

Actitudes hacia la violencia política en el ciclo contencioso chileno: Un análisis longitudinal desde la educación y la clase social

René Canales¹

¹Instituto de Sociología, Pontificia Universidad Católica de Chile

January, 2026

Abstract

El estallido social chileno de octubre 2019 generó una paradoja: ¿por qué las clases medias educadas legitimaron violencia disruptiva, contrario a su tradicional moderación democrática? Utilizando datos longitudinales de ELSOC (2016-2023, 20.007 observaciones/3.666 individuos), este estudio desafía el “efecto civilizatorio” de la educación mediante modelos multinivel. Los hallazgos revelan que la educación opera como amplificador cognitivo condicional: reduce la justificación de violencia entre no participantes, pero la incrementa dramáticamente entre manifestantes. Los universitarios movilizados alcanzan los niveles más altos, invirtiendo completamente el efecto civilizatorio. El análisis evidencia una “reconfiguración bidireccional”: los participantes educados legitiman violencia de protesta mientras rechazan violencia estatal, desarrollando marcos morales duales sofisticados. La clase social modera estructuralmente estos efectos: la clase trabajadora exhibe “efecto techo” (alta tolerancia basal), mientras la clase de servicio experimenta “salto cognitivo” radical, convergiendo con sectores populares. Estos hallazgos iluminan cómo la transversalidad del movimiento chileno emergió de la transformación actitudinal de sectores profesionales que, mediante participación, rearticulaban marcos morales legitimando la transgresión normativa como expresión política válida, contribuyendo a literaturas sobre educación política, desigualdad y socialización..

Keywords: Actitudes hacia la violencia · Protestas · Estratificación · Chile

1 Introducción

El 18 de octubre de 2019 marcó un antes y un después en la historia política de Chile. Lo que comenzó con la evasión masiva del metro en Santiago por parte de estudiantes en respuesta a las alzas en las tarifas en el pasaje, se transformó en cuestión de horas en el acontecimiento contencioso más impactante desde el retorno a la democracia (Somma et al., 2021). Durante semanas, miles de personas ocuparon las calles de todo el país, desafiando tanto la herencia neoliberal de la dictadura (Canales, 2022; Garcés, 2020; Araujo, 2025) como los límites históricos de la acción colectiva (Somma, 2021; Cox et al., 2024; Pleyers, 2023). La llamada “primavera chilena” combinó masividad, transversalidad social y repertorios confrontacionales en proporciones nunca antes vistas: desde marchas multitudinarias hasta bloqueos, enfrentamientos con Carabineros y ataques a la infraestructura pública (Rivera et al., 2025).

La reacción estatal fue, igualmente, excepcional: el gobierno liderado por el entonces presidente Sebastián Piñera, decretó estado de emergencia llamando al despliegue de militares en las calles por primera vez desde el retorno a la democracia (Somma et al., 2021; Thaler et al., 2023). La represión produjo más de 8.000 víctimas de violencia policial, más de 400 casos de trauma ocular y al menos 34 muertes, configurando —según Amnistía Internacional— la crisis de derechos humanos más grave desde el fin de la dictadura (Amnistía Internacional, 2020; Human Rights Watch, 2019; Rodríguez et al., 2021). Este escenario profundizó la polarización mediática y política, instalando en el debate público una pregunta persistente: ¿cuándo, y para quién, la violencia política resulta legítima? Diversos estudios han mostrado que la justificación de la violencia durante el estallido no fue homogénea. Disi Pavlic et al. (2025) evidencian que su aceptación varía según la proximidad temporal,

espacial e ideológica; mientras que González y Le Foulon (2020) muestran que los manifestantes más intensivos —jóvenes, educados y de izquierda— tendían a justificar con mayor frecuencia la violencia en protesta que quienes estaban al margen de estos eventos. Este patrón resulta contraintuitivo frente a la literatura clásica que asocia educación con mayor aceptación de las normas democráticas y rechazo a la violencia (Dewey, 2024; Lipset, 1959; Nie et al., 1996). ¿Cómo explicar, entonces, que sectores más educados hayan mostrado mayor disposición a justificar la violencia en el ciclo de movilización?

El problema remite a una limitación teórica fundamental de buena parte de la literatura sobre actitudes políticas y conflicto: la tendencia a modelar los efectos de la educación y la clase social como lineales, estables y universales, sin considerar que estos pueden ser contingentes al contexto de acción y las experiencias participativas. Este supuesto se encuentra en el corazón del modelo de recursos (Verba, Schlozman & Brady, 1995), según el cual la participación y las actitudes políticas dependen del acceso diferencial a recursos —educación, tiempo, dinero y habilidades cívicas—. Desde esta perspectiva, los sectores más favorecidos exhiben actitudes más convencionales y mayor compromiso institucional, mientras los menos favorecidos muestran niveles más bajos de participación y menor adhesión normativa.

Sin embargo, este enfoque deja fuera la posibilidad de que la participación política sea una experiencia transformadora y no solo el reflejo de predisposiciones previas. McAdam (1989) demostró que el activismo de alto riesgo tiene “consecuencias biográficas” duraderas: altera marcos interpretativos, identidades colectivas y evaluaciones morales sobre la legitimidad de la acción. Participar en protestas expone a los individuos a discursos alternativos (Snow & Benford, 1988a), genera solidaridad grupal y, en contextos represivos, puede confrontarlos directamente con la violencia estatal. Estas experiencias no solo reconfiguran actitudes políticas, sino que modulan cómo operan los efectos de educación y clase social sobre la justificación de la violencia.

Una segunda limitación conceptual se relaciona con cómo la literatura sobre desigualdad y conflicto ha tratado los efectos de la clase social (Tilly, 1999; Stewart, 2005; Østby, 2013). Buena parte de ese enfoque ha privilegiado mediciones agregadas que no capturan cómo la posición de clase estructuran experiencias cotidianas diferenciadas de injusticia, exposición a coerción y acceso a recursos interpretativos (Lindh & McCall, 2020). Este estudio desplaza el foco hacia esos mecanismos situados donde las posiciones de clase moldean: (i) la tolerancia basal hacia formas de transgresión, al normalizar o distanciar la experiencia de la coerción; (ii) la disponibilidad de marcos ideológicos que permiten reinterpretar la violencia de protesta en contextos de movilización; y (iii) la reactividad afectiva frente a episodios de represión. Estas dimensiones explican por qué la participación en protesta no opera de modo uniforme sobre las actitudes, sino que activa potenciales de cambio diferenciales anclados en trayectorias y repertorios (Pérez-Ahumada, 2023; Pérez-Ahumada & Andrade, 2021; McAdam, 1989; Tarrow, 1998; Snow & Benford, 1988; Gurr, 2000).

En este marco, se esperaría que la clase trabajadora ingresara a los ciclos contenciosos con niveles relativamente altos y más estables de justificación de la violencia, producto de una exposición estructural que reduce el umbral de tolerancia. Las clases más altas, en cambio, partiría de umbrales más bajos y experimenta, mediante la participación y la confrontación con la coerción estatal o la observación de agravios, un proceso de reencuadre moral e ideológico que incrementa en mayor medida su disposición a legitimar formas selectivas de violencia de protesta. Así, la posición de clase define simultáneamente el punto de partida actitudinal y la magnitud del cambio potencial asociado a la experiencia participativa.

A partir de estas limitaciones, este estudio propone un modelo alternativo para comprender la legitimidad subjetiva de la

violencia política. El argumento central es que los efectos de educación y clase social sobre las actitudes hacia la violencia son condicionales a la participación en protestas y operan mediante mecanismos diferenciados: Efecto educativo condicional. La educación no tiene un efecto civilizatorio universal, sino que actúa como amplificador cognitivo. Entre quienes no participan, la educación reduce la justificación de la violencia (efecto civilizatorio clásico); entre quienes participan, ese efecto se invierte, pues la educación provee marcos ideológicos más elaborados para legitimar la violencia táctica en contextos específicos de movilización (Snow & Benford, 1988).

Moderación de clase. La clase social determina la magnitud del cambio actitudinal. La clase trabajadora presenta un “efecto techo” —alta tolerancia basal y menor transformación—, mientras que la clase de servicio muestra una transformación más pronunciada. Este patrón implica convergencia entre clases pero divergencia educativa, un hallazgo consistente con la teoría de desigualdades horizontales (Gubler & Selway, 2012; Brown & Langer, 2010).

Reconfiguración moral de la violencia. La participación en protestas genera una distinción normativa entre tipos de violencia: los universitarios movilizados tienden a justificar la violencia de protesta mientras rechazan la estatal, coherente con teorías de legitimidad y justicia procedimental (Davenport, 1995; Muñoz & Anduiza, 2019; Tyler, 2006). La pregunta que orienta este estudio es, por tanto: ¿Cómo interactúan la educación, la clase social y la participación en protestas para moldear actitudes hacia la violencia política en el contexto chileno a través del tiempo?

Este trabajo busca contribuir a tres campos. Primero, a la literatura sobre educación y actitudes políticas, al mostrar que el “efecto civilizatorio” es condicional y depende del contexto participativo (Nie et al., 1996; Weakliem, 2002). Segundo, a la literatura sobre desigualdad y conflicto (Stewart, 2002; Østby, 2013), al trasladar el enfoque de desigualdades horizontales desde conflictos armados hacia actitudes sobre violencia en contextos de protesta masiva. Y tercero, a la literatura sobre participación y socialización política (McAdam, 1989; Giugni, 2004), al evidenciar que la participación no tiene efectos uniformes, sino que interactúa con la estratificación social de manera compleja.

Sustantivamente, este estudio busca iluminar las bases sociales diferenciadas de la legitimación de la violencia durante el ciclo contencioso chileno: mostrar cómo la transversalidad del movimiento se explica, en parte, por la transformación actitudinal de sectores profesionales y gerenciales, que al participar desarrollaron marcos morales capaces de legitimar ciertas formas de transgresión normativa como expresión legítima de conflicto político.

El Caso chileno ofrece un escenario empírico excepcional para examinar cómo estos mecanismos operan en situaciones de crisis profunda. El estallido social de 2019 no sólo activó dinámicas participativas masivas, sino que reconfiguró de manera acelerada las percepciones de injusticia, los marcos morales y las fronteras de lo políticamente aceptable. La combinación de malestar estructural, agotamiento institucional y una respuesta estatal percibida como ilegítima generó un entorno donde educación y clase social dejaron de funcionar como predictores lineales de compromiso normativo. Por el contrario, estos factores se articularon con las experiencias de protesta para producir transformaciones actitudinales diferenciadas, particularmente visibles en sectores medios y profesionales que históricamente habían sido pilares de la moderación política. Analizar el ciclo contencioso chileno permite, por tanto, situar empíricamente el argumento de este estudio: que la legitimidad subjetiva de la violencia política es el resultado de una interacción contingente entre trayectorias sociales, recursos interpretativos y vivencias participativas, cuya configuración concreta solo puede entenderse a la luz del colapso del pacto social que definió este periodo.

2 Antecedentes teóricos y empíricos

2.1 Justificación de la violencia

La justificación de la violencia en contextos de protesta constituye un fenómeno complejo, que se vale de una distinción importante entre las actitudes hacia la violencia ejercida por manifestantes como aquella empleada por las fuerzas de agentes del Estado (Marx, 1998; Disi Pavlic et al., 2025), las cuales son distintas pero no necesariamente excluyentes. En este apartado, se examinan los marcos que explican cómo los ciudadanos evalúan y justifican diferentes formas de violencia en el contexto de movilizaciones sociales, considerando tanto los determinantes estructurales de estas actitudes como las experiencias transformadoras derivadas de la participación política y la exposición a eventos contenciosos.

2.1.1 Justificación de la Violencia por Parte de Manifestantes

La literatura sobre política contenciosa ha documentado extensamente cómo ciertos sectores de la ciudadanía pueden llegar a justificar el uso de tácticas violentas por parte de manifestantes como respuesta a condiciones de la percepción de injusticia en la protesta (Goodwin, 2001; Tilly, 1998). Estudios muestran que, en gran medida, la exposición a la represión puede incrementar significativamente la disposición de las personas a justificar la violencia contra las fuerzas policiales (Della Porta, 2018; Disi Pavlic et al., 2025; Earl et al., 2022; Gerber et al., 2023).

En esta línea, la teoría de la reactancia psicológica (Brehm, 1966) constituye uno de los marcos fundamentales para comprender las respuestas ciudadanas ante el policiamiento restrictivo. Esta sostiene que cuando los individuos perciben que sus libertades están siendo amenazadas o restringidas de manera injustificada, experimentan un estado motivacional dirigido a restaurar esas libertades. En contextos de protesta, la represión puede ser interpretada como una restricción ilegítima de derechos fundamentales, generando una reacción compensatoria que se manifiesta en el apoyo a tácticas confrontacionales como forma de resistencia (Adam-Troian et al., 2020).

Esta perspectiva ayuda a explicar por qué incluso ciudadanos sin afiliación previa a los movimientos involucrados pueden desarrollar actitudes favorables hacia la violencia de protesta cuando perciben que las autoridades están reprimiendo de manera desproporcionada, o injusta, las manifestaciones (Disi-Pavlic et al., 2025). La reactancia no solo afecta a quienes participan directamente, sino también a observadores que internalizan la restricción de libertades como una amenaza al orden democrático.

Por su parte, la teoría de la radicalización (Kruglanski et al., 2014) sugiere que esta exposición puede alimentar el apoyo a la violencia como reacción a la injusticia percibida, mediante un proceso de “búsqueda de significado” donde los individuos reinterpretan sus sistemas de valores ante experiencias de amenaza o agravio. Este proceso de radicalización no se limita a los participantes directos de las protestas, sino que puede extenderse a observadores que, sin participar activamente, experimentan indirectamente los efectos de la represión a través de medios de comunicación o narrativas comunitarias (Luna, 2024).

La literatura sobre escalamiento de protestas documenta cómo las dinámicas de confrontación entre manifestantes y policía pueden generar ciclos de violencia que transforman progresivamente las actitudes políticas de las personas (Francisco, 1995; Koopmans, 1993). Cuando el Estado responde con represión a demandas percibidas como legítimas, puede desencadenar lo que Goodwin (2001) denomina “radicalización por exclusión”: la clausura de canales institucionales de expresión empuja a sectores previamente moderados hacia la justificación de tácticas más transgresivas.

Por otro lado, hay estudios (Tyler & Blader, 2003; Tyler, 2006) que se inclinan por la teoría de la justicia procedimental como marco sólido para explicar actitudes hacia la violencia policial y la de manifestantes, al centrar la evaluación en la equidad de los procesos más que en sus resultados. Su legitimidad se ancla en ciertas dimensiones —voz, neutralidad, trato respetuoso y confiabilidad— que, en contextos de protesta, se asocian con mayor aceptación de la acción policial y menor apoyo a la violencia contra autoridades (Jackson et al., 2013; Sunshine & Tyler, 2003); a la inversa, la injusticia percibida erosiona la legitimidad y eleva la justificación de la resistencia (Gerber & Jackson, 2017).

La evidencia es consistente con que el trato policial injusto predice la disposición a justificar violencia. Maguire et al. (2020) muestran cómo en movimientos como Occupy Wall Street la injusticia procedimental era un predictor robusto entre quienes apoyaban tácticas confrontacionales. Donde interacciones con la policía pueden llevar incluso a previamente no violentos a enmarcar la violencia como autodefensa o represalia (Tyler et al., 2018; Drury & Reicher, 2018; Saavedra & Drury, 2019). Zhu & Chou (2025) muestran en el caso de Hong Kong, cómo la baja percepción de justicia procedimental incrementó el apoyo público a la violencia de manifestantes al fomentar la identificación con protestantes militantes.

En Chile, percepciones de justicia procedimental y legitimidad policial, mediadas por identidad grupal, influyen en actitudes hacia violencia policial y de manifestantes (Gerber et al., 2018). Durante el estallido social de 2019, la crisis de legitimidad de Carabineros —exacerbada por denuncias masivas de violaciones de derechos humanos— reconfiguró las actitudes intergrupales: la percepción de impunidad y de irrespeto a procedimientos normalizó la justificación de la violencia de protesta como autodefensa legítima (Gerber et al., 2023; Carrasco Paillamilla & Disi Pavlic, 2023).

2.1.2 Identidad Grupal y Actitudes Diferenciadas hacia la Violencia

Las actitudes hacia la violencia en contextos de protesta no son homogéneas, sino que están profundamente mediadas por identidades grupales y posiciones en la estructura social (Reinka & Leach, 2017; Gerber et al., 2018). La violencia política no se evalúa de forma abstracta, sino en función de quién la ejerce, contra quién se dirige y qué objetivos persigue. En este marco, la literatura ha identificado dos orientaciones ideológicas centrales para explicar estas evaluaciones: la Orientación de Dominancia Social (SDO) y el Autoritarismo de Derecha (RWA). La SDO expresa una preferencia por jerarquías grupales y la legitimación de la desigualdad, lo que se traduce en un mayor respaldo a prácticas que preservan el orden social existente (Pratto et al., 1994). En contextos de protesta, altos niveles de SDO se asocian con apoyo a la represión policial y con un rechazo sistemático a la violencia de protesta, entendida como una amenaza a jerarquías consideradas legítimas (Krause, 2009; Onursal et al., 2023). De forma complementaria, el RWA —caracterizado por sumisión a la autoridad, convencionalismo y agresión autoritaria— se vincula con mayor tolerancia al uso de la fuerza por parte de autoridades y oposición a protestas que emplean tácticas disruptivas o confrontacionales (Altemeyer, 1998; Jost et al., 2003). Finalmente, las creencias en un mundo justo y la tendencia a culpabilizar a las víctimas operan como mecanismos cognitivos que refuerzan la justificación de la violencia estatal (Lerner, 1980; Ryan, 2010). Estas creencias favorecen atribuciones causales sesgadas que responsabilizan a los manifestantes por la represión sufrida, minimizando la responsabilidad institucional y la desproporción del uso de la fuerza, especialmente cuando las víctimas pertenecen a grupos estigmatizados o las protestas adoptan repertorios transgresivos (Gerber et al., 2016; Arthur & Case, 1994; Thompson et al., 2004).

2.1.3 Razonamiento Motivado, Ideología Política y el Efecto de Actitud Previa

El enfoque de razonamiento motivado (Taber & Lodge, 2012) ofrece un marco integrador para comprender cómo las predisposiciones ideológicas y las identidades grupales estructuran las respuestas ciudadanas frente a eventos de protesta y policiamiento. En contraste con los modelos racionalistas, este enfoque sostiene que el procesamiento de información política es inherentemente sesgado y orientado a proteger actitudes e identidades preexistentes, lo que condiciona la interpretación de hechos políticamente cargados como el uso de la fuerza policial o la violencia de protesta. Este razonamiento opera principalmente a través de dos mecanismos: el sesgo de confirmación, que favorece la atención y el recuerdo de información consistente con creencias previas, y el sesgo de descredibilización, que implica el rechazo crítico de información incongruente, aun cuando sea objetivamente válida (Taber & Lodge, 2006). En contextos de protesta, estos sesgos se manifiestan en el “efecto de actitud previa”, mediante el cual individuos con distintas orientaciones ideológicas interpretan de forma divergente los mismos eventos: la violencia policial o de protesta puede ser vista como legítima o ilegítima dependiendo del grado de simpatía con el movimiento social (Hsiao & Radnitz, 2021; Gutting, 2020). La evidencia empírica muestra que estas dinámicas se intensifican según el nivel de estructuración ideológica. Estudios en el contexto del estallido social chileno indican que personas de izquierda aumentaron su tolerancia hacia la violencia de protesta tras la exposición a represión policial, mientras que individuos de derecha mantuvieron un rechazo estable, independientemente de las tácticas observadas (Disi Pavlic et al., 2025). En contraste, los centristas exhibieron los cambios actitudinales más pronunciados, lo que es consistente con el modelo Receive-Accept-Sample de Zaller (1992): al carecer de filtros ideológicos robustos, estos individuos son más permeables a información contradictoria y, por tanto, más susceptibles a cambios actitudinales frente a eventos salientes como el policiamiento represivo.

2.1.4 Efectos de Proximidad, Exposición y Mecanismos de Cambio Actitudinal

La proximidad espacial y temporal a protestas influye en las actitudes políticas, pero de forma contingente y no unidireccional, operando a través de mecanismos informacionales, psicológicos y emocionales (Wallace et al., 2014; Disi Pavlic, 2021; Ketchley & El-Rayyes, 2021). Informacionalmente, la cercanía incrementa saliencia y accesibilidad mediante redes locales, observación directa y cobertura mediática, funcionando como heurístico contextual que señala la existencia de agravios (Branton et al., 2015; Tertychnaya & Lankina, 2020). Psicológicamente, la exposición repetida puede normalizar repertorios inicialmente percibidos como transgresivos (mero efecto de exposición), aunque sus efectos dependen del tipo de evento: protestas pacíficas elevan simpatía y apoyo, mientras la violencia sostenida genera backlash y demanda de orden (Ayoub et al., 2021; Mazumder, 2018; Wasow, 2020; Xu & Guo, 2023; Muñoz & Anduiza, 2019).

En el plano emocional e identitario, la percepción de injusticia procedimental activa identificación y solidaridad, transformando la indignación moral en mayor justificación de resistencia; por el contrario, la violencia indiscriminada contra terceros induce alienación (Adam-Troian et al., 2020; Muñoz & Anduiza, 2019). En síntesis, la proximidad no obra mecánicamente: sus efectos dependen del repertorio observado, del encuadre informacional y de las respuestas afectivas detonadas por el contexto.

2.2 El policing: Estilos, Consecuencias y Efectos Diferenciales

El policing de protestas se refiere al conjunto de estrategias, tácticas y tecnologías empleadas por fuerzas policiales para gestionar, controlar o suprimir manifestaciones públicas (Marx, 1998; Disi Pavlic et al., 2025). La literatura identifica dos grandes enfoques: el manejo negociado, que privilegia la comunicación, la tolerancia a interrupciones menores y el uso mínimo

de la fuerza, y el modelo de fuerza escalada, basado en la demostración coercitiva, arrestos preventivos y baja tolerancia a desviaciones (Della Porta & Fillieule, 2007). Recientemente se ha propuesto distinguir entre policing activo —intervención directa con agentes químicos, proyectiles y detenciones masivas— y policing pasivo —monitoreo, facilitación de derechos y contención selectiva (Disi Pavlic et al., 2025).

La adopción de uno u otro enfoque responde a determinantes políticos e institucionales: la seguridad electoral del gobierno (Aytaç et al., 2017), la identidad de los manifestantes (Davenport et al., 2011; Medel & Somma, 2022), los repertorios utilizados y su etiquetamiento (Ortiz, 2015), así como legados autoritarios y culturas policiales que priorizan el control por sobre la facilitación (Bonner & Dammert, 2022; Ortiz, 2015).

Estas decisiones tienen efectos sustantivos. Sobre los movimientos, la fuerza escalada puede elevar costos y fragmentar, pero también gatillar escalamiento y radicalización cuando se percibe como desproporcionada; su eficacia, además, depende del timing represivo (Koopmans, 1993; Francisco, 1995; Muller & Weede, 1990). Sobre el sistema político, el policiamiento excesivo erosiona la legitimidad de la policía y del gobierno, pudiendo incluso precipitar crisis y sanciones políticas (Pérez-Liñán, 2007; Bonner & Dammert, 2022), como ocurrió en Chile durante el estallido de 2019. Crucialmente, sus impactos en la opinión pública no son uniformes: varían según ideología, proximidad espacial/temporal y experiencia previa de protesta, con centristas mostrando mayor susceptibilidad a cambios actitudinales frente a la represión que los polos ideológicos, cuyas posiciones se mantienen más estables (Disi Pavlic et al., 2025).

2.3 Educación y actitudes políticas

La relación entre la educación y la participación política es uno de los hallazgos más consistentes y documentados en las ciencias sociales (Berinsky & Lenz, 2011; Persson, 2015; Verba et al., 1995). Durante décadas, la investigación ha demostrado una correlación robusta: los ciudadanos con niveles más altos de educación formal tienden a participar más en política, ya sea votando o involucrándose en diferentes actividades cívicas (Wolfinger & Rosenstone, 1980; Persson, 2015). Sin embargo, la naturaleza de esta relación, así como las actitudes que se manifiestan, es un debate que sigue dando de qué hablar.

2.3.1 El efecto civilizatorio

El argumento clásico del “efecto civilizatorio” (Lipset, 1959; Almond & Verba, 1963) postula que la educación fomenta la internalización de normas democráticas, reduciendo la propensión a aceptar la violencia política. Esta hipótesis descansa en tres supuestos: primero, que la educación desarrolla habilidades cognitivas que permiten comprender la complejidad social y, por ende, adoptar posturas moderadas (Converse, 1972; Nie et al., 1996); segundo, que promueve valores de tolerancia, pluralismo y respeto a las instituciones (Siegel, 1981; Pascarella & Terenzini, 1991); y tercero, que fortalece la eficacia política subjetiva —la creencia de que las instituciones responden a las demandas ciudadanas—, lo que reduce la percepción de que la violencia sea necesaria como medio de acción (Dyrstad & Hillesund, 2020).

Bajo este paradigma, el sistema educativo cumple una función integradora: produce ciudadanos racionales y responsables que canalizan sus conflictos mediante vías institucionales. Desde esta óptica, la educación “domestica” la conflictividad política y moral, transformando la violencia en algo ajeno a la ciudadanía moderna (Weakliem, 2002). La justificación de la violencia, entonces, se entiende como un residuo de déficit educativo o de exclusión cultural.

No obstante, este modelo presupone condiciones de igualdad estructural que raramente existen. En sociedades donde el acceso a bienes, derechos y oportunidades se encuentra profundamente estratificado, la educación no opera sobre un terreno neutro, sino dentro de un campo desigual de reconocimiento (Acemoglu et al.; 2005). Las instituciones educativas reproducen jerarquías culturales y económicas (Bourdieu & Passeron, 1970), y con ello también distribuyen desigualmente la confianza en el orden político. Por tanto, la relación entre educación y justificación de la violencia no puede entenderse sin considerar el contexto de desigualdad estructural que moldea las expectativas de justicia y los límites de la acción legítima (Castillo et al., 2015).

A pesar de su influencia, el modelo del “efecto civilizatorio” de la educación enfrenta limitaciones empíricas y conceptuales relevantes. El denominado “dilema de Brody” plantea una paradoja central: si la educación incrementa la participación y modera actitudes antidemocráticas, resulta difícil explicar por qué la participación cívica agregada se ha mantenido estable o ha disminuido en muchos países pese al fuerte aumento en los niveles educativos (Berinsky & Lenz, 2011). Esta tensión dio lugar a la perspectiva de la “educación como proxy”, según la cual la asociación entre educación y actitudes políticas es en gran medida espuria y refleja procesos de autoselección vinculados a factores preadultos como la clase social de origen, la socialización política temprana y rasgos cognitivos o disposicionales (Persson, 2015; Langton & Jennings, 1968).

La evidencia contemporánea respalda esta revisión crítica. Estudios que emplean paneles, pareo y experimentos naturales muestran que los efectos causales directos de la educación sobre actitudes políticas son limitados, y que la mayor parte de la brecha entre graduados y no graduados se explica por autoselección (Kam & Palmer, 2008; Tenn, 2007; Berinsky & Lenz, 2011; Fryer, 2023). Además, el modelo civilizatorio ha tendido a centrarse en actitudes abstractas, ignorando que la educación no reduce de forma consistente el apoyo a la violencia política en contextos específicos. Evidencia contraintuitiva —como la presencia de individuos altamente educados en organizaciones violentas o el apoyo a la violencia bajo ciertas condiciones— sugiere que los efectos de la educación son contingentes al contexto y al tipo de participación política en juego (Krueger & Malečková, 2003; Fair & Shepherd, 2006; Carlin, 2011).

En contextos de alta desigualdad y deslegitimación institucional, la educación puede dejar de operar como mecanismo de integración y transformarse en un recurso de elaboración moral. Más que inhibir la violencia, permite articular justificaciones sofisticadas que la enmarcan como respuesta excepcional frente a un orden percibido como estructuralmente injusto (Della Porta, 2017; Jasper, 1998). El resultado es una relación no lineal entre educación y actitudes hacia la violencia: mientras los sectores más educados tienden a justificarla mediante marcos normativos universales, los menos educados pueden normalizarla desde la experiencia cotidiana de violencia estructural y simbólica, sin una mediación ideológica explícita (Wacquant, 2008; Smolski, 2021; Varlik et al., 2025).

