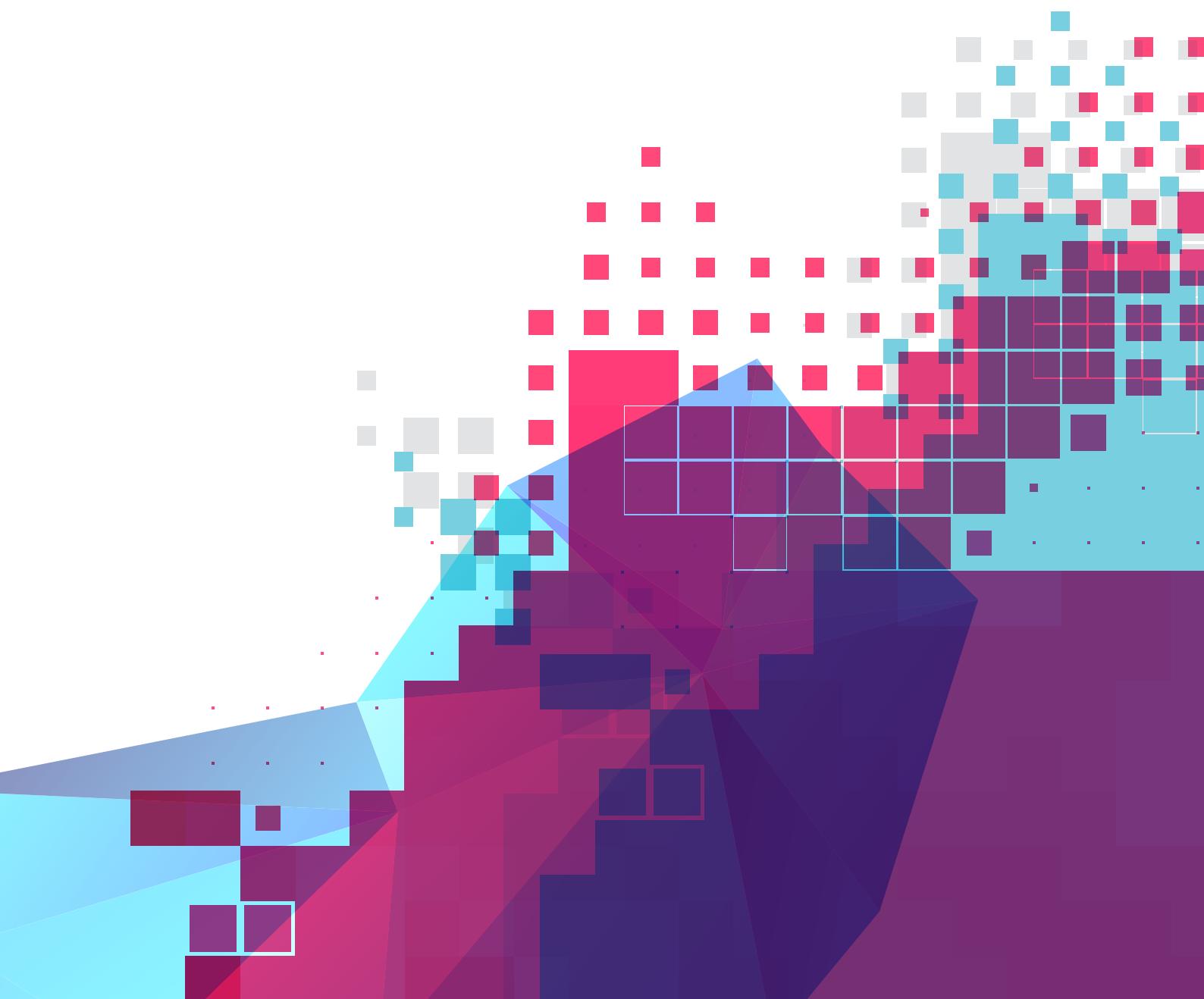




El “efecto huelga” en la afiliación sindical a nivel de empresa en Chile. Una aproximación causal basada en registros administrativos



El “efecto huelga” en la afiliación sindical a nivel de empresa en Chile. Una aproximación causal basada en registros administrativos

Sebastián Osorio¹

Resumen

El artículo analiza el impacto causal de las huelgas en la evolución de la afiliación de sindicatos a nivel de empresas en Chile, a partir de la información disponible sobre las negociaciones colectivas entre los años 2017 y 2024. La metodología se basa en un diseño cuasi-experimental que emplea técnicas de emparejamiento (*Propensity Score Matching*) y modelos de Diferencias en Diferencias con efectos fijos para comparar la variación de la afiliación entre las negociaciones con y sin huelgas, considerando diferencias entre sindicatos, empresas y sectores económicos. Los resultados muestran una reducción porcentual significativa de entre un 14% y un 18% de la afiliación sindical promedio posterior a negociaciones con huelgas, en comparación con los grupos de control emparejados. El estudio identifica que la magnitud de esta diferencia varía según el tamaño inicial del sindicato y la experiencia previa en realización de huelgas, descartando la incidencia de otras variables contextuales. Finalmente, se discuten estos hallazgos en relación con otros estudios similares delineando futuras líneas de investigación.

Palabras clave

Chile – Efecto huelga – Sindicalización – Afiliación sindical – Revitalización sindical – Diferencias en Diferencias

1. Introducción

La afiliación sindical suele ser abordada por los investigadores como uno de los datos más relevantes del estado del sindicalismo (Crouch, 2017; Schnabel, 2020; Visser, 2019). Pese a sus limitaciones para capturar aspectos como la capacidad de movilización, la fuerza interna y la influencia política que tienen las organizaciones de trabajadores (Medel & Osorio, 2025a; Schmalz et al., 2018), presenta la ventaja de ser un indicador sencillo para determinar y comparar el porcentaje de la población trabajadora que forma parte de estas organizaciones en distintos momentos.

En Chile, las series históricas sobre la evolución de la afiliación sindical desde la década de 1980 muestran una disminución inicial con un piso de 320.903 trabajadores en el año 1983, con un crecimiento posterior que alcanzó los 724.065 trabajadores en 1992 (Dirección del Trabajo, 2023, p. 58). Hasta el año 2000, los afiliados cayeron hasta ser menos de 600.000, recuperándose desde entonces en un lento ascenso que llegó a más de 1.220.000 trabajadores afiliados a sindicatos en 2020 (Dirección del Trabajo, 2024, pp. 43-45). Si bien se trata de la cantidad absoluta más grande a nivel nacional desde que existen registros (Osorio & Gómez, 2025, p. 42), esta representó solo a un 15,5% del total de ocupados, es decir, se mantuvo dentro de los márgenes históricos de la tasa de afiliación en el largo plazo, a excepción del convulso periodo entre los años 1967 y 1973.

