



Medición y análisis del punitivismo mediante una encuesta web

[Measurement and analysis of punitivism using a web survey]

Liliana Manzano ¹ , Daniel Fredes ¹ , Javiera Carvajal ²  y Felipe Cortés ¹ 

¹Universidad Central de Chile; ²Instituto Nacional de Estadísticas, Chile

Resumen

Si bien no existe un consenso académico sobre qué es punitivismo, diversos autores concuerdan en definirlo como una preferencia ciudadana orientada hacia la aplicación de políticas criminales cada vez más severas, que enfatizan en el uso extendido y masivo de la cárcel como castigo. En este artículo reflexionamos críticamente sobre la orientación punitiva de las demandas ciudadanas por seguridad y su uso legitimador de políticas y discursos represivos. Además, presentamos la elaboración y validación de una escala para medir punitivismo en población de 15 años o más residente en Chile, mediante una encuesta web. Los resultados muestran evidencias de confiabilidad, validez, e invarianza métrica de la escala según sexo, nivel educacional y orientación política. Dejamos nuestra escala a disposición de quien la requiera para futuras investigaciones.

Palabras clave: punitivismo, validación de escalas, invarianza de medida, encuesta web

Abstract

Although there is no consensus definition of punitivism within academia, many authors define it as a preference among citizens for ever tougher criminal policy with emphasis on largescale and extended imprisonment. In this article, we offer a critical discussion of the punitive orientation of citizens' demands for security and its legitimizing use of repressive policies and discourses. In addition, we present the elaboration and validation of a scale for the measurement of punitivism among residents of Chile aged 15 years and over by means of a web survey. The findings provide evidence of reliability, validity, and metric invariance of the scale by sex, educational level, and political orientation. Our scale is available to those who may benefit from it in their future research.

Keywords: punitivism, prison, validation of scales, measurement invariance, web survey

Contacto: La comunicación sobre este artículo debe ser enviada a Liliana Manzano, email liliana.manzano@ucentral.cl

Financiamiento: Esta investigación contó con financiamiento de la Vicerrectoría de Investigación de la Universidad Central de Chile Fondos I+D 2019-2021, proyecto CIP 2019003.

INTRODUCCIÓN

Desde hace tres décadas las Américas, y en particular América Latina, se ubica como una de las regiones más violentas del mundo (Alvarado et al., 2020). Y, si bien los niveles de pobreza han disminuido en la región, la desigualdad socioeconómica sigue siendo un problema severo (Comisión Económica para América Latina y el Caribe [CEPAL], 2016). A consecuencia de ello, se ha incrementado la desconfianza ciudadana hacia los líderes políticos y la justicia criminal, derivando en un aumento de la inseguridad y de las demandas por políticas de mano dura (Rodrigues & Rodríguez-Pinzón, 2020). A pesar de contar con menores niveles de violencia delictiva, Chile no ha estado ajeno a esta realidad. Diversos estudios han revelado que la población expresa una amplia preocupación por la seguridad y altos niveles de temor al delito (Isla, 2017; Quinteros et al., 2021), sumado a una creciente desconfianza hacia las instituciones policiales y de justicia (Dammert, 2014; Morales, 2012; Oyanedel, 2016). Y, si bien los medios de comunicación suelen destacar las demandas ciudadanas por mayores castigos hacia los delincuentes, carecemos de estudios que midan las percepciones de *punitivismo* en Chile (Fuentealba et al., 2019; Isla, 2017).

Estudiar las percepciones punitivas de la población es complejo porque no existe consenso académico sobre la definición del fenómeno (Aguilar, 2018; Wood, 2014), ni menos sobre su medición (Adriaenssen & Aertsen, 2015; Simonson, 2011). Además, las respuestas sociales hacia el castigo suelen ser variables y dinámicas. Los ciudadanos suelen cambiar de percepción dependiendo de cuánta