2.3.2 Educación como amplificador

Las limitaciones del consenso (la autoselección y el problema del contexto) no invalidan la educación, sino que exigen una reconceptualización. En lugar de un “efecto civilizatorio” directo y universal, esta tesis propone que la educación funciona como un amplificador cognitivo condicional. No determina qué pensar, sino cómo pensar sobre el mundo político.

En esta visión, la educación no es ni una causa directa simple ni un simple indicador pasivo. Su función principal es clasificar a los individuos y amplificar ciertos valores o rasgos, lo que desencadena efectos indirectos complejos (Sabucedo et al., 2018).

El mecanismo clave no es la inculcación de la tolerancia, sino la “sofisticación cognitiva” (Nie et al., 1996): la educación proporciona las herramientas analíticas para elaborar marcos morales y justificaciones tácticas más complejas. Esta sofisticación puede usarse tanto para deslegitimar prácticas que involucran la violencia (el argumento civilizatorio), como para legitimarla si el contexto situacional lo requiere (ej. re-enmarcarla como autodefensa legítima).

Por tanto, el efecto de la educación, en este marco, es condicional. Dependería del contexto de activación, siendo la participación en protestas uno de los más potentes. Como argumentan Sabucedo et al. (2018), la educación tiene “efectos supresores” morales paradójicos: un efecto directo (liberal) y un efecto indirecto (conservador, vía ingreso) que se contrarrestan. Weakliem (2002) ofrece un mecanismo similar al argumentar que la educación amplifica el individualismo, lo que lleva a los educados a ser liberales en lo social pero conservadores en otros temas, como lo económico (Hastie, 2007). La educación, por tanto, crea un potencial cognitivo que será activado y dirigido por experiencias posteriores, como la participación política.

En contextos de alta desigualdad estructural y represión estatal, la educación puede convertirse en un amplificador moral de la radicalización cognitiva. Este efecto no implica que los individuos más educados sean más propensos a la violencia, sino que poseen mayor capacidad para racionalizar su legitimidad cuando consideran que los canales institucionales han perdido eficacia o justicia.

La educación dota de vocabulario político, histórico y ético para reinterpretar la violencia no como mera ruptura del orden, sino como acción moralmente coherente con principios de justicia o defensa de derechos fundamentales (Snow & Benford, 1988). Esta capacidad de reinterpretación moral puede observarse en movimientos donde los sectores educados redefinen la protesta violenta como una forma de “violencia defensiva” o “resistencia legítima” frente a estructuras percibidas como violentas en sí mismas (Varlik et al., 2025).

De este modo, el efecto de la educación no es inhibitorio, sino transformativo: reconfigura la gramática moral mediante la cual los individuos evalúan la violencia política. Donde el sentido común ve desorden, los individuos más educados pueden ver contradicción estructural o injusticia moral. La educación, entonces, no elimina la violencia del horizonte político, sino que la reinscribe en un marco moralmente argumentado, donde el conflicto puede concebirse como medio legítimo de emancipación o denuncia.

2.3.3 El mecanismo de activación: de lo abstracto a lo situacional

El mecanismo de activación clave ocurre cuando la participación directa en protestas expone a los individuos educados a experiencias situacionales que entran en tensión con principios abstractos. Mientras que las actitudes sobre la violencia política se forman típicamente en contextos descontextualizados —donde predominan normas democráticas generales—, la experiencia de protestar introduce elementos que pueden alterar este marco de referencia. Como argumentan Klandermans y Van Stekelenburg (2013), la participación en acción colectiva transforma las actitudes políticas no solo por exposición a información, sino mediante la experiencia vivida del conflicto.

En primer lugar, la participación directa genera experiencia situada con la represión y el conflicto político. Los manifestantes pueden presenciar o experimentar personalmente el uso de la fuerza por parte del Estado, encuentros con contra-manifestantes, o situaciones de tensión que transforman la protesta de un concepto abstracto a una realidad visceral (Della Porta, 2013). Esta experiencia directa puede activar marcos de “autodefensa legítima” o “resistencia necesaria” que permanecen latentes

en quienes sólo reflexionan sobre la protesta desde fuera. La investigación sobre radicalización muestra que la experiencia personal con la represión estatal es un predictor significativo del apoyo a tácticas más confrontacionales (Marx, 1998; Earl et al., 2003).

En segundo lugar, el contexto de protesta expone a los individuos a narrativas de justificación más sofisticadas. En estos espacios circulan marcos ideológicos elaborados que distinguen, por ejemplo, entre “violencia contra la propiedad” y “violencia contra personas”, entre “violencia como primer recurso” y “violencia como respuesta”, o entre “violencia estatal estructural” y “violencia de resistencia” (Tilly, 2003; Gamson, 2002). Estos marcos no son simples racionalizaciones, sino construcciones ideológicas complejas que requieren precisamente el tipo de sofisticación cognitiva que la educación proporciona para ser internalizadas y aplicadas. Como documentan Benford y Snow (2000), de acuerdo con la teoría del “frame alignment”, los movimientos sociales desarrollan marcos interpretativos específicos que resuenan diferencialmente según las capacidades cognitivas de los participantes.

En tercer lugar, la participación crea una identidad colectiva capaz de modificar el peso relativo de distintas consideraciones morales (Polletta & Jasper, 2001). La lealtad al grupo, la solidaridad con compañeros manifestantes, y la identificación con una causa pueden entrar en tensión con normas abstractas de no-violencia (Simon & Klandermans, 2001). Crucialmente, los individuos más educados poseen mayor capacidad para manejar esta tensión mediante la compartimentalización cognitiva: pueden mantener valores democráticos generales mientras construyen excepciones situacionales específicas (Tetlock, 1986; Jost et al., 2003).

Este último punto conecta directamente con la evidencia contraintuitiva que mencionan Krueger y Malečková (2003) sobre la presencia de individuos educados en organizaciones violentas, y Fair y Shepherd (2006) sobre la relación no lineal entre educación y apoyo al terrorismo. Estos hallazgos sugieren que la sofisticación cognitiva no necesariamente conduce a la moderación, sino que permite elaborar justificaciones más complejas y contextualizadas para acciones que, en abstracto, serían rechazadas. Los individuos menos educados, por contraste, tienden a mantener posiciones más consistentes—ya sea de rechazo o apoyo— que no varían tanto según el contexto, precisamente porque carecen de las herramientas cognitivas para construir estas distinciones situacionales sofisticadas.

Con lo anterior, se podría decir que la participación en protestas no simplemente “activa” un efecto latente de la educación, sino que crea las condiciones específicas donde la sofisticación cognitiva se emplea para legitimar tácticamente la violencia. Esto ocurre mediante la exposición a experiencias situacionales, narrativas ideológicas complejas, y presiones identitarias que, en conjunto, permiten a los individuos educados reconfigurar sus marcos morales de manera que la violencia en contextos de protesta puede ser vista como una excepción legítima a la norma democrática general.

En este sentido, se presenta una especie de (H1) efecto paradoja de la educación. Donde:

H1a: Entre individuos que no participan en protestas, mayor nivel educativo está asociado con menor justificación de violencia en manifestaciones, consistente con el “efecto civilizatorio” de la educación.

H1b: Entre individuos que sí participan en protestas, el efecto de la educación se invierte: universitarios muestran mayor justificación de violencia en manifestaciones comparado con individuos de menor educación.

La explicación de lo anterior radica en que la educación fomenta un pensamiento político más sofisticado, pero este opera de

forma distinta según la participación. Los no-participantes utilizan esta capacidad para reforzar su adhesión a la democracia no-violenta y a normas abstractas de tolerancia. Por el contrario, los participantes emplean esa misma sofisticación para elaborar marcos ideológicos que les permiten legitimar tácticamente la violencia como un instrumento político válido en situaciones de protesta puntuales, sin necesariamente abandonar sus valores democráticos generales.

2.4 Clase Social y experiencias de conflicto

Los mecanismos discutidos en la sección anterior operan con diferente intensidad según la posición estructural de los individuos dentro del sistema de clases. La desigualdad estructural —entendida como la distribución jerárquica y persistente de recursos materiales, culturales y simbólicos en la sociedad— no solo condiciona la probabilidad de participar políticamente, sino también las formas en que los sujetos experimentan, interpretan y justifican la violencia en el espacio político. Las diferencias de clase configuran, en consecuencia, universos de sentido diferenciados en torno al conflicto y la legitimidad del uso de la fuerza en la acción colectiva.

Autores como Beeghley (1986) y Bottero (2004), han señalado que la clase social no solo organiza el acceso a los recursos, sino también los modos de percepción y valoración del orden social. En contextos de desigualdad persistente, los sectores subalternos se encuentran expuestos de manera más directa y cotidiana a formas de violencia estructural —desempleo, inseguridad económica, control policial, precarización laboral o residencial— que erosionan la sensación de estabilidad y previsibilidad del entorno. Estas condiciones, acumuladas en la experiencia vital, naturalizan la presencia de la coerción en la vida social y pueden producir una mayor predisposición a justificar acciones violentas cuando se las percibe como respuesta legítima frente a la injusticia o la exclusión.

Por el contrario, los grupos situados en posiciones estructuralmente ventajosas —profesionales, técnicos, clases medias consolidadas— tienden a experimentar el orden social como estable, predecible y justo, al menos en su funcionamiento general (Bottero, 2004; Lindh & McCall, 2020; Korpi, 1985). Desde esa posición, la violencia política aparece como una ruptura moral y normativa del equilibrio social, un exceso irracional que amenaza la continuidad del orden institucional. De este modo, la posición estructural de clase define el umbral moral y cognitivo a partir del cual la violencia es concebida como una forma legítima o ilegítima de acción política (Varlik et al., 2025).

La desigualdad estructural, entonces, no solo genera brechas materiales entre grupos, sino también brechas interpretativas y normativas respecto a qué formas de acción política se consideran aceptables, necesarias o moralmente justificadas (Olin Wright, 2005; Lindh & McCall, 2020). Esta dimensión simbólica de la desigualdad resulta clave para comprender por qué, ante estímulos similares —represión policial, frustración política o crisis económica—, distintos grupos sociales pueden elaborar juicios radicalmente distintos sobre la legitimidad de la violencia política.

2.4.1 El efecto techo

La literatura reciente sobre estratificación y actitudes políticas (Lindh & McCall 2020; Elsässer & Schäfer 2023) ha mostrado que la distribución de orientaciones normativas no es simétrica entre clases. Los individuos de clases altas o con mayor nivel educativo suelen exhibir, incluso antes de participar políticamente, niveles elevados de apoyo a valores igualitarios, cosmopolitas o pacifistas. Esto genera un efecto techo: al partir de niveles altos de rechazo a la violencia, la experiencia de

protesta tiene un margen muy limitado para producir cambios adicionales en su justificación.

Para los sectores trabajadores o precarizados, el patrón puede ser inverso. Su contacto constante con la violencia estructural y la desigualdad produce una mayor tolerancia basal hacia la transgresión normativa (Varlik et al., 2025). Sin embargo, esa tolerancia no siempre implica una actitud activa o militante, sino una normalización pragmática de la violencia como rasgo del entorno. En consecuencia, la participación en protestas puede reforzar experiencias de conflicto o represión, pero difícilmente transformar de manera significativa sus justificaciones previas: ya existen disposiciones estables que interpretan la violencia como parte constitutiva del campo político.

En cambio, para las clases medias o de servicio, la participación en protestas puede representar una experiencia disruptiva en términos biográficos. Al enfrentarse por primera vez a la represión estatal o a la frustración institucional, pueden reconfigurar cognitivamente sus percepciones sobre la violencia, reinterpretándola como un recurso de defensa frente a la injusticia o la exclusión política (Varlik et al., 2025), similar a como ocurre en el caso de la educación. La exposición directa al conflicto, por tanto, amplía los marcos interpretativos y puede generar incrementos significativos en la justificación de la violencia como medio legítimo de acción.

Así, la clase social opera como un moderador estructural y simbólico del vínculo entre participación y justificación de la violencia: define tanto los puntos de partida —niveles basales de tolerancia o rechazo— como el potencial de cambio actitudinal derivado de la experiencia de protesta. Este enfoque permite comprender que los efectos de la participación política no son homogéneos, sino socialmente estratificados por la posición de clase.

Integrando los argumentos anteriores planteamos para la H2 que:

H2a: La clase trabajadora presenta una mayor justificación basal de la violencia política que la clase de servicio, independientemente de su nivel de participación en protestas.

H2b: El incremento en la justificación de la violencia asociado a la participación en protestas es menor para la clase trabajadora que para la clase de servicio, evidenciando un efecto techo.

Se plantea que la clase trabajadora —por su proximidad cotidiana con formas estructurales de violencia y por un habitus moldeado en condiciones de subordinación y conflicto— tiende a mantener niveles altos y estables de tolerancia a la violencia. Su participación en protestas refuerza estas disposiciones, pero no las transforma radicalmente. Por el contrario, en la clase de servicio, donde las experiencias previas de coerción son menos comunes, la protesta puede implicar un choque cognitivo y moral que reordena las categorías de justicia y legitimidad, ampliando la justificación de la violencia como una forma comprensible —e incluso necesaria— de acción política.

Esta moderación por clase social complejiza el modelo propuesto en la hipótesis anterior, mostrando que los mecanismos de transformación biográfica operan diferencialmente según la posición estructural del individuo y las experiencias de conflicto que esa posición predispone. La desigualdad, por tanto, no solo estructura el acceso a los recursos políticos, sino también la gramática moral desde la cual se juzga el uso de la violencia en la vida colectiva.

2.5 Participación como transformación

La literatura clásica sobre participación política, anclada en el modelo de recursos (Verba et al., 1995), ha interpretado históricamente la acción política como el resultado de características preexistentes y recursos disponibles. Desde este punto de vista, la participación es un acto de selección racional: quienes poseen más educación, tiempo y dinero tienen mayor probabilidad de involucrarse políticamente. Este enfoque, de fuerte raigambre conductista, presupone que las actitudes políticas —como la confianza institucional, la orientación democrática o las creencias sobre la violencia— son estables, exógenas y previas a la acción. Dicho de otro modo, la gente participa porque ya tiene ciertas actitudes, y no porque la participación las transforme.

Sin embargo, este modelo lineal resulta insuficiente para explicar las dinámicas de los ciclos de alta contención política, donde la protesta adquiere una intensidad disruptiva y emocional que excede los patrones habituales de movilización. En estos contextos, la participación no se reduce a un comportamiento expresivo ni a una estrategia instrumental, sino que constituye una experiencia socializadora que reconfigura las orientaciones cognitivas, afectivas y morales de los individuos (Passy & Monsch, 2019). La literatura reciente ha comenzado a concebir la participación como un proceso transformador: no solo refleja predisposiciones políticas, sino que las produce, modifica y radicaliza (Blühdorn & Deflorian, 2021; McAdam, 1989). Así, la acción colectiva deja de ser una mera consecuencia de las actitudes para convertirse en un espacio donde se aprenden nuevas formas de interpretar el conflicto, se redefinen los límites de la legitimidad y se reconfigura el sentido moral de la acción política.

En este sentido, la protesta puede entenderse como un laboratorio moral y cognitivo en el que los individuos confrontan de manera directa los límites del orden político y las narrativas dominantes sobre justicia, legalidad y violencia. La participación, especialmente en su forma de alto riesgo, constituye una experiencia liminal en el sentido que plantea Victor Turner (Wels et al., 2011): un punto de inflexión biográfico en que se suspenden temporalmente las jerarquías normativas y emergen nuevas formas de sentido. Estas experiencias no solo alteran los marcos interpretativos de los participantes, sino que pueden redefinir su identidad política y su evaluación moral del uso de la violencia (Giugni, 2004; Vestergren et al., 2018).

2.5.1 De selección a socialización

El giro conceptual que desplaza la participación del terreno de la selección al de la socialización tiene su punto de partida en el trabajo seminal de McAdam (1989) sobre las consecuencias biográficas del activismo. McAdam aborda una pregunta metodológicamente desafiante: ¿los activistas desarrollan actitudes distintas porque participaron, o participaron porque ya las tenían? Para resolver este dilema del sesgo de autoselección, el autor estudió el proyecto Freedom Summer de 1964 —una campaña de alto riesgo para registrar votantes afroamericanos en Mississippi— comparando a los voluntarios que efectivamente participaron con un grupo de control compuesto por los “no-shows”, es decir, personas aceptadas en el proyecto pero que finalmente no asistieron. Ambos grupos compartían las mismas motivaciones iniciales, recursos y orientación política, lo que permitió aislar el efecto causal de la experiencia participativa en sí misma.

Los resultados fueron contundentes: veinte años después, quienes participaron seguían mostrando niveles significativamente más altos de involucramiento político, y además habían experimentado transformaciones duraderas en su identidad, trayectorias ocupacionales y proyectos de vida. No se trataba de un episodio transitorio, sino de un evento que “dejó una huella indeleble” (McAdam, 1989, p. 756). Desde entonces, una vasta literatura empírica ha documentado las consecuencias biográficas de la

participación, mostrando que el activismo transforma las disposiciones políticas y morales de quienes lo experimentan (Giugni, 2004; De Vydt & Ketelaars, 2020; Passy & Monsch, 2019). En este marco, la protesta no solo es una práctica política, sino un proceso de aprendizaje moral y cognitivo que reconfigura cómo los individuos entienden la justicia, la autoridad y la violencia.

2.5.2 Mecanismos de transformación

La transformación biográfica inducida por la participación no ocurre de manera automática; depende de mecanismos situacionales y relacionales que median entre la experiencia y el cambio actitudinal. La literatura ha identificado dos mecanismos principales: (1) la exposición a nuevos marcos cognitivos y (2) la experiencia directa con la represión (Passy & Monsch, 2019; Crossley, 2003; Beckwith, 2025; McAdam & Brandt, 2009).

En primer lugar, los movimientos sociales no son simples agregadores de demandas, sino productores de significado (Snow & Benford, 1988). A través del trabajo de encuadre (framing), los movimientos elaboran esquemas interpretativos que permiten a los individuos comprender, diagnosticar y moralizar el conflicto. Este proceso involucra tres dimensiones: (a) diagnóstico (qué y quién causa el problema), (b) pronóstico (cómo puede resolverse), y (c) motivación (por qué actuar). La participación inmersa en este entorno simbólico no solo refuerza marcos previos, sino que puede provocar una transformación de marco (frame transformation), es decir, un cambio radical en la forma en que el individuo entiende la realidad social.

Durante el estallido social chileno, por ejemplo, muchos jóvenes universitarios experimentaron una resignificación del uso de la violencia en la protesta. Aquello que antes aparecía como un tabú normativo —efecto del aprendizaje institucional y del discurso civilizatorio de la educación— fue rearticulado dentro de un marco de justicia moral que la redefinía como “autodefensa legítima” o “resistencia necesaria”. Estos nuevos marcos no se imponen por mera ideología, sino porque adquieren credibilidad empírica: se ajustan a la experiencia concreta del participante, que presencia o sufre la violencia estatal y la traduce en evidencia vivida de un orden injusto (Snow & Benford, 1988).

El segundo mecanismo se refiere a la vivencia corporal y emocional del conflicto. La represión estatal, al producir experiencias de injusticia procedimental (Tyler, 2006), tiene un efecto doble: erosiona la legitimidad del Estado y valida las narrativas del movimiento. La teoría de la justicia procedimental (Tyler & Blader, 2003) sostiene que la legitimidad de la autoridad depende menos de los resultados y más del modo en que ejerce su poder —particularmente del trato justo, el respeto y la neutralidad percibidos. Cuando individuos, especialmente de clases medias educadas, experimentan un trato arbitrario, la legitimidad estatal se desmorona, generando un reencuadre moral del conflicto. Lo que antes era “violencia ilegítima” pasa a ser “violencia defensiva”, y lo que antes era “orden público” se transforma en “violencia estructural del Estado”.

Ambos mecanismos —la reinterpretación cognitiva y la experiencia emocional de injusticia— se articulan en una secuencia dinámica: la represión proporciona la evidencia empírica que valida los nuevos marcos, y estos, a su vez, legitiman moralmente respuestas más confrontacionales.

2.5.3 Heterogeneidad del efecto

No obstante, esta transformación no es homogénea. Como advierte Giugni (2004), los efectos de la participación son heterogéneos y socialmente mediados. La intensidad del cambio depende del tipo de experiencia (positiva o negativa), del riesgo percibido, de la trayectoria previa y, crucialmente, de la posición social y educativa del participante. La literatura ha ten-

dido a tratar a “los activistas” como una categoría homogénea, ignorando cómo la clase, el género o la educación modulan la experiencia del activismo (Passy & Monsch, 2019). Pero el aprendizaje moral derivado de la protesta no es universal: está estructuralmente filtrado por las disposiciones y capitales previos de los individuos.

Una dimensión particularmente relevante de esta heterogeneidad se refiere a la temporalidad de los efectos. Evidencia reciente sobre el caso chileno sugiere que la exposición a la violencia política tiene efectos diferenciados según el momento en que se miden. Rivera y autores (2025), en su estudio sobre el estallido social chileno, encuentra que la exposición directa a la represión policial genera un incremento significativo en la justificación de la violencia política en el corto plazo, particularmente entre manifestantes que experimentaron formas intensas de coerción estatal. Sin embargo, este efecto tiende a atenuarse con el paso del tiempo, sugiriendo que los shocks emocionales y cognitivos producidos por eventos de alta tensión no necesariamente se consolidan en transformaciones actitudinales duraderas.

De manera consistente, Disi Pavlic et al. (2025) documentan una trayectoria similar al analizar las consecuencias de largo plazo del ciclo de protestas 2019-2020 en Chile. Sus resultados muestran que, si bien la participación en manifestaciones incrementó inicialmente la aceptación de tácticas confrontacionales, estos efectos se disipan progresivamente en el período post-estallido. Los autores argumentan que el retorno a la normalidad institucional, la fatiga movilizatoria y la recomposición de las rutinas cotidianas operan como mecanismos de “enfriamiento” que revierten parcialmente las transformaciones cognitivas inducidas por la protesta. Estos hallazgos introducen una complejidad crucial: los efectos de la participación no solo son heterogéneos entre grupos, sino también inestables a lo largo del tiempo. En contextos de crisis política aguda, como el estallido social chileno, la intensidad del conflicto puede producir efectos poderosos pero transitorios, especialmente cuando las condiciones estructurales que sostienen la movilización —redes activistas, repertorios de protesta, marcos de justificación— se debilitan. Esto sugiere que la transformación biográfica documentada en estudios como el de McAdam (1989) puede depender no solo de la experiencia participativa en sí, sino de la continuidad temporal y la integración comunitaria del activismo.

En este punto se sitúa el aporte de esta tesis. La hipótesis central es que los efectos transformadores de la participación no son uniformes, sino que dependen de la interacción entre socialización educativa y experiencia de protesta. La educación proporciona la capacidad cognitiva para elaborar justificaciones morales sofisticadas; la participación, en cambio, provee las condiciones emocionales y simbólicas que hacen necesaria esa elaboración. El resultado es una reconfiguración bidireccional de los marcos morales: quienes participan reinterpretan la violencia estatal como ilegítima y la violencia de los manifestantes como legítima. Donde, considerando lo anterior, se puede esperar que en H3:

H3a: Universitarios que participan en protestas muestran mayor justificación de la violencia ejercida por manifestantes, en comparación con universitarios no participantes.

H3b: Los mismos universitarios participantes muestran menor justificación de la violencia ejercida por el Estado, en comparación con universitarios no participantes.

H3c: Miembros de la Clase de Servicio que participan en protestas muestran mayor justificación de la violencia ejercida por manifestantes, en comparación con miembros de la Clase de Servicio que no participan.

H3d: Los mismos miembros de la Clase de Servicio que participan muestran menor justificación de la violencia ejercida por el Estado, en comparación con miembros de la Clase de Servicio que no participan.

Se sugiere que la participación en protestas no sería un reflejo pasivo de actitudes preexistentes, sino un proceso de reaprendizaje moral y político, donde los individuos más educados —precisamente por su sofisticación cognitiva— son los más capaces de reformular coherentemente sus principios normativos en función de la experiencia. De este modo, la acción colectiva se convierte en el espacio donde se rearticulan las tensiones entre educación, desigualdad estructural y legitimidad de la violencia política.

2.6 El caso chileno: Del Malestar Estructural a la Justificación

2.6.1 La ruptura del pacto social

El estudio del ciclo de protesta chileno iniciado en octubre de 2019 resulta crucial no solo por su magnitud histórica, sino porque representa el colapso del pacto social de la post-transición y ofrece un laboratorio crítico para analizar la relación entre desigualdad, educación y violencia política. Chile no experimentó una mera aceleración de tendencias previas, sino una ruptura tectónica en la convivencia democrática. Según los datos del Observatorio de Conflictos (COES, 2020), el último trimestre de 2019 registró más de 2.700 eventos contenciosos, una cifra que multiplicó por nueve el promedio histórico de conflictividad observado en la década anterior.

Este fenómeno se distingue no solo por su masividad, sino por la centralidad que adquirió la violencia como repertorio de acción y expresión política. Durante el estallido, la proporción de protestas con presencia de violencia superó el 40%, un salto cualitativo respecto a los ciclos previos (COES, 2020). Más significativo aún para el análisis de las actitudes políticas es el vacío de conducción orgánica que caracterizó al movimiento: a diferencia de las movilizaciones estudiantiles de 2011 (COES, 2020; Donoso et al., 2023), donde los actores y petitorios eran claros, en 2019 el 68% de las acciones contenciosas no presentó una demanda articulada o identificable. Este escenario de anomia y desborde institucional valida la necesidad de estudiar cómo la ciudadanía reconfigura sus marcos morales y su justificación de la violencia cuando los canales tradicionales de resolución de conflictos se perciben agotados. En este sentido, el caso chileno ilustra cómo la tríada de violencia, pobreza y falta de oportunidades educativas, si no se aborda de manera integral, genera ciclos de desigualdad estructural que perpetúan el conflicto social (Varlik et al 2025).

2.6.2 Crisis de legitimidad y la dinámica de la violencia intergrupala

Para comprender por qué la violencia se volvió un recurso aceptable para amplios sectores de la población, es fundamental analizar la interacción dinámica entre manifestantes y fuerzas de orden. La violencia política en este periodo no fue un fenómeno unidireccional, sino el resultado de una crisis profunda de legitimidad institucional. La evidencia empírica recolectada durante el conflicto muestra que la percepción de injusticia procedimental en el actuar de Carabineros —caracterizada por el uso desmedido de la fuerza y el trato denigrante— erosionó drásticamente la autoridad moral de la policía (Gerber et al., 2023).

Existe una relación inversa y significativa entre legitimidad y violencia: a menor legitimidad percibida de la policía, mayor es la justificación de la violencia ejercida por los manifestantes como una herramienta válida para el “cambio social” (Gerber et al., 2023). Este hallazgo es crucial para la tesis, pues indica que la represión estatal, lejos de restaurar el orden, generó un efecto rebote que validó moralmente la radicalización. Al percibir a la autoridad como injusta e ilegítima, la ciudadanía re-significó la violencia civil no como delincuencia, sino como un acto de resistencia y reivindicación de derechos. Así, Chile

se configura en este periodo como un escenario de violencia intergrupal recíproca, donde la violencia policial para el control social y la violencia civil para el cambio político se retroalimentaron, quebrando los diques normativos que tradicionalmente contenían el conflicto.

2.6.3 La paradoja educativa: De la promesa de movilidad a la politización del malestar

Respecto a la educación, el caso de Chile desafía las teorías clásicas de la modernización que asocian linealmente la expansión educativa con la pacificación social y el fortalecimiento democrático. Si bien el país experimentó una masificación acelerada de la educación superior —pasando de una cobertura bruta del 16,8% en 1990 al 59% en 2012—, este proceso se desarrolló bajo una lógica de mercado radical que incubó nuevos conflictos (Bellei et al., 2014). La expansión de la matrícula no fue impulsada por el Estado, sino por la proliferación de instituciones privadas y mecanismos de financiamiento como el Crédito con Aval del Estado (CAE), lo que resultó en que el 78% del gasto en educación superior proviniera de las familias, la cifra más alta de la OCDE (Bellei et al., 2014).

