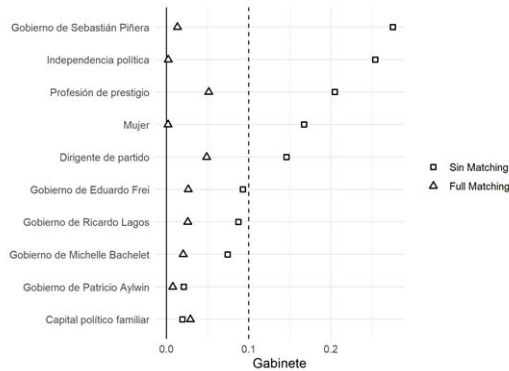
47. AUSTIN *et al.* (2016); KISHORE *et al.* (2010).

48. Otros criterios de censura semi laxos, como los utilizados en GONZÁLEZ-BUSTAMANTE y OLIVARES (2016, 2018), relacionados con recolocaciones ministeriales y salidas del gabinete para asumir cargos en el Congreso o en el comando presidencial del candidato de la coalición de gobierno son teóricamente más justificables. Además, no necesariamente aumentan desmedidamente el sesgo en las estimaciones pues se aplica a observaciones específicas.

49. BOX-STEFFENSMEIER y JONES (2004).

## Figura 2

Diferencias promedio absolutas y estandarizadas antes y después del emparejamiento.



Fuente: Elaboración propia con datos de González-Bustamante y Olivares<sup>50</sup>.

### 3.4. Confiabilidad y validez

Se aplican una serie de comprobaciones y pruebas estadísticas. Por ejemplo, *Akaike Information Criterion* (AIC) y *variance inflation factor* (VIF) son estimados en todos los modelos para evaluar el error de predicción y multicolinealidad. En los modelos logísticos, para ofrecer una idea del nivel de bondad de ajuste se estima, cuando es posible, un *pseudo R<sup>2</sup>* corregido a partir de la medición de Cox-Snell de máxima verosimilitud que tiende a ser equivalente al indicador Cragg-Uhler.

En los modelos de supervivencia se revisa la cantidad de eventos por variable predictor<sup>51</sup> y la suposición de riesgos proporcionales (*proportional hazard assumption*, PHA) para evitar sobreestimaciones y sesgos en el riesgo<sup>52</sup>. Adicionalmente, se incorpora el C-Index que muestra la proporción de los pares observados en los cuales el modelo predijo el evento de interés<sup>53</sup>.

50. GONZÁLEZ-BUSTAMANTE y OLIVARES (2022).

51. VITTINGHOFF y MCCULLOH (2007).

52. GRAMBSCH y THERNEAU (1994); KALBFLEISCH y PENTRICE (2002).

53. HARRELL *et al.* (1996).

## 4. Resultados

### 4.1. Efecto de la trayectoria empresarial en el acceso a posiciones del gabinete y el Congreso

La Tabla 1 presenta los tres primeros modelos estimados con la muestra total de la Encuesta de Élités ( $N = 386$ ). En cada modelo la variable dependiente es distinta y mide el acceso de los individuos a distintas posiciones: el gabinete  $Y_1$ , Senado  $Y_2$  y Cámara de Diputados  $Y_3$ . En estos modelos aún no se aplican ajustes específicos y se trabaja con datos observacionales sin técnicas de inferencia causal, por tanto, es plausible suponer que estas estimaciones están sesgadas.

**Tabla 1.**

*Regresiones logísticas con datos observacionales para posiciones políticas en Chile (1990-2010).*

|  | Gabinete             | Senado                 | Cámara               |
|--|----------------------|------------------------|----------------------|
|  | Modelo I             | Modelo II              | Modelo III           |
| Trayectoria empresarial                  | 0,395<br>(0,339)     | -1,908*<br>(1,054)     | -0,202<br>(0,347)    |
| Sexo<br>(mujer)                          | 0,811***<br>(0,306)  | -17,116<br>(1.239,713) | -0,503<br>(0,349)    |
| Capital político<br>(dirigente local)    | -0,376<br>(0,633)    | -16,059<br>(2.118,977) | 0,804<br>(0,641)     |
| Capital político<br>(dirigente regional) | -0,971<br>(0,676)    | 0,230<br>(1,295)       | 2,404***<br>(0,536)  |
| Capital político<br>(dirigente nacional) | 0,274<br>(0,295)     | 1,061<br>(0,771)       | 1,452***<br>(0,386)  |
| Nivel educacional                        | 2,047***<br>(0,465)  | -2,554***<br>(0,978)   | -1,923***<br>(0,492) |
| Escuela secundaria privada               | -0,279<br>(0,250)    | 1,205**<br>(0,534)     | 0,223<br>(0,249)     |
| Capital político familiar                | 0,310<br>(0,308)     | 0,862*<br>(0,506)      | -0,026<br>(0,326)    |
| Constante                                | -2,241***<br>(0,431) | -2,949***<br>(0,917)   | -1,140**<br>(0,451)  |
| Matching                                 | No                   | No                     | No                   |
| Sub. Clustering                          | No                   | No                     | No                   |
| Efectos fijos (partido)                  | No                   | No                     | No                   |
| Submuestra                               | No                   | No                     | No                   |
| VIF                                      | Bajo                 | Bajo                   | Bajo                 |



|                |          |         |          |
|----------------|----------|---------|----------|
| Pseudo $R^2$   | 0,124    | 0,227   | 0,183    |
| $N$            | 386      | 386     | 386      |
| Log-Likelihood | -211,420 | -77,387 | -214,475 |
| AIC            | 440,840  | 172,774 | 446,950  |

\*  $p \leq 0,100$ ; \*\*  $p \leq 0,050$ ; \*\*\*  $p \leq 0,010$

Nota: Se reportan coeficientes beta y errores estándar entre paréntesis. AIC: *Akaike Information Criterion*; VIF: *variance inflation factor*.

Fuente: Elaboración propia con Encuesta de Élités en Chile (1990-2010), última actualización por Joignant y González-Bustamante<sup>54</sup>.