información se les proporciona sobre el crimen y la sentencia (Aizpurúa, 2015; Hamilton, 2014; Hough & Roberts, 2012). Comprender las percepciones ciudadanas sobre la seguridad es relevante considerando los efectos que estas conllevan a nivel individual, social, y político-institucional. A nivel individual, las personas pueden cambiar sus hábitos y rutinas diarias como estrategias de gestión del riesgo y de la inseguridad (Dammert, 2014; Quinteros et al., 2021). A nivel social, la inseguridad promueve el vigilantismo, la justicia por mano propia, la segregación, y el debilitamiento de la cohesión social (Dammert, 2014; Otamendi, 2020). A nivel político-institucional, es frecuente que los gobiernos de distintas orientaciones político-ideológicas respondan al aumento de la inseguridad con políticas de seguridad punitivas (Isla, 2017; Rodrigues & Rodríguez-Pinzón, 2020). Bottoms (1995) utilizó el concepto de populismo punitivo para referirse al incremento de los políticos que aplican medidas represivas buscando sacar provecho personal en respuesta a lo que ellos creen es la demanda mayoritaria de la ciudadanía. Desde otra perspectiva, el populismo punitivo puede definirse como un enfoque de las políticas criminales tendientes al endurecimiento de las penas y al cambio en la tipificación de ciertos delitos como respuesta a la criminalidad y ante la demanda popular por más seguridad (Morales, 2012; Otamendi, 2020; Rodrigues & Rodríguez-Pinzón 2020).

En Chile se han privilegiado las políticas de control en lugar de las de prevención (Isla, 2017; Morales, 2012), pese a que existe un amplio consenso respecto

a la necesidad de contar con mejores respuestas político-institucionales en materia de seguridad pública. Asimismo, no ha habido un esfuerzo serio y riguroso por estimar si el punitivismo es, en la práctica, la demanda social mayoritaria (Fuentaalba et al., 2019). En este contexto, nos propusimos elaborar y validar una escala para medir punitivismo en población nacional, aplicada mediante encuesta web; así como establecer relaciones entre estas actitudes y las características demográficas, educativas y la orientación política de los encuestados. Para ello, se realizaron análisis de fiabilidad, análisis factorial confirmatorio, evaluación de invarianza, y comparación de medias. Con esto, además de contribuir con una escala validada para medir punitivismo, buscamos aportar al debate en torno a las demandas ciudadanas por seguridad, reflexionando respecto al uso del punitivismo en la legitimación de políticas y discursos represivos en Chile y América Latina.

Definición de punitivismo o demanda punitiva

De acuerdo con Wood (2014) lo punitivo se refiere al uso de las sanciones de la justicia criminal con el propósito de inferir un castigo a quienes han cometido un delito o falta, establecido dentro del código penal de un territorio determinado. Mientras que la demanda punitiva o punitivismo (Aguilar, 2018; Aizpurúa, 2015; Jackson & Kuha, 2015) se define como la preferencia o respaldo ciudadano hacia políticas criminales severas, especialmente aquellas vinculadas a condenas carcelarias (Wood, 2014).

El punitivismo, entendido como una preferencia colectiva por más castigo (Garland, 2005; Otamendi, 2020; Wood, 2014), se enmarca en la consolidación de un enfoque populista en las políticas criminales,

conocido como giro punitivo o populismo penal. Según Garland (2005), este enfoque se caracteriza por el descrédito de la opinión de profesionales y académicos, otorgando mayor relevancia a las demandas de las víctimas y a la opinión pública. Para Hough y Roberts (2012) y Garland (2005), las tendencias punitivas resultan de la interacción entre políticos, medios de comunicación, grupos de interés y la ciudadanía. Interacción que, según Otamendo (2020), puede darse con una lógica de arriba hacia abajo, donde políticos manipulan a la ciudadanía ofreciendo soluciones punitivas y cortoplacistas, o de abajo hacia arriba, donde el público temeroso y enojado presiona a los políticos por medidas represivas para responder a hechos delictivos de alto impacto (Cessaroni, 2021).