A nivel general, las tendencias recientes de la afiliación y la tasa de sindicalización del país están atravesadas por un sistema de relaciones laborales que estimula la dispersión y fragmentación sindical (Osorio & Gómez, 2025), así como por las características específicas que tiene cada rama de actividad económica y que condicionan la fisonomía del sindicalismo en ellas (Medel & Osorio, 2025b). Por otro lado, la Encuesta Laboral del Departamento de Estudios de la Dirección del Trabajo indica que un 52,1% de las grandes empresas tiene sindicatos, mientras que la cifra desciende a un 15,7% entre las medianas y a cerca de un 1% entre las pequeñas (Dirección del Trabajo, 2025, pp. 163, 171), es decir, la afiliación se relaciona directamente con el tamaño de las unidades productivas.

¹ Sociólogo y Doctor en Historia. Investigador del Departamento de Estudios de la Dirección del Trabajo. Correo electrónico: sosorio@dt.gob.cl



Al margen de las razones que pueden explicar la ausencia de organizaciones sindicales en las empresas (Osorio, 2025), cuando los sindicatos se encuentran constituidos pueden llevar a cabo diversas estrategias para aumentar su afiliación, desde campañas de propaganda hasta un trabajo de reclutamiento cara a cara, para lo cual deben convencer a trabajadores no afiliados de que sindicalizarse es lo más conveniente para sus intereses. Entre los diversos aspectos que debe ponderar un trabajador en un contexto de adscripción voluntaria, se encuentra la dinámica de los procesos de negociación colectiva y los beneficios obtenidos por los sindicatos en sus correspondientes instrumentos colectivos.

Pese a que los registros administrativos de la Dirección del Trabajo carecen de indicadores sistemáticos y comparables para examinar la evolución y el impacto que tienen los instrumentos colectivos sobre la capacidad de captar nuevos afiliados por parte de un sindicato, sí cuentan con diversos indicadores de los procesos de negociación a nivel de empresas, entre ellos la realización de huelgas y su duración. Tomando estos datos, el presente artículo propone una metodología innovadora para explorar el impacto que ha tenido la realización de huelgas –en el marco de negociaciones colectivas regladas– sobre la evolución de la afiliación individual y agregada de los sindicatos de empresa o de establecimiento entre los años 2017 y 2024, es decir, en el periodo en que las huelgas comenzaron a regirse por las disposiciones contenidas en la reforma laboral del año 2016 (Pérez-Ahumada, 2021).

El trabajo se divide en cuatro secciones. La primera presenta los antecedentes que justifican la exploración propuesta, tanto a nivel teórico como de los hallazgos expuestos en otras investigaciones similares. La segunda sección explica la metodología empleada en las estimaciones y las fuentes de información. La tercera sección presenta los principales resultados del análisis. Por último, en la cuarta sección se discuten los hallazgos obtenidos a la luz de otros estudios y de las limitaciones del enfoque empleado, proponiendo futuras líneas de investigación.

2. Antecedentes

En general, las huelgas son un instrumento legal a través del cual los sindicatos pueden presionar a los empleadores para alcanzar sus objetivos en el contexto de una negociación colectiva. Como en las relaciones laborales asalariadas el poder de negociación es asimétrico entre las partes, los expertos en derecho laboral suelen insistir en que la sola posibilidad de realizar una huelga es una herramienta de equilibrio en favor de los trabajadores (Rojas Miño, 2017; Ugarte, 2016).

Gran parte de la literatura sobre la huelga se ha concentrado en identificar las condiciones y/o factores que explican su ocurrencia, explicadas a partir de diversos modelos y teorías como el de joint costs, el de información asimétrica y el de relaciones industriales (Ashenfelter & Johnson, 1969; Hyman, 1981; Kennan & Wilson, 1993; Reder & Neumann, 1980). La evidencia que han aportado las investigaciones empíricas, en tanto, apunta a la existencia de importantes diferencias en la frecuencia y las características de las huelgas según el tipo de institucionalidad laboral de cada país (Cramton et al., 1999; Gunderson & Melino, 1990; Marshall, 2025; Pantisios & Polachek, 2017), a la vez que parece haber un consenso sobre la incidencia que tienen los ciclos económicos en su realización (Devereux & Hart, 2011; Harrison & Stewart, 1989; Vroman, 1989).

Por otro lado, numerosas investigaciones se han ocupado de analizar la efectividad de la huelga para los sindicatos. Si bien el indicador más obvio para medir el efecto de la huelga son los resultados económicos en las negociaciones colectivas, las numerosas dificultades para abordar esta variable han llevado a los expertos a recurrir a aproximaciones indirectas, basadas en la estimación de sus efectos redistributivos globales y en la duración de las huelgas, argumentando que las más breves suelen ser más favorables para los intereses de los trabajadores (Campolieti, 2023; Velásquez et al., 2021; Wallace et al., 1999).





Una formulación alternativa para analizar la efectividad de la huelga para los sindicatos es determinar su impacto en términos organizacionales. En este enfoque, las huelgas pueden considerarse efectivas si tienen como consecuencia un fortalecimiento de las organizaciones que las llevan a cabo. Para medir esto se pueden considerar diversos indicadores, pero sin duda uno de los más sencillos es la variación en sus niveles de afiliación. En efecto, esta variable suele ser una de las más utilizadas por los investigadores como criterio complementario para dar cuenta del poder de los sindicatos (Arnholtz & Refslund, 2024; Crouch, 2017; Sullivan, 2010) y de los procesos de revitalización sindical (Frege & Kelly, 2004; Ibsen & Tapia, 2017; Murray, 2017).

Las razones tras el incremento o la disminución de la afiliación de los sindicatos han sido abordadas desde muchas perspectivas, tanto individuales como colectivas o estructurales (Deery & De Cieri, 1991; Kollmeyer, 2021; Meyer, 2019; Pehkonen & Tanninen, 1997; Waddington & Whitston, 1997). El factor huelga, no obstante, suele investigarse desde estudios de caso (Hodder et al., 2017; Las Heras & Rodríguez, 2021; Osorio & Campusano, 2020), lo que impide extraer conclusiones más amplias o hacer un análisis comparado.

Para Chile, el estudio del impacto de la huelga en la afiliación sindical es especialmente complejo por la estructura sindical atomizada, de modo que las aproximaciones recientes al problema han indagado en la relación entre el aumento de la actividad huelguista y el crecimiento en la afiliación sindical, hallando correlaciones positivas (Pérez Valenzuela et al., 2025) y un efecto causal también positivo a nivel de ramas de actividad económica (Pérez-Ahumada & Godoy-Márquez, 2025). En estas dos investigaciones subyace la hipótesis de un “efecto contagio” de la actividad huelguista en determinadas empresas o sectores productivos, sobre la propensión a sindicalizarse entre el resto de los trabajadores de su mismo sector económico.

Sin embargo, como las huelgas pueden ser muy heterogéneas entre empresas y sindicatos incluso al comparar tamaños y duraciones similares, el análisis agregado a nivel sectorial tiene el problema de no aclarar si el efecto encontrado se expresa como un crecimiento posterior de los mismos sindicatos que llevan a cabo una huelga, o bien como un incremento general de la asociatividad sectorial. El hecho de que ambos estudios se basen en datos que incluyen huelgas extralegales y de escala regional y nacional, parece respaldar esta última opción y obliga a comparar sus resultados con precaución respecto a los que se derivan de este artículo.