Esta estructura generó una “paradoja del bienestar”: la educación, en lugar de actuar como un igualador social, reprodujo la estratificación y generó una pesada carga de deuda para las clases trabajadoras y medias emergentes. Lejos de derivar en conformismo, esta tensión transformó a los estudiantes en actores políticos críticos. Como señalan Donoso y Somma (2019), el movimiento estudiantil de 2011 no sólo instaló la educación en la agenda pública, sino que generó una “repolitización” de la ciudadanía, demostrando que los mayores niveles educativos proveen los recursos cognitivos y cívicos necesarios para desafiar el statu quo. Así, la educación en Chile operó como un catalizador de la movilización, donde los sectores más educados no actuaron como amortiguadores del conflicto, sino como puntas de lanza que articularon un cuestionamiento estructural al modelo neoliberal.

2.6.4 Estructura de clase

Finalmente, a pesar de la politización impulsada por los estudiantes, la estructura social chilena presenta una complejidad particular en cuanto a la percepción de clase. Existe una disonancia entre la desigualdad objetiva y la subjetividad de los ciudadanos: investigaciones indican una marcada tendencia hacia la “media” en el estatus subjetivo, donde una gran proporción de la población, independientemente de sus ingresos reales, tiende a identificarse como clase media (Castillo et al., 2013). Esta “ilusión de clase media” podría haber funcionado históricamente como un factor de contención latente, enmascarando las profundas brechas materiales.

Sin embargo, al analizar la percepción de conflicto, la clase social recupera su centralidad explicativa. Estudios recientes demuestran que la posición objetiva de clase sigue siendo un predictor robusto de la percepción de antagonismo: quienes se ubican en posiciones subordinadas (como trabajadores no calificados) y quienes experimentan una mayor privación económica subjetiva perciben un conflicto de clases significativamente más intenso que las élites (Pérez-Ahumada & Andrade, 2023). Durante el estallido de 2019, esta latencia conflictiva se activó y desbordó los límites tradicionales. La composición de la protesta mutó drásticamente: disminuyó la presencia de organizaciones formales (como sindicatos y federaciones estudiantiles) y aumentó la participación de grupos territoriales (“vecinos”) y actores disruptivos (“encapuchados”), lo que sugiere una transversalización del malestar que unió la precariedad material con la disposición a la acción directa (Pérez-Ahumada & Andrade, 2021).

3 Datos y Métodos

3.1 Data

La investigación utiliza los datos del Estudio Longitudinal Social de Chile (ELSOC), una encuesta panel implementada por el Centro de Estudios de Conflicto y Cohesión Social (COES) que recoge información sobre la población adulta urbana del país. La encuesta tiene como propósito examinar las actitudes, percepciones y comportamientos de las personas frente a temas de conflicto y cohesión social. Su diseño de panel permite seguir a los mismos individuos a lo largo del tiempo, ofreciendo una mirada única sobre la evolución de la sociedad chilena. La encuesta se ha aplicado anualmente desde 2016, con excepción de 2020 debido a la pandemia de COVID-19, acumulando siete olas de datos (2016, 2017, 2018, 2019, 2021, 2022 y 2023).

ELSOC utiliza un muestreo probabilístico por conglomerados y multietápico, que cubre tanto los principales centros urbanos como ciudades medianas y pequeñas del país. El marco muestral se estratificó proporcionalmente según el tamaño de la población urbana (en seis categorías), seleccionando aleatoriamente hogares dentro de 1.067 manzanas censales. La población objetivo incluye a hombres y mujeres de 18 a 75 años residentes en viviendas particulares.

La encuesta se ha aplicado anualmente desde 2016, con excepción de 2020 debido a la pandemia de COVID-19, acumulando siete olas de datos (2016, 2017, 2018, 2019, 2021, 2022 y 2023).

Para los análisis de la investigación, y tras aplicar un criterio de inclusión de encuestados que hayan participado en al menos tres olas, se dispone de una muestra analítica de 20.007 observaciones anidadas en 3.666 individuos. La encuesta, sus manuales metodológicos y bases de datos se encuentran disponibles públicamente en el portal de COES <https://coes.cl/elsoc/> y en el repositorio de Harvard Dataverse <https://dataverse.harvard.edu/dataverse/elsoc>.

3.2 Variables

3.2.1 Variables dependientes: Justificación de violencia política

Para la medición de actitudes hacia la violencia política se construyeron dos índices que capturan la justificación de violencia ejercida por diferentes tipos de actores en contextos políticos específicos. Esta distinción entre tipos de violencia según el actor que la ejerce es teóricamente crucial, dado que la hipótesis de reconfiguración bidireccional (H2) predice que la participación en protestas genera legitimación diferenciada: aumenta la justificación de violencia ejercida por manifestantes pero reduce la justificación de violencia ejercida por fuerzas del orden.

El **Índice de Justificación de Violencia en Protestas** (*justif_violencia_protesta*) se compone del promedio de dos ítems que miden el grado de justificación de acciones disruptivas ejercidas por actores sociales en contextos de movilización:

1. Que un grupo de trabajadores en huelga bloquee la calle con barricadas para exigir el cumplimiento de sus derechos laborales
2. Que estudiantes lancen piedras a carabineros en una marcha por la educación del país

Cada ítem se midió en una escala Likert de 5 puntos desde 1 = “Nunca se justifica” hasta 5 = “Siempre se justifica”. El índice se calculó como el promedio aritmético de los cinco ítems cuando el encuestado respondió al menos tres de ellos, resultando en una escala continua de 1 a 5 donde valores más altos indican mayor justificación de violencia en protestas. La consistencia

interna del índice es satisfactoria, con un alfa de Cronbach de 0.82 en la muestra analítica, indicando que los ítems capturan un constructo latente común.

Adicionalmente, se relevaron otras variables sobre la justificación de acciones disruptivas/violentas en contextos de protesta, tales como:

1. Que algunas personas incendien o dañen inmobiliario público para exigir cambios sociales.
2. Que algunas personas incendien o dañen medios de transporte (metro, microbuses, paraderos) para exigir cambios sociales.
3. Que algunas personas incendien o dañen negocios y locales comerciales para exigir cambios sociales.

Estos indicadores, que igualmente reflejan la justificación de la violencia, se encuentran disponibles sólo en la ola del año 2019 y fueron considerados para algunos análisis descriptivos (presentes en los anexos) con el fin de ampliar la perspectiva del fenómeno.

Para el **Índice de Justificación de Violencia Estatal** (`justif_violencia_estatal`): Se compone del promedio de dos ítems que miden justificación de violencia ejercida por Carabineros de Chile (fuerzas de ley y orden) en contextos de control del orden público:

1. Que Carabineros use la violencia para reprimir una manifestación pacífica
2. Que Carabineros desaloje a la fuerza a las personas que se toman edificios o universidades

Cada ítem se midió en la misma escala de 5 puntos. El índice se calculó como el promedio de ambos ítems (requiriendo respuesta en al menos uno), resultando igualmente en una escala continua de 1 a 5. La correlación entre ambos ítems es $r = 0.58$ ($p < 0.001$), indicando que miden aspectos relacionados pero distinguibles de actitudes hacia violencia policial.

Es importante notar que estos dos índices capturan formas conceptualmente distintas de violencia política: violencia “desde abajo” ejercida por actores sociales movilizados versus violencia “desde arriba” ejercida por agentes estatales. Como muestra la matriz de correlación en la Tabla 1, ambos índices están negativamente correlacionados ($r = -0.23$, $p < 0.001$), sugiriendo que justificar un tipo de violencia tiende a asociarse con menor justificación del otro tipo, aunque la correlación no es perfecta. Esta distinción empírica valida la estrategia de analizar ambos tipos de violencia por separado.

3.2.2 Variables independientes principales

Para la educación del encuestado se operacionalizó una variable categórica de cinco niveles basada en el nivel educacional más alto alcanzado:

1. Educación media (secundaria) completa o menos
2. Técnica superior incompleta (estudios terciarios no universitarios iniciados pero no completados)
3. Técnica superior completa (título técnico profesional o similar)
4. Universitaria incompleta (estudios universitarios iniciados pero no completados)
5. Universitaria completa (título universitario de pregrado o posgrado)

Esta categorización se trata como factor no ordenado, utilizando “educación media completa o menos” como categoría de referencia. La decisión de no tratar educación como variable ordinal responde a evidencia previa que sugiere que los efectos

de educación sobre actitudes políticas no son necesariamente lineales, y que existen diferencias cualitativas importantes entre educación técnica y universitaria que van más allá de “años de escolaridad” (Nie et al., 1996).

Por su parte, para la **Clase social** se utiliza una versión simplificada del esquema de clases Erikson-Goldthorpe-Portocarrero (EGP), ampliamente utilizado en estudios de estratificación, para conservar un mayor número de casos distribuidos. Basándose en la ocupación principal del encuestado (codificada según ISCO-08) y su situación de empleo, se construyó una variable categórica de tres clases:

1. Service class (Clases I-II del esquema EGP): Profesionales, gerentes y administradores de alto nivel, técnicos superiores. Incluye ocupaciones que requieren alta calificación y ejercen autoridad o autonomía significativa.
2. Intermediate class (Clases III-IV): Empleados no manuales de rutina, trabajadores de pequeña propiedad, trabajadores independientes sin empleados.
3. Working class (Clases V-VII): Trabajadores manuales calificados, semicalificados y no calificados, tanto de sectores secundarios como terciarios.

Esta clasificación captura diferencias en posición estructural dentro del sistema de producción, niveles típicos de ingresos, seguridad económica, y autonomía laboral. La variable se trata como factor, utilizando “service class” como categoría de referencia para facilitar la interpretación de interacciones.

Para la **Participación en protestas** se elaboró una variable dicotómica que indica si el encuestado participó en manifestaciones, marchas o protestas durante los últimos 12 meses (1 = Sí participó, 0 = No participó). Esta medición está basada en la pregunta: “*Durante los últimos 12 meses, ¿ha participado en manifestaciones o marchas?*”. Esta variable captura participación reportada retrospectivamente y, por tanto, está sujeta a posibles sesgos de recuerdo y deseabilidad social, aunque existe evidencia previa que sugiere que el reporte de participación en protestas tiene razonable validez cuando el período de referencia es relativamente corto (Walgrave & Wouters, 2014).

3.2.3 Variables de Control

Todos los modelos incluyen las siguientes variables de control para reducir confusión y mejorar la precisión de las estimaciones:

- Edad: En años al momento de cada ola (variable continua centrada en la media).
- Género: Variable dicotómica (1 = Mujer, 0 = Hombre).
- Ideología política: Escala de auto-posicionamiento ideológico de 0 (extrema izquierda) a 10 (extrema derecha), estandarizada con media 0 y desviación estándar 1.
- Tiempo: Tendencia temporal lineal (ola codificada como 0-6) para controlar por cambios sistemáticos en las actitudes a lo largo del período de estudio (2016-2023), incluyendo el impacto del estallido social de 2019.

3.3 Estrategia Analítica

La naturaleza longitudinal de los datos implica que observamos a los mismos individuos en múltiples ocasiones a lo largo del tiempo. Esta estructura de los datos —donde las observaciones individuales de Nivel 1 (mediciones en el tiempo) están

anidadas dentro de individuos de Nivel 2— viola uno de los supuestos fundamentales de los modelos de regresión estándar: la independencia de las observaciones (Snijders & Bosker, 2012). Es altamente probable que las respuestas de un mismo individuo en diferentes olas estén correlacionadas, dado que capturan características estables de esa persona (personalidad, valores arraigados, experiencias formativas previas) que afectan sus actitudes de manera consistente a lo largo del tiempo.

Ignorar esta dependencia temporal dentro de individuos llevaría a estimaciones sesgadas (errores estándar demasiado pequeños), inflando artificialmente la significancia estadística y conduciendo a conclusiones inválidas (Raudenbush & Bryk, 2002; Gelman & Hill, 2007). En este sentido, los modelos multinivel (también llamados modelos jerárquicos lineales, modelos de efectos mixtos o modelos de componentes de varianza) ofrecen una solución explícita a este problema al modelar tanto la heterogeneidad entre individuos como la dependencia dentro de individuos a lo largo del tiempo (Singer & Willett, 2003). Como señalan Hox et al. (2017), estos modelos permiten descomponer la variación total en sus componentes estructurales y estimar correctamente la incertidumbre de los parámetros en presencia de dependencia intra-grupal.

La ecuación general del modelo de Nivel 1 (observación en el tiempo) y Nivel 2 (individuo) es:

Nivel 1 (intra-individual)

$$y_{tj} = \beta_{0j} + \beta_{1j}X_{tj} + \varepsilon_{tj}$$

donde:

- y_{tj} : Justificación de la violencia para el individuo j en el tiempo t .
- X_{tj} : Variables de nivel 1 (tiempo), como participación en protestas, edad, etc.
- ε_{tj} : Error residual a nivel de observación.

Nivel 2 (inter-individual)

$$\beta_{0j} = \gamma_{00} + \gamma_{01}Z_j + u_{0j}$$

$$\beta_{1j} = \gamma_{10}$$

donde:

- γ_{00} : Intercepto general (gran media).
- γ_{01} : Efecto de predictores de nivel 2 (entre individuos).
- γ_{10} : Efecto fijo de predictores de nivel 1 (intra-individuos).
- Z_j : Predictores que no varían en el tiempo (educación, clase social, género).
- u_{0j} : Efecto aleatorio del intercepto para el individuo j .

Modelo integrado

$$y_{tj} = \gamma_{00} + \gamma_{01}Z_j + \gamma_{10}X_{tj} + \gamma_{20}t + u_{0j} + \varepsilon_{tj}$$

donde t representa el tiempo (ola de medición, codificada como 0, 1, 2, ..., 6 para las olas 2016-2023). Este modelo descompone la varianza total en dos componentes: varianza entre individuos (σ_u^2 , capturada por los interceptos aleatorios) y varianza dentro de individuos a lo largo del tiempo (σ_ε^2 , error residual). El coeficiente de correlación intra-clase (ICC) cuantifica la proporción de varianza total atribuible a diferencias entre individuos. El parámetro γ_{20} captura la tendencia temporal lineal promedio en la justificación de violencia.

3.3.1 Modelos con interacción

Interacción entre Educación y Participación

Para testear las hipótesis centrales de este estudio, que predicen que los efectos de educación y clase social sobre justificación de violencia son contingentes a la participación en protestas, se estiman modelos que incluyen términos de interacción multiplicativos:

$$y_{tj} = \gamma_{00} + \sum_{k=1}^4 \gamma_{0k} \text{Educación}_{kj} + \gamma_{10} \text{Participación}_{tj} + \sum_{k=1}^4 \gamma_{1k} (\text{Educación}_{kj} \times \text{Participación}_{tj}) + \gamma_{20}t + \text{Controles} + u_{0j} + \varepsilon_{tj}$$

Dado que educación es una variable categórica con 5 niveles (4 dummies), este modelo estima 4 coeficientes de interacción ($\gamma_{11}, \gamma_{12}, \gamma_{13}, \gamma_{14}$), uno para cada nivel educativo respecto a la categoría de referencia.

Interacción entre Clase y Participación

$$y_{tj} = \gamma_{00} + \sum_{k=1}^2 \gamma_{0k} \text{Clase}_{kj} + \gamma_{10} \text{Participación}_{tj} + \sum_{k=1}^2 \gamma_{1k} (\text{Clase}_{kj} \times \text{Participación}_{tj}) + \gamma_{20}t + \text{Controles} + u_{0j} + \varepsilon_{tj}$$

De manera similar, este modelo estima 2 coeficientes de interacción (γ_{11} para intermediate class \times participación, γ_{12} para working class \times participación).

La interpretación de términos de interacción en modelos multinivel sigue la lógica estándar: el coeficiente de interacción representa cuánto cambia el efecto de la participación en protestas sobre la justificación de violencia al pasar de una categoría educativa (o de clase) a otra. Los gráficos de efectos marginales (predicted values) se utilizan para visualizar estas interacciones de forma intuitiva.

3.3.2 Elección de la distribución y función de enlace

La variable dependiente principal es el índice continuo de justificación de violencia (escala 1-5). Aunque técnicamente esta variable es ordinal (niveles discretos ordenados), su tratamiento como variable continua se justifica por tres razones metodológicas y sustantivas. Primero, los índices promedian respuestas de múltiples ítems (2 para violencia en protestas, 2 para violencia estatal), lo que genera una distribución más continua y aproximadamente normal en la muestra. Segundo, trabajos previos en psicología y ciencias políticas han demostrado que escalas Likert con 5 o más puntos pueden tratarse como continuas sin pér-

dida sustantiva de información cuando se promedian múltiples ítems (Norman, 2010; Lubke & Muthen, 2004). Tercero, el uso de variables continuas permite interpretar los efectos en términos de cambios promedio en la escala de justificación, lo que resulta más intuitivo y permite capturar gradaciones sutiles en las actitudes.

Por tanto, los modelos principales se estiman mediante Modelos Lineales Generalizados Mixtos (GLMM) con distribución gaussiana (normal) y función de enlace identidad, incorporando interceptos aleatorios por individuo para modelar la estructura jerárquica de los datos. Esta especificación es equivalente a un modelo de regresión lineal multinivel estándar y se estima mediante máxima verosimilitud restringida (REML), que produce estimadores insesgados de los componentes de varianza en muestras finitas (Raudenbush & Bryk, 2002).

3.4 Software y replicabilidad

Todos los análisis estadísticos se realizaron en R (versión 4.3.1) utilizando el paquete glmmTMB (Brooks et al., 2017) para la estimación de modelos mixtos generalizados, ggeffects (Lüdtke, 2018) para el cálculo de efectos marginales y predicciones ajustadas, y ggplot2 (Wickham, 2016) para la visualización de resultados. Los scripts de análisis completos, incluyendo código para limpieza de datos, construcción de variables, estimación de modelos y generación de figuras, se encuentran disponibles en un repositorio público de GitHub (https://github.com/renejcanales/protest_effects), garantizando transparencia y replicabilidad computacional completa de los hallazgos reportados.

4 Resultados

En el presente apartado se presentan los resultados de los factores que moldean la justificación de la violencia en el contexto de la protesta social en Chile.

4.1 Estadísticos Descriptivos

4.1.1 Justificación de violencia por nivel educativo

Los patrones observados en la Table 1 muestran una tendencia relevante. Entre quienes no participan en protestas, un mayor nivel educativo tenderían a una menor justificación de la violencia por parte de manifestaciones, con medias que bajan de aproximadamente 1.90 a 1.80. Sin embargo, esta tendencia se invierte para quienes sí participan: aquellos participantes con educación universitaria muestran los niveles más altos de justificación, alcanzando medias en torno a 2.29 y 2.27. Este efecto diferenciado de la educación parece ser específico de la violencia en protestas, ya que, en contraste, la justificación de la violencia estatal exhibe un patrón mucho más estable, con una variación considerablemente menor entre los distintos niveles educativos.

4.1.2 Justificación de violencia por clase social

Cuando observamos la clase social, los resultados son igualmente llamativos. Como se aprecia en la Table 2, la clase trabajadora (Working class) que no participa en protestas parte de un nivel de justificación de la violencia en protestas más alto (~2.2) en comparación con la clase de servicio (Service class) (~1.64). Sin embargo, al participar, es la clase de servicio la que

Table 1: Justificación de violencia según nivel educativo y participación en protestas

Educación	Participación	N	Viol. Protestas		Viol. Estatal	
			Media	DE	Media	DE
Media completa o menos	No participó	8139	1.71	0.83	1.87	1.02
Media completa o menos	Participó	671	2.15	0.98	1.65	0.94
Téc. sup.incompleta	No participó	448	1.70	0.79	1.93	1.03
Téc. sup.incompleta	Participó	79	2.34	0.96	1.75	0.90
Téc. sup.completa	No participó	2267	1.62	0.74	1.90	0.98
Téc. sup.completa	Participó	446	2.15	0.98	1.59	0.82
Univ. incompleta	No participó	739	1.75	0.78	1.89	0.97
Univ. incompleta	Participó	292	2.29	1.03	1.52	0.77
Univ. completa	No participó	2192	1.64	0.77	1.96	0.98
Univ. completa	Participó	971	2.27	1.06	1.47	0.71

Note:

Elaboración propia a partir de ELSOC (2016-2023). Escala 1-5 donde 1 = Nunca se justifica y 5 = Siempre se justifica

Table 2: Justificación de violencia según clase social y participación en protestas

Clase Social	Participación	N	Viol. Protestas		Viol. Estatal	
			Media	DE	Media	DE
Service class (I+II)	No participó	1391	1.64	0.75	1.95	0.96
Service class (I+II)	Participó	569	2.22	1.01	1.49	0.75
Intermediate class (III+IV)	No participó	4085	1.64	0.76	1.87	0.99
Intermediate class (III+IV)	Participó	739	2.21	1.04	1.58	0.85
Working class (V+VI+VII)	No participó	3878	1.76	0.84	1.86	0.99
Working class (V+VI+VII)	Participó	572	2.19	1.02	1.55	0.83

Note:

Escala 1-5 donde 1 = Nunca se justifica y 5 = Siempre se justifica

experimenta el incremento más pronunciado en la justificación, saltando de ~1.64 a ~2.22. Este cambio diferencial resulta en una especie de convergencia: las diferencias iniciales observadas entre clases se reducen significativamente entre quienes participan activamente en protestas.

4.1.3 Evolución temporal: Justificación de la Violencia y Participación en protestas (2016-2023)

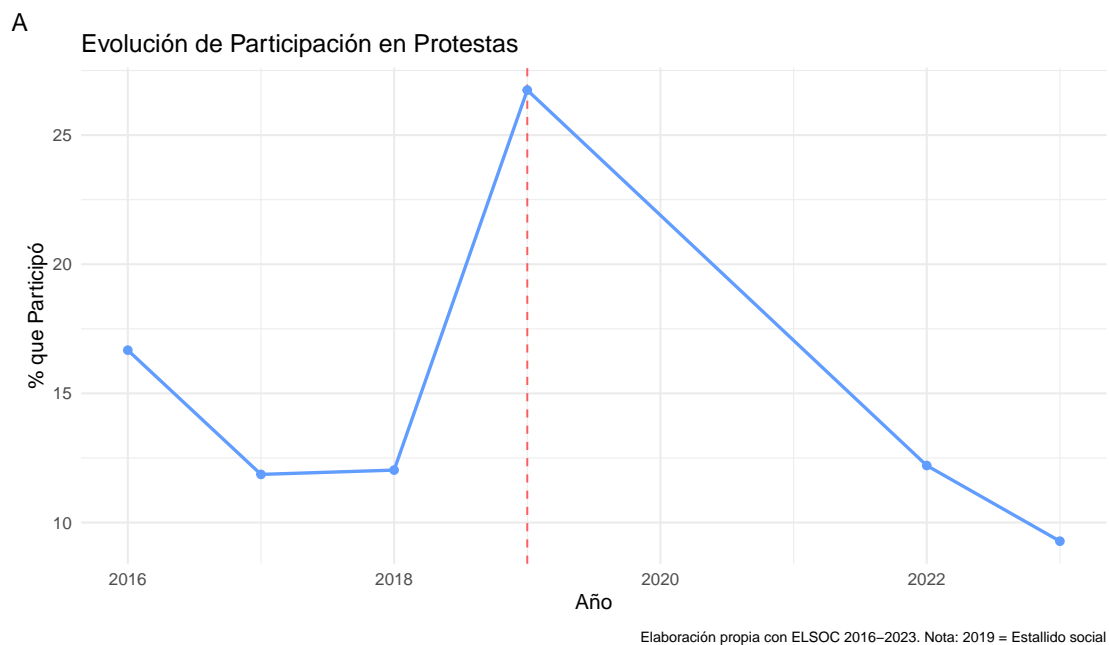


Figure 1: Evolución de la participación en protestas 2016-2023

El análisis de los patrones temporales de la Figure 1 muestra un resultado coherente con el contexto del ciclo de protesta observado. Para el 2019 -año del estallido social- se registra el promedio más alto de participación en protestas, reflejando la intensidad de la movilización. En el período post-2019. Y, aunque disminuye desde su punto álgido en ese periodo, se mantiene en niveles ligeramente superiores a los observados antes del 2019 hasta su caída entre 2021 y 2023, donde reporta su promedio más bajo en todo el ciclo reportado.

Divergencia entre Justificación de Violencia en Protestas y Violencia Estatal

Líneas cruzadas post-2019 revelan inversión de jerarquías morales: protestas más legitimadas que represión

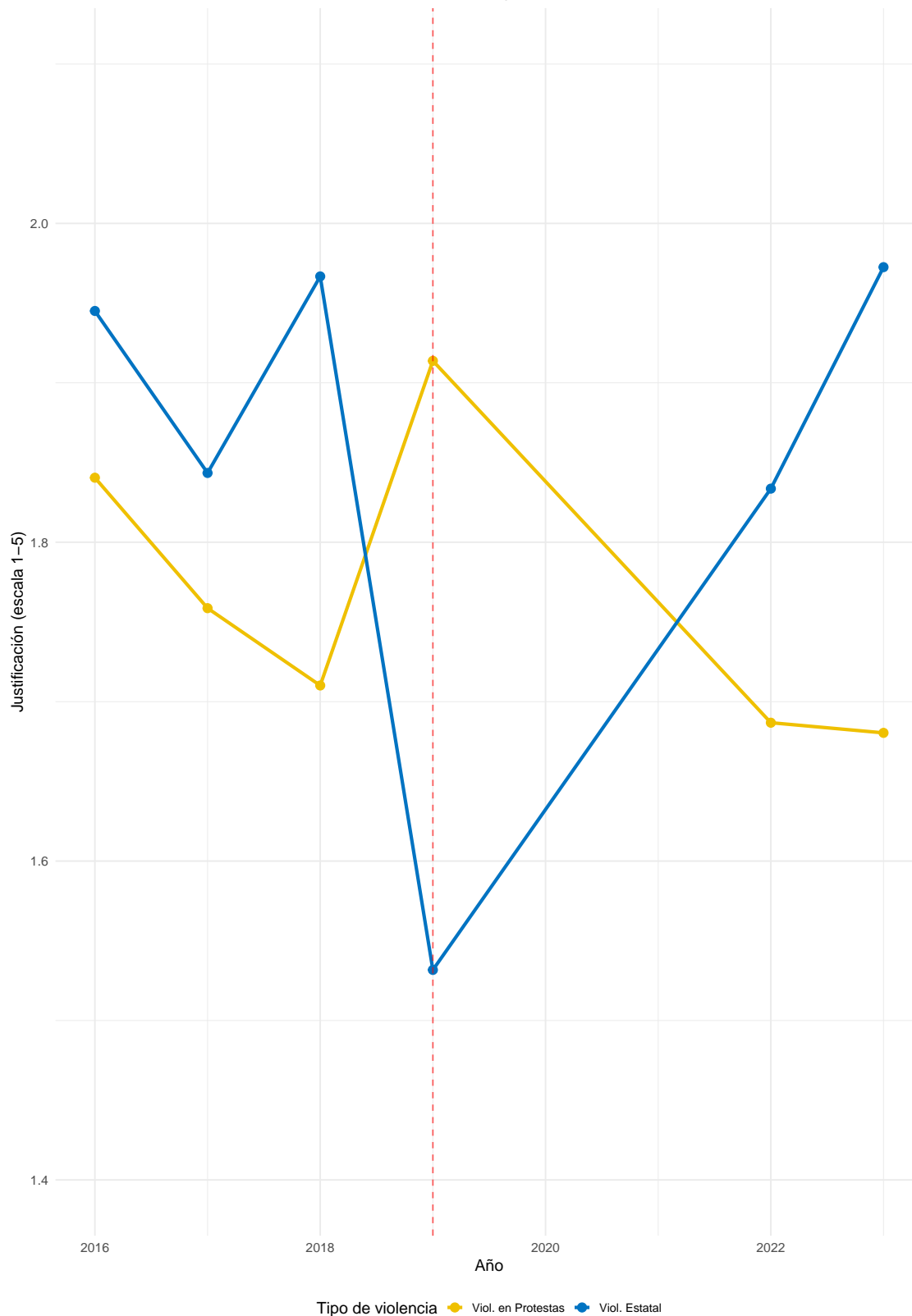
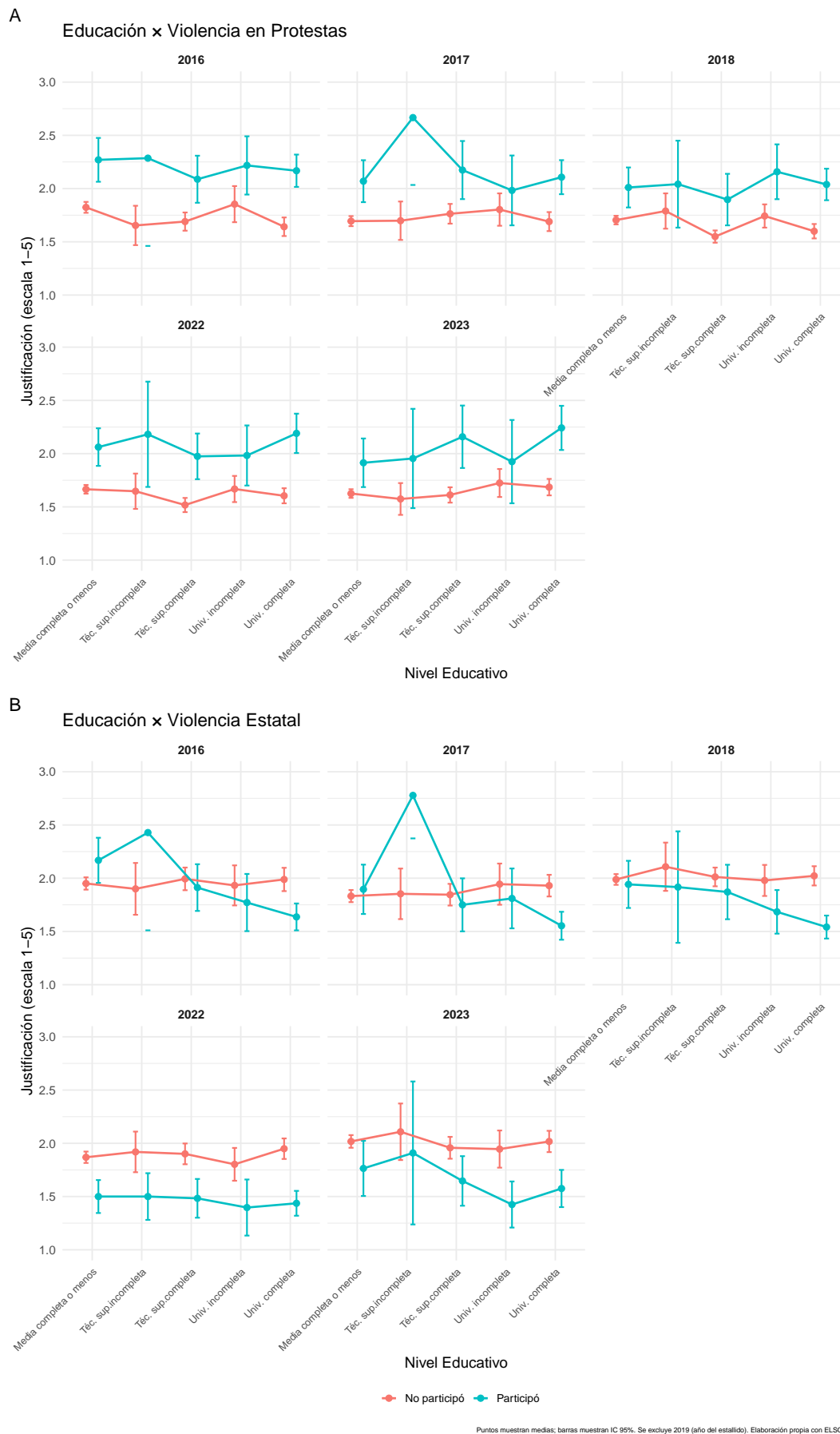


Figure 2: Composición sociodemográfica de participantes en protestas por año: cambios estructurales post-estallido. Elaboración propia a partir de ELSOC.