En el modelo I el efecto de la trayectoria empresarial no es estadísticamente significativo ( $p=0,244$ ). Las variables significativas que aumentarían las probabilidades de nombramiento en el gabinete son ser mujer ( $\beta=0,811$ ,  $CI_{95\%}$  [0,208; 1,411],  $p=0,008$ ) y el nivel educacional ( $\beta=2,047$ ,  $CI_{95\%}$  [1,149; 2,974],  $p \leq 0,001$ ). En el modelo II, que corresponde al Senado, el efecto de la trayectoria empresarial es significativo al 90% de confianza ( $p=0,070$ ). Además, la educación secundaria en una escuela privada tiene un efecto significativo positivo ( $\beta=1,205$ ,  $CI_{95\%}$  [0,228; 2,362],  $p=0,024$ ), mientras que el nivel educacional tiene un efecto inverso, es decir, disminuye las probabilidades de obtener un escaño en el Senado ( $\beta=-2,554$ ,  $CI_{95\%}$  [-4,603; -0,740],  $p=0,009$ ). Por último, en el modelo III, que evalúa el acceso a la Cámara de Diputados, la trayectoria empresarial no es significativa ( $p=0,560$ ). Por otro lado, haber sido dirigente partidario a nivel regional y nacional son variables que resultan significativas con coeficientes positivos ( $\beta=2,404$ ,  $CI_{95\%}$  [1,385; 3,499],  $p \leq 0,001$ ;  $\beta = 1,452$ ,  $CI_{95\%}$  [0,739; 2,270],  $p \leq 0,001$ ), por tanto, aumentarían las probabilidades de ser diputado. El nivel educacional, por otro lado, disminuiría las probabilidades de acceso a la Cámara ( $\beta=-1,923$ ,  $CI_{95\%}$  [-2,916; -0,981],  $p \leq 0,001$ ).

Los modelos I, II, III son imprecisos pues se ajustan utilizando la muestra total lo que, como se abordó en el apartado metodológico, es inadecuado ya que se trata de carreras políticas diferentes. Esto podría aumentar el potencial sesgo inherente a la naturaleza observacional de los datos. Por tanto, la Tabla 2 presenta modelos con una mejor especificación sobre submuestras divididas para el poder ejecutivo y legislativo e incorpora efectos fijos. En el caso del poder legislativo se mide el acceso al Senado  $Y_2$  para garantizar varianza en la variable dependiente y contraste en la modelación. También se presentan los modelos con datos balanceados después de la aplicación del algoritmo *full matching* y el emparejamiento del conjunto de datos que ofrecen estimaciones más robustas.

54. JOIGNANT y GONZÁLEZ-BUSTAMANTE (2014).

En el modelo IV la trayectoria empresarial no es estadísticamente significativa ( $p=0,426$ ), sin embargo, haberse desempeñado como dirigente nacional es significativo y aumenta las probabilidades de acceder al gabinete ( $\beta = 1,437$ ,  $CI_{95\%} [0,664, 2,251]$ ,  $p \leq 0,001$ ). En este modelo el nivel educacional disminuye su nivel de significancia estadística a un 90% de confianza ( $p=0,089$ ). Al analizar el modelo V, después del emparejamiento, se mantiene que la trayectoria empresarial no es significativa y, sorpresivamente, el nivel educacional tampoco es significativo ( $p = 0,918$ ). Este hallazgo implica que al mejorar el ajuste econométrico y la estrategia de inferencia causal la variable deja de ser significativa pues su distribución está desbalanceada en la muestra original, es decir, existe una cantidad relevante de individuos con elevado nivel educacional que acceden al gabinete en comparación con otras posiciones. Esto debería confirmarse con un análisis donde no sea covariable.

**Tabla 2.**

*Regresiones logísticas y modelos de resultados después del matching para posiciones políticas en Chile (1990-2010).*

|  | Gabinete            |                   | Senado                  |                   |
|--|---------------------|-------------------|-------------------------|-------------------|
|  | Modelo IV           | Modelo V          | Modelo IV               | Modelo VII        |
| Trayectoria empresarial                  | 0,333<br>(0,418)    | 0,026<br>(0,513)  | -1,843*<br>(1,119)      | -1,455<br>(0,949) |
| Sexo<br>(mujer)                          | 0,534<br>(0,397)    | PS                | -32,476<br>(5.165,310)  | PS                |
| Capital político<br>(dirigente local)    | -0,268<br>(0,710)   | PS                | -19,789<br>(7.456,272)  | PS                |
| Capital político<br>(dirigente regional) | 0,030<br>(0,828)    | PS                | -1,209<br>(1,394)       | PS                |
| Capital político<br>(dirigente nacional) | 1,437***<br>(0,403) | PS                | 0,448<br>(0,954)        | PS                |
| Nivel educacional                        | 0,997*<br>(0,586)   | 0,049<br>(0,934)  | -1,647<br>(1,246)       | 0,865<br>(1,972)  |
| Escuela secundaria<br>privada            | 0,129<br>(0,321)    | PS                | 0,427<br>(0,679)        | 0,555<br>(1,335)  |
| Capital político familiar                | 0,567<br>(0,434)    | PS                | 1,019<br>(0,699)        | PS                |
| Constante                                | -1,700*<br>(0,985)  | -0,262<br>(0,593) | -20,618<br>(17.730,370) | -2,166<br>(1,675) |
| Matching                                 | No                  | Full              | No                      | Full              |
| Sub. Clustering                          | No                  | Sí                | No                      | Sí                |
| Efectos fijos (partido)                  | Sí                  | PS                | Sí                      | PS                |
| Submuestra                               | Sí                  | Sí                | Sí                      | Sí                |
| VIF                                      | Bajo                | Bajo              | Bajo                    | Bajo              |

|                |          |          |         |         |
|----------------|----------|----------|---------|---------|
| Pseudo $R^2$   | 0,270    |          | 0,397   |         |
| $N$            | 228      | 228      | 155     | 155     |
| Log-Likelihood | -131,972 | -146,422 | -49,187 | -69,808 |
| AIC            | 311,943  | 298,843  | 150,375 | 147,617 |

\*  $p \leq 0,100$ ; \*\*  $p \leq 0,050$ ; \*\*\*  $p \leq 0,010$

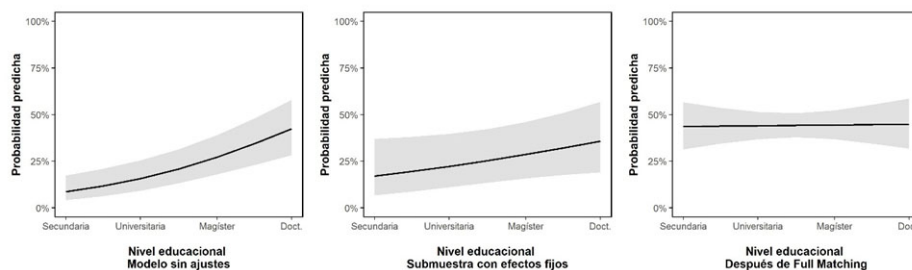
Nota: Se reportan coeficientes beta, errores estándar (modelos IV y VI) y errores estándar robustos (modelos V y VII) entre paréntesis. AIC: *Akaike Information Criterion*; PS: *propensity score*; VIF: *variance inflation factor*.

Fuente: Elaboración propia con Encuesta de Élités en Chile (1990-2010), última actualización por Joignant y González-Bustamante<sup>55</sup>.