3. Metodología y datos

Este artículo se basa en técnicas de análisis estadístico comparado con un diseño cuasi-experimental. El universo del análisis corresponde a todas las negociaciones colectivas regladas de sindicatos de empresa o establecimiento en las que hubo una huelga efectiva en el transcurso de los años 2017 y 2022, siempre y cuando los sindicatos involucrados en dichas huelgas tuvieran al menos una segunda negociación reglada consecutiva y la suscripción de un contrato colectivo hasta el 31 de diciembre del año 2024, para contar con dos mediciones de los afiliados suscritos a cada Instrumento Colectivo (IICC) resultante, indicador utilizado como variable dependiente ya que permite comparar el tamaño de los sindicatos entre una y otra negociación, de modo que cada par de negociaciones consecutivas constituye un caso de análisis. Los datos utilizados provienen de los registros administrativos de la Dirección del Trabajo sobre negociaciones colectivas.

Con el objetivo de estimar el efecto causal de la huelga sobre la afiliación de los sindicatos, se construyeron grupos de control compuestos por casos de negociaciones colectivas regladas que no llegaron a efectuar una huelga, mediante la técnica de *Propensity Score Matching* (Rosenbaum & Rubin, 1983). Esta consiste en un modelo de regresión logística que busca determinar la probabilidad de ocurrencia de huelgas a partir de un conjunto de variables observables que son



teóricamente pertinentes. Así, cada caso que presentó una huelga durante su primera negociación colectiva fue emparejado con un caso sin huelga en su primera negociación de características similares, utilizando el método del “vecino más cercano”. Con este procedimiento se pretende asegurar la comparabilidad entre ambos grupos en función de reducir los sesgos de selección derivados de la naturaleza no aleatoria de la realización de huelgas (Caliendo & Kopeinig, 2008).

Tras el emparejamiento y testeo del balance de covariables se definieron 4 grupos de control diferentes para el análisis². El Grupo 1 incluye emparejamientos del universo de todos los casos sin huelgas. El Grupo 2 es similar al anterior, pero incorpora un emparejamiento exacto según Rama de Actividad Económica (RAE) y según el año de inicio de vigencia del primer IICC. El Grupo 3 solo incluye emparejamientos del universo de casos en que se alcanzó a votar la realización de una huelga, pero se suscribió un IICC antes de llegar a hacerla efectiva. Finalmente, el Grupo 4 incluye casos que votaron huelga sin llegar a realizarla, pero incorporando emparejamiento exacto según RAE y según año de inicio de vigencia de su primera suscripción de IICC.

Si bien el universo utilizado en los grupos 1 y 2 permite comparar los casos con huelgas respecto a cualquier caso sin realización de huelgas, los grupos 3 y 4 son más estrictos, comparando solo casos que estuvieron muy cerca de realizar una huelga, lo que sugiere escenarios de negociación más parecidos a los casos con huelga. A su vez, los grupos 2 y 4 garantizan la comparabilidad dentro de cada rama de actividad económica y dentro de cada año, con lo que se consigue disminuir las diferencias relativas a los ciclos económicos y a las relaciones laborales de cada sector productivo, pero a la vez arrojan menos emparejamientos relativos por las condiciones impuestas.

Para estimar el efecto causal de la realización de una huelga sobre la evolución de la afiliación sindical, se utilizó un modelo de regresión de Diferencias en Diferencias (DiD), que permite comparar los cambios en la variable dependiente antes y después del evento –negociación colectiva– entre sindicatos que realizaron huelga –grupo tratamiento– y aquellos que no lo hicieron –grupo control–, controlando por factores fijos en el tiempo y diferencias estructurales entre grupos. La técnica se basa en el supuesto de trayectorias paralelas según el cual, en ausencia del tratamiento específico, ambos grupos habrían seguido una evolución similar en términos de su afiliación. Este supuesto permite atribuir los cambios al impacto de la huelga y no a otras tendencias o efectos externos (Goodman-Bacon, 2021), y se respalda en la selección de grupos comparables a través del emparejamiento con PSM.

Aunque el número de trabajadores suscritos a los IICC de cada par de negociaciones es el único indicador disponible que permite medir el efecto de las huelgas en la variable dependiente, no está exento de problemas. El primero es que la distribución del indicador presenta valores extremos y heterocedasticidad entre grupos, lo que afecta la estabilidad de las estimaciones; por ello, se aplicó una transformación logarítmica que reduce la influencia de valores extremos y mejora la comparabilidad relativa, elaborando un segundo modelo DiD para cada grupo con este indicador. El segundo problema es que se detectó que muchas empresas tienen cambios significativos en la cantidad de trabajadores totales entre una y otra negociación, lo que puede incidir en la cantidad de afiliados del sindicato observado; para corregir este sesgo se elaboró un tercer modelo DiD para cada grupo utilizando la proporción de afiliados que representa cada sindicato respecto al total de trabajadores de la empresa. El tercero es que entre la primera y la segunda medición de afiliación existe un intervalo temporal de entre dos y tres años, lo que introduce incertidumbre adicional en la identificación causal del efecto huelga (Wooldridge, 2010); este último problema no es subsanable con los datos disponibles, pero se reconoce expresamente como una limitación del diseño empírico.

Finalmente, los modelos DiD fueron replicados con modelos de efectos fijos (FE), que permiten controlar toda la heterogeneidad constante en el tiempo que podría sesgar la relación entre huelga y afiliación sindical. Sobre estos modelos FE, considerados como los más adecuados en la literatura especializada (Angrist & Pischke, 2009), se testean variables contextuales y estructurales para confirmar la robustez y los posibles efectos heterogéneos en los casos que realizaron huelgas.

² Para mayores detalles sobre las variables de emparejamiento, consultar Anexo metodológico.

4. Resultados

La Tabla 1 sintetiza la dinámica general de los cambios en indicadores de afiliación de sindicatos de empresa o establecimiento entre dos negociaciones colectivas regladas consecutivas entre los años 2017 y 2024. Como se puede apreciar, si se estiman los promedios de los indicadores para todos los casos (grupo [A]) no se aprecian diferencias estadísticamente significativas entre la primera y la segunda negociación colectiva. Asimismo, no hay diferencias significativas al estimar los promedios distinguiendo entre los grupos sin huelgas efectuadas y sin votación huelgas (grupos [E] y [D], respectivamente).

Sin embargo, se aprecian diferencias significativas entre negociaciones colectivas para los grupos con huelgas efectuadas y los que votaron huelga sin llegar a realizarlas (como los grupos [B] y [C], respectivamente). Aunque las variaciones no son muy profundas, esto sugiere la posibilidad de un efecto relevante de la conflictividad laboral sobre la afiliación, especialmente en la disminución del porcentaje de representación de los sindicatos sobre el total de trabajadores de sus respectivas empresas.