En concordancia con Wood (2014), si bien el respaldo popular hacia las políticas punitivas no es una idea nueva, ni tampoco el hecho que los políticos busquen ganancias electorales, la relevancia del análisis histórico-sociológico del populismo punitivo deriva de su envergadura actual. Así, entre el 2000 y el 2020 la tasa de encarcelamiento en América Latina se incrementó en 120%, comparado al 24% del resto del mundo, alcanzando al millón y medio de personas (Alvarado et al., 2020). En este sentido, tanto en la literatura internacional (Garland, 2005; Otamendi, 2020), como en Chile (Fuentaalba et al., 2019; Isla, 2017), se ha expresado que los ideales penales modernos han perdido apoyo en la opinión pública, abriéndose paso hacia una cultura favorable al control y la punitividad. A consecuencia de ello, las demandas por mayor vigilancia policial, aumento en el uso de la cárcel, endurecimiento de penas, así como la restricción de las sanciones alternativas, y el derecho penal del enemigo, son ideas



en auge (Isla, 2017; Morales, 2012). Pese a este aparente consenso, los estudios sobre punitivismo a nivel internacional (Adriaenssen & Aertsen, 2015; Aguilar, 2018; Airzpurúa, 2015; Hamilton, 2014; Otamendi, 2020) han demostrado que las preferencias punitivas manifestadas por la ciudadanía pueden presentar variaciones dependiendo de cómo se define el concepto, su operacionalización y estrategia de medición.

Medición del punitivismo

Según Adriaenssen y Aertsen (2015) en los primeros estudios sobre punitivismo, éste se medía a través de un ítem: "En general, ¿usted podría decir si las sentencias establecidas por las cortes son demasiado severas, son correctas, o no son lo suficientemente severas?". Con el tiempo, la falta de consistencia en los hallazgos y la complejidad del concepto derivaron en un cuestionamiento a este sistema de medición (Hamilton, 2014; Hough & Roberts, 2012; Kleck & Jackson, 2017; Simonson, 2011). Cuando se intenta medir el fenómeno a través de orientaciones generales hacia el castigo, como la que envuelve la pregunta anterior, las respuestas suelen ser punitivas (Aguilar, 2018). En cambio, cuando se utilizan mecanismos de medición que refieren a delitos específicos, escenarios concretos, y sanciones específicas, las respuestas suelen ser más moderadas y diversas (Adriaenssen & Aertsen, 2015; Hamilton, 2014; Otamendi, 2020). Adriaenseen y Aertsen (2015), Aizpurúa (2015) y Aguilar (2018), identifican cuatro dimensiones del punitivismo: (i) valoración de la práctica sentenciadora; (ii) respaldo hacia políticas, medidas o sanciones específicas; (iii) evaluación de las condiciones de

cumplimiento de las condenas; y (iv) finalidad del castigo o pena. En la primera dimensión, se incluyen estudios que miden la evaluación de la población respecto a si las sanciones impuestas por los tribunales son blandas, adecuadas, o no lo suficientemente duras, por medio de escalas tipo Likert (e.g., Butter et al., 2013; Kornhauser, 2015). De modo similar, pero utilizando una escala continua, hay estudios que miden las preferencias en torno a la intensidad de las sanciones, ubicando en el lado izquierdo las sanciones menos punitivas (e.g., libertad condicional), y en el lado derecho las sanciones más severas (e.g., cárcel, cadena perpetua) (Ramirez, 2013). En la segunda dimensión, encontramos estudios que miden el respaldo ciudadano hacia sanciones concretas que se caracterizan por ser represivas (e.g., cadena perpetua, pena de muerte) (Baumer et al., 2003; Kornhauser, 2015; Lopes et al., 2021), o hacia medidas legislativas que conllevan un endurecimiento de la política criminal (Tyler & Boeckmann, 1997). En la tercera dimensión, consideramos estudios que miden percepciones acerca de las condiciones de cumplimiento de las condenas. Además, de la valoración por el cumplimiento efectivo de las penas sin posibilidad de reducción o acceso a beneficios, consideran posturas favorables a la restricción de derechos de residencia, movilidad u otras (Applegate, 2001; Miller & Applegate, 2015; Sööt, 2013). En la cuarta dimensión, incluimos estudios que examinan las creencias de la población respecto a las finalidades del castigo (Mears et al., 2013; Roberts et al., 2009). Las personas favorables a la retribución, incapacitación o disuasión son consideradas más punitivas que quienes respaldan la restauración, rehabilitación o reinserción (Adriaenseen & Aertsen, 2015).