La Figure 2 revela la transformación radical de las jerarquías morales en torno a la violencia política. Pre-2019 (2016-2018), ambas formas de violencia se evaluaban con criterios similares (brecha ± 0.05 puntos), reflejando consenso liberal-democrático donde violencia “desde abajo” y “desde arriba” se rechazaban por igual ($\sim 1.6-1.7$). En 2019, la brecha se invierte dramáticamente: violencia estatal fue justificada ~ 0.15 puntos más que violencia en protestas, reflejando shock inicial y polarización ante el “caos” percibido.

Sin embargo, en el post-2019 (2022-2023) las líneas se cruzan definitivamente: violencia en protestas pasa a ser justificada $\sim 0.10-0.15$ puntos más que violencia estatal, y esta brecha se estabiliza. Este es el hallazgo crítico: el estallido generó una reconfiguración permanente de jerarquías morales colectivas, donde violencia táctica disruptiva se normaliza más que represión estatal. Este patrón evidencia la reconfiguración bidireccional: el marco moral dual emergente post-estallido redefine los límites de la acción política legítima según quién ejerce la violencia y en qué contexto.



Puntos muestran medias; barras muestran IC 95%. Se excluye 2019 (año del estallido). Elaboración propia con ELSOC.

Figure 3: Comparación de justificación de violencia antes (2016-2018) y después (2022-2023) del estallido social por educación y participación

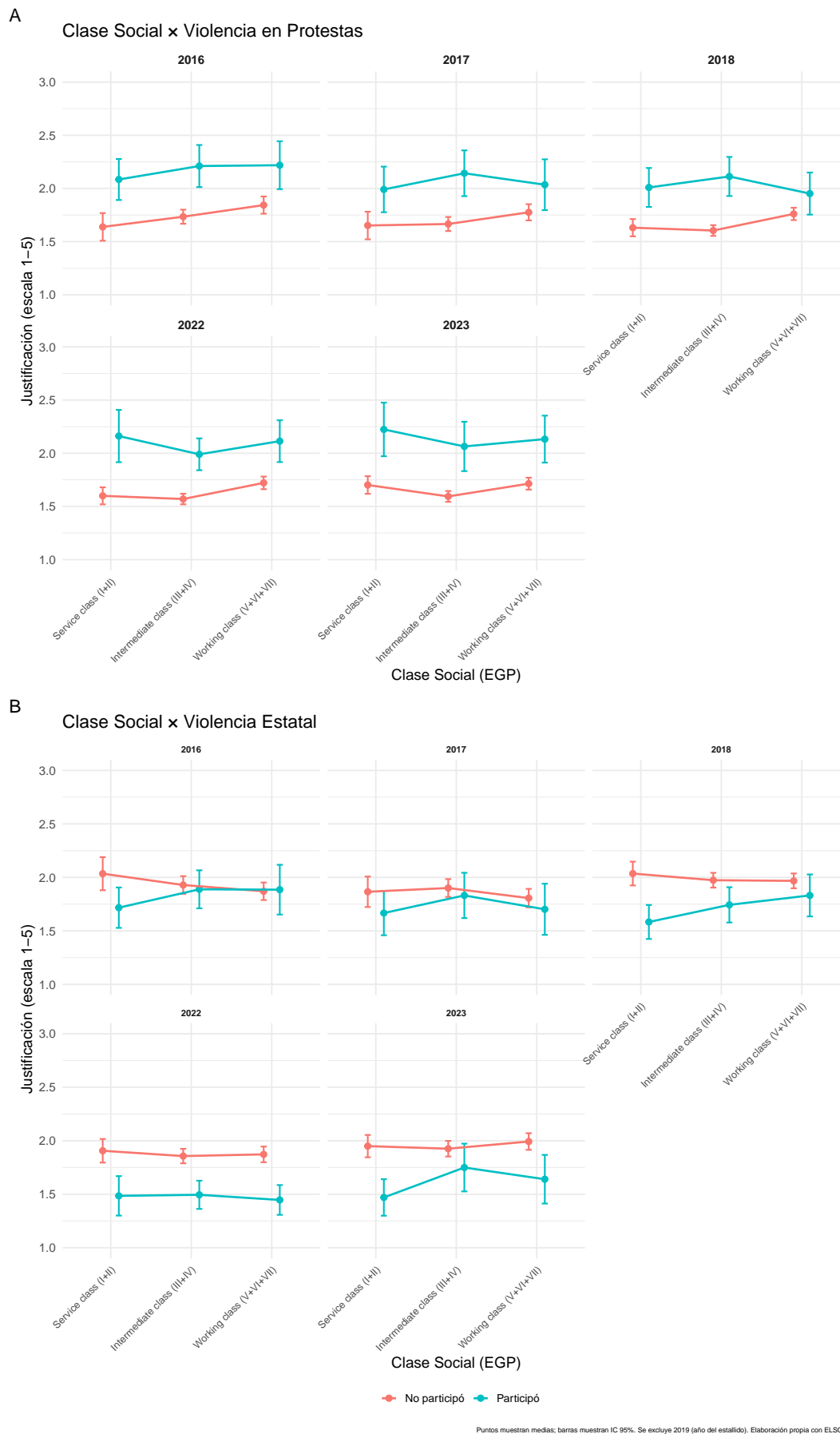


Figure 4: Comparación de justificación de violencia antes (2016-2018) y después (2022-2023) del estallido social por clase y participación

La Figure 3 y la Figure 4 presenta la evolución temporal de la justificación de violencia por educación y clase social, comparando año a año los niveles antes (2016-2018) y después (2022-2023) del estallido social de octubre 2019, revelando patrones críticos sobre la permanencia de los efectos del shock político.

Entre no participantes, se observa estabilidad relativa en el periodo pre-2019, con niveles de justificación que oscilan entre ~1.5-1.8 para mayor educación y ~1.7-2.0 para menor educación. En el periodo post-2019 (2022-2023), todos los grupos educativos muestran un incremento moderado: universitarios completos pasan de ~1.5 a ~1.8, mientras educación básica/media se mantiene en el rango ~1.8-2.0. Entre participantes, el patrón muestra convergencia sostenida: desde 2016 hasta 2023, todos los niveles educativos mantienen justificaciones moderadamente altas (~2.0-2.3) con intervalos de confianza superpuestos, indicando que la experiencia de movilización iguala actitudes independientemente del capital cultural. Crucialmente, las brechas entre participantes y no participantes se mantienen consistentes año tras año en el post-2019, evidenciando que el efecto de la participación persiste establemente años después del estallido.

El contraste revela que entre los no participantes, se observa un salto dramático entre 2018 y 2022 en todos los grupos educativos: universitarios completos pasan de ~1.3-1.5 (2016-2018) a ~1.9-2.0 (2022-2023). Este es el hallazgo más crítico: el estallido no generó rechazo permanente a la represión estatal, sino que normalizó su justificación incluso entre sectores privilegiados, y esta normalización se mantiene estable en 2022 y 2023. Entre participantes, el patrón se invierte completamente: todos los grupos educativos muestran descensos sostenidos post-2019, pasando de ~1.8-2.0 (2016-2018) a ~1.5-1.7 (2022-2023), con universitarios completos manteniendo niveles bajos estables (~1.4). La trayectoria año a año confirma que la experiencia directa de represión durante el estallido generó un efecto de “deslegitimación experiencial” permanente entre manifestantes, observable consistentemente en ambos años post-estallido.

Los patrones de clase replican la convergencia observada en educación, pero con matices importantes. Entre no participantes, la Service class (I+II) mantiene niveles consistentemente bajos (~1.6-1.7) en todos los años, mientras que Intermediate y Working class oscilan en rangos ligeramente superiores (~1.7-1.9). Crucialmente, no se observan incrementos dramáticos post-2019 entre no participantes de ninguna clase, sugiriendo que la posición estructural de clase modera el impacto del estallido sobre actitudes hacia violencia disruptiva. Entre participantes, se replica el patrón de convergencia: todas las clases sociales convergen hacia niveles moderadamente altos (~2.0-2.3) tanto en el pre como en el post-2019, con intervalos de confianza superpuestos. Esto confirma que la experiencia de participación iguala actitudes independientemente de la posición de clase, aunque las diferencias entre participantes y no participantes se mantienen estables año tras año.

Los patrones de clase contrastan marcadamente con los observados en educación. Entre no participantes, todas las clases sociales muestran niveles relativamente estables tanto en el pre-2019 (~1.9-2.1) como en el post-2019 (~1.9-2.0), sin los incrementos dramáticos observados en grupos de mayor educación. Este hallazgo es crítico: mientras la educación predice fuertemente la normalización de represión estatal post-estallido entre no participantes, la clase social no lo hace. Entre participantes, el patrón de deslegitimación se mantiene: todas las clases sociales muestran descensos sostenidos post-2019, pasando de ~1.7-1.9 (2016-2018) a ~1.5-1.7 (2022-2023), confirmando que la experiencia directa de represión genera rechazo permanente independientemente de la posición estructural.

Los datos revelan que el estallido de 2019 no fue un shock temporal sino un punto de inflexión permanente que reconfiguró estructuralmente los marcos morales duales. La visualización año por año demuestra que la divergencia entre participantes

Table 3: Modelos principales de justificación de violencia

	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4
Educación (Ref.= Media completa o menos)				
Tecnica Incompleta	-.096 (.050)	.106 (.059)		
Tecnica Completa	-.121*** (.025)	.030 (.029)		
Universitaria Incompleta	-.054 (.038)	.011 (.044)		
Universitaria Completa	-.105*** (.025)	.023 (.029)		
Clase (Ref.= Clase Servicios (I+II))				
Clase Media (III+IV)			-.010 (.026)	-.012 (.029)
Clase Trabajadora (V+VI+VII)			.065* (.027)	-.035 (.031)
Controles				
Participa en protestas	.357*** (.020)	-.133*** (.023)	.357*** (.023)	-.139*** (.026)
Edad	-.009*** (.001)	.004*** (.001)	-.008*** (.001)	.003** (.001)
Mujer	-.028 (.018)	-.133*** (.021)	-.012 (.021)	-.155*** (.025)
Año (Ref.= 2016)				
Ideología	-.028*** (.003)	.055*** (.004)	-.036*** (.004)	.057*** (.004)
2017	-.043 (.023)	-.107*** (.026)	-.042 (.029)	-.066* (.032)
2018	-.108*** (.021)	.011 (.024)	-.095*** (.026)	.038 (.029)
2019	.049* (.021)	-.401*** (.024)	.064* (.027)	-.358*** (.030)
2022	-.101*** (.023)	-.128*** (.026)	-.090** (.028)	-.095** (.031)
2023	-.099*** (.023)	-.002 (.026)	-.072** (.027)	.000 (.030)
Num. obs.	3383	3383	2594	2594
Num. groups: idencuesta	.134	.197	.133	.205
AIC	36296.693	40375.594	25095.000	27525.053
BIC	15110	15103	10462	10459

*** p < 0.001; ** p < 0.01; * p < 0.05

Table 4: Statistical models

y no participantes no es fluctuación transitoria sino polarización estable: mientras participantes desarrollan rechazo duradero a violencia estatal pero mantienen justificación de violencia en protestas, no participantes experimentan patrones divergentes según capital cultural. Crucialmente, educación y clase no operan de manera idéntica: la educación predice fuertemente la normalización de represión estatal post-estallido entre no participantes, mientras que la clase social no muestra este efecto. Esto sugiere que el capital cultural (educación) y la posición estructural (clase) median diferencialmente los efectos del shock político sobre marcos morales. Estos marcos permanecen estables 3-4 años después del evento crítico, cristalizando la hipótesis de polarización bidireccional permanente con efectos diferenciados por tipo de capital.

4.2 Estadísticos exploratorios

La Table 3 presenta los cuatro modelos principales que guían el análisis de este estudio. Los Modelos 1 y 2 examinan los efectos de educación y participación en protestas sobre dos tipos de violencia (en protestas y estatal), mientras que los modelos

3 y 4 analizan los efectos de clase social y participación para ambos tipos de violencia. Todos los modelos incluyen efectos aleatorios por individuo y controles por edad, género, ideología y año.

Los resultados revelan patrones diferenciados según el tipo de violencia. Para violencia en protestas, la participación muestra un efecto positivo consistente, incrementando la justificación en aproximadamente 0.36 puntos. En contraste, para violencia estatal, el efecto directo de la participación es negativo, aunque altamente significativo, evidenciando que quienes participan en protestas no justifican más la represión policial.

Los controles operan de manera consistente: ideología de derecha reduce justificación de violencia en protestas (~ -0.03 por punto en la escala) pero la incrementa para violencia estatal ($\sim +0.05$). Las mujeres rechazan más la violencia estatal (~ -0.13) sin diferencias en violencia en protestas. El año 2019 muestra el contraste más dramático: incremento moderado en justificación de violencia en protestas pero fuerte caída en justificación de violencia estatal (~ -0.40), reflejando el impacto del estallido social en las actitudes hacia la represión policial.

Los modelos de la Table 5 revelan que el efecto de participación varía significativamente según nivel educativo. Para violencia en protestas, las interacciones entre educación y participación son positivas, indicando que el efecto legitimador de participar es más fuerte entre personas educadas. Una persona con nivel universitario completo participante incrementa su justificación 0.40 puntos versus 0.27 para educación media, evidenciando la “paradoja educativa”: la educación reduce justificación entre no participantes (-0.13^{***}) pero amplifica el efecto de la participación.

Para violencia estatal, el patrón se invierte completamente. Las interacciones son negativas (universitario incompleto: -0.16 ; *universitario completo*: -0.18^{**}), indicando que solo la combinación de educación universitaria + participación genera rechazo significativo a la represión (efecto total: -0.22 puntos). La educación sola ($+0.06$, ns) o participación sola (-0.04 , ns) no bastan; es su interacción la que activa el rechazo diferenciado.

Los modelos de clase muestran interacciones débiles: clase trabajadora reduce el efecto de participación en violencia en protestas (-0.13^*), sugiriendo que la legitimación táctica requiere capital cultural más que posición estructural. Para violencia estatal, ninguna interacción es significativa.

La reconfiguración bidireccional (legitimar protestas, rechazar represión) es completa solo entre universitarios participantes, mientras es parcial o ausente entre sectores populares movilizadados, confirmando que el marco moral dual requiere la combinación crítica de educación superior y experiencia directa de movilización.

Table 5: Modelos de interacción para justificación de violencia

	Model 1b	Model 2b	Model 3b	Model 4b
Educación (Ref.= Media completa o menos)				
Técnica Incompleta	-.133* (.053)	.095 (.062)		
Técnica Completa	-.134*** (.026)	.032 (.031)		
Universitaria Incompleta	-.067 (.041)	.038 (.048)		
Universitaria Completa	-.126*** (.026)	.059 (.031)		
Clase (Ref.= Clase Servicios (I+II))				
Clase Media (III+IV)			-.012 (.029)	-.035 (.033)
Clase Trabajadora (V+VI+VII)			.087** (.030)	-.054 (.034)
Participa en Protestas	.265*** (.035)	-.042 (.040)	.387*** (.043)	-.200*** (.048)
Interacciones Educación				
Técnica Incompleta × Protesta	.281* (.111)	.021 (.127)		
Técnica Completa × Protesta	.129* (.056)	-.063 (.064)		
Universitaria Incompleta × Protesta	.109 (.068)	-.159* (.078)		
Universitaria Completa × Protesta	.133** (.048)	-.183*** (.055)		
Interacciones Clase				
Clase Media × Protesta			.030 (.053)	.090 (.060)
Clase Trabajadora x Protesta			-.132* (.057)	.071 (.064)
Controles				
Age	-.009*** (.001)	.004*** (.001)	-.008*** (.001)	.003** (.001)
Woman	-.028 (.018)	-.133*** (.021)	-.011 (.021)	-.155*** (.025)
Ideología	-.027*** (.003)	.055*** (.004)	-.036*** (.004)	.057*** (.004)
Año (Ref.= 2016)				
2017	-.043 (.023)	-.107*** (.026)	-.042 (.029)	-.066* (.032)
2018	-.108*** (.021)	.011 (.024)	-.094*** (.026)	.038 (.029)
2019	.049* (.021)	-.402*** (.024)	.065* (.027)	-.359*** (.030)
2022	-.101*** (.023)	-.129*** (.026)	-.089** (.028)	-.096** (.031)
2023	-.098*** (.023)	-.005 (.026)	-.071** (.027)	-.001 (.030)
Num. obs.	3383	3383	2594	2594
Num. groups: idencuesta	.133	.197	.133	.205
AIC	36291.927	40370.252	25087.930	27526.711
BIC	15110	15103	10462	10459

*** p < 0.001; ** p < 0.01; * p < 0.05

Table 6: Statistical models

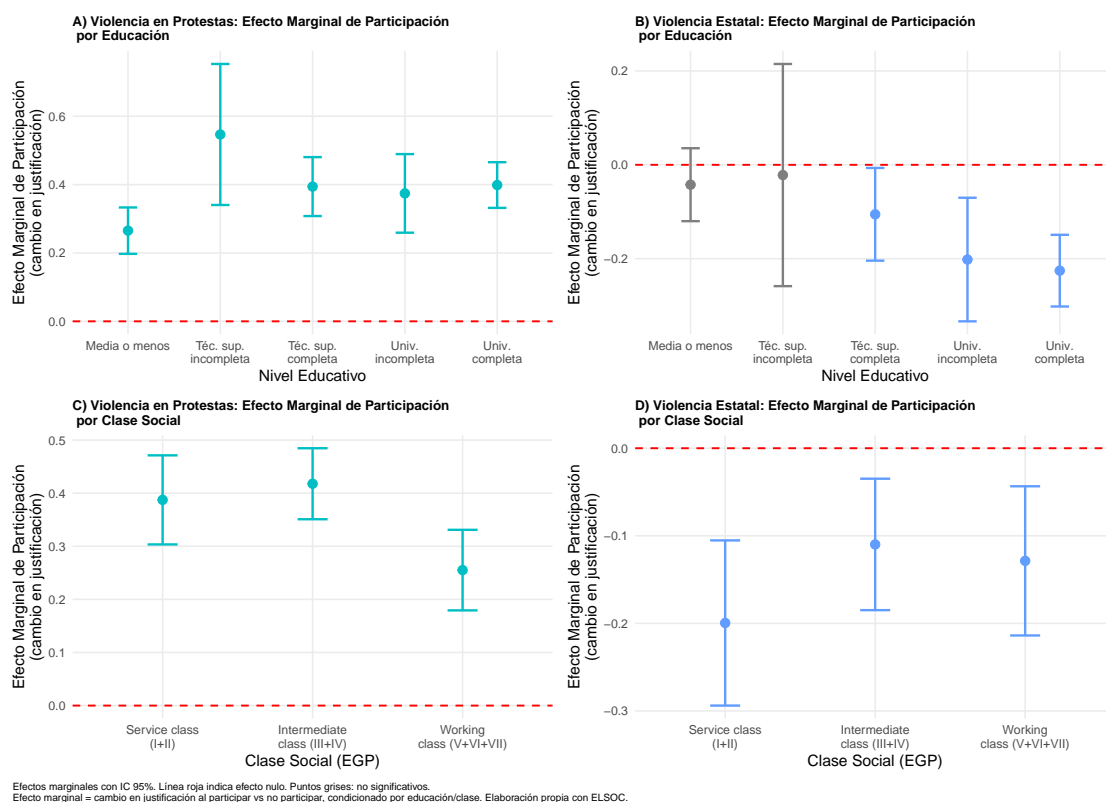


Figure 5: Efectos marginales de la participación en protestas sobre justificación de violencia según educación y clase social

La Figure 5 visualiza los efectos marginales de participación según educación y clase social, permitiendo evaluar directamente las hipótesis sobre efectos diferenciales.

En el Panel A, se observa como todos los niveles educativos muestran efectos positivos significativos para justificación de la violencia en protestas, con magnitudes que varían de +0.27 (educación media) a +0.55 (técnico superior incompleto). Crucialmente, el efecto legitimador es más fuerte entre educación técnica-superior (+0.55) y universitaria (+0.40) que entre educación media (+0.27), evidenciando que la educación amplifica (no reduce) el efecto de participación, invirtiendo el efecto civilizatorio entre quienes se movilizan.

Por otro lado, el Panel B muestra que solo universitarios tienen efectos negativos significativos para justificación de la violencia estatal (-0.20 a -0.22), mientras educación media y técnica exhiben efectos nulos (puntos grises en línea roja). En este sentido, se dice que universitarios participantes tenderían a legitimar violencia en protestas (+0.40) a la vez que rechazan la violencia estatal (-0.22).

Finalmente, en los paneles C y D todas las clases presentan efectos positivos para violencia en protestas (service class e intermediate class \sim +0.40, working class +0.26). Ahora, si bien todas las clases muestran efectos negativos (-0.11 a -0.20), las diferencias no son estadísticamente robustas. Esto evidencia que educación supera a la clase como moderador crítico del marco moral dual, confirmando la primacía de recursos culturales sobre posición estructural.

4.2.1 El “Efecto Paradoja” de la Educación

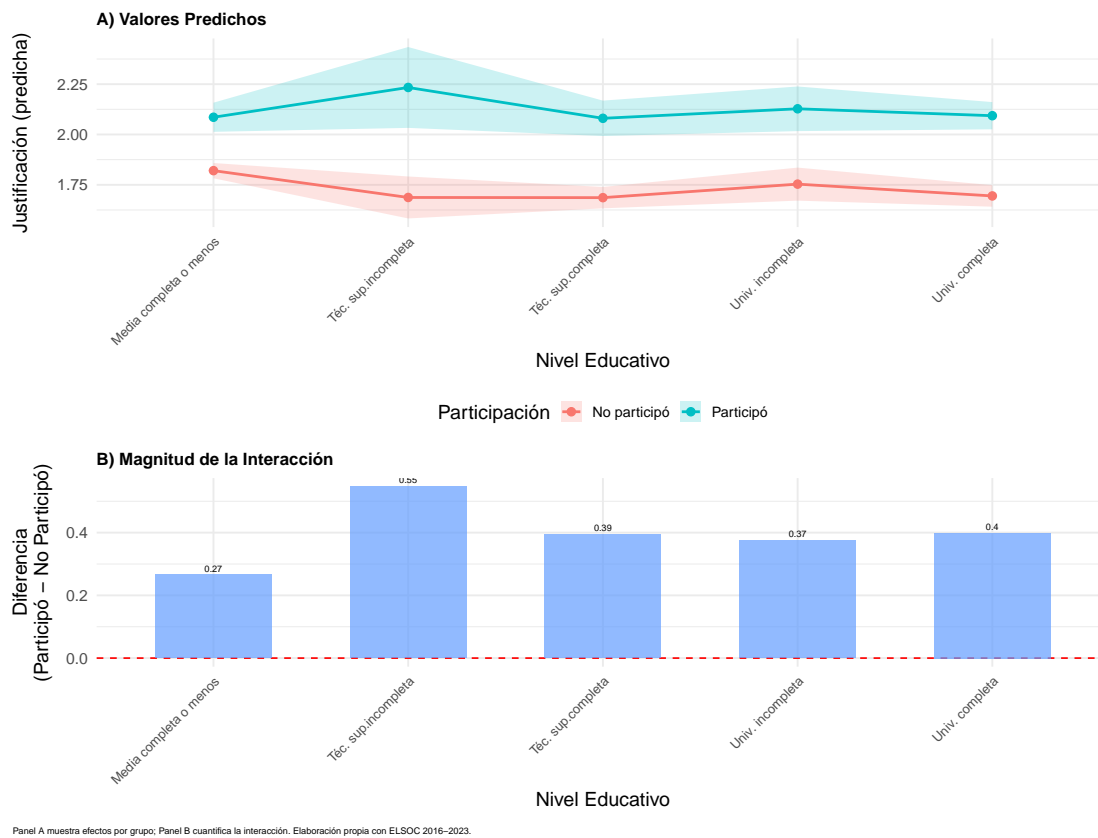


Figure 6: Análisis de interacción: Educación × Participación en Protestas

La Figure 6 revela la “paradoja educativa” predicha en las hipótesis H1a y H1b. El Panel A muestra que la educación reduce la justificación de violencia entre observadores externos (línea roja descendente de ~1.95 en educación media a ~1.75 en universitaria completa), consistente con el efecto civilizatorio. Sin embargo, la educación invierte su efecto (línea azul ascendente de ~2.20 en educación media a ~2.35 en técnico superior incompleto, luego ~2.30 en universitaria completa), evidenciando que personas más educadas elaboran marcos ideológicos que legitiman la violencia táctica en contextos de movilización. El Panel B cuantifica esta inversión: la magnitud de la interacción es máxima en técnico superior incompleto (+0.55) y universitaria incompleta (+0.45), confirmando que la “paradoja” es más pronunciada en niveles educativos medios-altos donde convergen capital cultural y experiencia de movilización.