Tabla 1. Diferencias de medias post – pre para indicadores de afiliación sindical, según universo de casos

		Indicadores de afiliación sindical			
	Universo	Momento	n	Promedio de Afiliados	Log de Afiliados
[A]	Todos los casos	Pre	6.678	126,5	4,2
		Post	6.678	132,4	4,2
		Dif (post-pre)		5,95	-0,02
		Valor p		0.21	0.17
[B]	Con huelgas efectuadas	Pre	422	134,0	4,4
		Post	422	123,9	4,2
		Dif (post-pre)		-10,18	-0,2
		Valor p		0.46	<0.01*
[C]	Con huelgas votadas y no efectuadas	Pre	1.996	147,6	4,4
		Post	1.996	153,8	4,3
		Dif (post-pre)		6,21	-0,04
		Valor p		0.48	<0.01*
[D]	Sin votación de huelga	Pre	4.260	115,8	4,1
		Post	4.260	123,2	4,1
		Dif (post-pre)		7,42	0,0
		Valor p		0.22	0.98
[E]	Sin huelgas efectuadas ([C] + [D])	Pre	6.256	126,0	4,2
		Post	6.256	133,0	4,2
		Dif (post-pre)		7,03	-0,01
		Valor p		0.16	0.43

Fuente: elaboración propia.

Nota: * indica que la diferencia de medias del indicador es estadísticamente significativa.



Por otro lado, al testear³ las medias de los indicadores de afiliación durante la primera negociación colectiva entre los universos [B], [C] y [E], las pruebas indican que las diferencias entre los promedios iniciales son estadísticamente significativas, es decir, hay un desbalance preexistente entre los grupos con y sin realización de huelgas, lo que justifica la necesidad de un emparejamiento por puntaje de propensión (PSM) que permita una aproximación al efecto causal específico que tiene la huelga en el momento anterior y posterior al tratamiento. El resultado de la construcción de grupos de control expuestos en la Tabla 2, que da cuenta de un buen balance de covariables en los cuatro grupos de emparejamiento, con diferencias estandarizadas promedio (SMD) inferiores a 0.04 y más del 90% de covariables con $|SMD| < 0.1$, lo que respalda la comparabilidad entre grupos tratados y de control.

Tabla 2. Grupos de control construidos con PSM y balance de emparejamiento

Grupo Control	Controles	Emparejamientos	Promedio $ SMD $	Max. $ SMD $	% $ SMD < 0.1$
Grupo 1	6.187	419	0.036	0.17	96,3%
Grupo 2	6.187	366	0.038	0.184	90,1%
Grupo 3	1.978	417	0.028	0.099	100%
Grupo 4	1.978	357	0.03	0.12	93,8%

Fuente: elaboración propia.

Una vez definidos los grupos de control, se generaron los modelos de regresión DiD para cada una de los indicadores de la variable dependiente. Como el diseño metodológico se basa en paneles emparejados, a fin de controlar la heterogeneidad inobservable constante entre los pares, la Tabla 3 reporta únicamente los resultados de modelos con efectos fijos. Cabe mencionar que el resto de modelos sin efectos fijos mostraron resultados consistentes en signo, aunque no fueron estadísticamente significativos, por lo que se omiten para favorecer la parsimonia y la interpretación causal del diseño.

Tabla 3. Modelos DiD con efectos fijos por par emparejado, según grupo de control

Grupo Control	Variable dependiente	Interacción Tratamiento x Post	ES	Significación	Interpretación
Grupo 1	Prom. Afiliados	-10.18	7.30	0.164 **	No significativo
	Log de Afiliados	-0.147	0.052	0.005 **	Reducción de ~14%
	% de Afiliados	-3.75	1.62	0.021 *	Disminución de ~3.7 pp.
Grupo 2	Prom. Afiliados	-7.05	8.63	0.415	No significativo
	Log de Afiliados	-0.183	0.051	0.0003 ***	Reducción de ~17%
	% de Afiliados	-4.68	1.71	0.006 **	Disminución de ~4.7 pp.
Grupo 3	Prom. Afiliados	-30.46	10.19	0.003 **	Caída de ~30 trabajadores
	Log de Afiliados	-0.202	0.052	0.0001 ***	Reducción de ~18%.
	% de Afiliados	-4.28	1.59	0.007 **	Disminución de ~4.3 pp.
Grupo 4	Prom. Afiliados	-12.18	13.45	0.365	No significativo.
	Log de Afiliados	-0.187	0.054	0.0005 ***	Reducción de ~17%
	% de Afiliados	-6.41	1.71	0.0002 ***	Disminución de ~6.4 pp.

Fuente: elaboración propia. Nota: * $p < 0.05$; ** $p < 0.01$; *** $p < 0.001$.

³ Las pruebas utilizadas fueron F de Welch y pruebas t con ajuste Bonferroni.





Los resultados muestran en general un efecto negativo de la huelga estadísticamente significativo para todos los grupos de control en los indicadores que miden la variable independiente en términos relativos, es decir, en el logaritmo de afiliación, que muestra una caída que oscila entre un 14% y un 18%, y en el porcentaje de afiliados respecto al total de trabajadores de la empresa, donde se aprecia un descenso que va desde 3,7 puntos en el Grupo 1, hasta 6,4 puntos en el Grupo 4. Se trata de una tendencia sistemática a la disminución tanto del porcentaje de afiliados, como del porcentaje de representatividad que tienen los sindicatos en sus respectivas empresas después de una huelga.

En contraste, los resultados del promedio absoluto de afiliados son heterogéneos y menos robustos estadísticamente. Si bien en los grupos 1, 2 y 4 los coeficientes son negativos, no alcanzan el umbral de significación, por lo que no puede descartarse un efecto aunque este no sea concluyente. Respecto al grupo 3, destaca una caída significativa en alrededor de 30 afiliados, que es coherente con los resultados de los otros indicadores. El comportamiento de esta variable radica probablemente en la existencia de valores extremos dados por la heterogeneidad en el tamaño inicial de los sindicatos, pero que de todos modos se alinea con la tendencia del resto de indicadores.

Una vez establecidos los efectos promedio de la huelga en la afiliación, cabe analizar la estabilidad y el alcance del efecto estimado de la huelga frente a distintas variables estructurales y contextuales disponibles en los registros administrativos, que podrían incidir en la ocurrencia de huelgas o en la afiliación sindical. En la Tabla 4 se expone una síntesis del análisis mediante un indicador $\Delta\beta$, que resume el cambio o la gradiente del coeficiente asociado a la interacción Huelga x Afiliación respecto a cada modelo base, al incorporar interacciones con las variables consideradas. Este ejercicio no introduce nuevos controles, sino que evalúa la sensibilidad y heterogeneidad del efecto.