Lo anterior se visualiza en la Figura 3, la cual presenta el efecto del nivel educacional en la probabilidad de acceder al gabinete comparando el modelo con datos observacionales sin ajustes (modelo I), un modelo ajustado con distintas especificaciones como efectos fijos y una submuestra adecuada (modelo IV) y el modelo reestimado después del emparejamiento con el algoritmo *full matching* para controlar el problema de la asignación no aleatoria (modelo V). En efecto, es posible apreciar que la probabilidad predicha cambia significativamente al eliminar el sesgo. Por ejemplo, el modelo sin ajustes es una estimación bastante similar a los hallazgos presentados por Garrido-Vergara<sup>56</sup> y sugiere que el nivel educacional (o años de educación si se recodifica) tiene un efecto significativo positivo que aumenta la probabilidad de acceder al gabinete, sin embargo, al mejorar las especificaciones de la estimación econométrica y eliminar el sesgo, la variable no resulta significativa.

### Figura 3

Efecto del nivel educacional en la probabilidad de acceder a posiciones en el gabinete.



Fuente: Elaboración propia con Encuesta de Élités en Chile (1990-2010), última actualización por Joignant y González-Bustamante<sup>57</sup>.

55. JOIGNANT y GONZÁLEZ-BUSTAMANTE (2014).

56. GARRIDO-VERGARA (2019, 2020a).

57. JOIGNANT y GONZÁLEZ-BUSTAMANTE (2014).

Por último, en el modelo VI ni la trayectoria empresarial ( $p=0,100$ ) ni el nivel educacional son significativos ( $p=0,186$ ). Lo mismo ocurre en el modelo VII después del emparejamiento ( $p=0,171$ ;  $p=0,328$ ). Esta ausencia de resultados puede explicarse por la baja cantidad de casos positivos en  $Y_2$  ( $n = 26$ ). Sin embargo, resulta interesante verificar que modelos con mejores ajustes y una estrategia de inferencia causal más robusta muestran resultados diferentes a los modelos iniciales, lo que da cuenta de la importancia de una estrategia empírica adecuada para evitar obtener hallazgos y conclusiones imprecisas.

#### 4.2. Efecto de la trayectoria empresarial en la permanencia en el gabinete

La Tabla 3 presenta las regresiones de Cox de riesgos proporcionales, por tanto, las variables no están codificadas para variar en el tiempo. Al exponenciar los coeficientes se obtiene el *hazard ratio* o coeficiente de riesgo que también lo utilizan las estimaciones no-paramétricas Kaplan-Meier. Como explican González-Bustamante y Olivares<sup>58</sup>, cuando este coeficiente es menor que uno se reduce el riesgo del evento, en este caso la salida del gabinete, por tanto, la curva se desplaza hacia la izquierda. Cuando el coeficiente es mayor a uno, aumenta el riesgo y la curva se desplaza hacia la derecha. Como este coeficiente de riesgo se obtiene exponenciando los coeficientes de la ecuación, aquellos con valor negativo se convierten en valores inferiores a uno y aquellos positivos, que aumentan la probabilidad, en valores superiores a uno. Este es un punto con el que hay que tener precaución en las interpretaciones ya que induce a errores frecuentes<sup>59</sup>.

**Tabla 3.**

*Modelos de riesgos proporcionales de Cox y resultados después del matching para salidas del gabinete en Chile (1990-2014).*

|                         | Umbral 75%        | Salida censurada    |                     |
|-------------------------|-------------------|---------------------|---------------------|
|                         | Modelo VIII       | Modelo IX           | Modelo X            |
| Trayectoria empresarial | 0,464<br>(0,428)  | -0,456*<br>(0,263)  | -0,556**<br>(0,248) |
| Sexo<br>(mujer)         | 0,196<br>(0,445)  | -0,416*<br>(0,253)  | PS                  |
| Independencia política  | -0,067<br>(0,434) | -0,651**<br>(0,316) | PS                  |
| Dirigente de partido    | -0,146<br>(0,494) | -0,073<br>(0,221)   | PS                  |

58. GONZÁLEZ-BUSTAMANTE y OLIVARES (2018).

59. Otro punto con el que hay que tener cuidado es como se codifica el evento de interés. Si, por ejemplo, se utiliza una variable binaria y el valor positivo se asigna a continuar en el gabinete en lugar de la salida, las interpretaciones se deben realizar de forma inversa.

|                           |                   |                   |           |
|---------------------------|-------------------|-------------------|-----------|
| Profesión de prestigio    | -0,080<br>(0,408) | -0,116<br>(0,206) | PS        |
| Capital político familiar | 0,147<br>(0,363)  | 0,051<br>(0,200)  | PS        |
| Matching                  | No                | No                | Full      |
| Sub. Clustering           | No                | No                | Sí        |
| Efectos fijos (gobierno)  | No                | Sí                | PS        |
| Submuestra                | No                | No                | No        |
| Concurrencia              | Breslow           | Efron             | Efron     |
| PHA                       | 0,068             | 0,179             | 0.341     |
| VIF                       | Bajo              | Bajo              | Bajo      |
| C-Index                   | 0,606             | 0,627             | 0,538     |
| Eventos                   | 42                | 126               | 126       |
| N                         | 232               | 232               | 232       |
| Log-Likelihood            | -131,493          | -559,305          | -600,374  |
| AIC                       | 274,986           | 1.138,610         | 1.138,610 |

\*  $p \leq 0,100$ ; \*\*  $p \leq 0,050$ ; \*\*\*  $p \leq 0,010$

Nota: Se reportan coeficientes beta, errores estándar (modelos VIII y IX) y error estándar robusto (modelo X) entre paréntesis. AIC: *Akaike Information Criterion*; PHA: *proportional hazard assumption*; PS: *propensity score*; VIF: *variance inflation factor*. Fuente: Elaboración propia con datos de González-Bustamante y Olivares<sup>60</sup>.

En el modelo VIII la trayectoria empresarial no es significativa ( $p = 0,278$ ). Este modelo corresponde a una regresión de Cox con la muestra desbalanceada, sin efectos fijos y con un criterio laxo de censura administrativa basado en un umbral de permanencia en el cargo del 75% con respecto al período del mandato presidencial en curso. Como se abordó en el apartado metodológico esto es impreciso pues puede generar sesgos en las estimaciones de riesgo acumulado y en la función de supervivencia y además compromete el supuesto de cantidad de eventos por variable predictora.