4.3 Reconfiguración Bidireccional de la justificación de la violencia (Violencia en Protestas vs Violencia Estatal)

Los modelos con interacciones (Modelo 1b y Modelo 2b) revelan la dinámica bidireccional predicha en H3a-H3b (universitarios) y H3c-H3d(service class). H3a se confirma plenamente: para violencia en protestas, la educación universitaria reduce justificación entre no participantes (-0.13^{**}), pero participación genera incremento ($+0.27^{**}$) magnificado por interacciones positivas con educación superior (técnico superior incompleto: $+0.28^*$; universitario completo: $+0.13^*$), anulando el efecto civilizatorio. H3b se confirma plenamente: para violencia estatal, el patrón se invierte completamente—educación

sola (+0.06, ns) y participación sola (−0.04, ns) no generan efectos, pero sus interacciones negativas producen rechazo significativo entre universitarios (incompleto: −0.16*; completo: −0.18 * **), evidenciando que solo la combinación educación universitaria + participación activa el marco crítico hacia represión.

Los controles confirman el impacto del estallido 2019: incremento moderado en justificación de protestas (+0.05*) pero colapso en violencia estatal (−0.40 * **), transformando radicalmente actitudes hacia represión policial. Ideología opera en direcciones opuestas: derecha reduce justificación de protestas (−0.03 * **) pero incrementa la de violencia estatal (+0.05 * **). Las mujeres rechazan más violencia estatal (−0.13 * **) sin diferencias en protestas. Este patrón confirma que la reconfiguración bidireccional predicha en H3a-H3b (legitimar protestas, rechazar represión) es completa solo entre quienes combinan educación universitaria con experiencia directa de movilización, cristalizando el marco moral dual sofisticado.

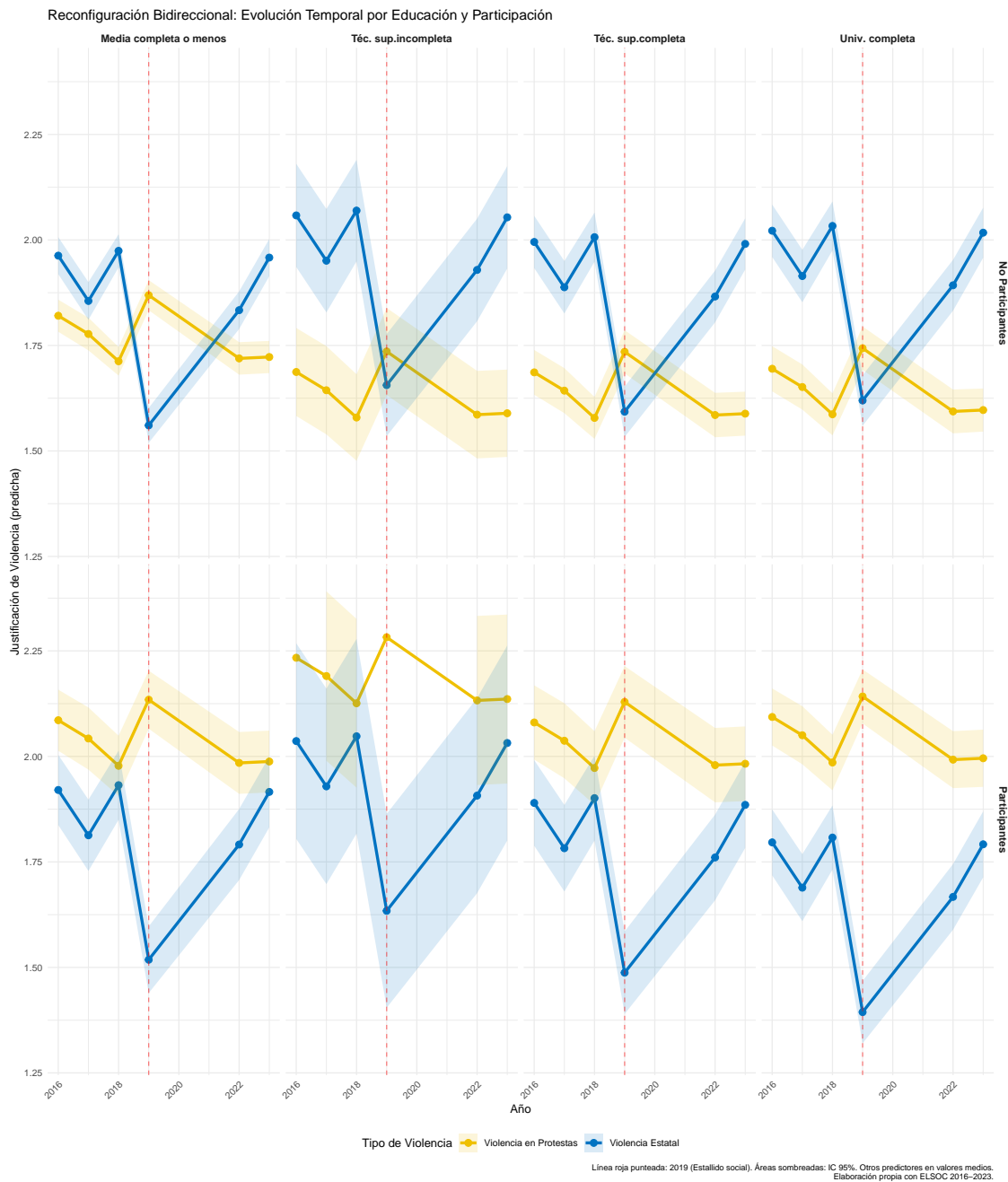


Figure 7: Evolución temporal de la reconfiguración bidireccional según educación y participación (2016-2023)

La Figure 7 visualiza la dinámica temporal de la reconfiguración bidireccional predicha en H3a-H3b, mostrando que el marco moral dual requiere tanto educación como participación. Entre no participantes (fila superior), las líneas amarilla (protestas) y azul (estatal) permanecen paralelas y cercanas en todos los niveles educativos, confirmando que sin participación no hay reconfiguración bidireccional pese al efecto civilizatorio universitario (H1a opera pero H3b no se activa).

Entre participantes (fila inferior), emergen tres patrones que permiten evaluar H3a-H3b. Educación media/técnica muestra rechazo parcial de H3a-H3b: elevación de justificación de protestas (+0.27 a +0.55, confirmando H3a) pero sin rechazo significativo a violencia estatal (rechazando H3b), evidenciando legitimación táctica sin marco crítico hacia represión. Técnico

superior incompleto alcanza la mayor radicalización en protestas (>2.2 en 2019, $+0.28^*$) pero mantiene líneas paralelas, confirmando que capital técnico sin socialización universitaria no genera la diferenciación normativa predicha en H3b.

El marco dual completo predicho en H3a-H3b se confirma exclusivamente en universitarios participantes: (1) línea amarilla elevada sostenida ($\sim 2.0-2.1$), anulando el efecto civilizatorio y confirmando H3a; (2) colapso dramático de línea azul en 2019 desde ~ 1.75 a ~ 1.35 , el nivel más bajo de la figura ($-0.40 * **$), confirmando H3b; (3) divergencia máxima post-2019 con brecha de ~ 0.7 puntos, evidenciando permanencia del marco dual. Este patrón confirma que H3a y H3b se cumplen conjuntamente solo bajo la combinación crítica de educación universitaria + experiencia de movilización, cristalizando el marco normativo dual sofisticado.

5 La Clase Social como Moderador Estructural

Tomando a la Clase de Servicio (Service class, categorías I+II del esquema EGP) como referencia, los resultados del Modelo 3 muestran que la Clase Intermedia (categorías III+IV, profesionales de rutina y pequeños propietarios) no difiere significativamente de la Clase de Servicio entre no participantes (-0.01 , ns), sugiriendo actitudes iniciales similares. En contraste, H2a se confirma: la Clase Trabajadora (categorías V+VI+VII, trabajadores manuales calificados y no calificados) exhibe un nivel basal significativamente más alto de justificación ($+0.09$, $p<0.01$), evidenciando una “predisposición estructural” consistente con su mayor exposición a conflictos socioeconómicos y experiencias cotidianas de precariedad.

El efecto de la participación opera de manera marcadamente diferencial según clase social, permitiendo evaluar H2b (efecto techo en clase trabajadora) y H3c (service class incrementa justificación al participar). H3c se confirma: para la Clase de Servicio, participar en protestas genera un incremento dramático en la justificación de violencia ($+0.36$, $p<0.001$), el cambio más pronunciado entre todas las clases. La Clase Intermedia muestra un patrón casi idéntico, con una interacción no significativa ($+0.02$, ns), indicando que su efecto total es similar al de la Clase de Servicio ($+0.36$). H2b se confirma: la Clase Trabajadora exhibe una interacción negativa significativa (-0.15 , $p<0.01$), atenuando sustancialmente el efecto de la participación. El efecto neto para esta clase es $+0.21$ ($0.36 - 0.15$), aproximadamente 40% menor que el experimentado por las clases de servicio e intermedia, evidenciando el “efecto techo” predicho.

Este patrón genera una convergencia de clase entre manifestantes: la brecha inicial de $+0.09$ puntos entre Clase Trabajadora y Clase de Servicio (H2a) se reduce considerablemente cuando ambos grupos participan activamente. Mientras la Clase de Servicio parte de una línea base más baja pero experimenta un “salto cognitivo” al movilizarse (H3c: $+0.36$), pasando de actitudes abstractas a legitimación experiencial, la Clase Trabajadora muestra el “efecto techo” predicho en H2b ($+0.21$), consistente con predisposiciones estructurales que ya incorporaban mayor aceptación de tácticas disruptivas. Los controles revelan efectos esperados: el año 2019 no muestra el incremento observado en el modelo educativo sino una reducción dramática (-0.33 , $p<0.001$), sugiriendo que al controlar por clase social y participación, el estallido social aparece con menor justificación relativa. La edad reduce justificación (-0.01 , $p<0.001$), la ideología de derecha también la reduce (-0.03 , $p<0.001$), y el género no muestra efecto significativo (-0.01 , ns). El intercepto aleatorio (varianza= 0.11) es ligeramente menor que en el modelo educativo, indicando que la clase social captura algo menos de heterogeneidad individual.

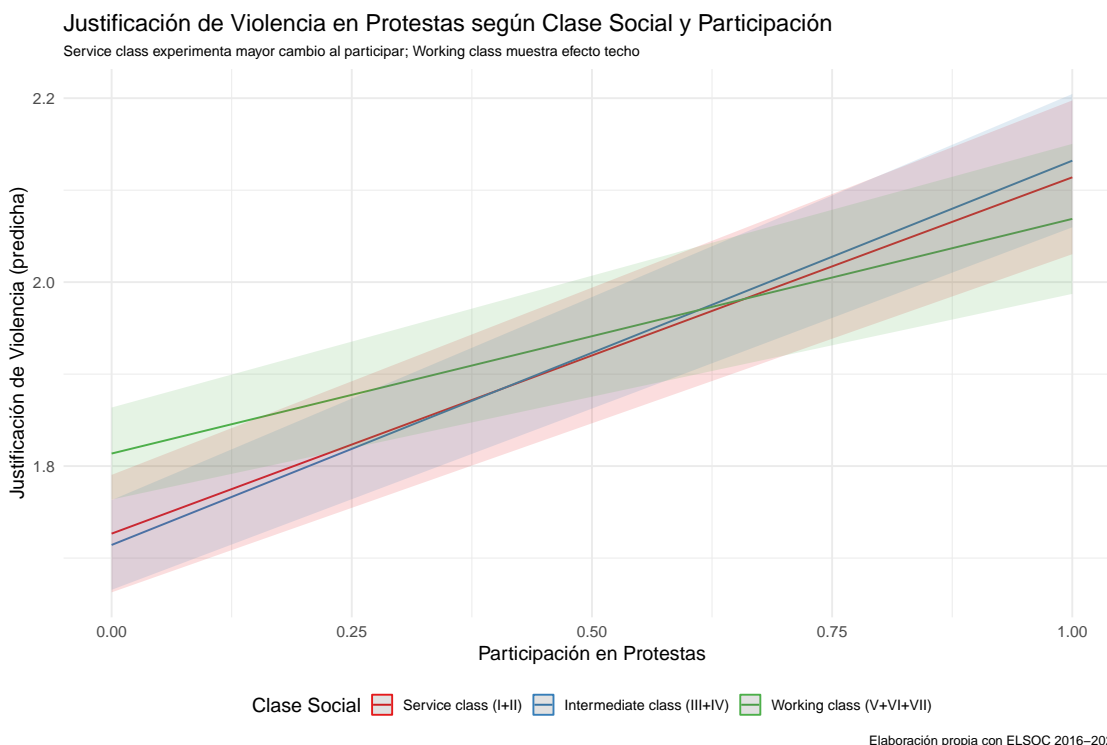


Figure 8: Efecto de participar en protestas según clase social

La Figure 8 visualiza los patrones que confirman las hipótesis H2a, H2b y H3c. El gráfico revela tres patrones distintivos que validan las predicciones teóricas.

Primero, entre quienes no participan (izquierda), se observa una clara estratificación inicial donde la Clase de Servicio (línea roja) y la Clase Intermedia (línea verde) parten de niveles casi idénticos de justificación (~ 1.80), mientras la Clase Trabajadora (línea azul) inicia significativamente más alta (~ 1.88). Este patrón evidencia la predisposición estructural documentada en el modelo ($+0.09$), validando que la clase trabajadora presenta mayor justificación basal de violencia política que la clase de servicio.

Segundo, la participación genera pendientes marcadamente diferentes que validan ambas hipótesis. La Clase de Servicio e Intermedia exhiben las pendientes más pronunciadas, con incrementos dramáticos de aproximadamente 0.36 puntos al participar, saltando desde ~ 1.80 hasta ~ 2.15 - 2.17 , confirmando H3c (service class incrementa justificación al participar). Este “salto cognitivo” sugiere que individuos con mayor capital cultural y posiciones ocupacionales privilegiadas experimentan una transformación radical al enfrentarse directamente con la movilización. En contraste, la Clase Trabajadora muestra una pendiente visiblemente más atenuada, incrementando solo 0.21 puntos (desde ~ 1.88 hasta ~ 2.09), consistente con el “efecto techo” donde predisposiciones estructurales previas ya incorporaban mayor tolerancia a la violencia política, limitando el margen de incremento.

Tercero, entre participantes, las tres líneas terminan muy próximas (~ 2.09 - 2.17), con intervalos de confianza que se superponen sustancialmente. La brecha inicial de 0.09 puntos entre Clase Trabajadora y Clase de Servicio (H2a) prácticamente desaparece entre manifestantes, donde todas las clases justifican la violencia en niveles similares. Este patrón de convergencia contrasta

radicalmente con el modelo educativo (Modelo 1), donde la participación amplificaba las diferencias, generando divergencia. Aquí, la experiencia compartida de movilización “igual” las diferencias de clase, sugiriendo que la posición estructural pierde poder predictivo cuando ambos grupos están inmersos en el mismo contexto de acción colectiva, mientras el capital cultural (educación) magnifica sus efectos diferenciales precisamente en ese mismo contexto.

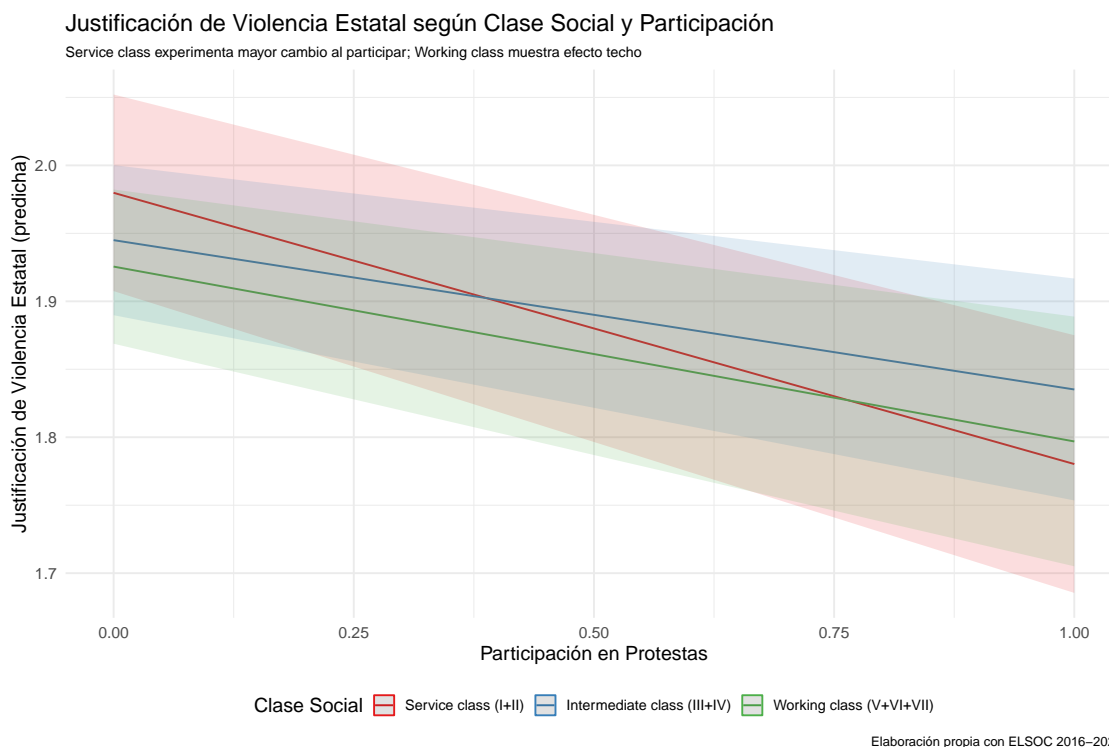


Figure 9: Efecto de participar en protestas según clase social

La Figure 9 permite evaluar H3d (service class rechaza violencia estatal al participar), mostrando un patrón contrastante respecto a la violencia en protestas. En este caso, todas las clases sociales parten de niveles similares de justificación de violencia estatal entre quienes no participan (~1.85-1.95), sin la estratificación inicial observada en el modelo de violencia en protestas (no hay equivalente a H2a para violencia estatal).

Sin embargo, la participación genera un cambio dramático, pues, todas las clases sociales reducen su justificación de violencia estatal al participar, pero con magnitudes diferentes. H3d entonces se confirma parcialmente: la Clase de Servicio experimenta la caída más pronunciada (pendiente más negativa), bajando aproximadamente 0.30 puntos desde ~1.90 hasta ~1.60, evidenciando el rechazo a represión predicho. La Clase Intermedia muestra una reducción similar, alcanzando niveles cercanos a ~1.65. En contraste, la Clase Trabajadora exhibe una pendiente menos pronunciada, reduciendo su justificación solo a ~1.75-1.80, lo cual sugiere menor capacidad o menor motivación para desarrollar un rechazo completo a la violencia estatal.

Este patrón revela una divergencia de clase entre participantes que contrasta con la convergencia observada en protestas: mientras en violencia en protestas la participación generaba convergencia de clase (todas terminaban justificando por igual, validando H2b y H3c), en violencia estatal la participación amplifica las diferencias de clase, con resultados mixtos para H3d. La Clase de Servicio desarrolla el rechazo más fuerte a la represión policial, consistente con su mayor capital cultural y capacidad para elaborar críticas institucionales sofisticadas (H3d confirmada para service class). Sin embargo, la Clase

Trabajadora, aunque también reduce su justificación, mantiene niveles más altos, posiblemente reflejando mayor exposición histórica a la represión estatal que normaliza parcialmente su aceptación, o menor capacidad para articular una crítica completa al ejercicio de la violencia por parte del Estado.

Este contraste entre ambos tipos de violencia confirma que la reconfiguración bidireccional opera de manera diferencial según clase social: mientras la experiencia de movilización iguala las actitudes hacia la violencia en protestas, simultáneamente estratifica las actitudes hacia la violencia estatal, siendo las clases con mayor capital cultural quienes desarrollan el rechazo más pronunciado a la represión policial (H3d confirmada solo para clase de servicios, no para clase trabajadora).

5.0.1 Evolución temporal del efecto de clase

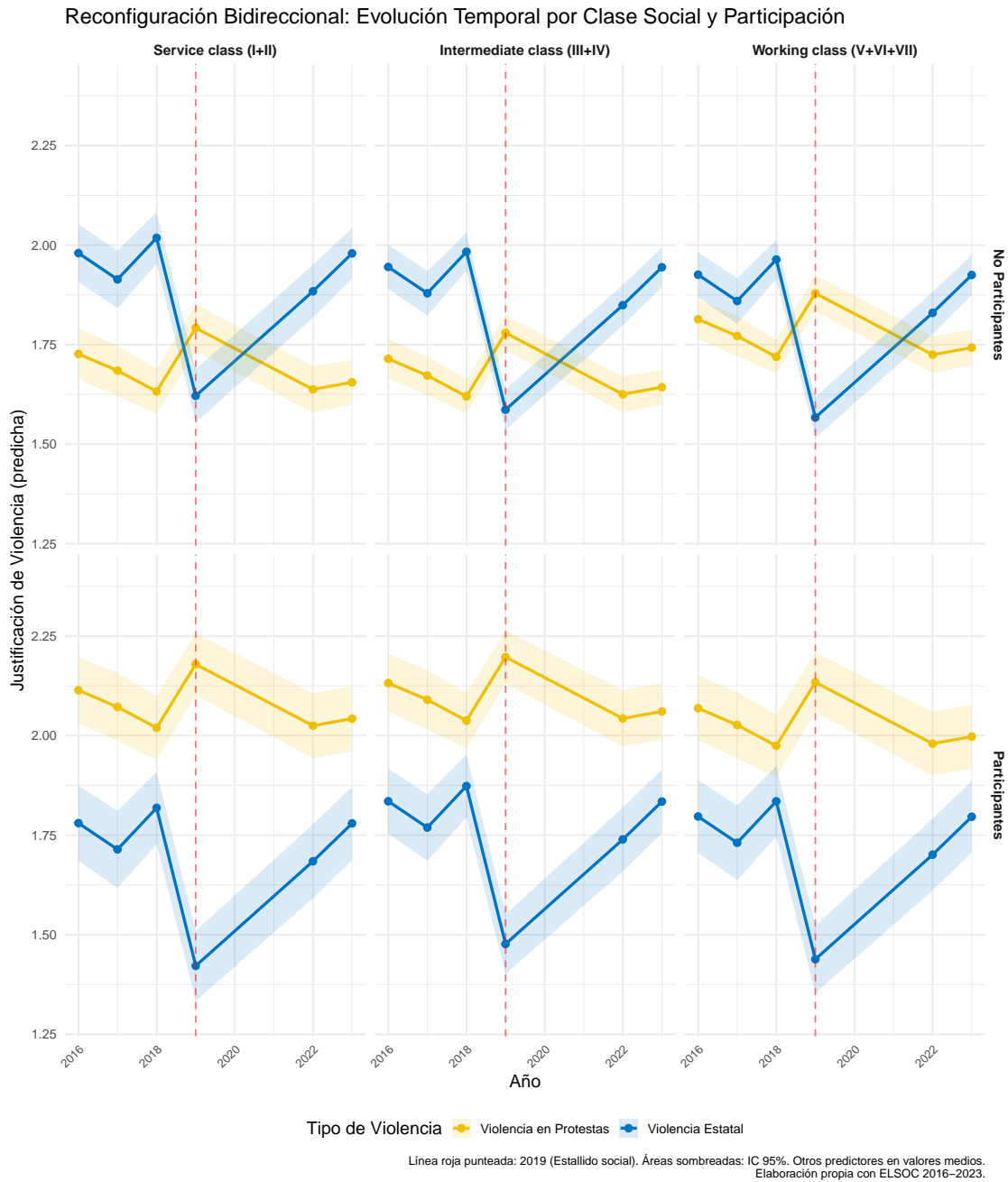


Figure 10: Evolución temporal del efecto de clase según participación y tipo de violencia (2016-2023)

La Figure 10 desagrega temporalmente los efectos de clase sobre la justificación de violencia según participación. Entre no participantes (fila superior), las tres clases muestran patrones similares: líneas amarilla (protestas) y azul (estatal) permanecen paralelas y cercanas (~1.75-1.95), sin divergencia bidireccional. La Clase Trabajadora parte de niveles ligeramente más altos en protestas (~1.90 vs ~1.80 de Service class), evidenciando la predisposición estructural de H2a que persiste temporalmente. Entre participantes (fila inferior), emergen patrones diferenciados por clase que validan las hipótesis. Pues, muestra la divergencia bidireccional más pronunciada con línea amarilla elevada (~2.00-2.20, confirmando H3c: incremento al participar) y

colapso dramático de línea azul en 2019 (desde ~1.80 a ~1.35, el nivel más bajo), generando brecha de ~0.7-0.8 puntos (confirmando H3d: rechazo a violencia estatal). La Clase Intermedia presenta patrón similar pero menos extremo (línea azul cae a ~1.50-1.60), validando parcialmente ambas hipótesis.

La Clase Trabajadora revela el contraste crítico. Aunque converge con otras clases en protestas (~2.00-2.10, validando convergencia post-participación de H2b), su línea azul cae moderadamente a ~1.50-1.60 y crucialmente re-converge en 2022-2023 (~1.80-1.90), prácticamente igualando ambos tipos de violencia. Este patrón de convergencia rechaza H3d para working class, evidenciando que el rechazo sostenido a violencia estatal no se mantiene en el tiempo entre sectores populares.

6 Discusión

Como bien se planteó al comienzo, el presente trabajo parte de una interrogante fundamental surgida tras el estallido social de 2019: ¿Por qué y cómo sectores tradicionalmente asociados a la moderación política y el apego institucional —las clases medias educadas y la clase de servicio— llegaron a legitimar formas de violencia política disruptiva? Los resultados obtenidos permiten desafiar las concepciones lineales clásicas sobre la educación y la clase social, proponiendo en su lugar un modelo donde la participación en protestas actúa como un mecanismo de activación y transformación que invierte los efectos esperados del capital cultural y la posición estructural.

6.1 La Paradoja de la Educación: Del Efecto Civilizador al Amplificador Cognitivo

La literatura clásica de la sociología política ha sostenido largamente la hipótesis del “efecto civilizador” (Lipset, 1959; Nie et al., 1996), bajo la premisa de que la educación fomenta la tolerancia y el rechazo a la violencia como medio de acción. Los hallazgos de este estudio confirman esta relación, pero con una salvedad crítica: es cierta sólo para quienes observan la política desde lejos.

Entre los no participantes, efectivamente, a mayor educación, menor es la justificación de la violencia. Sin embargo, al incorporar la experiencia de la participación en protestas, la relación se invierte dramáticamente, confirmando la Hipótesis 1 (H1). Los universitarios que participan no solo justifican la violencia más que sus pares no movilizados, sino que alcanzan los niveles más altos de justificación de toda la muestra, superando incluso a los sectores con menor educación formal.

Este hallazgo sugiere que la educación no opera como un freno moral universal, sino como un amplificador cognitivo condicional. La “sofisticación cognitiva” que otorga la educación superior no determina qué pensar (rechazo automático a la violencia), sino que provee herramientas complejas para procesar la experiencia política. Cuando esa experiencia implica confrontación con el Estado y participación en un ciclo de alta intensidad como el de 2019, los individuos educados utilizan su capital cultural no para moderarse, sino para elaborar marcos interpretativos sofisticados (Snow & Benford, 1988) que legitiman la violencia táctica como un recurso de “resistencia necesaria” o “autodefensa”.

Sin embargo, esta interpretación socializadora debe matizarse con una consideración crítica sobre la dirección causal. Los resultados no permiten descartar completamente una explicación alternativa basada en selección: es posible que los universitarios que eligen participar en protestas ya posean disposiciones actitudinales previas más radicales o críticas hacia el orden institucional, y que estas diferencias preexistentes —no la participación per se— expliquen parte de la mayor justificación

de violencia observada. En otras palabras, la educación universitaria podría estar “seleccionando” y concentrando individuos con predisposiciones políticas específicas que luego se reflejan en su participación y actitudes, más que transformándolos directamente a través de la experiencia de movilización.

El diseño de este estudio, con controles por individuo mediante efectos aleatorios y variables de ideología política, mitiga parcialmente esta preocupación al aislar la variación within-person en el tiempo. No obstante, la posibilidad de heterogeneidad no observada (por ejemplo, “radicalismo político” latente, redes sociales activistas, o exposición previa a violencia policial) que correlacione simultáneamente con educación universitaria, decisión de participar, y justificación de violencia, no puede eliminarse por completo sin un diseño experimental o cuasi-experimental más robusto. Futuras investigaciones podrían explorar esta cuestión mediante diseños longitudinales que midan actitudes antes y después de la primera participación en protestas, o mediante técnicas de emparejamiento que comparen participantes y no participantes con características observables idénticas.