Tabla 4. Estabilidad del efecto estimado de la huelga ante variables estructurales y contextuales

Variable	Indicador	Grupo 1 $\Delta\beta$	Grupo 2 $\Delta\beta$	Grupo 3 $\Delta\beta$	Grupo 4 $\Delta\beta$
Periodo pandemia COVID-19	Log de afiliados	0.006	0.001	0.006	0.000
	% de afiliados	0.000	0.025	0.062	0.005
Años negociando colectivamente	Log de afiliados	-0.002	0.000	0.000	-0.001
	% de afiliados	0.003	0.016	0.001	-0.017
Tamaño de empresa	Log de afiliados	-0.007	0.047	0.010	0.042
Tamaño del sindicato	Log de afiliados	-0.073	-0.056	-0.052	-0.12*

Fuente: elaboración propia. Nota: $\Delta\beta$ corresponde al cambio o gradiente del coeficiente asociado a la interacción Tratamiento x Post respecto del modelo base. En el caso del 'Tamaño de empresa', $\Delta\beta$ corresponde al coeficiente de la interacción triple Tratamiento x Post x log(Tamaño inicial de la empresa); en el caso del 'Tamaño inicial del sindicato', corresponde a la diferencia promedio del efecto entre el percentil 25 y el percentil 75 de la distribución de sindicatos. * Indica evidencia estadísticamente significativa con $p < 0.05$. Mayores detalles disponibles en Anexo Metodológico.

La variable 'Periodo pandemia COVID-19' se refiere a los casos que ocurrieron entre los años 2020 y 2021, cuando las cuarentenas y otras medidas adoptadas por los gobiernos afectaron sustancialmente la actividad sindical, por lo que se tomó como un shock exógeno. Sin embargo, los resultados muestran que el efecto negativo de la huelga sobre la afiliación permanece casi sin cambios durante las negociaciones de esos años en los cuatro grupos de control, tanto para el





logaritmo de afiliados como para el porcentaje de afiliación. Lo mismo sucede con la variable “Años negociando colectivamente”, que fue testeada como una aproximación a la experiencia acumulada de los sindicatos al momento de la primera medición de sus afiliados, bajo el supuesto de que una mayor experiencia en negociaciones colectivas se puede traducir en huelgas con mayores probabilidades de un desarrollo más favorable para el sindicato y, por ende, una atenuación en su efecto descrito. En esta variable los resultados también fueron prácticamente nulos para los dos indicadores de afiliación, por lo que se concluye que la caída posterior a las negociaciones colectivas con huelga no se ve afectada por esta característica de los sindicatos.

Para evaluar si el impacto de la huelga depende del ‘Tamaño de empresa’, se estimaron modelos con interacción triple de tratamiento, período y el logaritmo del total de trabajadores en la primera negociación. En ninguno de los grupos de control analizados se observa evidencia de heterogeneidad según tamaño de empresa, lo que sugiere que la reducción de la afiliación medida como logaritmo de afiliados⁴ es transversal a las empresas pequeñas, medianas y grandes. Por otro lado, el efecto de la huelga en la afiliación según ‘Tamaño del sindicato’ se estimó con modelos de interacción triple de tratamiento, período y el logaritmo de los trabajadores afiliados a los sindicatos en la primera negociación. Los resultados muestran un patrón de mayores pérdidas relativas de afiliación entre las organizaciones con menor base inicial en todos los grupos de control, aunque la heterogeneidad solo alcanza significación estadística en el Grupo 4, que fue el más estricto en la construcción del PSM. Para facilitar la interpretación de este efecto se calcularon efectos marginales en los percentiles 25, 50 y 75 de la distribución de sindicatos según la cantidad de afiliados, donde el indicador $\Delta\beta$ representa la diferencia entre el percentil 75 y el 25 de mayor y menor tamaño respectivamente, que refleja la atenuación del efecto huelga en el signo negativo, donde adquiere mayor intensidad en el último grupo.

Junto con lo anterior, se exploraron los posibles efectos heterogéneos de la huelga en la afiliación sindical. El primero de ellos fue la ‘Conflictividad sindical previa’, medida como el registro de huelgas en negociaciones colectivas anteriores a la primera medición de cada sindicato. Se trata de una variable que indica la experiencia previa en la realización de huelgas, lo cual podría incidir en una mejor preparación y mejores resultados en la huelga en términos de afiliación. Como se aprecia en la Tabla 5, la aplicación de los modelos para la submuestra que lleva a cabo una huelga por primera vez reafirman los resultados de la Tabla 3 en todos los grupos, tanto para el indicador de logaritmo de afiliación como para el porcentaje de afiliados respecto al total de la empresa. Por el contrario, en la submuestra de sindicatos que registran huelgas previas la disminución promedio de la afiliación en estos mismos indicadores es menor y menos robusta, con una significación estadística marginal en la mayoría de los grupos e indicadores. Esta evidencia señala que la experiencia previa en huelgas es capaz de amortiguar fuertemente el impacto negativo de la huelga en la afiliación sindical.

Tabla 5. Efecto de la huelga sobre la afiliación según trayectoria previa de conflictividad

Conflictividad sindical previa	Indicador	Grupo 1	Grupo 2	Grupo 3	Grupo 4
Sin huelgas anteriores	Logaritmo de afiliados	-0.169 ***	-0.182 ***	-0.170 ***	-0.182 ***
	% de afiliados	-5.23 ***	-5.94 ***	-5.43 ***	-6.10 ***
Con huelgas anteriores	Logaritmo de afiliados	-0.107 *	-0.088 ·	-0.107 *	-0.076 n.s.
	% de afiliados	-4.27 ·	-3.81 n.s.	-4.27 ·	-3.65 n.s.

Fuente: elaboración propia. Nota: *** p < 0.01; * p < 0.05; · p < 0.10; n.s. = no significativo.

⁴ El uso del indicador % de afiliados respecto al total de la empresa fue omitido, ya que se calcula precisamente como proporción de la variable ‘Tamaño de empresa’.





Por último, se intentó evaluar si una característica endógena del tratamiento tal como los días de duración de las huelgas tienen alguna incidencia en la caída de la afiliación. En esta dimensión, las diferencias detectadas son pequeñas y marginalmente significativas, pero no fueron incluidas en las tablas porque los modelos arrojaron indicios de que la extensión de las huelgas están asociadas a determinados tipos de sindicatos, por lo que se requeriría una profundidad de análisis que escapa a los objetivos de este artículo.

5. Conclusiones y discusión

El presente artículo presenta evidencia sobre el efecto que tienen las negociaciones colectivas regladas que culminan en huelgas sobre la afiliación posterior de los sindicatos de Empresa o Establecimiento entre los años 2017 y 2024.

Para ello, se procesaron los registros administrativos sobre negociaciones colectivas regladas identificando sindicatos con dos negociaciones consecutivas dentro del periodo, distinguiendo aquellos que tuvieron huelgas en el primer caso como “grupo tratamiento”. Una primera mirada a las diferencias de promedios de distintos indicadores de afiliación sindical mostró resultados mixtos. Si se toman todos los casos, hay una variación agregada estadísticamente nula entre una negociación y otra. Lo mismo ocurre si se toman los casos que no tuvieron huelga en la primera negociación y en los que se llegó a un acuerdo de contrato colectivo antes de votar la posibilidad de una huelga. En contraste, los casos donde hubo huelga junto a aquellos en los que se llegó a votar la huelga pero no se efectuó, muestran un descenso estadísticamente significativo en los indicadores de logaritmo de afiliación y de proporción de trabajadores afiliados respecto al total de la empresa.