El modelo IX corrige el criterio de censura laxo y aplica una censura administrativa estricta al término del mandato presidencial junto con otros ajustes en la especificación econométrica como la aplicación del método Efron y la incorporación de efectos fijos por gobierno. En este modelo la trayectoria empresarial es significativa al 90% ( $p = 0,083$ ). Además, la independencia política también es significativa con un coeficiente negativo y un coeficiente de riesgo inferior a uno, por tanto, disminuye el riesgo y la probabilidad de salida ( $e^\beta = 0,522$ ,  $CI_{95\%} [0,281, 0,969]$ ,  $p = 0,039$ ). Este segundo resultado se alinea con los hallazgos presentados por González-Bustamante

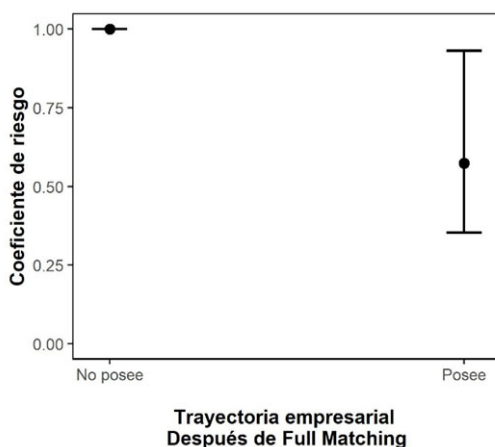
60. GONZÁLEZ-BUSTAMANTE y OLIVARES (2022).

y Olivares<sup>61</sup> que analizan el mismo período e identifican una relación significativa positiva con un coeficiente de riesgo de la militancia política de  $\approx 2,048$  con un 95% de confianza, lo que es consistente al tratarse de una codificación inversa<sup>62</sup>.

Por último, el modelo X, después del emparejamiento, presenta un coeficiente negativo estadísticamente significativo en la trayectoria y vínculos empresariales ( $e^{\beta} = 0,573$ ,  $CI_{95\%} [0,353, 0,931]$ ,  $p = 0,025$ ), por tanto, esta variable está asociada a menor riesgo en el gabinete. Nuevamente es posible apreciar cómo mejorar la especificación y ajustes de los modelos puede conducir a resultados más específicos y de interés como se aprecia en la Figura 4.

#### Figura 4

*Efecto de la trayectoria empresarial en el riesgo de dejar el gabinete.*



Fuente: Elaboración propia con datos de González-Bustamante y Olivares<sup>63</sup>.

De todas maneras, a pesar de la sofisticación metodológica alcanzada, este resultado debe ser considerado con cautela pues, como se indicó previamente, es necesaria una teorización más profunda sobre las relaciones causales subyacentes entre las variables utilizadas. Esta teorización genera un impacto en la estrategia econométrica al momento de incluir controles en la estimación de *propensity score* y el emparejamiento, o en la decisión de incorporar interacciones bidireccionales en el modelo final.

61. GONZÁLEZ-BUSTAMANTE y OLIVARES (2018).

62. Otras variables significativas al 95% en GONZÁLEZ-BUSTAMANTE y OLIVARES (2018), como profesión de prestigio y experiencia como dirigente de partido, no se alinean con estos resultados lo que se explica por diferencias en el ajuste econométrico como utilizar los gobiernos para estratificar errores en lugar de efectos fijos o el criterio de censura semi laxo aplicado a recolocaciones ministeriales y salidas para asumir cargos en el Congreso o en el comando presidencial del candidato oficialista.

63. GONZÁLEZ-BUSTAMANTE y OLIVARES (2022).

Algunas preguntas que permitirían refinar el trabajo teórico serían: ¿Cuál es el nivel de correlación entre esta trayectoria y las habilidades gerenciales o recursos técnicos? Se podría suponer que las capacidades individuales pueden conducir a un mejor desempeño, por tanto, menor exposición al riesgo<sup>64</sup>. Otra línea argumentativa estaría asociada con el riesgo moral y pérdida del control de agencia. En efecto, independiente del régimen de gobierno, los miembros del gabinete tienden a estar expuestos a riesgo moral y una desalineación con los intereses de su principal (primer ministro o presidente), lo que puede provocar un bajo desempeño<sup>65</sup>. Esto es particularmente complejo si se advierte un desplazamiento del principal siguiendo las ideas de Adolph<sup>66</sup> y fenómenos como sobornos retardados o puerta giratoria<sup>67</sup>.

## 5. Discusión y alcances

Las demostraciones son bastante ilustrativas sobre las diferencias entre modelos sin ajustes o placebos y modelos con mejoras en la estimación econométrica o aplicados después de la estimación de *propensity score* y el emparejamiento de los datos. Resulta evidente que la ausencia de una estrategia econométrica de identificación causal robusta puede conducir a resultados sesgados debido a especificaciones inadecuadas y el uso de datos observacionales. El ejemplo del efecto del nivel educacional en el acceso al gabinete es ilustrativo pues después de los ajustes adecuados se obtiene que en realidad la variable no es significativa por especificaciones imprecisas y porque el desbalance en la distribución del nivel educacional impide una medición adecuada del efecto. Esto implica que las investigaciones previas –o futuras– con los conjuntos de datos usados en nuestras demostraciones, u otros similares, que carezcan de una estrategia de inferencia causal robusta deben ser considerados con precaución y sus hallazgos debiesen ser interpretados como exploratorios.

Lo anterior es porque aun cuando se utilicen diseños cuasiexperimentales es necesario un trabajo relevante de teorización y discusión sobre las relaciones causales subyacentes entre las variables que se incorporan en los modelos. Incluir indiscriminadamente variables en un modelo único para interpretar relaciones causales es una práctica que se debiese desestimar. La incorporación de variables que impactan de distinta forma en la variable dependiente en una única regresión logística simple se

---

64. En los sistemas parlamentarios, por ejemplo, se advierte una relación entre el despido de ministros problemáticos y la popularidad del primer ministro. Véase DEWAN y DOWDING (2005); MCALLISTER (2003).

65. DEWAN y MYATT (2010); GONZÁLEZ-BUSTAMANTE (2022a); MARTÍNEZ-GALLARDO y SCHLEITER (2015).

66. ADOLPH (2013).

67. SCHNEIDER (1993, 2001); véase también MAILLET *et al.* (2016, 2019).

conoce como la “falacia de la tabla 2”, lo que puede conducir a interpretaciones erróneas de las estimaciones<sup>68</sup>.

Una forma de superar este problema es trabajar con diagramas causales como, por ejemplo, *directed acyclic graphs* o DAGs<sup>69</sup>. Este tipo de diagramas son representaciones gráficas no-paramétricas de la hipotetización de las relaciones causales entre las variables y permiten identificar con mayor precisión un efecto sobre la variable dependiente. Por ejemplo, en las demostraciones de este trabajo los controles de los modelos observacionales, como se advirtió, fueron utilizados como *confounders*, lo que requiere mayor reflexión e implica que los hallazgos deben considerarse con cautela. Sin embargo, en González-Bustamante<sup>70</sup>, con la misma base de datos de ministros utilizada en este artículo fusionada con el conjunto de Franz y Codato con observaciones de Brasil<sup>71</sup>, evaluamos el efecto de la exposición de ministros a períodos de baja aprobación presidencial sobre la permanencia en el gabinete utilizando una estrategia de inferencia causal mezclando regresiones de Cox con exposición variable en el tiempo, *propensity score* y técnicas de emparejamiento. Los principales resultados muestran que el riesgo aumenta en un 135,1% en los períodos de baja aprobación y que solo uno de cada cinco ministros no partidistas es destituido.