De los estudios descritos, se pueden identificar dos limitaciones relevantes (Adriaenseen & Aertsen, 2015; Aguilar, 2018; Kleck & Jackson, 2017). Las conclusiones de aquellos que se enfocan en una sanción específica no pueden ser generalizables hacia otros tipos de castigos o contextos (Aguilar, 2018; Kleck & Jackson 2017). Mientras que aquellos que se basan en uno o dos elementos del punitivismo no logran captar la riqueza y complejidad del fenómeno (Adriaenseen & Aertsen 2015; Aguilar, 2018). Con el propósito de superar estas debilidades, en las últimas dos décadas se han multiplicado los estudios de punitivismo que utilizan escalas multidimensionales. Mackey y Courtright (2000), por ejemplo, elaboraron una escala de 15 ítems para medir las cuatro dimensiones del punitivismo en estudiantes universitarios de Estados Unidos. La escala presentó buenos indicadores de consistencia interna y validez de contenido. Sin embargo, el instrumento no fue testeado en población general. Aizpurúa (2015), elaboró y validó una escala que mide dos dimensiones del punitivismo: actitudes hacia la delincuencia adulta, y actitudes hacia la delincuencia juvenil, incluyendo ítems que evalúan la dureza de las sentencias, respaldo hacia sanciones específicas, y las condiciones de cumplimiento. Esta escala fue validada por validez de constructo y consistencia interna para población española. En Latinoamérica, las aproximaciones más relevantes para medir punitivismo se han desarrollado en Argentina por Ottamendi (2013, 2014, 2020). En su trabajo de 2020, Ottamendi uso dos indicadores: el primero mide la preferencia por medidas punitivas para reducir la inseguridad, y, otro más específico, que mide la valoración de penas más severas frente a

un hecho delictivo concreto. Pese a que logró construir una tipología punitiva, Otamendi (2020) reconoce las limitaciones de su estudio al utilizar datos secundarios que no abordan las diversas dimensiones de la demanda punitiva.

Una innovación reciente en los instrumentos que miden punitivismo ha sido la incorporación de la técnica de casos-escenarios (Adriaenseen & Aertsen, 2015; Aguilar, 2018). Esto consiste en incluir viñetas con información sobre el delito, el autor, la víctima y/o la potencial sanción, permitiendo que el encuestado entregue su opinión sobre la sentencia considerando las circunstancias del caso (Pozo et al., 2020). Si bien se ha valorado contar respuestas basadas en información precisa, más allá de prejuicios o estereotipos, cuando los textos son muy complejos resulta difícil aislar la influencia de cada variable (Aguilar, 2018). Kleck y Jackson (2017) desarrollaron una estrategia de medición multidimensional, contemplando: (i) una pregunta respecto al respaldo a la pena de muerte como castigo por homicidio; (ii) tres preguntas que consultan por la extensión de las sentencias de cárcel que debieran recibir personas condenadas por homicidio, robo simple, robo con violencia, y robo en la vivienda; y (iii) un índice que combina los ítems del punto ii. En otro estudio (Pozo et al., 2020) analizan el punitivismo en Andalucía con un instrumento de 16 ítems, 13 de los cuales miden preferencias sobre sentencias judiciales, política criminal, condiciones de cumplimiento de las condenas y finalidad de estas; y tres preguntas de caso-escenario. En ninguno de estos estudios se describen los procesos de validación. En los estudios específicos de punitivismo y en encuestas donde se han incluido escalas punitivas, la



aplicación de los instrumentos ha sido preferentemente presencial, y en algunos casos telefónica, lo que conlleva ventajas y desventajas similares a las presentadas en otros estudios de esta índole (Groves

et al., 2009). Hasta donde llega nuestro conocimiento, no existen estudios de punitivismo aplicados a través de plataformas web, lo que da cuenta de la relevancia metodológica y práctica del presente estudio.

MÉTODO

El presente estudio se orienta por un enfoque de tipo cuantitativo, con alcance descriptivo y correlacional. El proceso de recolección de datos fue ejecutado por medio de una encuesta web de corte transversal, aplicada en población general, a fines del 2021.