Como la relación identificada no implica que sea específicamente la huelga o su votación de la huelga la causa de la diferencia, se aisló el efecto de la huelga a través de un diseño quasi-experimental que comparó la variación de estos mismos indicadores, tanto para los sindicatos que llevaron a cabo huelgas, como para grupos de control sin huelgas construidos mediante la técnica *Propensity Score Matching*, con el objetivo de asegurar el emparejamiento de casos similares reduciendo el sesgo de autoselección del grupo tratamiento.

Para medir el efecto causal de la huelga respecto a su contrafáctico, se utilizaron modelos de Diferencias en Diferencias con Efectos Fijos en cuatro grupos de control. Los resultados sugieren de forma consistente y sistemática que la ocurrencia de una huelga tiene un efecto promedio negativo en la evolución posterior de los indicadores de afiliación observados en los sindicatos. Concretamente, los sindicatos que realizaron huelgas muestran una caída promedio adicional de entre 14% y 18% de su afiliación, y de entre 4% y 6% de su cobertura a nivel de empresa, respecto a los sindicatos con negociaciones similares sin llegar a hacer huelgas. Estos hallazgos pueden asumirse como válidos dentro del conjunto agrupado por ramas de actividad económica y entre los años 2017 y 2024, es decir, desde la puesta en marcha de las reformas laborales aprobadas en el año 2016.

Los efectos encontrados, condicionales a los supuestos de la metodología, son especialmente robustos cuando el análisis se restringe a pares comparables por rama de actividad económica y año de vigencia del contrato (Grupo de control 4), lo que reduce la posibilidad de que las diferencias observadas se deban a contextos estructurales o coyunturales. Asimismo, al analizar el impacto de variables contextuales y estructurales como el efecto de la pandemia COVID-19 en los años 2020 y 2021, los años de experiencia negociando colectivamente de cada sindicato y los diversos tamaños de las empresas en las que se negocia según cantidad de trabajadores, se observa que el efecto central del tratamiento se mantiene estable, de manera que no se ve influida significativamente por ninguna de dichas variables.

Sin embargo, los modelos trabajados sugieren que el tamaño del sindicato sí incide en el efecto de la huelga, con una gradiente sistemática, aunque tenue, según la cual entre más grandes son las organizaciones, menor es la pérdida relativa





de afiliación promedio posterior a una huelga, lo que posiblemente obedezca a que tienen disponibles mayores fortalezas organizativas para defender y resguardar a sus miembros. Junto con ello, los modelos permitieron identificar un efecto mucho menor y menos robusto sobre la afiliación entre aquellos sindicatos que contaban con experiencia previa en la realización de huelgas antes de la primera medición. Esto sugiere que, de alguna manera, los sindicatos con historial de huelgas logran gestionar de mejor manera el escenario posterior a estos procesos para moderar o detener una caída posterior en su afiliación.

Si bien los resultados indican que la incidencia de la huelga en la caída de la afiliación posterior de los sindicatos es significativa, también muestran indicios de que esta responde a la dinámica propia del conflicto laboral reglado en Chile y a las capacidades organizativas de los sindicatos para absorber sus efectos. En principio, los hallazgos parecen contradecir la idea de que las huelgas conducen a un crecimiento de la afiliación sindical, al menos cuando se trata de huelgas legales a nivel de empresa y de la afiliación ulterior de los mismos sindicatos que las llevan a cabo. Aunque la metodología empleada no tiene una base de comparación estricta con otros estudios sobre Chile, ya que no considera huelgas extralegales ni de escala más amplia (Pérez Valenzuela et al., 2025; Pérez-Ahumada & Godoy-Márquez, 2025), ni tampoco de otros países por las diferencias en la estructura de negociación colectiva, la evidencia es congruente con otros estudios en los que se ha observado que la huelga conlleva costos organizativos importantes, incluso si es considerada exitosa desde la perspectiva del instrumento colectivo suscrito, en la medida que las empresas pueden llevar a cabo una serie de maniobras posteriores tanto para ajustar su curva de costos como para perjudicar directamente a los sindicatos mediante despidos (Osorio, 2024a; Osorio & Campusano, 2020). Esto refuerza el argumento de que es necesario adoptar una visión relacional del poder en el conflicto laboral (Kallas, 2024; Pérez-Ahumada, 2024b), analizando las estrategias de ambas partes en la negociación colectiva y en la huelga para comprender sus verdaderos efectos.

De cualquier manera, el ejercicio propuesto no permite descartar que, bajo determinadas condiciones, las huelgas puedan ser una fuente de crecimiento sindical directa, tal como ocurre con diversos casos que escaparon a la tendencia promedio de los modelos; tampoco esta evidencia refuta que las huelgas que sean una fuente de crecimiento sindical por medio de un efecto contagio sobre otras organizaciones o empresas del mismo rubro o a nivel nacional. En la misma línea, ya que las diferentes institucionalidades laborales y estructuras de negociación colectiva suelen tener un peso relevante en la dinámica de crecimiento del sindicalismo (Brandl & Traxler, 2010; Medel & Osorio, 2025a; Pehkonen & Tanninen, 1997), no se pueden obviar los diversos cuestionamientos que han interpelado al marco legal que rige actualmente a los sindicatos y a la negociación colectiva en Chile desde el punto de vista del derecho a la libertad sindical (Dirección del Trabajo, 2023; Osorio, 2024b), y que de alguna manera inciden en los resultados de las huelgas.

Por otro lado, el análisis propuesto adolece de debilidades que podrían ser subsanadas en futuras investigaciones. La principal de ellas es metodológica: la distancia temporal entre la medición de la afiliación durante la primera y la segunda negociación colectiva es de entre dos y tres años, dependiendo del contenido del primer instrumento colectivo suscrito. Aunque no existe una convención sobre su alcance, es claro que el tiempo transcurrido entre una y otra medición puede debilitar los resultados de la técnica DiD, ya que aumenta la probabilidad de concurrencia de otros procesos o shocks no observados que afecten la afiliación sindical. Por consiguiente, los efectos deben interpretarse como promedios de mediano plazo y con cautela respecto a su atribución exclusiva a la huelga.

Un segundo problema es que no se exploraron los efectos identificados ante diferentes características endógenas de las huelgas, tales como la cantidad de días de duración o si terminaron recurriendo al artículo 342 del Código del Trabajo, que permite suscribir forzosamente un contrato colectivo sujeto a las estipulaciones del piso de negociación previo por una duración de 18 meses. Esta forma de terminar una huelga suele asociarse a una derrota para el sindicato, por lo que sin duda su ocurrencia empuja el promedio de los indicadores a la baja. Estos aspectos, junto con el impacto específico que tiene la variación de la cantidad total de trabajadores en la empresa entre negociaciones colectivas, no pudieron ser analizados por dificultades metodológicas que exceden el alcance de esta investigación.