La Figura 5 presenta el diagrama causal de los modelos y pruebas de robustez principales de González-Bustamante<sup>72</sup>. Es posible apreciar los senderos de causalidad de la variable principal D (exposición a baja aprobación presidencial) y de las variables moderadoras  $X_1$ ,  $X_2$  y  $X_3$  que corresponden a atributos o perfiles de ministros asociados con estrategias presidenciales: (a) ministros no partidistas para limitar problemas de agencia y riesgo moral; (b) ministros economistas para optimizar el rendimiento del gabinete y enviar señales positivas al electorado; y (c) ministros líderes de partido para optimizar el apoyo legislativo. Por otra parte, se aprecian *backdoor paths* que generan los *confounders* como, por ejemplo, el crecimiento económico que afecta tanto a la variable independiente principal (baja aprobación) como a la dependiente (salida del gabinete). Adicionalmente en las pruebas de robustez consideramos variables que no son *confounders* y que operan más bien como fuente de heterogeneidad en las rotaciones del gabinete tales como sexo, edad y tipo de ministerio<sup>73</sup>. Estas variables pueden afectar la varianza la rotación, sin embargo, teóricamente no es sostenible indicar que tienen un efecto sobre la variable independiente principal.

---

68. WESTREICH y GREENLAND (2013).

69. ANKAN *et al.* (2021); MORGAN y WINSHIP (2015).

70. GONZÁLEZ-BUSTAMANTE (2022a).

71. FRANZ Y CODATO (2016).

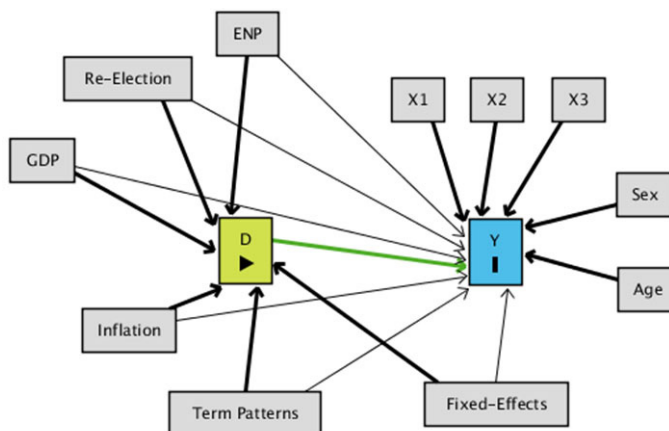
72. GONZÁLEZ-BUSTAMANTE (2022a).

73. Esta variable no aparece en el diagrama, sin embargo, el material complementario de GONZÁLEZ-BUSTAMANTE (2022a) contiene pruebas de robustez adicionales que incorporan el



**Figura 5**

*Diagrama causal del efecto de la baja aprobación presidencial en la salida de ministros del gabinete.*



Nota: *Age* (edad del ministro); *D* (exposición a la baja aprobación presidencial, bajo 40%); *ENP* (número efectivo de partidos); *Fixed-Effects* (efectos fijos a nivel de gobierno y país); *GDP* (crecimiento económico, medido como la variación porcentual anual per cápita con datos del Banco Mundial); *Inflation* (inflación, medida como la variación anual de los precios al consumo con datos del Banco Mundial); *Re-Election* (posibilidad de reelección del presidente); *Sex* (sexo del ministro); *Term Patterns* (patrones cuadráticos del modelo cíclico de aprobación presidencial, medidos con cinco variables *dummies* correspondientes a los tres primeros trimestres y a los dos últimos del mandato presidencial);  $X_1$  (ministros no partidistas);  $X_2$  (ministros economistas);  $X_3$  (ministros líderes de partidos políticos); *Y* (salida del gabinete).

Fuente: Adaptación de González-Bustamante<sup>74</sup>.

Por otro lado, existen una serie de especificaciones y aplicaciones que pueden explorarse y que si se justifican teórica y metodológicamente permitirían innovaciones y análisis cuantitativos novedosos. Por ejemplo, para modelos logísticos con datos observacionales se pueden explorar ajustes con efectos mixtos o técnicas de remuestreo como *bootstrapping* o *jackknife*<sup>75</sup>. En los modelos de supervivencia, por otra parte, se pueden ensayar modelos de fragilidad compartida (*shared-frailty*) para detectar el efecto de variables latentes en la función de supervivencia, modelos semi-paramétricos que evalúan la exposición a más de un riesgo, o modelos paramétricos que

tipo de ministerio, variable que no altera el efecto de la exposición a la baja aprobación presidencial ni la moderación que genera el perfil no partidista de los ministros.

74. GONZÁLEZ-BUSTAMANTE (2022a).

75. Véase FLEMING *et al.* (2022).

modelan de forma más precisa el efecto del tiempo como las regresiones exponenciales o de Weibull. Otra alternativa es alterar la estructura de datos para que varíe en el tiempo y trabajar con modelos de riesgos no proporcionales, útiles cuando se utilizan indicadores trimestrales o mensuales<sup>76</sup>. Por último, para ambas aproximaciones se pueden aplicar distintas técnicas de emparejamiento y algoritmos más complejos al utilizado en este trabajo.

## 6. Conclusiones

¿Cuál es el efecto de la trayectoria y vínculos empresariales de un individuo en el acceso y permanencia en posiciones políticas relevantes? Esta es una pregunta interesante considerando las complejidades que implica la intersección entre el campo político y económico. La evidencia presentada aplicando técnicas de propensión y emparejamiento sugiere que la trayectoria y vínculos empresariales no impactan en el acceso a posiciones políticas relevantes, específicamente en el gabinete y Senado en Chile. Sin embargo, si disminuyen el riesgo de ser removido del gabinete.

El hallazgo anterior es interesante y requiere de mayor estudio y reflexión como se abordó previamente, sin embargo, también ha sido funcional para responder las preguntas iniciales de este trabajo metodológico sobre la conveniencia de la aplicación del análisis de supervivencia en comparación con otras estrategias empíricas como las regresiones logísticas binarias y los riesgos de trabajar con datos observacionales y estimaciones potencialmente sesgadas. Las demostraciones econométricas realizadas responden satisfactoriamente ambas preguntas. En primer lugar, el enfoque de supervivencia es útil cuando se estudian fenómenos en intervalos de tiempo, por tanto, sirve para estudiar permanencia. Por otro lado, otros enfoques son pertinentes para estudiar fenómenos como el acceso a posiciones específicas siempre que el muestreo sea adecuado.