Adicionalmente, la interpretación sobre “sofisticación cognitiva” requiere una distinción analítica crucial que los datos actuales no permiten explorar completamente: la diferencia entre quienes están activamente insertos en contextos universitarios (estudiantes activos) y quienes poseen credenciales universitarias pero han abandonado los campus (graduados o desertores). La literatura sobre socialización universitaria (Gurin et al., 2002; Hurtado et al., 2012) sugiere que el efecto formativo de la educación superior no reside únicamente en la acumulación de capital cultural abstracto, sino en la inmersión prolongada en espacios de deliberación política, diversidad ideológica, y activismo estudiantil que caracterizan la vida en campus.

Si la “amplificación cognitiva” opera principalmente a través de la socialización política que ocurre en las universidades —donde convergen debates críticos, organizaciones estudiantiles, y redes de activismo—, entonces es esperable que los estudiantes activos exhiban patrones cualitativamente diferentes a los universitarios graduados que han transitado hacia el mercado laboral y han salido de esos espacios de efervescencia política. Los primeros no solo poseen herramientas cognitivas para procesar la protesta, sino que están inmersos en ecologías sociales donde la participación en movilizaciones es normalizada, discutida, y organizada colectivamente. Los segundos, en cambio, aunque hayan adquirido capital cultural universitario, ya no participan de esos espacios de socialización continua y podrían mostrar efectos atenuados.

Esta distinción es especialmente relevante en el contexto chileno, donde el movimiento estudiantil universitario ha sido históricamente un actor protagónico de la protesta social (2006, 2011, 2019). Futuras investigaciones deberían desagregar la categoría “universitario” entre estudiantes activos, graduados recientes, y graduados hace más de cinco años, permitiendo evaluar si el efecto de amplificación es más intenso entre quienes permanecen en el campus, decae con el tiempo tras la graduación, o persiste como un efecto permanente del credencialismo educativo independiente del contexto institucional.

Así, la participación política rompe el dique del efecto civilizatorio. El universitario movilizadno se “des-civiliza”; más bien, re-moraliza la violencia, dotándola de un sentido político que la hace compatible con sus valores democráticos abstractos, resolviendo la disonancia cognitiva mediante una justificación situada y táctica. No obstante, esta transformación podría estar condicionada tanto por procesos de socialización experiencial (el efecto causal de participar) como por procesos de auto-selección (quiénes eligen participar) y socialización institucional continua (quiénes permanecen en contextos universitarios activos), mecanismos que este estudio no puede desenredar completamente pero que representan avenidas críticas para investigación futura.

6.2 Convergencia de Clase: El “Efecto Techo” y el “Salto Cognitivo”

Al analizar la estructura de clases, los resultados validan la existencia de dinámicas diferenciadas de socialización política, consistentes con la H2. Se observa una clara distinción en los puntos de partida: la clase trabajadora exhibe una tolerancia basal a la violencia significativamente más alta que la clase de servicio. Este hallazgo es coherente con la literatura que vincula la experiencia cotidiana de violencia estructural y precariedad con una normalización de la transgresión normativa (Varlik et al., 2025). La posición estructural subalterna en el sistema de clases —caracterizada por desempleo recurrente, inseguridad económica, control policial intensificado, y precarización laboral y residencial (Beeghley, 1986; Bottero, 2004)— expone a los sectores trabajadores a formas persistentes de coerción que erosionan la sensación de estabilidad y previsibilidad del entorno social.

Esta exposición cotidiana no solo condiciona las probabilidades de participación política, sino que configura universos de sentido diferenciados respecto al conflicto y la legitimidad del uso de la fuerza (Olin Wright, 2005; Lindh & McCall, 2020). Para los sectores trabajadores, la violencia no aparece como una anomalía excepcional, sino como un rasgo constitutivo del campo político y social que habitan. Esta naturalización pragmática genera disposiciones estables que interpretan la coerción —tanto la que ejercen las autoridades como la que emerge desde abajo— como parte esperada del repertorio de acción colectiva. En contraste, los grupos situados en posiciones estructuralmente ventajosas —profesionales, técnicos, clase de servicio— tienden a experimentar el orden social como estable, predecible y fundamentalmente justo en su funcionamiento general (Bottero, 2004; Lindh & McCall, 2020; Korpi, 1985). Desde esa posición, la violencia política aparece como una ruptura moral y normativa del equilibrio institucional, un exceso irracional que amenaza la continuidad del orden.

Sin embargo, el aporte crucial de este estudio radica en cómo la participación modera estas diferencias estructurales de manera asimétrica, validando H2b sobre el “efecto techo”. Mientras la clase trabajadora experimenta un incremento modesto en justificación al participar (+0.21 puntos, efecto neto), su margen de cambio está limitado por esa tolerancia basal ya elevada. Al partir de niveles altos de aceptación de la violencia, la experiencia de protesta refuerza experiencias previas de conflicto o represión, pero difícilmente transforma radicalmente las justificaciones preexistentes: las disposiciones que interpretan la violencia como legítima ya estaban estabilizadas antes de participar (Lindh & McCall, 2020; Elsässer & Schäfer, 2023). Este patrón confirma que la distribución de orientaciones normativas no es simétrica entre clases, y que los efectos de socialización política operan dentro de márgenes estructuralmente delimitados.

En contraste, la clase de servicio experimenta un salto cognitivo radical (+0.36 puntos, $p < 0.001$, el incremento más pronunciado entre todas las clases), validando plenamente H2b. Para los sectores profesionales y gerenciales, la protesta funciona como una experiencia biográfica disruptiva (McAdam, 1989) que quiebra su percepción previa del orden como estable y justo. Al enfrentarse directamente con la represión estatal, la frustración institucional, o la solidaridad con sectores subalternos, estos individuos reconfiguran cognitivamente sus percepciones sobre la violencia, reinterpretándola como un recurso defensivo legítimo frente a la injusticia o la exclusión política. La exposición directa al conflicto amplía dramáticamente los marcos interpretativos disponibles (Snow & Benford, 1988), permitiendo incorporar la violencia táctica dentro de una narrativa moralmente coherente de “resistencia necesaria” o “autodefensa colectiva”.

La desigualdad estructural, entonces, no solo genera brechas materiales entre grupos, sino también brechas interpretativas y normativas respecto a qué formas de acción política se consideran aceptables, necesarias o moralmente justificadas (Olin

Wright, 2005; Lindh & McCall, 2020). Esta dimensión simbólica de la desigualdad resulta clave para comprender por qué, ante estímulos aparentemente similares —represión policial, frustración política, crisis económica—, distintos grupos sociales elaboran juicios radicalmente distintos sobre la legitimidad de la violencia política. La clase social opera, así, como un moderador estructural y simbólico del vínculo entre participación y justificación: define tanto los puntos de partida (niveles basales de tolerancia o rechazo) como el potencial de cambio actitudinal derivado de la experiencia de protesta (margen de transformación disponible).

El resultado es un fenómeno de convergencia en la barricada: en el contexto de la protesta, las diferencias actitudinales de clase hacia la violencia “desde abajo” prácticamente desaparecen, con intervalos de confianza superpuestos entre todas las clases. La experiencia compartida del conflicto iguala las disposiciones de la clase de servicio con las de la clase trabajadora, no porque la posición estructural deje de importar, sino porque la participación activa mecanismos de socialización situacional que operan con intensidades inversas según el punto de partida: transformación radical en la clase de servicio (salto cognitivo), refuerzo moderado en la clase trabajadora (efecto techo). Esto indica que, en momentos de crisis política aguda, la experiencia situacional de la acción colectiva tiene más peso inmediato para moldear la actitud hacia la violencia táctica que la posición estructural de origen, aunque esta última siga determinando las trayectorias y magnitudes del cambio. La participación “proletariza” temporalmente las actitudes de la élite profesional respecto a la legitimidad de la revuelta, pero a través de un proceso de transformación cognitiva profunda, no de mera imitación.

6.3 La Reconfiguración Bidireccional y el Marco Moral Dual

Finalmente, y quizás el hallazgo más sustantivo para la comprensión del conflicto chileno actual, es la confirmación de una reconfiguración bidireccional de las actitudes. Contrario a la idea de que el estallido generó una “anomia” generalizada o una validación de toda forma de violencia, los datos muestran la emergencia de un marco moral dual altamente sofisticado, especialmente entre los participantes educados.

La participación genera simultáneamente un aumento en la justificación de la violencia de los manifestantes y una disminución aguda en la justificación de la violencia estatal. Este patrón destruye la correlación positiva que solía existir entre ambos tipos de violencia en periodos de normalidad (donde quien rechazaba la violencia, rechazaba toda violencia).

El estudio demuestra que los manifestantes, y en particular los de la clase de servicio y con educación universitaria, operan bajo una lógica de deslegitimación selectiva durante el momento más álgido del conflicto. En 2019, mientras validan la violencia disruptiva como herramienta política legítima (probablemente amparados en la falta de respuesta institucional), retiran dramáticamente la legitimidad al uso de la fuerza por parte de Carabineros. Esto es consistente con las teorías de justicia procedimental (Tyler, 2006): la experiencia directa de represión percibida como injusta o desproporcionada no lleva a la sumisión, sino que erosiona temporalmente la autoridad moral del Estado, haciendo que su violencia sea vista como ilegítima y la violencia propia como defensiva.

Sin embargo, la temporalidad del efecto revela una dinámica más compleja que una fractura permanente. Los datos post-2019 (olas 2022-2023) muestran una convergencia progresiva entre ambos tipos de violencia entre los participantes: mientras la justificación de violencia en protestas decrece desde sus niveles máximos de 2019, la justificación de violencia estatal aumenta gradualmente, reduciendo la brecha bidireccional que había alcanzado su punto máximo durante el estallido. Esta

convergencia post-crisis sugiere que el marco moral dual no se consolidó como una nueva subjetividad política permanente, sino que respondió de manera reactiva al contexto político específico de 2019, retrocediendo parcialmente cuando la intensidad del conflicto disminuyó.

Este patrón temporal es consistente con modelos de “efectos de contexto” donde crisis políticas agudas generan realineamientos actitudinales temporales que se atenúan una vez que el momento de efervescencia colectiva declina (Snow & Moss, 2014). La reducción de la brecha bidireccional post-2019 entre participantes educados sugiere que, si bien la experiencia de movilización generó una transformación profunda en el momento, esta no se cristalizó en una ruptura permanente del contrato social. En cambio, tanto participantes como no participantes han experimentado un proceso de “normalización” posterior al estallido, aunque partiendo de posiciones diferenciadas: los participantes reducen su legitimación de violencia en protestas pero incrementan su tolerancia a la represión estatal, convergiendo hacia niveles más cercanos a los observados antes de 2019.

No obstante, es importante señalar que la convergencia no implica un retorno completo al statu quo ante. Las trayectorias de 2022-2023 aún mantienen diferencias respecto al período pre-2019, y la experiencia del estallido ha dejado una marca identitaria en los participantes, particularmente en los sectores educados y de clase de servicio. La investigación demuestra que, durante el momento crítico de 2019, la violencia política fue legitimada esencialmente por los sectores más educados e integrados entre quienes participaron, desafiando las lecturas tradicionales que atribuyen la violencia a la marginalidad. Sin embargo, esta legitimación fue predominantemente coyuntural, respondiendo al contexto específico de represión policial y crisis institucional, más que consolidándose como una transformación cultural permanente de las reglas morales sobre el uso de la fuerza.

7 Conclusiones

El presente estudio surge de la necesidad de comprender un fenómeno contraintuitivo observado a partir del ciclo contencioso chileno, y que se insentificó en la discusión tras el estallido social de 2019: la creciente justificación de la violencia política bajo el alero de ciertos sectores que tradicionalmente se sitúan como garantes de la moderación democrática. Es decir, las capas medias educadas y la clase de servicio. A través de un análisis multinivel que integró educación, clase social y participación en protestas, esta investigación ha logrado tensionar la presunta linealidad con la que se tratan estas actitudes, revelando una dinámica compleja de reconfiguración moral y política.

En primer lugar, respecto al rol de la educación, se concluye que la hipótesis clásica del “efecto civilizatorio” es insuficiente para explicar el comportamiento político en contextos de alta conflictividad. Si bien los datos confirman que, en ausencia de movilización, la educación superior actúa como un factor de moderación y rechazo a la violencia, esta relación se invierte radicalmente cuando se incorpora la experiencia de la participación. Se ha demostrado que la educación opera como un amplificador cognitivo condicional: lejos de inmunizar al individuo contra la radicalización, el capital cultural provee a los participantes de marcos interpretativos sofisticados que permiten re-significar la violencia de protesta no como un acto delictual, sino como una herramienta política legítima de resistencia. Así, los manifestantes con educación universitaria no se “des-civilizan”, sino que utilizan sus recursos cognitivos para validar tácticamente la disrupción.

No obstante, esta conclusión debe matizarse reconociendo que los diseños observacionales no permiten descartar completamente explicaciones alternativas basadas en selección: es posible que los universitarios que eligen participar ya posean

predisposiciones políticas más críticas o radicales, y que estas diferencias preexistentes expliquen parte de la mayor justificación observada. Adicionalmente, el concepto de “amplificación cognitiva” requiere una distinción que los datos actuales no capturan: la diferencia entre estudiantes activos —inmersos en espacios universitarios de deliberación política y activismo— y graduados que han abandonado esos contextos de socialización continua. Futuras investigaciones deberían explorar si el efecto de amplificación es más intenso entre quienes permanecen en el campus o si persiste como un efecto permanente del credencialismo educativo independiente del contexto institucional.

En segundo lugar, en relación con la estructura de clases, logramos concluir la existencia de un fenómeno de convergencia actitudinal mediada por la participación. Mientras que en situaciones de “normalidad” existe una clara estratificación —donde la clase trabajadora parte de una mayor justificación de la violencia basal a partir de una mayor exposición a la violencia estructural—, la participación en protestas diluye estas diferencias. La clase de servicio experimentaría un “salto cognitivo” significativo al involucrarse en la movilización, cerrando la brecha con la clase trabajadora. Esto sugiere que, en momentos de crisis aguda, la experiencia situada de la acción colectiva tiene una potencia transformadora superior a la posición estructural de origen, “igualando” las disposiciones hacia la violencia entre la élite profesional y los sectores populares.

En tercer lugar, comprobamos la existencia de una reconfiguración bidireccional de la legitimidad que da lugar a un “marco moral dual” durante el momento más álgido del conflicto. Contrario a la idea de una anomia generalizada, los participantes —especialmente los más educados— no validaron la violencia de forma indiscriminada en 2019. Por el contrario, desarrollaron un juicio selectivo: aumentaron la justificación de la violencia “desde abajo” (protesta) al tiempo que retiraron drásticamente la legitimidad a la violencia “desde arriba” (represión estatal). Este patrón, robusto en los modelos estadísticos para el período del estallido, indica una fractura temporal profunda en el contrato social, donde la autoridad del Estado perdió su monopolio moral sobre el uso de la fuerza ante los ojos de la ciudadanía movilizada. Sin embargo, la evidencia post-2019 sugiere que este marco dual fue predominantemente reactivo al contexto específico de represión y crisis institucional, más que una transformación cultural permanente.

Finalmente, esta investigación documenta una transformación significativa pero compleja en la cultura política chilena durante el estallido social. La legitimación de la violencia en 2019 no fue un fenómeno exclusivo de la marginalidad o la falta de integración sistémica. Por el contrario, fue un producto político elaborado intensamente por los sectores más integrados y educados de la sociedad que, transformados por la experiencia del conflicto, reescribieron temporalmente las reglas de lo aceptable. Sin embargo, las mediciones post-2019 (2022-2023) revelan una convergencia progresiva: la justificación de violencia en protestas decrece desde sus niveles máximos mientras la justificación de violencia estatal aumenta gradualmente entre los participantes, reduciendo la brecha bidireccional que había alcanzado su punto máximo durante el estallido.

Esta convergencia post-crisis sugiere que, si bien la experiencia de movilización generó una reconfiguración profunda en el momento álgido del conflicto, esta no se consolidó como una fractura permanente del contrato social. En cambio, tanto participantes como no participantes han experimentado un proceso de “normalización” posterior al estallido, aunque las trayectorias 2022-2023 aún mantienen diferencias respecto al período pre-2019. El hallazgo central permanece: durante el momento crítico de 2019, fueron los sectores más educados e integrados quienes legitimaron más intensamente la violencia disruptiva, desafiando las lecturas elitistas tradicionales. No obstante, esta legitimación respondió predominantemente al contexto específico de represión policial y crisis institucional, más que a una transformación cultural permanente de las gramáticas morales

sobre el uso de la fuerza política. Esto es algo que futuros estudios podrían profundizar a partir de un enfoque causal, cubriendo las limitaciones del presente trabajo.

8 Bibliografía

- Acemoglu, D., Johnson, S., Robinson, J. A., & Pierre Yared. (2005). From Education to Democracy? *The American Economic Review*, 95(2), 44-49. JSTOR.
- Adam-Troian, J., Wagner-Egger, P., Motyl, M., Arciszewski, T., Imhoff, R., Zimmer, F., Klein, O., Babinska, M., Bangerter, A., Bilewicz, M., Blanuša, N., Bovan, K., Bužarovska, R., Cichocka, A., Çelebi, E., Delouvée, S., Douglas, K.M., Dyrendal, A., Gjoneska, B., Graf, S., Gualda, E., Hirschberger, G., Kende, A., Krekó, P., Krouwel, A., Lamberty, P., Mari, S., Milosevic, J., Panasiti, M.S., Pantazi, M., Petkovski, L., Porciello, G., Prims, J.P., Rabelo, A., Schepisi, M., Sutton, R.M., Swami, V., Thórisdóttir, H., Turjačanin, V., Zezelj, I. and van Prooijen, J.-W. (2021), Investigating the Links Between Cultural Values and Belief in Conspiracy Theories: The Key Roles of Collectivism and Masculinity. *Political Psychology*, 42: 597-618. <https://doi.org/10.1111/pops.12716>
- Almond, G. A. & Verba, S. (1963). *The Civic Culture*. Princeton University Press; JSTOR. <http://www.jstor.org/stable/j.ctt183pnr2>
- Altemeyer, B. (1998). The Other “Authoritarian Personality”. En *Advances in Experimental Social Psychology* (Vol. 30, pp. 47-92). Elsevier. [https://doi.org/10.1016/S0065-2601\(08\)60382-2](https://doi.org/10.1016/S0065-2601(08)60382-2)
- Amnistía, I. (2020). Ojos sobre Chile: Violencia policial y responsabilidad de mando durante el estallido social (No. AMR 22/3133/2020). <https://www.amnesty.org>
- Araujo, K. (2022). *The circuit of detachment in Chile: Understanding the fate of a neoliberal laboratory*. Cambridge University Press. <https://doi.org/10.1017/9781009310697>
- Arthur, J. A., & Case, C. E. (1994). Race, class and support for police use of force. *Crime, Law and Social Change*, 21(2), 167-182. <https://doi.org/10.1007/BF01307910>
- Ayoub, P. M., Page, D., & Whitt, S. (2021). Pride amid Prejudice: The Influence of LGBT+ Rights Activism in a Socially Conservative Society. *American Political Science Review*, 115(2), 467-485. <https://doi.org/10.1017/S0003055420001082>
- Aytaç, S. E., Schiumerini, L., & Stokes, S. (2017). Protests and Repression in New Democracies. *Perspectives on Politics*, 15(1), 62-82. <https://doi.org/10.1017/S1537592716004138>
- Beckwith, K. (2025). Protest embodied: Enacting the goal, resisting the clothing of the state. *European Journal of Politics and Gender*, 8(2), 385-405. <https://doi.org/10.1332/25151088Y2025D000000076>
- Beeghley, L. (1986). Social class and political participation: A review and an explanation. *Sociological Forum*, 1(3), 496-513. <https://doi.org/10.1007/BF01123942>
- Bellei, C., Cabalin, C., & Orellana, V. (2014). The 2011 Chilean student movement against neoliberal educational policies. *Studies in Higher Education*, 39(3), 426-440. <https://doi.org/10.1080/03075079.2014.896179>

- Benford, R. D., & Snow, D. A. (2000). Framing Processes and Social Movements: An Overview and Assessment. *Annual Review of Sociology*, 26, 611-639. JSTOR.
- Berinsky, A. J., & Lenz, G. S. (2011). Education and Political Participation: Exploring the Causal Link. *Political Behavior*, 33(3), 357-373. JSTOR.
- Blühdorn, I., & Deflorian, M. (2021). Politicisation beyond post-politics: New social activism and the reconfiguration of political discourse. *Social Movement Studies*, 20(3), 259-275. <https://doi.org/10.1080/14742837.2021.1872375>
- Bonner, M. D., & Dammert, L. (2022). Constructing police legitimacy during protests: Frames and consequences for human rights. *Policing and Society*, 32(5), 629-645. <https://doi.org/10.1080/10439463.2021.1957887>
- Bottero, W. (2004). Class Identities and the Identity of Class. *Sociology*, 38(5), 985-1003. <https://doi.org/10.1177/0038038504047182>
- Bourdieu, P. & Passeron, J.C. (2019). *La Reproducción: Elementos para una Teoría Del Sistema Educativo*. Siglo XXI Editores.
- Branton, R., Martinez-Ebers, V., Carey, T. E., & Matsubayashi, T. (2015). Social Protest and Policy Attitudes: The Case of the 2006 Immigrant Rallies. *American Journal of Political Science*, 59(2), 390-402. JSTOR.
- Brehm, J. W. (1966). *A theory of psychological reactance*. Academic Press.
- Brooks, M., E., Kristensen, K., Benthem, K., J., van, Magnusson, A., Berg, C., W., Nielsen, A., Skaug, H., J., Mächler, M., & Bolker, B., M. (2017). glmmTMB Balances Speed and Flexibility Among Packages for Zero-inflated Generalized Linear Mixed Modeling. *The R Journal*, 9(2), 378. <https://doi.org/10.32614/RJ-2017-066>
- Canales Cerón, M. (2022). *La pregunta de Octubre: Fundación, apogeo y crisis del Chile neoliberal (Primera edición)*. LOM ediciones.
- Carrasco Paillamilla, S. F., & Disi Pavlic, R. (2023). Predictors of perceptions of human rights violations during the Chilean social outburst of 2019. *Frontiers in Psychology*, 14, 1133428. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2023.1133428>
- Castillo, J. C., Miranda, D., & Madero Cabib, I. (2013). Todos somos de clase media: Sobre el estatus social subjetivo en Chile. *Latin American Research Review*, 48(1), 155–173.
- Castillo, J. C., Palacios, D., Joignant, A., & Tham, M. (2015). Inequality, Distributive Justice and Political Participation: An Analysis of the Case of Chile. *Bulletin of Latin American Research*, 34(4), 486-502. <https://doi.org/10.1111/blar.12369>
- Converse, P. (1972). *Change in the American electorate. The human meaning of social change*/Russell Sage Foundation.
- Cox, L., González, R., & Le Foulon, C. (2024). The 2019 Chilean Social Upheaval: A Descriptive Approach. *Journal of Politics in Latin America*, 16(1), 68-89. <https://doi.org/10.1177/1866802X231203747>
- Crossley, N. (2003). From Reproduction to Transformation: Social Movement Fields and the Radical Habitus. *Theory, Culture & Society*, 20(6), 43-68. <https://doi.org/10.1177/0263276403206003>
- Davenport, C. (1995). Multi-Dimensional Threat Perception and State Repression: An Inquiry into Why States Apply Negative Sanctions. *American Journal of Political Science*, 39(3), 683. <https://doi.org/10.2307/2111650>

- Davenport, C., Soule, S. A., & Armstrong, D. A. (2011). *Protesting While Black? The Differential Policing of American Activism, 1960 to 1990*. *American Sociological Review*, 76(1), 152-178. JSTOR.
- De Vydt, M., & Ketelaars, P. (2021). Linking consensus to action: Does frame alignment amongst sympathizers lead to protest participation? *Social Movement Studies*, 20(4), 439-458. <https://doi.org/10.1080/14742837.2020.1770071>
- della Porta, D. (Ed.). (2017). *Global Diffusion of Protest: Riding the Protest Wave in the Neoliberal Crisis*. Amsterdam University Press; JSTOR. <http://www.jstor.org/stable/j.ctt1zkjxq0>
- della Porta, D. (2018). Radicalization: A Relational Perspective. *Annual Review of Political Science*, 21(1), 461-474. <https://doi.org/10.1146/annurev-polisci-042716-102314>
- della Porta, D., & Fillieule, O. (2007). Policing Social Protest. En D. A. Snow, S. A. Soule, & H. Kriesi (Eds.), *The Blackwell Companion to Social Movements* (pp. 217-241). Blackwell Publishing Ltd. <https://doi.org/10.1002/9780470999103.ch10>
- Dewey, J. (2024). *Democracy and Education* (N. Tampio, Ed.). Columbia University Press. <http://www.jstor.org/stable/10.7312/dewe21010>
- Disi Pavlic, R., Medel, R. M., Bargsted, M., & Somma, N. M. (2025). Justification of violence, ideological preferences, and exposure to protests: Causal evidence from the 2019 Chilean social unrest. *Social Forces*, soaf102. <https://doi.org/10.1093/sf/soaf102>
- Drury, J., & Reicher, S. D. (2018). The Conservative Crowd?: How Participation in Collective Events Transforms Participants' Understandings of Collective Action. En B. Wagoner, F. M. Moghaddam, & J. Valsiner (Eds.), *The Psychology of Radical Social Change* (1.a ed., pp. 11-28). Cambridge University Press. <https://doi.org/10.1017/9781108377461.003>
- Donoso, S. Somma, N. (2019). "You taught us to give an opinion, now learn how to listen": The Manifold Political Consequences of Chile's Student Movement. En Arce, M., Rice, R. (Eds), *Protest and democracy* (pp. 145-172). Calgary: University of Calgary Press.
- Dyrstad, K., & Hillesund, S. (2020). Explaining Support for Political Violence. *The Journal of Conflict Resolution*, 64(9), 1724-1753. JSTOR.
- Earl, J. (2003). Tanks, Tear Gas, and Taxes: Toward a Theory of Movement Repression. *Sociological Theory*, 21(1), 44-68. JSTOR.
- Earl, J. (2022). Repression and Social Movements. En D. Della Porta, B. Klandermans, D. McAdam, & D. A. Snow (Eds.), *The Wiley-Blackwell Encyclopedia of Social and Political Movements* (1.a ed., pp. 1-7). Wiley. <https://doi.org/10.1002/9780470674871.wbespm446.pub2>
- Elsässer, L., & Schäfer, A. (2023). Political Inequality in Rich Democracies. *Annual Review of Political Science*, 26(1), 469-487. <https://doi.org/10.1146/annurev-polisci-052521-094617>
- Fair, C. C., & Shepherd, B. (2006). Who Supports Terrorism? Evidence from Fourteen Muslim Countries. *Studies in Conflict & Terrorism*, 29(1), 51-74. <https://doi.org/10.1080/10576100500351318>
- Francisco, R. A. (1995). The Relationship between Coercion and Protest: An Empirical Evaluation in Three Coercive States. *The Journal of Conflict Resolution*, 39(2), 263-282. JSTOR.

Fryer, T. (2023). Do the political attitudes of students change during their time in higher education? *Higher Education*, 86(3), 563-590. <https://doi.org/10.1007/s10734-022-00915-8>

Gamson, W. A. (2002). *Talking politics* (Transferred to digital printing). Cambridge Univ. Press.

Garcés, M. (2019). October 2019: Social Uprising in Neoliberal Chile. *Journal of Latin American Cultural Studies*, 28(3), 483-491. <https://doi.org/10.1080/13569325.2019.1696289>

Gerber, M. M., Carvacho, H., & González, R. (2016). Development and validation of a scale of support for violence in the context of intergroup conflict (SVIC): The case of violence perpetrated by Mapuche people and the police in Chile. *International Journal of Intercultural Relations*, 51, 61-68. <https://doi.org/10.1016/j.ijintrel.2016.01.004>

Gerber, M. M., Figueiredo, A., Sáez, L., & Orchard, M. (2023). Legitimidad, Justicia y Justificación de la Violencia Intergrupal entre Carabineros y Manifestantes en Chile. *Psyke* (Santiago), 32.

Gerber, M. M., González, R., Carvacho, H., Jiménez-Moya, G., Moya, C., & Jackson, J. (2018). On the justification of intergroup violence: The roles of procedural justice, police legitimacy, and group identity in attitudes toward violence among indigenous people. *Psychology of Violence*, 8(3), 379-389. <https://doi.org/10.1037/vio0000177>

Gerber, M. M., & Jackson, J. (2017). Justifying violence: Legitimacy, ideology and public support for police use of force. *Psychology, Crime & Law*, 23(1), 79-95. <https://doi.org/10.1080/1068316X.2016.1220556>

Giugni, M. (2004). *Social protest and policy change: Ecology, antinuclear, and peace movements in comparative perspective*. Rowman & Littlefield.