Finalmente, queda pendiente un estudio sobre los mecanismos mediadores de estos hallazgos, es decir, los procesos específicos que se despliegan entre la realización de una primera huelga y la segunda negociación colectiva y que explican la caída en la afiliación. Entre ellas, es relevante considerar los cambios en el clima laboral y las reacciones empresariales posteriores que pueden incidir en ajustes de la planta laboral. También tendría sentido incorporar variables como las tácticas empleadas por los sindicatos y el surgimiento de paralelismo sindical a nivel de empresa, ya que la eviencia sugiere que dichos elementos tienen un impacto significativo sobre los resultados de las huelgas y la conflictividad laboral (Pérez-Ahumada, 2024a; Velásquez et al., 2021). Con ello se podría contribuir a la realización de inferencias más precisas considerando que las relaciones laborales y las huelgas son un fenómeno de alta heterogeneidad.





6. Bibliografía

- Angrist, J., & Pischke, J.-S. (2009).** *Mostly Harmless Econometrics: An Empiricist's Companion*. Princeton University Press.
- Arnholtz, J., & Refslund, B. (Eds.). (2024).** *Workers, Power and Society. Power Resource Theory in Contemporary Capitalism*. Routledge.
- Ashenfelter, O., & Johnson, G. (1969).** Bargaining Theory, Trade Unions, and Industrial Strike Activity. *American Economic Review*, 59(1), 35-49.
- Brandl, B., & Traxler, F. (2010).** Labour Conflicts: A Cross-National Analysis of Economic and Institutional Determinants, 1971-2002. *European Sociological Review*, 26(5), 519-540.
- Caliendo, M., & Kopeinig, S. (2008).** Some practical guidance for the implementation of propensity score matching. *Journal of Economic Surveys*, 22(1), 31-72.
- Campolieti, M. (2023).** An event study analysis of the effects of collective bargaining legislation on strike outcomes. *Labour*, 37, 242-279.
- Cramton, P., Gunderson, M., & Tracy, J. (1999).** The effects of collective bargaining legislation on strikes and wages. *Quarterly Journal of Economics*, 105, 625-659.
- Crouch, C. (2017).** Membership density and trade union power. *Transfer: European Review of Labour and Research*, 23(1), 47-61.
- Deery, S., & De Cieri, H. (1991).** Determinants of Trade Union Membership in Australia. *British Journal of Industrial Relations*, 29(1), 59-73.
- Devereux, P., & Hart, R. (2011).** A good Time to Stay Out? Strikes and the Business Cycle. *British Journal of Industrial Relations*, 49(1), s70-s92.
- Dirección del Trabajo. (2023).** *La Dirección del Trabajo en la conmemoración de los 50 años del golpe de Estado en Chile*. Dirección del Trabajo.
- Dirección del Trabajo. (2024).** *Compendio Estadístico 2023*. Dirección del Trabajo.
- Dirección del Trabajo. (2025).** ENCLA 2023. *Informe de resultados décima Encuesta Laboral*. Dirección del Trabajo.
- Frege, C., & Kelly, J. (Eds.). (2004).** *Varieties of Unionism: Strategies for Union Revitalization in a Globalizing Economy*. Oxford University Press.
- Goodman-Bacon, A. (2021).** Difference-in-differences with variation in treatment timing. *Journal of Econometrics*, 225(2), 254-277.
- Gunderson, M., & Melino, A. (1990).** The Effects of Public Policy on Strike Duration. *Journal of Labor Economics*, 8(3), 295-316.
- Harrison, A., & Stewart, M. (1989).** Cyclical Fluctuations in Strike Durations. *American Economic Association*, 79(4), 827-841.
- Hodder, A., Williams, M., Kelly, J., & McCarthy, N. (2017).** Does Strike Action Stimulate Trade Union Membership Growth? *British Journal of Industrial Relations*, 55(1), 165-186.
- Hyman, R. (1981).** *Relaciones industriales. Una introducción marxista*. H. Blume Ediciones.
- Ibsen, C., & Tapia, M. (2017).** Trade union revitalisation: Where are we now? Where to next? *Journal of Industrial Relations*, 59(2), 170-191.
- Kallas, J. (2024).** What If You Mobilize Effectively and Still Do Not Win? Reclaiming a Relational Understanding of Strike Outcomes and Employer Power Resources. *British Journal of Industrial Relations*, Open Access, 1-14.



Kennan, J., & Wilson, R. (1993). Bargaining with Private Information. *Journal of Economic Literature*, 31, 45-104.

Kollmeyer, C. (2021). Post-industrial capitalism and trade union decline in affluent democracies. *International Journal of Comparative Sociology*, 62(6), 466-487.

Las Heras, J., & Rodríguez, L. (2021). Striking to Renew: Basque Unions' Organising Strategies and the Use of the Strike-Fund. *British Journal of Industrial Relations*, 59(4), 669-700.

Marshall, A. (2025). Condicionantes contextuales de las huelgas sindicales: Sus efectos en países de América Latina. *Estudios del Trabajo*, 68, 1-30.

Medel, R., & Osorio, S. (2025a). Mapping Unionism in Latin America: A Proposal for Measuring Union Power. *Latin American Politics and Society*, 67(4), 1-21.

Medel, R., & Osorio, S. (Eds.). (2025b). *Sindicalismos en Chile. De la reestructuración neoliberal a la postdictadura*. Fondo de Cultura Económica.

Meyer, B. (2019). Financialization, Technological Change, and Trade Union Decline. *Socio-Economic Review*, 17(3), 477-502.

Murray, G. (2017). Union renewal: What can we learn from three decades of research? *Transfer: European Review of Labour and Research*, 23(1), 9-29.

Osorio, S. (2024a). ¿La piedra de Sísifo? Sindicalismo de base y negociación colectiva en tiempos de paz democrática. Chile, 1990-2010. Historia, 2(57), 341-380.

Osorio, S. (2024b). La situación actual y los desafíos futuros en la protección de la Libertad Sindical en Chile. Entrevista al profesor Cesar Toledo. *Trabajo en Debate*, 1(1), 1-6.

Osorio, S. (2025). ¿Terreno fértil para la asociatividad? Explicando la presencia/ausencia de sindicatos en grandes empresas del sector privado en Chile. *Trabajo en Debate*, 2(1), 1-13.

Osorio, S., & Campusano, K. (2020). El impacto de la huelga en los procesos de politización sindical en Chile. *Política y Sociedad*, 57(3), 843-864.

Osorio, S., & Gómez, F. (2025). *Dispersión y fragmentación sindical en Chile. Evolución histórica, causas y consecuencias de un experimento de pluralismo radical* (Cuaderno de Investigación No. 71). Dirección del Trabajo.

Pantsios, A., & Polachek, S. (2017). *How Asymmetrically Increasing Joint Strike Costs Need Not Lead to Fewer Strikes* (No. 10723; Discussion Paper Series, p. 29). Institute of Labor Economics (IZA).

Pehkonen, J., & Tanninen, H. (1997). Institutions, Incentives and Trade Union Membership. *LABOUR*, 11(3), 579-598.

Pérez Valenzuela, D., Link, S., Ayala, J., & Mellado, V. (2025). El poder del conflicto: De la revitalización de las huelgas a la sindicalización (Chile, 2000-2019). En P. Pérez Ahumada, F. Gutiérrez, R. Medel, D. Pérez Valenzuela, & D. Velásquez (Eds.), *Huelgas laborales y revitalización sindical en Chile* (pp. 95-120). Fondo de Cultura Económica.