Por último, tal como se abordó en el apartado sobre discusión y alcances, las demostraciones econométricas dan cuenta de los potenciales sesgos subyacentes ante la ausencia de una estrategia de inferencia e identificación causal robusta al trabajar con datos observacionales. Esto implica que se deben considerar con cautela, e incluso a un nivel exploratorio, trabajos previamente publicados que utilizan los datos de estas demostraciones u otros similares. Aunque se utilicen regresiones de distinto tipo, si el diseño no implica una estrategia de identificación causal plausible, los resultados pueden estar expuestos a sesgo. Finalmente, algunas de las estrategias para superar estos problemas pueden ser el uso de diagramas causales, técnicas de remuestreo y modelamientos paramétricos o semi-paramétricos.

---

76. Véase GONZÁLEZ-BUSTAMANTE (2022a).

## Referencias

- ADOLPH, Christopher (2013). Bankers, Bureaucrats, and Central Bank Politics. *The Myth of Neutrality*. Nueva York: Cambridge University Press.
- ALCÁNTARA, Manuel (2013). De políticos y política: profesionalización y calidad en el ejercicio público. *Perfiles Latinoamericanos*, Vol. 21, no. 41, pp. 19–44.
- ALEMÁN, Eduardo y CALVO, Ernesto (2010). Unified Government, Bill Approval, and the Legislative Weight of the President. *Comparative Political Studies*, Vol. 43, no. 4, pp. 511–534. DOI 10.1177/0010414009355534.
- AMORIM NETO, Octavio (2006). The Presidential Calculus: Executive Policy Making and Cabinet Formation in the Americas. *Comparative Political Studies*, Vol. 36, no. 4, pp. 415–440. DOI 10.1177%2F0010414005282381.
- ANGRIST, Joshua D. y PISCHKE, Jörn-Steffen (2015). *Mastering Metrics. The Path from Cause to Effect*. Princeton: Princeton University Press.
- ANKAN, Ankur, WORTEL, Inge M. N. y TEXTOR, Johannes (2021). Testing Graphical Causal Models Using the R Package “dagitty”. *Current Protocols*, Vol. 1, pp. e45. DOI 10.1002/cpz1.45.
- AUSTIN, Peter C., GROOTENDORST, Paul y ANDERSON, Geoffrey M. (2007). A comparison of the ability of different propensity score models to balance measured variables between treated and untreated subjects: A Monte Carlo study. *Statistics in Medicine*, Vol. 26, no. 4, pp. 734–753. DOI 10.1002/sim.2580.
- AUSTIN, Peter C., LEE, Douglas S. y FINE, Jason P. (2016). Introduction to the Analysis of Survival Data in the Presence of Competing Risks. *Circulation*, Vol. 133, no. 6, pp. 601–609. DOI 10.1161/circulationaha.115.017719.
- BOURDIEU, Pierre (1986). The Forms of Capital. En: RICHARDSON, John G. (ed.), *Handbook of Theory and Research for the Sociology of Education*. Westport: Greenwood.
- BOX-STEFFENSMEIER, Janet M. y JONES, Bradford S. (2004). *Event History Modeling. A Guide for Social Scientists*. Nueva York: Cambridge University Press.
- CAMERLO, Marcelo y PÉREZ-LIÑÁN, Aníbal (2015). Minister Turnover, Critical Events, and the Electoral Calendar in Presidential Democracies. *The Journal of Politics*, Vol. 77, no. 3, pp. 608–619.
- CHEIBUB, José Antonio, PRZEWORSKI, Adam y SAIEGH, Sebastian M. (2004). Government Coalitions and Legislative Success under Presidentialism and Parliamentarism. *British Journal of Political Science*, Vol. 34, no. 4, pp. 565–587. DOI 10.1017/S0007123404000195.

- CODATO, Adriano (2015). Metodologías para a identificação de elites: três exemplos clássicos. En: PERISSINOTTO, Renato y CODATO, Adriano (eds.), *Como estudar elites*. Curitiba: Editora Universidade Federal do Paraná.
- CODATO, Adriano, SILVA, Rodrigo, PERICH, Rafael, BITTENCOURT, Maiane y LORENCETTI, Mariana (2021). A Scientometric Review of Global Research on Political Elites. *Pléyade, Revista de Humanidades y Ciencias Sociales*, No. 28, pp. 56–83.
- CUEVAS, Hernán (2015). Elites políticas y trayectorias políticas militantes: El espacio sociopolítico de la izquierda chilena. *Revista de Ciencia Política*, Vol. 35, no. 2, pp. 299–325. DOI 10.4067/s0718-090x2015000200003.
- DELAMAZA, Gonzalo (2013). De la élite civil a la élite política. Reproducción del poder en contextos de democratización. *Polis*, Vol. 12, no. 36, pp. 299–325.
- DEWAN, Torun y DOWDING, Keith (2005). The Corrective Effect of Ministerial Resignations on Government Popularity. *American Journal of Political Science*, Vol. 49, no. 1, pp. 46–56. DOI 10.1111/j.0092-5853.2005.00109.x.
- DEWAN, Torun y MYATT, David P. (2010). The Declining Talent Pool of Government. *American Journal of Political Science*, Vol. 54, no. 2, pp. 267–286. DOI 10.1111/j.1540-5907.2010.00430.x.
- DOWDING, Keith (2016). *The Philosophy and Methods of Political Science*. Londres: Palgrave Macmillan.
- FLEMING, Thomas G., GONZÁLEZ-BUSTAMANTE, Bastián y SCHLEITER, Petra (2022). Cabinet Reshuffles and Parliamentary No-Confidence Motions. *Government and Opposition*. julio 2022. FirstView. DOI 10.1017/gov.2022.23.
- FRANZ, Paulo y CODATO, Adriano (2016). *Ministros de Estado: governos FHC e Lula (1995-2010)*. Base de datos. Observatório de Elites Políticas e Sociais do Brasil, Universidade Federal do Paraná.
- GARRIDO-VERGARA, Luis (2019). *Elites and politics: Who govern us? Measuring and comparing species of capital in the Chilean political elite, 1990-2010*. PhD thesis, Magdalene College, University of Cambridge. Cambridge: Apollo - University of Cambridge Repository.
- GARRIDO-VERGARA, Luis (2020a). *Species of Capital in the Political Elite*. Cham: Palgrave Macmillan.
- GARRIDO-VERGARA, Luis (2020b). Political, Social, and Cultural Capital in the Chilean Political Elite, 1990–2010. *Latin American Politics and Society*, Vol. 62, no. 1, pp. 121–141. DOI 10.1017/lap.2019.48.