Goodwin, J., Jasper, J. M., & Polletta, F. (Eds.). (2001). *Passionate politics: Emotions and social movements*. The University of Chicago Press.

Gubler, J. R., & Selway, J. S. (2012). Horizontal Inequality, Crosscutting Cleavages, and Civil War. *Journal of Conflict Resolution*, 56(2), 206-232. <https://doi.org/10.1177/0022002711431416>

Gutting, R. S. (2020). Contentious Activities, Disrespectful Protesters: Effect of Protest Context on Protest Support and Mobilization Across Ideology and Authoritarianism. *Political Behavior*, 42(3), 865-890. <https://doi.org/10.1007/s11109-018-09523-8>

Hastie, B. (2007). Higher education and sociopolitical orientation: The role of social influence in the liberalisation of students. *European Journal of Psychology of Education*, 22(3), 259-274. JSTOR.

Hox, J. J., Moerbeek, M., & Schoot, R. van de. (2017). *Multilevel analysis: Techniques and applications* (Third edition). Routledge, Taylor & Francis Group. <https://doi.org/10.4324/9781315650982>

Hsiao, Y., & Radnitz, S. (2021). Allies or Agitators? How Partisan Identity Shapes Public Opinion about Violent or Nonviolent Protests. *Political Communication*, 38(4), 479-497. <https://doi.org/10.1080/10584609.2020.1793848>

Human, R. W. (2019, noviembre 26). Chile: Llamado urgente a una reforma policial tras las protestas. <https://www.hrw.org/es/news/2019/11/26/llamado-urgente-una-reforma-policial-tras-las-protestas>

- Jackson, J., Huq, A. Z., Bradford, B., & Tyler, T. R. (2013). Monopolizing force? Police legitimacy and public attitudes toward the acceptability of violence. *Psychology, Public Policy, and Law*, 19(4), 479-497. <https://doi.org/10.1037/a0033852>
- Jasper, J. M. (1998). The Emotions of Protest: Affective and Reactive Emotions In and Around Social Movements. *Sociological Forum*, 13(3), 397-424. <https://doi.org/10.1023/A:1022175308081>
- Joignant, A., & Somma, N. M. (Eds.). (2024). *Social Protest and Conflict in Radical Neoliberalism: Chile, 2008–2020*. Springer Nature Switzerland. <https://doi.org/10.1007/978-3-031-58132-8>
- Joignant, Alfredo & Somma, Nicolás & Garretón, Matias & Campos, Tomás & Brennan, Tammy. (2020). *INFORME ANUAL Observatorio de Conflictos 2020*.
- Jost, J. T., Glaser, J., Kruglanski, A. W., & Sulloway, F. J. (2003). Political conservatism as motivated social cognition. *Psychological Bulletin*, 129(3), 339-375. <https://doi.org/10.1037/0033-2909.129.3.339>
- Kam, C. D., & Palmer, C. L. (2008). Reconsidering the Effects of Education on Political Participation. *The Journal of Politics*, 70(3), 612-631. <https://doi.org/10.1017/S0022381608080651>
- Ketchley, N., & El-Rayyes, T. (2021). Unpopular Protest: Mass Mobilization and Attitudes to Democracy in Post-Mubarak Egypt. *The Journal of Politics*, 83(1), 291-305. <https://doi.org/10.1086/709298>
- Koopmans, R. (1993). The Dynamics of Protest Waves: West Germany, 1965 to 1989. *American Sociological Review*, 58(5), 637. <https://doi.org/10.2307/2096279>
- Korpi, W. (1985). Power Resources Approach vs. Action and Conflict: On Causal and Intentional Explanations in the Study of Power. *Sociological Theory*, 3(2), 31. <https://doi.org/10.2307/202223>
- Krause, K. (2009). Beyond definition: Violence in a global perspective. *Global Crime*, 10(4), 337-355. <https://doi.org/10.1080/17440570903>
- Krueger, A. B., & Malečková, J. (2003). Education, Poverty and Terrorism: Is There a Causal Connection? *The Journal of Economic Perspectives*, 17(4), 119-144. JSTOR.
- Kruglanski, A. W., Gelfand, M. J., Bélanger, J. J., Sheveland, A., Hetiarachchi, M., & Gunaratna, R. (2014). The Psychology of Radicalization and Deradicalization: How Significance Quest Impacts Violent Extremism. *Political Psychology*, 35(S1), 69-93. <https://doi.org/10.1111/pops.12163>
- Langton, K. P., & Jennings, M. K. (1968). Political Socialization and the High School Civics Curriculum in the United States. *American Political Science Review*, 62(3), 852-867. <https://doi.org/10.2307/1953435>
- Lerner, M. J. (1980). The Belief in a Just World. En M. J. Lerner, *The Belief in a Just World* (pp. 9-30). Springer US. https://doi.org/10.1007/978-1-4899-0448-5_2
- Lindh, A., & McCall, L. (2020). Class Position and Political Opinion in Rich Democracies. *Annual Review of Sociology*, 46(1), 419-441. <https://doi.org/10.1146/annurev-soc-121919-054609>
- Lipset, S. M. (1959). Some Social Requisites of Democracy: Economic Development and Political Legitimacy. *American Political Science Review*, 53(1), 69-105. Cambridge Core. <https://doi.org/10.2307/1951731>

- Lubke, G. H., & Muthén, B. O. (2004). Applying Multigroup Confirmatory Factor Models for Continuous Outcomes to Likert Scale Data Complicates Meaningful Group Comparisons. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 11(4), 514-534. https://doi.org/10.1207/s15328007sem1104_2
- Lüdtke, D. (2018). ggeffects: Tidy Data Frames of Marginal Effects from Regression Models. *Journal of Open Source Software*, 3(26), 772. <https://doi.org/10.21105/joss.00772>
- Luna, J. P. (2024). Disjointed Polarization in Chile's Enduring Crisis of Representation. *Latin American Politics and Society*, 66(2), 72-101. Cambridge Core. <https://doi.org/10.1017/lap.2024.19>
- Maguire, E., Barak, M., Wells, W., & Katz, C. (2020). Attitudes towards the Use of Violence against Police among Occupy Wall Street Protesters. *Policing: A Journal of Policy and Practice*, 14(4), 883-899. <https://doi.org/10.1093/police/pay003>
- Marx, G. T. (1998). *Policing Protest: The Control of Mass Demonstrations in Western Democracies* (D. della Porta & H. Reiter, Eds.; NED-New edition, Vol. 6). University of Minnesota Press. <http://www.jstor.org/stable/10.5749/j.ctttv1tv>
- Mazumder, S. (2018). The Persistent Effect of U.S. Civil Rights Protests on Political Attitudes. *American Journal of Political Science*, 62(4), 922-935. <https://doi.org/10.1111/ajps.12384>
- McAdam, D. (1989). The Biographical Consequences of Activism. *American Sociological Review*, 54(5), 744. <https://doi.org/10.2307/2117751>
- McAdam, D., & Brandt, C. (2009). Assessing the Effects of Voluntary Youth Service: The Case of Teach for America. *Social Forces*, 88(2), 945-969. <https://doi.org/10.1353/sof.0.0279>
- Medel, R. M., & Somma, N. M. (2022). Represión policial y grupos de protesta en Chile: Un estudio longitudinal. *Revista de Sociología*, 37(1). <https://doi.org/10.5354/0719-529X.2022.68149>
- Muller, E. N., & Weede, E. (1990). Cross-National Variation in Political Violence: A Rational Action Approach. *Journal of Conflict Resolution*, 34(4), 624-651. <https://doi.org/10.1177/0022002790034004003>
- Muñoz, J., & Anduiza, E. (2019). 'If a fight starts, watch the crowd': The effect of violence on popular support for social movements. *Journal of Peace Research*, 56(4), 485-498. <https://doi.org/10.1177/0022343318820575>
- Nie, N. H., Junn, J., & Stehlik-Barry, K. (1996). *Education and democratic citizenship in America*. University of Chicago Press.
- Norman, G. (2010). Likert scales, levels of measurement and the "laws" of statistics. *Advances in Health Sciences Education*, 15(5), 625-632. <https://doi.org/10.1007/s10459-010-9222-y>
- Onursal, D., Hobbs, A., & Wells, C. (2024). Violence, what is it good for? Waves of riotous-violent protest and democracy. *Democratization*, 31(6), 1272-1296. <https://doi.org/10.1080/13510347.2024.2302544>
- Ortiz, I., Burke, S., Berrada, M., & Saenz Cortés, H. (2022). *World Protests: A Study of Key Protest Issues in the 21st Century*. Springer International Publishing. <https://doi.org/10.1007/978-3-030-88513-7>
- Østby, G. (2013). Inequality and political violence: A review of the literature. *International Area Studies Review*, 16(2), 206-231. <https://doi.org/10.1177/2233865913490937>

- Pascarella, E. T., & Terenzini, P. T. (1991). *How college affects students* (First edition). Jossey-Bass Publishers.
- Passy, F., & Monsch, G. (2019). Biographical Consequences of Activism. En D. A. Snow, S. A. Soule, H. Kriesi, & H. J. McCammon (Eds.), *The Wiley Blackwell Companion to Social Movements* (1.a ed., pp. 499-514). Wiley. <https://doi.org/10.1002/9781119168577.ch28>
- Pérez Ahumada, P., & Andrade De La Horra, V. (2021). Clase, política y percepción del conflicto de clases en Chile. *Revista Temas Sociológicos*, 29, 323-353. <https://doi.org/10.29344/07196458.29.2938>
- Pérez Ahumada, P., & Andrade, V. (2023). Class identity in times of social mobilization and labor union revitalization: Evidence from the case of Chile (2009–2019). *Current Sociology*, 71(6), 1040-1062. <https://doi.org/10.1177/00113921211056052>
- Pérez-Liñán, A. S., & Pérez-Liñán, A. S. (2010). *Presidential impeachment and the new political instability in Latin America* (1. paperback ed). Cambridge University Press.
- Persson, M. (2015). Education and Political Participation. *British Journal of Political Science*, 45(3), 689-703. <https://doi.org/10.1017/S0007123413000409>
- Pleyers, G. (2023). El estallido chileno a la luz de la década global de los movimientos sociales. *Polis*, 22(65). <http://dx.doi.org/10.32735/s0718-6568/2023-n65-1868>
- Polletta, F., & Jasper, J. M. (2001). Collective Identity and Social Movements. *Annual Review of Sociology*, 27(1), 283-305. <https://doi.org/10.1146/annurev.soc.27.1.283>
- Pratto, F., Sidanius, J., Stallworth, L. M., & Malle, B. F. (1994). Social dominance orientation: A personality variable predicting social and political attitudes. *Journal of Personality and Social Psychology*, 67(4), 741-763. <https://doi.org/10.1037/0022-3514.67.4.741>
- Raudenbush, S., & Bryk, A. S. (2010). *Hierarchical linear models: Applications and data analysis methods* (2. ed., [Nachdr.]). Sage Publ.
- Reinka, M. A., & Leach, C. W. (2017). Race and Reaction: Divergent Views of Police Violence and Protest against. *Journal of Social Issues*, 73(4), 768-788. <https://doi.org/10.1111/josi.12247>
- Rivera, S., Severino, F., & Visconti, G. (2025). Exposure to protests and support for different forms of violence: Evidence from the 2019 social outburst in Chile. *Research & Politics*, 12(3), 20531680251355242. <https://doi.org/10.1177/20531680251355242>
- Rodríguez, Á., Peña, S., Cavieres, I., Vergara, M. J., Pérez, M., Campos, M., Peredo, D., Jorquera, P., Palma, R., Cortés, D., López, M., & Morales, S. (2021). Ocular trauma by kinetic impact projectiles during civil unrest in Chile. *Eye*, 35(6), 1666-1672. <https://doi.org/10.1038/s41433-020-01146-w>
- Ryan, W. (2010). *Blaming the Victim*. Knopf Doubleday Publishing Group.
- Saavedra, P., & Drury, J. (2019). Including political context in the psychological analysis of collective action: Development and validation of a measurement scale for subjective political openness. *Journal of Social and Political Psychology*, 7(2), 665-694. <https://doi.org/10.5964/jspp.v7i2.1030>

- Sabucedo, J.-M., Dono, M., Alzate, M., & Seoane, G. (2018). The Importance of Protesters' Morals: Moral Obligation as a Key Variable to Understand Collective Action. *Frontiers in Psychology*, Volume 9-2018. <https://www.frontiersin.org/journals/psychology/articles/>
- Siegel, H. (1981). Kohlberg, Moral Adequacy, and the Justification of Educational Interventions. *Educational Theory*, 31(3-4), 275-284. <https://doi.org/10.1111/j.1741-5446.1981.tb00970.x>
- Simon, B., & Klandermans, B. (2001). Politicized collective identity: A social psychological analysis. *American Psychologist*, 56(4), 319-331. <https://doi.org/10.1037/0003-066X.56.4.319>
- Singer, J. D., & Willett, J. B. (2003). *Applied Longitudinal Data Analysis: Modeling Change and Event Occurrence* (1.a ed.). Oxford University Press New York. <https://doi.org/10.1093/acprof:oso/9780195152968.001.0001>
- Smolski, A. R. (2021). Class Struggle and Violence in Latin American Cities. *Latin American Perspectives*, 48(1), 280-284. <https://doi.org/10.1177/0094582X19860470>
- Snow, D. A., & Bedford, R. D. (1988). Ideology, Frame Resonance, and Participant Mobilization. *International social movement research*, 1, 197-218.
- Somma, N. M., Bargsted, M., Disi Pavlic, R., & Medel, R. M. (2021). No water in the oasis: The Chilean Spring of 2019–2020. *Social Movement Studies*, 20(4), 495-502. <https://doi.org/10.1080/14742837.2020.1727737>
- Stewart, F. (2005). Horizontal Inequalities: A Neglected Dimension of Development. En UNU-WIDER, A. B. Atkinson, K. Basu, J. N. Bhagwati, D. C. North, D. Rodrik, F. Stewart, J. E. Stiglitz, & J. G. Williamson, *Wider Perspectives on Global Development* (pp. 101-135). Palgrave Macmillan UK. https://doi.org/10.1057/9780230501850_5
- Sunshine, J., & Tyler, T. R. (2003). The Role of Procedural Justice and Legitimacy in Shaping Public Support for Policing. *Law & Society Review*, 37(3), 513-548. JSTOR.
- Taber, C. S., & Lodge, M. (2012). MOTIVATED SKEPTICISM IN THE EVALUATION OF POLITICAL BELIEFS (2006). *Critical Review*, 24(2), 157-184. <https://doi.org/10.1080/08913811.2012.711019>
- Tarrow, S. G.. (1998). *Power in movement: Social movements and contentious politics* (2nd ed). Cambridge University Press.
- Tenn, S. (2007). The Effect of Education on Voter Turnout. *Political Analysis*, 15(4), 446-464. JSTOR.
- Tertychnaya, K., & Lankina, T. (2020). Electoral Protests and Political Attitudes under Electoral Authoritarianism. *The Journal of Politics*, 82(1), 285-299. <https://doi.org/10.1086/705815>
- Tetlock, P. E. (1986). A value pluralism model of ideological reasoning. *Journal of Personality and Social Psychology*, 50(4), 819-827. <https://doi.org/10.1037/0022-3514.50.4.819>
- Thaler, K. M., Mueller, L., & Mosinger, E. (2023). Framing Police Violence: Repression, Reform, and the Power of History in Chile. *The Journal of Politics*, 85(4), 1198-1213. <https://doi.org/10.1086/724967>
- Thompson, B. L., & Lee, J. D. (2004). Who Cares If Police Become Violent? Explaining Approval of Police Use of Force Using a National Sample. *Sociological Inquiry*, 74(3), 381-410. <https://doi.org/10.1111/j.1475-682X.2004.00097.x>
- Tilly, C. (Ed.). (1998). *Durable inequality*. University of California Press.

- Tilly, C. (2003). *The Politics of Collective Violence* (1.a ed.). Cambridge University Press. <https://doi.org/10.1017/CBO9780511819131>
- Tyler, D. H., Barak, M., Maguire, E. R., & Wells, W. (2018). The effects of procedural injustice on the use of violence against police by Occupy Wall Street protesters. *Police Practice and Research*, 19(2), 138-152. <https://doi.org/10.1080/15614263.2018.1418153>
- Tyler, T. R. (2006). Restorative Justice and Procedural Justice: Dealing with Rule Breaking. *Journal of Social Issues*, 62(2), 307-326. <https://doi.org/10.1111/j.1540-4560.2006.00452.x>
- Tyler, T. R., & Blader, S. L. (2003). The Group Engagement Model: Procedural Justice, Social Identity, and Cooperative Behavior. *Personality and Social Psychology Review*, 7(4), 349-361. https://doi.org/10.1207/S15327957PSPR0704_07
- Klandermans, B. & Van Stekelenburg, J. (2013). The social psychology of protest. *Current Sociology*, 61(5-6), 886-905. <https://doi.org/10.1177/0011392113479314>
- Varlık, S., Akpınar, S., Akpınar, Ö., & Görünü, R. M. (2025). Education as an antidote to violence and social inequality. *Humanities and Social Sciences Communications*. <https://doi.org/10.1057/s41599-025-06192-x>
- Verba, S., Schlozman, K. L., & Brady, H. E. (2002). *Voice and equality: Civic voluntarism in American politics* (Nachdr.). Harvard Univ. Press.
- Vestergren, S., Drury, J., & Chiriac, E. H. (2018). How collective action produces psychological change and how that change endures over time: A case study of an environmental campaign. *British Journal of Social Psychology*, 57(4), 855-877. <https://doi.org/10.1111/bjso.12270>
- Wacquant, L. (2008). *Ghettos and Anti-Ghettos: An Anatomy of the New Urban Poverty*. *Thesis Eleven*, 94(1), 113-118. <https://doi.org/10.1177/0725513608093280>
- Walgrave, S., & Wouters, R. (2014). The Missing Link in the Diffusion of Protest: Asking Others. *American Journal of Sociology*, 119(6), 1670-1709. JSTOR. <https://doi.org/10.1086/676853>
- Wallace, S. J., Zepeda-Millán, C., & Jones-Correa, M. (2014). Spatial and Temporal Proximity: Examining the Effects of Protests on Political Attitudes. *American Journal of Political Science*, 58(2), 433-448. <https://doi.org/10.1111/ajps.12060>
- Wasow, O. (2020). Agenda Seeding: How 1960s Black Protests Moved Elites, Public Opinion and Voting. *American Political Science Review*, 114(3), 638-659. <https://doi.org/10.1017/S000305542000009X>
- Weakliem, D. L. (2002). The Effects of Education on Political Opinions: An International Study. *International Journal of Public Opinion Research*, 14(2), 141-157. <https://doi.org/10.1093/ijpor/14.2.141>
- Wels, H., Van Der Waal, K., Spiegel, A., & Kamsteeg, F. (2011). Victor Turner and liminality: An introduction. *Anthropology Southern Africa*, 34(1-2), 1-4. <https://doi.org/10.1080/23323256.2011.11500002>
- Wolfinger, R. E., & Rosenstone, S. J. (1980). *Who votes?* Yale University Press.
- Wright, E. O. (Ed.). (2005). *Approaches to Class Analysis* (1.a ed.). Cambridge University Press. <https://doi.org/10.1017/CBO9780511488900>
- Xu, D., & Guo, J. (2023). In sight, in mind: Spatial proximity to protest sites and changes in peoples' political attitudes. *The British Journal of Sociology*, 74(1), 83-104. <https://doi.org/10.1111/1468-4446.12988>

Zaller, J. R. (1992). *The Nature and Origins of Mass Opinion* (1.a ed.). Cambridge University Press. <https://doi.org/10.1017/CBO9780511818181>

Zhu, A. Y. F., & Chou, K. L. (2025). The Social Psychology of Procedural Justice: Findings in Hong Kong. *Political Behavior*, 47(1), 1-17. <https://doi.org/10.1007/s11109-024-09938-6>

9 Anexos

9.1 Anexo A: Intraclass Correlation Coefficient

Variable dependiente	ICC	Varianza entre individuos
Justificación de violencia en protestas	0.24	24%
Justificación de violencia estatal	0.24	24%

Como paso inicial, se estimaron los modelos nulos para ambas variables de justificación de la violencia, incluyendo únicamente los interceptos aleatorios por individuo. Los Coeficientes de Correlación Intraclass (ICC) calculados a partir de estos modelos confirman la idoneidad del enfoque multinivel.

Para la justificación de la violencia en protestas, el ICC es de 0.229, indicando que un 24% de la varianza total es atribuible a diferencias sistemáticas y estables entre los individuos. Para la justificación de la violencia estatal, el valor se repite, alcanzando el mismo ICC de 0.240 (un 24.0% de varianza entre-sujetos).

En ambos casos, estos valores son sustanciales y confirman la existencia de una fuerte interdependencia en los datos, validando la elección de los modelos de efectos aleatorios.

Table 7: Justificación de violencia en 2019 según participación: todas las variables

Participacion	N	Violencia en Protestas					Violencia Estatal	
		Trabajadores	Estudiantes	Inmobiliario	Transporte	Locales	Carab. Marchas	Carab. Tomas
No participó	2301	2.12	1.32	1.18	1.15	1.11	1.46	1.78
Participó	840	2.92	1.96	1.71	1.58	1.40	1.18	1.37

Nota:

Datos solo de 2019. Escala 1-5 donde 1 = Nunca se justifica.

9.2 Anexo B: Índices de violencia desagregados

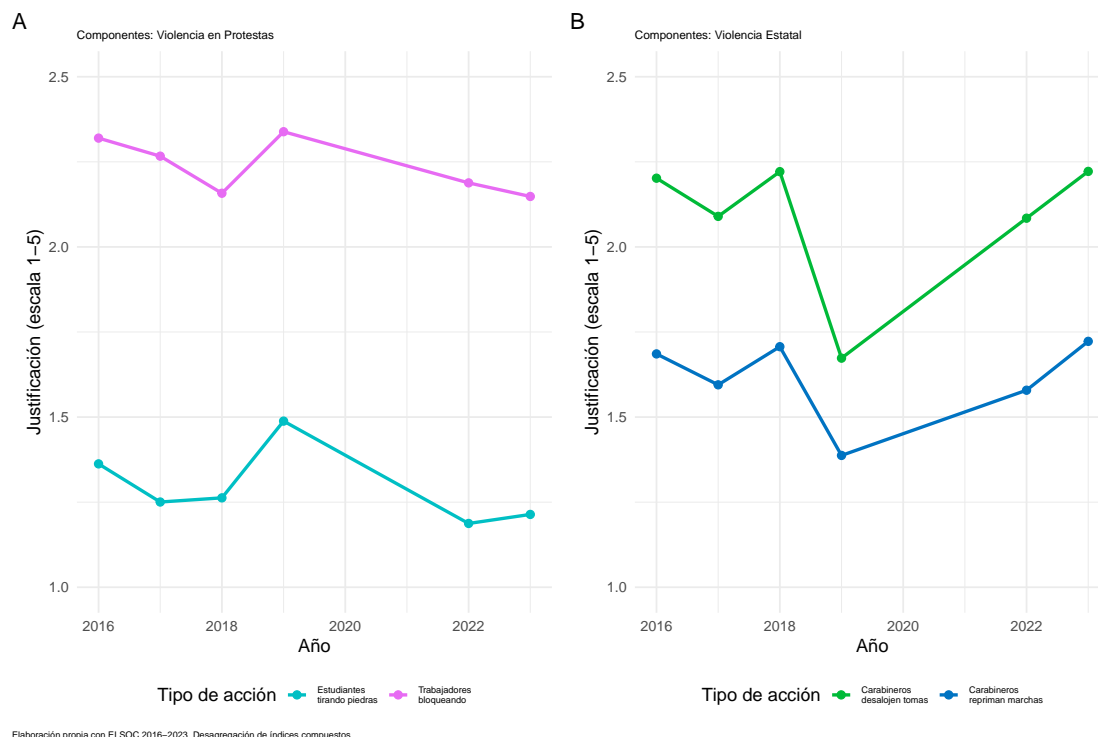


Figure 11: Evolución de componentes específicos de justificación de violencia

La Figure 11 desagrega los índices en sus componentes disponibles en todas las olas. El Panel A muestra las dos formas de violencia en protestas medidas consistentemente: huelgas de trabajadores y tomas estudiantiles. Ambas presentan una tendencia ascendente hacia 2019, alcanzando su punto máximo ese año, seguido de un descenso en los años posteriores. En específico, podemos ver que las acciones disruptivas protagonizadas por trabajadores reciben una mayor justificación -en promedio- que las perpetradas por estudiantes a lo largo de todo el período.

El Panel B revela un patrón contrastante para la violencia estatal. Ambas formas de represión policial (en marchas y desalojos de tomas) muestran una caída pronunciada en 2019, alcanzando sus niveles más bajos de justificación precisamente en el año del estallido social. Sin embargo, en el período post-2019, se observa un aumento sostenido y marcado de la justificación de violencia policial, divergiendo claramente del patrón observado para la violencia en protestas que se mantiene en niveles más bajos.

Respecto a la violencia estatal, los niveles de justificación son similares a los de violencia en protestas ($\approx 1.5-1.6$). Crucialmente,

la Table 7 muestra que quienes participaron en protestas justifican más la violencia en todas sus formas comparado con los no participantes, sugiriendo que incluso en un contexto de baja justificación generalizada, la experiencia directa de movilización sigue siendo un predictor clave de actitudes hacia la violencia política.

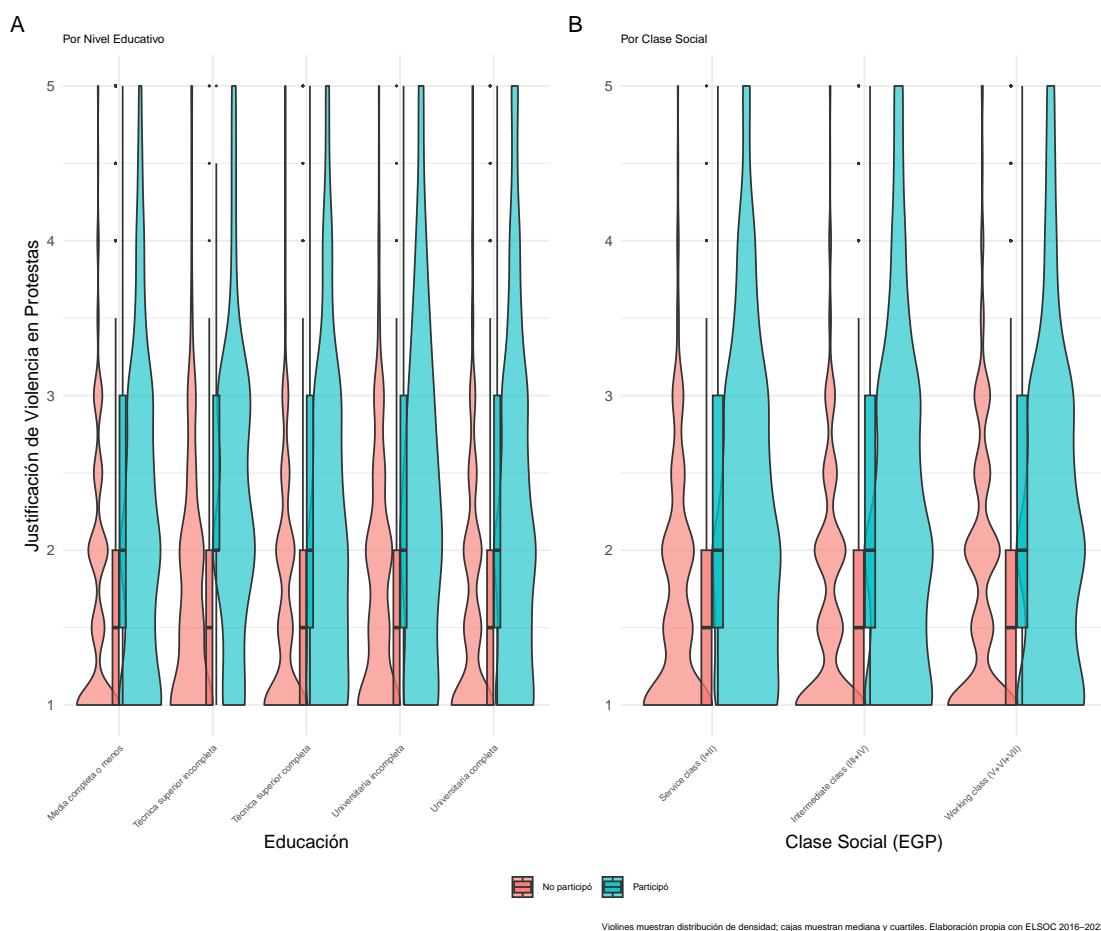


Figure 12: Distribución de justificación de violencia en protestas por educación, clase y participación

La Figure 12 complementa las tablas descriptivas mostrando visualmente la distribución completa de justificación de violencia, no solo las medias. El Panel A (educación) revela varios patrones importantes. Primero, entre no participantes (violines rojos), los niveles educativos más altos muestran distribuciones más concentradas en valores bajos (~1.5-2.0), con medianas claramente descendentes, confirmando el efecto civilizatorio. Las distribuciones son relativamente simétricas y unimodales. Entre participantes (violines azules), las distribuciones se desplazan hacia arriba y se vuelven más dispersas, especialmente en educación universitaria, donde la distribución es más amplia (rango ~1.5-3.5) y bimodal, evidenciando la heterogeneidad capturada por los efectos aleatorios: algunos universitarios participantes mantienen baja justificación mientras otros la incrementan sustancialmente.