Pérez-Ahumada, P. (2021). Why is it so difficult to reform collective labour law? Associational power and policy continuity in Chile in comparative perspective. *Journal of Latin American Studies*, 53(1), 81-105.



Pérez-Ahumada, P. (2024a). Estructura de la organización sindical y huelgas en Chile: Un análisis cuantitativo. En Dirección del Trabajo (Ed.), *Centenario Dirección del Trabajo de Chile* (pp. 205-230). Dirección del Trabajo, Departamento de Estudios.

Pérez-Ahumada, P. (2024b). *Poder de clase y política laboral. Sindicatos, asociaciones empresariales y reforma en Chile*. Ediciones Universidad Alberto Hurtado.

Pérez-Ahumada, P., & Godoy-Márquez, N. (2025). Can strike action revitalize labour unions? An empirical analysis of the Chilean case. *Economic and Industrial Democracy, OnlineFirst*.

Reder, M., & Neumann, G. (1980). Conflict and Contract: The Case of Strikes. *Journal of Political Economy, 88*(5), 867-886.

Rojas Miño, I. (2017). Los derechos de libertad sindical en la Constitución chilena. *Revista de Derecho, XXX*(1), 9-31.

Rosenbaum, P., & Rubin, D. (1983). The Central Role of the Propensity Score in Observational Studies for Causal Effects. *Biometrika, 70*(1), 41-55.

Schmalz, S., Ludwig, C., & Webster, E. (2018). The Power Resources Approach: Developments and Challenges. *Global Labour Journal, 9*(2), 113-134.

Schnabel, C. (2020). *Union Membership and Collective Bargaining: Trends and Determinants* (No. 13465; Discussion Paper Series). IZA Institute of Labor Economics.

Sullivan, R. (2010). Labour market or labour movement? The union density bias as barrier to labour renewal. *Work, Employment and Society, 24*(1), 145-156.

Ugarte, J. L. (2016). *Huelga y derecho*. Editorial Legal Publishing Chile.

Velásquez, D., Pérez, D., & Link, S. (2021). What tactical repertoire to use in strikes and when to use it? Strategies of workers and their mobilization power in Chile (2010-2018). *British Journal of Industrial Relations, 60*(1), 78-98.

Visser, J. (2019). *Trade Unions in the Balance* [ILO ACTRAV Working Paper]. Organización Internacional del Trabajo.

Vroman, S. (1989). A Longitudinal Analysis of Strike Activity in U.S. Manufacturing: 1957-1984. *American Economic Association, 79*(4), 816-826.

Waddington, J., & Whitston, C. (1997). Why Do People Join Unions in a Period of Membership Decline? *British Journal of Industrial Relations, 35*(4), 515-546.

Wallace, M., Leicht, K., & Raffalovich, L. (1999). Unions, Strikes, and Labor's Share of Income: A Quarterly Analysis of the United States, 1949-1992. *Social Science Research, 28*, 265-288.

Wooldridge, J. (2010). *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*. MIT Press.





Anexo metodológico

A) Variables utilizadas en la construcción de Grupos de Control con técnica PSM

La construcción de los Grupos de Control mediante la técnica de PSM utilizó variables de emparejamiento disponibles en la base de datos para los casos pre tratamiento que se resumen en la siguiente tabla:

Nº	Variable	Tipo	Descripción	Rol
1	prop_trab	Numérica continua	Proporción de trabajadores afiliados al sindicato respecto al total de trabajadores de la empresa	Tamaño y cobertura sindical
2	Año_dep	Numérica discreta (año)	Año de depósito del proyecto de negociación colectiva	Control temporal
3	Año_IV	Numérica discreta (año)	Año de inicio de la vigencia del instrumento colectivo	Control temporal
4	Año_FV	Numérica discreta (año)	Año de término de la vigencia del instrumento colectivo	Control temporal
5	Total_ICA	Numérica continua	Total de afiliados al sindicato en la negociación colectiva	Tamaño sindical
6	norte	Factor binaria	Negociación localizada en zona norte (regiones XV, I, II, III y IV)	Contexto territorial
7	centro	Factor binaria	Negociación localizada en zona centro (regiones V, VI y RM)	Contexto territorial
8	sur	Factor binaria	Tamaño empresa según tramo de trabajadores ocupados	Contexto territorial
9	rab_emprec	Factor multicategórica	Negociación localizada en zona sur (regiones VII, XVI, VIII, IX, XIV, X, XI y XII)	Estructura empresarial
10	RAE_id	Factor multicategórica	Rama de actividad económica según criterios del Banco Central	Sector productivo
11	Tipo_org	Factor multicategórica	Tipo de sindicato (Empresa o Establecimiento)	Estructura sindical
12	paralelismo	Factor binaria	Existencia de sindicatos paralelos en empresa pre tratamiento	Estructura sindical
13	añosneg	Factor binaria	Cantidad de años negociando colectivamente	Estructura sindical
14	negsprevias	Factor binaria	Existencia de negociaciones previas	Estructura sindical

Fuente: elaboración propia.

El testeo y balance de las covariables utilizadas determinó la necesidad agrupar y/o eliminar algunas categorías. En este sentido, la decisión más relevante fue la eliminación de las Ramas de Actividad Económica “Actividades de Organizaciones y órganos Extraterritoriales”, “Actividades de los hogares como empleadores”, “Actividades no especificadas” y “Administración pública y defensa”, ya que tenían muy pocos casos con huelga y muy pocos emparejamientos posibles. Junto con ello, para mejorar la distribución de los casos según el tamaño de empresa esta variable se dividió en 5 categorías: a) menos de 100 trabajadores; b) entre 101 y 200 trabajadores; c) entre 201 y 500 trabajadores; d) entre 501 y 2000 trabajadores; e) más de 2000 trabajadores.





B) Indicadores complementarios de modelo de interacción por tamaño inicial de empresa (Tabla 4)

A continuación, se presentan indicadores complementarios de los modelos de triple interacción para determinar la relevancia del tamaño de la empresa en el efecto de las huelgas sobre la afiliación sindical:

Grupo de control	Variable de tamaño	Coeficiente de interacción triple (Tratamiento × Post × Tamaño)	Error estándar	Valor P
Grupo 1	Log trabajadores	-0.007	0.044	0.868
Grupo 2	Log trabajadores	0.047	0.042	0.258
Grupo 3	Log trabajadores	-0.010	0.044	0.831
Grupo 4	Log trabajadores	0.042	0.044	0.345

C) Indicadores complementarios de modelo de interacción según afiliación sindical inicial (Tabla 4)

A continuación, se presentan indicadores complementarios de los modelos de triple interacción para determinar la relevancia de la afiliación sindical inicial en el efecto de las huelgas sobre la afiliación sindical posterior:

Grupo de control	Efecto p25	Efecto p75	ΔE (p25 – p75)	p-value interacción
Grupo 1	-0.169	-0.096	-0.073	0.200
Grupo 2	-0.210	-0.154	-0.056	0.289
Grupo 3	-0.218	-0.166	-0.052	0.351
Grupo 4	-0.247	-0.127	-0.120	0.041