- GONZÁLEZ-BUSTAMANTE, Bastián (2013). Factores de acceso y permanencia de la élite política gubernamental en Chile (1990-2010). *Política, Revista de Ciencia Política*, Vol. 51, no. 1, pp. 119–153.
- GONZÁLEZ-BUSTAMANTE, Bastián (2014). Elección directa de consejeros regionales 2013. Rendimiento del capital político, familiar y económico en una nueva arena electoral en Chile. *Política, Revista de Ciencia Política*, Vol. 52, no. 2, pp. 49–91.
- GONZÁLEZ-BUSTAMANTE, Bastián (2020a). *El estudio de las élites políticas gubernamentales en América Latina: Panorama, agendas de investigación y desafíos metodológicos*. Documento de trabajo. University of Oxford y Universidad de Santiago de Chile (USACH). DOI 10.31235/osf.io/syqu4.
- GONZÁLEZ-BUSTAMANTE, Bastián (2020b). The Politics-Administration Dichotomy: A Case Study of the Chilean Executive during the Democratic Post-Transition. *Bulletin of Latin American Research*, Vol. 39, no. 5, pp. 582–597. DOI 10.1111/blar.13044.
- GONZÁLEZ-BUSTAMANTE, Bastián (2022a). Ministerial Stability During Presidential Approval Crises: The Moderating Effect of Ministers' Attributes on Dismissals in Brazil and Chile. *The British Journal of Politics and International Relations*. octubre 2022. OnlineFirst. DOI 10.1177/13691481221124850.
- GONZÁLEZ-BUSTAMANTE, Bastián (2022b). *Quantitative Methods for Studying Elites: Demonstration for R (Version 1.0.0 – Quiet Hill)*. Software. University of Oxford, Universidad de Santiago de Chile (USACH) y Training Data Lab. DOI 10.5281/zenodo.6098061.
- GONZÁLEZ-BUSTAMANTE, Bastián, ASTETE, Matías y ORVENES, Berenice (2020). Altos directivos públicos: Un nuevo conjunto de datos de miembros del servicio civil chileno. *Revista de Gestión Pública*, Vol. IX, no. 2, pp. 151–169. DOI 10.22370/rgp.2020.9.2.2920.
- GONZÁLEZ-BUSTAMANTE, Bastián y CISTERNAS, Carla (2016). Élite política en el poder legislativo chileno: la Cámara de Diputados (1990-2014). *Política, Revista de Ciencia Política*, Vol. 54, no. 1, pp. 19–52.
- GONZÁLEZ-BUSTAMANTE, Bastián y GARRIDO-VERGARA, Luis (2018). Socialización, trayectorias y poscarrera de ministros en Chile, 1990-2010. *Política & Gobierno*, Vol. XXV, no. 1, pp. 31–64.
- GONZÁLEZ-BUSTAMANTE, Bastián y LUCI, Florencia (2021). Élite política en América Latina: Socialización, trayectorias y capitales. *Pléyade, Revista de Humanidades y Ciencias Sociales*, No. 28, pp. 21–32.

- GONZÁLEZ-BUSTAMANTE, Bastián y OLIVARES, Alejandro (2016). Cambios de gabinete y supervivencia de los ministros en Chile durante los gobiernos de la Concertación (1990-2010). *Colombia Internacional*, No. 87, pp. 81–108. DOI 10.7440/colombiaint87.2016.04.
- GONZÁLEZ-BUSTAMANTE, Bastián y OLIVARES, Alejandro (2018). La élite política gubernamental en Chile: Supervivencia de ministros. En: CODATO, Adriano y ESPINOZA, Fran (eds.), *Las élites en las Américas: Diferentes perspectivas*. Curitiba: Editora Universidade Federal do Paraná.
- GONZÁLEZ-BUSTAMANTE, Bastián y OLIVARES, Alejandro (2022). *Data Set on Chilean Ministers (1990-2014) (Version 3.3.6 – Dry Bonus)*. Base de datos. University of Oxford, Universidad de Santiago de Chile (USACH), Universidad Católica de Temuco (UCT) y Training Data Lab. DOI 10.5281/zenodo.5744536.
- GRAMBSCH, Patricia M. y THERNEAU, Terry M. (1994). Proportional hazards tests and diagnostics based on weighted residuals. *Biometrika*, Vol. 81, no. 3, pp. 515–526. DOI 10.1093/biomet/81.3.515.
- HANSEN, Ben B. (2004). Full Matching in an Observational Study of Coaching for the SAT. *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 99, no. 467, pp. 609–618. DOI 10.1198/016214504000000647.
- HARRELL, Frank E., LEE, Kerry Lamont y MAR, Daniel B. (1996). Multivariable prognostic models: issues in developing models, evaluating assumptions and adequacy, and measuring and reducing errors. *Statistics in Medicine*, Vol. 15, no. 4, pp. 361–387.
- HOFFMANN-LANGE, Ursula (2018). Methods of Elite Identification. En: BEST, Heinrich y HIGLEY, John (eds.), *The Palgrave Handbook of Political Elites*. Londres: Palgrave Macmillan UK.
- IMAI, Kosuke (2017). *Quantitative Social Science: An Introduction*. Princeton: Princeton University Press.
- JÄCKLE, Sebastian y KERBY, Matthew (2018). Temporal Methods in Political Elite Studies. En: BEST, Heinrich y HIGLEY, John (eds.), *The Palgrave Handbook of Political Elites*. Londres: Palgrave Macmillan UK.
- JOFFE, Marshall M. y ROSENBAUM, Paul R. (1999). Invited Commentary: Propensity Scores. *American Journal of Epidemiology*, Vol. 150, no. 4, pp. 327–333. DOI 10.1093/oxfordjournals.aje.a010011.