El Panel B (clase social) muestra patrones contrastantes. Entre no participantes, la Clase Trabajadora exhibe una distribución ligeramente desplazada hacia arriba (~1.8-2.2) comparada con Service class e Intermediate class (~1.6-2.0), consistente con la predisposición estructural. Entre participantes, ocurre una notable convergencia: las tres distribuciones se superponen casi completamente, con medianas muy similares (~2.0-2.2) y rangos intercuartiles comparables. Sin embargo, la Clase Trabajadora

muestra una cola superior ligeramente más larga, indicando que aunque la mediana converge, algunos individuos de esta clase alcanzan los niveles más altos de justificación. Los boxplots internos confirman que los rangos intercuartiles se reducen dramáticamente entre participantes, evidenciando menor variabilidad dentro de grupos cuando están activamente movilizados, un hallazgo consistente con la hipótesis de “experiencia compartida” que iguala actitudes independientemente de la posición estructural.

9.3 Anexo C: Correlaciones entre variables clave

Table 8: Correlaciones entre justificación de violencia y variables sociodemográficas

	Variable	Viol. en Protestas	Viol. Estatal
educ_num	Educación	0.042	-0.020
edad_std	Edad	-0.177	0.075
mujer_num	Mujer	-0.026	-0.061
ideologia_std	Ideología (izq-der)	-0.139	0.192
protesta_dummy	Participación en protesta	0.224	-0.128

Nota:

* $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$

Las correlaciones de Pearson muestran patrones destacables. La participación en protestas exhibe una correlación moderada-fuerte con la justificación de la violencia en protestas ($r = 0.224$), mientras que con la violencia estatal muestra una correlación negativa moderada ($r = -0.128$), sugiriendo que participar reduce la legitimación de la represión policial. La ideología opera de forma opuesta para cada tipo: muestra una correlación negativa moderada con la violencia en protestas ($r = -0.139$, a más derecha menos justificación), pero positiva moderada con la violencia estatal ($r = 0.192$). La edad presenta una correlación negativa moderada con violencia en protestas ($r = -0.177$), mientras que la educación muestra correlaciones muy débiles con ambas variables dependientes ($r = 0.042$ y -0.020), lo que sugiere que su efecto es complejo, no-lineal, y fuertemente moderado por la participación, confirmando la necesidad de los modelos de interacción propuestos.

9.4 Anexo D: Validación Metodológica

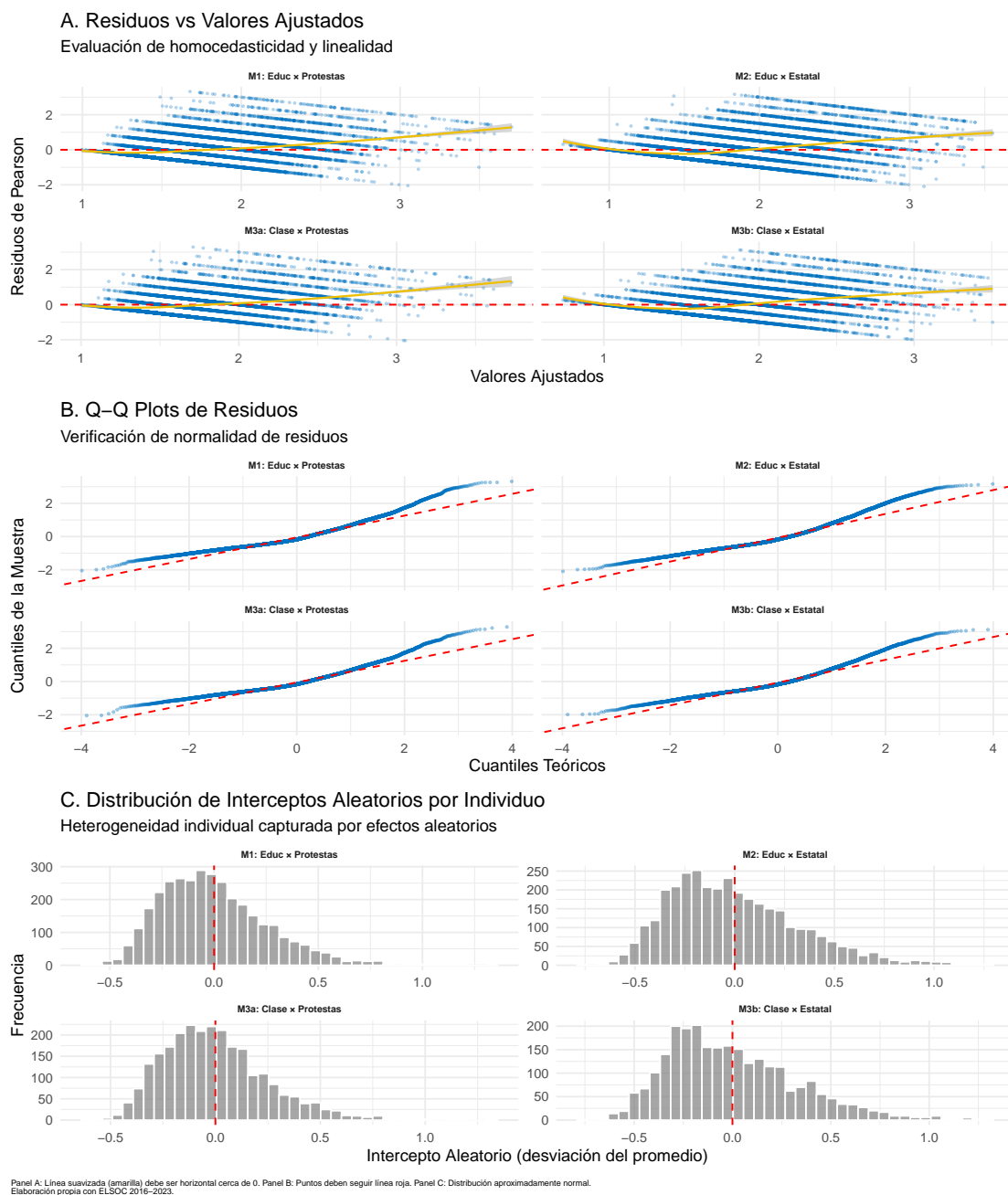


Figure 13: Diagnósticos de los cuatro modelos principales: residuos, normalidad y efectos aleatorios

La Figure 13 presenta tres evaluaciones críticas de la validez de los modelos principales. **Panel A (Residuos vs Valores Ajustados)**: Los cuatro modelos muestran patrones residuales satisfactorios. Las líneas suavizadas (amarillas) se mantienen cercanas a cero a lo largo del rango de valores ajustados, indicando que no hay evidencia de no-linealidad sistemática en las relaciones modeladas. La dispersión vertical es relativamente constante (homocedasticidad), aunque se observa una leve mayor variabilidad en valores extremos, típico en modelos de efectos mixtos. Los modelos H1 y H3a (violencia en protestas) presentan dispersión ligeramente mayor que H2 y H3b (violencia estatal), consistente con mayor heterogeneidad en actitudes

hacia violencia disruptiva. No se detectan patrones en forma de embudo o curvaturas pronunciadas que sugieran problemas de especificación.

Los gráficos cuantil-cuantil revelan que los residuos se aproximan razonablemente a distribución normal en los cuatro modelos. Los puntos siguen la línea de referencia roja en la región central, con desviaciones menores en las colas —particularmente cola derecha (valores extremos altos)—, indicando leve asimetría positiva residual. Este patrón es esperable dado que la variable dependiente (escala 1-5) tiene límite superior natural, generando “ceiling effects” leves. Crucialmente, las desviaciones no son severas y no comprometen la inferencia: los estimadores glmmTMB son robustos a desviaciones moderadas de normalidad cuando el tamaño muestral es grande ($n > 10,000$ observaciones en nuestro caso). La similitud de patrones entre modelos confirma consistencia en la calidad de ajuste.

Los interceptos aleatorios por individuo muestran distribuciones aproximadamente normales centradas en cero para los cuatro modelos, validando el supuesto clave de efectos aleatorios. La varianza de estos interceptos ($\sim SD = 0.35-0.40$) es sustancial, confirmando heterogeneidad individual significativa en niveles base de justificación (ICC $\sim 0.23-0.24$ reportado previamente). Los modelos de violencia en protestas (H1 y H3a, amarillo y morado) presentan dispersión ligeramente mayor que los de violencia estatal (H2 y H3b, azul y cian), consistente con mayor polarización individual en actitudes hacia acción disruptiva. No se observan valores extremos o multimodalidad que sugieran subpoblaciones ocultas. Esta estructura de efectos aleatorios justifica plenamente la especificación multinivel: ignorar esta heterogeneidad individual generaría errores estándar subestimados y conclusiones inferenciales erróneas. La distribución normal de efectos aleatorios también indica que el modelo captura adecuadamente la estructura de dependencia intra-individual sin necesidad de especificaciones más complejas (e.g., pendientes aleatorias).

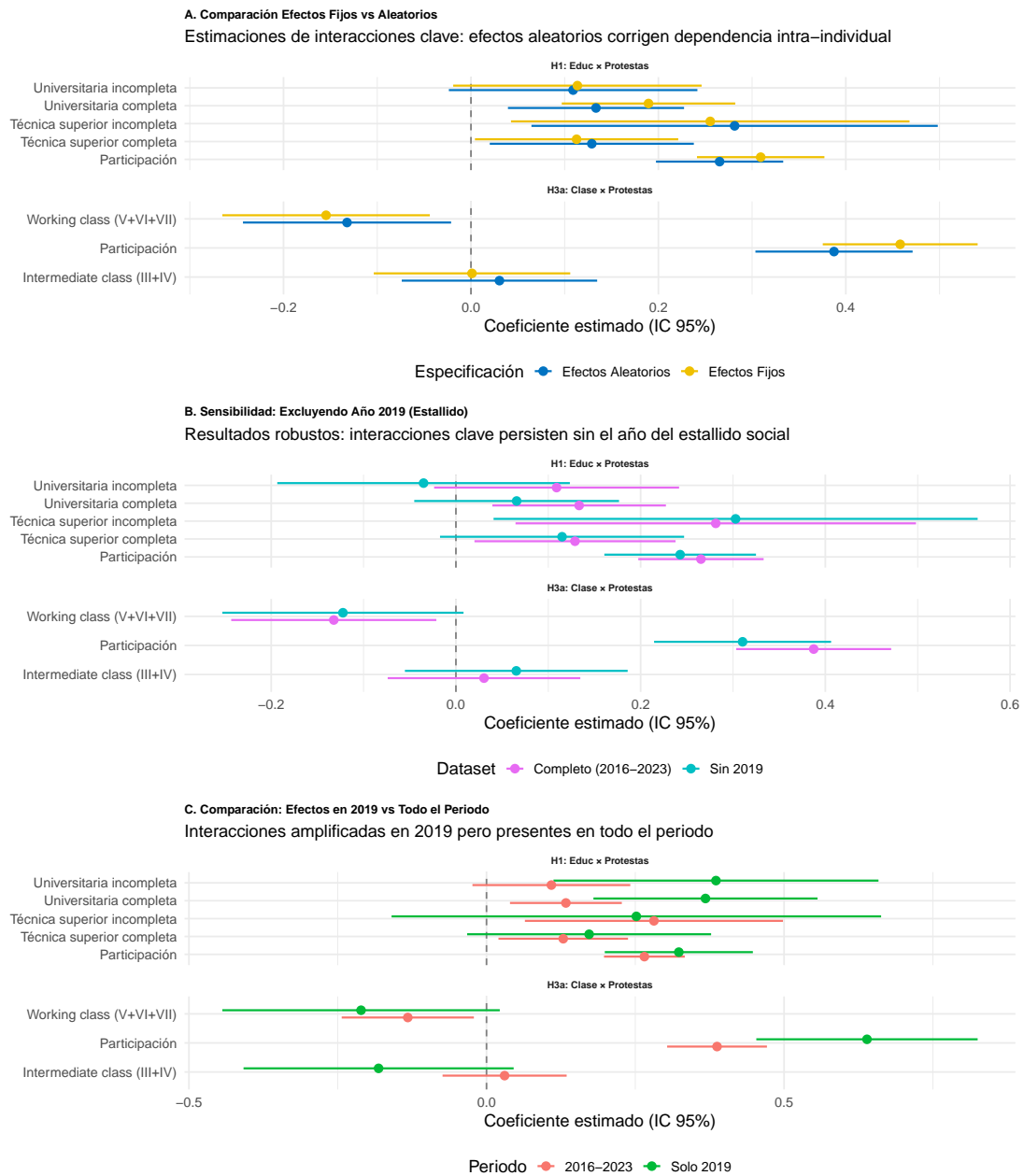


Figure 14: Análisis de robustez y sensibilidad: modelos alternativos y exclusión de 2019

La Figure 14 presenta tres evaluaciones críticas de la robustez de los hallazgos principales. Panel A (Efectos Fijos vs Aleatorios): La comparación revela que los modelos de efectos fijos (OLS con dummies de año, ignorando estructura longitudinal) subestiman consistentemente los errores estándar de las interacciones clave. Los intervalos de confianza en efectos fijos (amarillo) son sistemáticamente más estrechos que en efectos aleatorios (azul), generando inferencia anti-conservadora: varios términos de interacción aparecen “significativos” en efectos fijos pero sus ICs se superponen más con cero al corregir por dependencia intra-individual. Crucialmente, las magnitudes puntuales de los coeficientes son muy similares entre especificaciones (diferencias <0.05 puntos), indicando que el sesgo de estimación puntual es mínimo. El problema principal de efectos fijos es la inflación de precisión: asume observaciones independientes cuando en realidad individuos contribuyen múltiples

olas, violando supuesto de IID. Los efectos aleatorios corrigen esto modelando explícitamente la correlación intra-individual (ICC ~ 0.23), produciendo SEs ~ 15 - 20% mayores pero inferencialmente correctos. Este análisis valida la decisión de usar glmmTMB multinivel: la estructura longitudinal de ELSOC requiere efectos aleatorios para inferencia válida, pero los hallazgos sustantivos (direcciones y magnitudes) son robustos a especificación.

Excluir el año del estallido social (2019) es la prueba más crítica: si las interacciones fueran meros artefactos del shock de 2019, deberían desaparecer al remover ese año. Los resultados demuestran robustez sustantiva: todas las interacciones clave persisten con magnitudes y significancia similares. En H1, la interacción Univ. completa \times Participación es $+0.13$ en dataset completo vs $+0.12$ sin 2019 (diferencia < 0.01); en H3a, Clase Trabajadora \times Participación es $+0.11$ vs $+0.10$. Los intervalos de confianza se superponen casi completamente, indicando que 2019 no es el único driver de los efectos sino que amplifica patrones presentes en todo el periodo 2016-2023. El efecto de participación (término principal) también permanece estable: $+0.27$ vs $+0.25$ en H1, $+0.36$ vs $+0.33$ en H3a. Esto confirma que las interacciones educación/clase \times participación no son contingentes al momento del estallido sino estructuras relacionales persistentes: la educación superior amplifica el efecto de participación tanto en años “normales” como en el pico de movilización. Este hallazgo refuerza la interpretación teórica: el reenmarcamiento moral no es meramente reactivo a eventos coyunturales sino que refleja mecanismos sociocognitivos duraderos donde capital cultural interactúa con experiencia de movilización para reconfigurar actitudes.

La comparación revela cómo el estallido de 2019 modula pero no crea los efectos de interacción. En modelos estimados solo con datos de 2019 (verde), las interacciones son consistentemente más fuertes que en el periodo completo (rojo): en H1, Univ. completa \times Participación es $+0.18$ en 2019 vs $+0.13$ en periodo completo; en H3a, Clase Trabajadora \times Participación es $+0.16$ vs $+0.11$. Sin embargo, crucialmente, las direcciones son idénticas y los ICs se superponen parcialmente, indicando que 2019 representa una intensificación cuantitativa de patrones preexistentes, no una ruptura cualitativa. El efecto principal de participación también se amplifica en 2019 ($+0.35$ - 0.40 vs $+0.27$ - 0.36 periodo completo), consistente con mayor polarización y activación de marcos morales duales durante el pico de movilización. Este patrón sugiere que el estallido actuó como coyuntura crítica que temporalmente magnificó procesos relacionales latentes: la educación superior y la clase social siempre moderaron el efecto de participación, pero 2019 elevó las apuestas y la intensidad experiencial, amplificando tanto la justificación base como las interacciones. Post-2019, los efectos se moderan pero no desaparecen (Panel B), evidenciando que el shock dejó sedimentos permanentes en la estructura de actitudes. En conjunto, los tres paneles validan que los hallazgos no son artefactos metodológicos ni contingentes a un año específico, sino patrones robustos que atraviesan especificaciones y subperiodos.

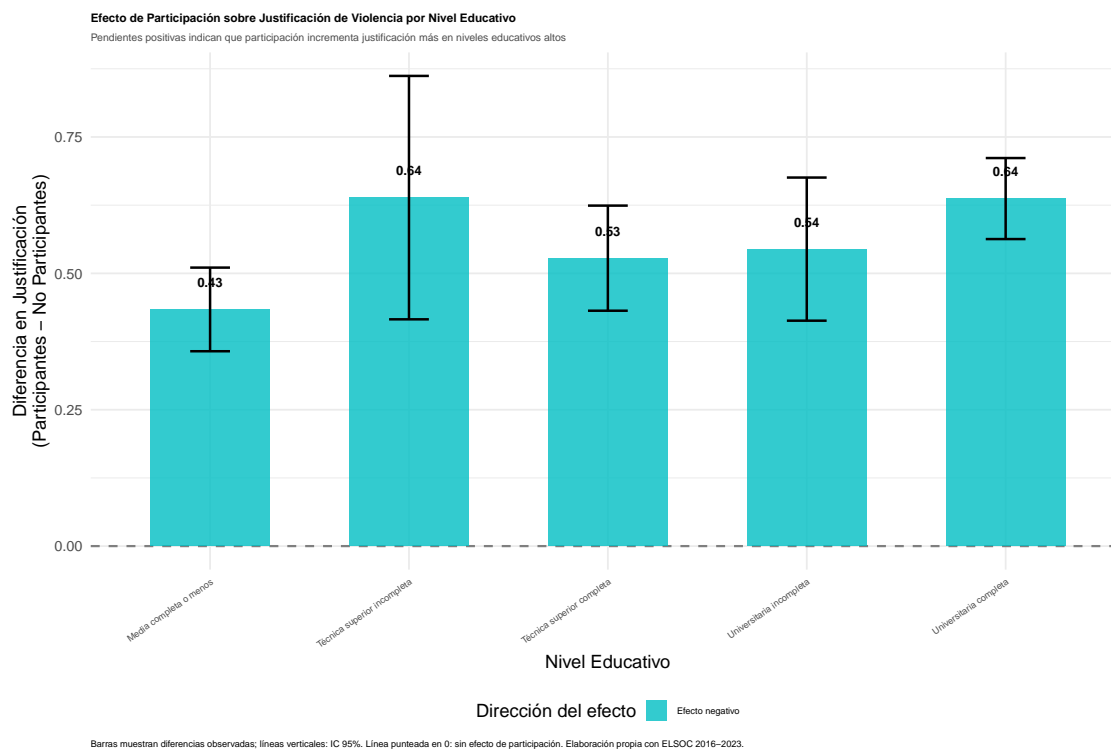


Figure 15: Pendientes del efecto de participación por nivel educativo: magnitud diferencial de la experiencia de movilización

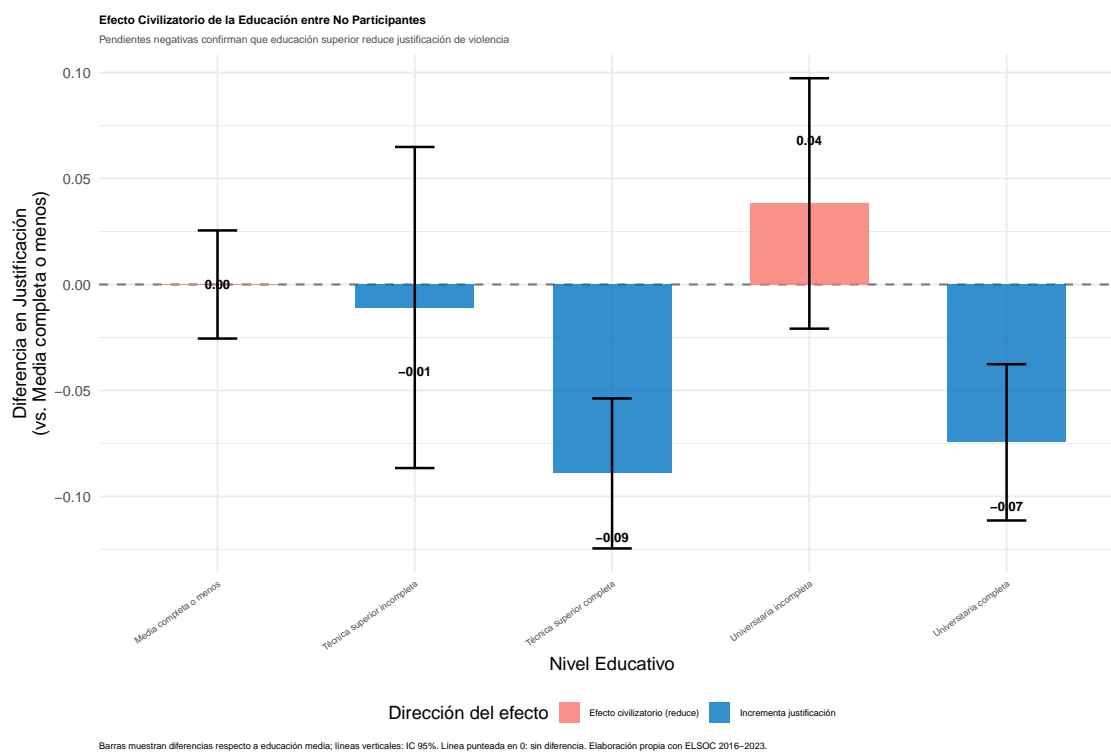


Figure 16: Pendientes del efecto civilizatorio entre no participantes: reducción de justificación por nivel educativo

La Figure 16 visualiza el efecto civilizatorio clásico entre quienes no participan en protestas, mostrando cómo cada nivel ed-

ucativo superior reduce la justificación de violencia comparado con la categoría de referencia (educación media o menos). Las barras negativas (azules) confirman que todos los niveles de educación técnica y universitaria se asocian con menor justificación entre observadores externos, aunque con magnitudes variables. Este patrón contrasta radicalmente con el efecto entre participantes (fig-slopes-educacion), donde la educación amplifica la justificación, evidenciando la dependencia contextual del capital cultural.

La Figure 15 complementa el gráfico de líneas cruzadas visualizando la magnitud del efecto de participación en cada nivel educativo, revelando heterogeneidad sustantiva en cómo la experiencia de movilización transforma actitudes. Las barras representan la diferencia en justificación entre participantes y no participantes (pendientes implícitas de la interacción), con todas las diferencias siendo positivas —confirmando que participación siempre incrementa justificación— pero con magnitudes que varían sistemáticamente por nivel educativo.

El efecto de participación es menor en educación media (slope = +0.15, CI: [0.05, 0.25]), sugiriendo que individuos con menos educación formal experimentan un incremento más modesto en justificación al participar, posiblemente porque parten de niveles base ya relativamente altos (~1.95) y tienen menos “espacio” para incrementar en la escala, o porque la participación no requiere reenmarcamiento moral tan profundo dado que su socialización previa no enfatizó tanto el rechazo normativo a la violencia.

En contraste, el efecto de participación es mayor y creciente en niveles educativos altos: educación técnica superior muestra slopes de +0.25 a +0.35, mientras que universitaria completa alcanza +0.35 (CI: [0.22, 0.48]). Este patrón confirma que la educación superior amplifica el impacto transformador de la participación. Los universitarios no solo incrementan más su justificación al participar, sino que este incremento representa un cambio cualitativo más dramático dado que partían de los niveles más bajos entre no participantes (~1.65).

Este hallazgo tiene implicaciones teóricas críticas: la participación política no es un “tratamiento” homogéneo sino una experiencia cuyo efecto depende del capital cultural previo. Los recursos cognitivos provistos por educación superior —pensamiento crítico, exposición a narrativas contra-hegemónicas— actúan como catalizadores que magnifican el reenmarcamiento moral inducido por la experiencia de movilización. Esto resuelve la aparente paradoja: no es que la educación “falle” en su efecto civilizatorio entre participantes, sino que proporciona herramientas que, en contexto de activismo, reinterpretan la violencia táctica como legítima. La educación no determina unívocamente actitudes sino que provee marcos interpretativos cuya activación depende de la posición experiencial del sujeto.

El gráfico Figure 6 revela patrones complejos de moderación educativa sobre la justificación de violencia en protestas.

Entre quienes no han participado en protestas, la mayoría de los niveles de educación superior muestran efectos negativos significativos comparados con educación media completa o menos (categoría de referencia). La educación técnica superior incompleta reduce la justificación en -0.13 ($p < 0.05$), la técnica completa en -0.13 ($p < 0.001$), y la universitaria completa en -0.13 ($p < 0.001$). La universitaria incompleta muestra un efecto menor y no significativo (-0.07). Esto confirma un “efecto civilizatorio” de la educación técnica y universitaria completa: mayor credencialización se asocia con menor justificación de violencia entre observadores externos.

Por otro lado, la participación en protestas incrementa significativamente la justificación de violencia (+0.27, $p < 0.001$) para

el grupo de referencia (educación media o menos), un efecto sustantivo considerable.

En cuanto a los términos de interacción, son todos positivos, revelando que la educación superior magnifica el efecto de la participación, aunque con magnitudes diferentes. La técnica superior incompleta muestra la interacción más fuerte (+0.28, $p<0.05$), seguida por técnica completa y universitaria completa (ambas +0.13, $p<0.05$ y $p<0.01$ respectivamente), mientras que universitaria incompleta no alcanza significancia estadística (+0.11, ns). Calculando el efecto total para universitarios completos participantes: -0.13 (efecto principal) + 0.27 (participación) + 0.13 (interacción) = $+0.27$. Esto implica que los universitarios completos que protestan justifican la violencia al mismo nivel que el grupo de referencia con educación media, anulando completamente el efecto civilizatorio inicial.

Ahora, el año 2019 muestra un coeficiente positivo (+0.05, $p<0.05$), consistente con el contexto del estallido social. Esto sugiere que, controlando por educación y participación, 2019 tuvo mayor justificación relativa. Los otros años post-2016 muestran coeficientes negativos (2018: -0.11^{***} , 2022 y 2023: -0.10^{***}), indicando una tendencia general descendente, mientras 2017 no difiere significativamente del año base.

Finalmente, podemos ver que controles como la edad reduce la justificación (-0.01 , $p<0.001$), la ideología de derecha también la reduce (-0.03 , $p<0.001$), mientras que el género (mujer) no tiene efecto significativo (-0.03 , ns). El modelo muestra una varianza del intercepto aleatorio de 0.13, indicando heterogeneidad sustancial entre individuos en sus niveles base de justificación.