- JOIGNANT, Alfredo (2011). Tecnócratas, technopols y dirigentes de partido: tipos de agentes y especies de capital en las elites gubernamentales de la Concertación (1990-2010). En: JOIGNANT, Alfredo y GÜELL, Pedro (eds.), *Notables, tecnócratas y mandarines: Elementos de sociología de las elites en Chile (1990-2010)*. Santiago: Ediciones Universidad Diego Portales.
- JOIGNANT, Alfredo (2012). Habitus, campo y capital. Elementos para una teoría general del capital político. *Revista Mexicana de Sociología*, Vol. 74, no. 4, pp. 587–618.
- JOIGNANT, Alfredo (2014). El capital político familiar: Ventajas de parentela y concentraciones de mercado en las elecciones generales chilenas 2013. *Política, Revista de Ciencia Política*, Vol. 52, no. 2, pp. 13–48.
- JOIGNANT, Alfredo y GONZÁLEZ-BUSTAMANTE, Bastián (2014). *El núcleo de la élite política chilena 1990-2010. Proyecto Fondecyt 1100877*. Base de datos. Universidad Diego Portales (UDP).
- JOIGNANT, Alfredo, PERELLÓ, Lucas y TORRES, Javier (2015). Political Capital and the Unequal Career Origins of the Political Elite in Chile. En: DUBROW, Joshua Kjerulf (ed.), *Political Inequality in an Age of Democracy. Cross-National Perspectives*. Nueva York: Routledge.
- KALBFLEISCH, John D. y PRENTICE, Ross L. (2002). *The Statistical Analysis of Failure Time Data*. Hoboken: John Wiley & Sons.
- KERBY, Matthew (2015). Canada: Ministerial Careers. En: DOWDING, Keith y DUMONT, Patrick (eds.), *The Selection of Ministers Around the World*. Nueva York: Routledge.
- KISHORE, Jugal, GOEL, ManishKumar y KHANNA, Pardeep (2010). Understanding survival analysis: Kaplan-Meier estimate. *International Journal of Ayurveda Research*, Vol. 1, no. 4, pp. 274–278. DOI 10.4103/0974-7788.76794.
- LI, Mingxiang (2013). Using the Propensity Score Method to Estimate Causal Effects. *Organizational Research Methods*, Vol. 16, no. 2, pp. 188–226. DOI 10.1177/1094428112447816.
- LINZ, Juan José (1994). Presidential Versus Parliamentary Democracy: Does It Make a Difference? En: LINZ, Juan José y VALENZUELA, Arturo (eds.), *The Failure of Presidential Democracy: The Case of Latin America, Volume 2*. Baltimore: Johns Hopkins University Press.

- MAILLET, Antoine, GONZÁLEZ-BUSTAMANTE, Bastián y OLIVARES, Alejandro (2016). *¿Puerta giratoria? Análisis de la circulación público-privada en Chile (2000-2014)*. Documento de trabajo. Programa de las Naciones Unidas para el Desarrollo (PNUD).
- MAILLET, Antoine, GONZÁLEZ-BUSTAMANTE, Bastián y OLIVARES, Alejandro (2019). Public-Private Circulation and the Revolving Door in the Chilean Executive Branch (2000–2014). *Latin American Business Review*, Vol. 20, no. 4, pp. 367–387. DOI 10.1080/10978526.2019.1652099.
- MARTÍNEZ-GALLARDO, Cecilia (2012). Out of the Cabinet: What Drives Defections from the Government in Presidential Systems? *Comparative Political Studies*, Vol. 45, no. 1, pp. 62–90. DOI 10.1177/0010414011421306.
- MARTÍNEZ-GALLARDO, Cecilia (2014). Designing Cabinet: Presidential Politics and Ministerial Instability. *Journal of Politics in Latin America*, Vol. 6, no. 2, pp. 3–38.
- MARTÍNEZ-GALLARDO, Cecilia y SCHLEITER, Petra (2015). Choosing Whom to Trust: Agency Risks and Cabinet Partisanship in Presidential Democracies. *Comparative Political Studies*, Vol. 48, no. 2, pp. 231–264. DOI 10.1177/0010414014544361.
- MCALLISTER, Ian (2003). Prime Ministers, Opposition Leaders and Government Popularity in Australia. *Australian Journal of Political Science*, Vol. 38, no. 2, pp. 259–277. DOI 10.1080/1036114032000092710.
- MORGAN, Stephen L. y WINSHIP, Christopher (2015). *Counterfactuals and Causal Inference. Methods and Principles for Social Research*. Cambridge: Cambridge University Press.
- MOYSER, George y WAGSTAFFE, Margaret (1987). *Research Methods for Elite Studies*. Londres: Allen & Unwin.
- OLIVARES, Alejandro (2022). *Survival of Ministers and Configuration of Cabinets in Chile and Uruguay*. Cham: Springer.
- OLIVARES, Alejandro, GONZÁLEZ-BUSTAMANTE, Bastián, TORO, Sergio, ARELLANO, Juan Carlos, YANES-ROJAS, Anabel, ZURITA-TAPIA, José, LOPES, Amanda Vitoria, ROBELO GUZMÁN, Claudio y CANAVESI SOSA, Juan Bautista (2020). Nuevos desafíos, enfoques y perspectivas para estudiar élites políticas. *Iberoamericana*, Vol. XX, no. 74, pp. 229–259. DOI 10.18441/ibam.20.2020.74.229-259.



- OLMOS, Antonio y GOVINDASAMY, Priyalatha (2015). Propensity Scores: A Practical Introduction Using R. *Journal of MultiDisciplinary Evaluation*, Vol. 11, no. 25, pp. 68–88.
- ORCHARD, Ximena y GONZÁLEZ-BUSTAMANTE, Bastián (2022). Power Hierarchies and Visibility in the News: Exploring Determinants of Politicians' Presence and Prominence in the Chilean Press (1991-2019). *The International Journal of Press/Politics*. marzo 2022. OnlineFirst. DOI 10.1177/19401612221089482.
- PUTNAM, Robert D. (1976). *The Comparative Study of Political Elites*. Hoboken: Prentice Hall.
- ROSENBAUM, Paul R. y RUBIN, Donald B. (1983). The central role of the propensity score in observational studies for causal effects. *Biometrika*, Vol. 70, no. 1, pp. 41–55. DOI 10.1093/biomet/70.1.41.
- SCHNEIDER, Ben Ross (1993). The Career Connection: A Comparative Analysis of Bureaucratic Preferences and Insulation. *Comparative Politics*, Vol. 25, no. 3, pp. 331–350.
- SCHNEIDER, Ben Ross (2001). La política de la reforma administrativa: Dilemas insolubles y soluciones improbables. *Revista del CLAD Reforma y Democracia*, No. 20, pp. 7–34.
- SEMENOVA, Elena (2018). Research Methods for Studying Elites. En: BEST, Heinrich y HIGLEY, John (eds.), *The Palgrave Handbook of Political Elites*. Londres: Palgrave Macmillan UK.
- VITTINGHOFF, Eric y MCCULLOCH, Charles E. (2007). Relaxing the Rule of Ten Events per Variable in Logistic and Cox Regression. *American Journal of Epidemiology*, Vol. 165, no. 6, pp. 710–718.
- WESTREICH, Daniel y GREENLAND, Sander (2013). The Table 2 Fallacy: Presenting and Interpreting Confounder and Modifier Coefficients. *American Journal of Epidemiology*, Vol. 177, no. 4, pp. 292–298. DOI 10.1093/aje/kws412.



Este trabajo está sujeto a una licencia de Reconocimiento 4.0 Internacional Creative Commons (CC BY 4.0).