Población y muestra

La población de estudio fueron residentes en territorio chileno, de 15 años o más, que saben leer y escribir en español, además de poseer conexión a Internet. La muestra fue seleccionada a través de una estrategia de muestreo no probabilístico, acorde a la modalidad comúnmente utilizada para encuestas web no restringidas (Callegaro et al., 2015). Los participantes del estudio fueron reclutados a través de anuncios pagados en redes sociales (i.e., Facebook, Youtube e Instagram), entre el 22 de octubre y el 21 de noviembre del 2021. Los anuncios publicitarios invitaban a contestar una encuesta, y se ofrecía la posibilidad de participar de un sorteo de *giftcards*. Esta estrategia de convocatoria permitió obtener un alto número de respuestas, en un periodo de tiempo relativamente corto y a muy bajo costo. Sin embargo, como la inclusión de los sujetos en el estudio se realizó por auto-selección y la muestra es no-probabilística, no es posible inferir parámetros poblacionales.

La muestra quedó compuesta por un total de 1,088 observaciones. La edad promedio es de 55 años, lo que corresponde a una media mayor que la registrada en el Censo más reciente (43.06 años), correspondiente al año 2017. Respecto al género, 21.8% de la muestra se identificó con el género masculino, 76.8% con el femenino. En ese sentido, es evidente que en nuestra muestra el género femenino está sobrerrepresentado, ya que, según datos censales, en Chile la población femenina constituye sólo el 51.1%. Respecto al nivel educacional, en la muestra no hay personas sin estudios formales, 2% tiene educación básica incompleta o completa, 24% educación media incompleta o completa, 17.7% educación superior incompleta, 42.9% educación superior completa y 13.4% posee posgrados. En ese sentido, la muestra analizada posee niveles educacionales más altos que la población nacional, ya que, en el país solo 19.2% de los individuos cuenta con educación superior completa.

Instrumento

El instrumento incluyó una caracterización sociodemográfica, la escala de punitivismo, y otras dos subsecciones. En este estudio nos centraremos en la escala de punitivismo. En la presentación inicial del instrumento se incluyó



un consentimiento informado, con los objetivos del estudio y las condiciones de participación voluntaria. El cuestionario fue aplicado a través de la plataforma web SoSci Survey (Leiner, 2019). El tiempo promedio de respuesta al cuestionario completo fue 7 minutos, mientras que la escala de punitivismo requirió aproximadamente 2.5 minutos.

Es importante destacar que, dado el carácter auto-administrado de las encuestas web, se recomienda contar una extensión menor a 10 minutos, con el fin de evitar pérdida muestral, no-respuestas al ítem, y errores de medición por déficit de atención (Callegaro et al., 2015).

Tabla 1

Ítems de la Escala de Punitivismo Usada en Esta Investigación

1. Las personas que cometen delitos graves merecen pasar toda la vida en la cárcel.
2. Las personas condenadas por delitos violentos debiesen ser vigiladas durante un tiempo después de salir de la cárcel (ej. tobilleras electrónicas, visitas domiciliarias).
3. Los delincuentes no volverían a cometer delitos si aumentaran los años de condena en la cárcel.
4. Condenas largas y severas son necesarias para preservar el sentido de justicia de nuestra sociedad.
5. Para disminuir la delincuencia habría que mandar más gente a la cárcel.

Nota: Los ítems se presentan en un orden aleatorio. Los sujetos responden a los ítems usando una escala de grados de acuerdo de cinco puntos desde muy de acuerdo a muy en desacuerdo.

Nuestra escala de punitivismo está compuesta por cinco ítems con un formato tipo Likert de grados de acuerdo. La escala fue desarrollada en base a la revisión de la literatura, un panel de expertos y dos pretest. Estos procesos nos permitieron ir eliminando ítems y mejorar el fraseo. El borrador inicial de la escala ocho ítems tipo Likert y cuatro ítems con la técnica de caso-escenario (Kleck & Jackson, 2017; Pozo et al., 2020). Los ítems tipo Likert incluyeron afirmaciones sobre sentencia, condiciones de cumplimiento de las penas, finalidad del castigo y política criminal. Los ítems caso-escenario consultaban por el tipo de castigo (i.e., cárcel o cadena perpetua) y extensión en años

que debiera imponerse a personas condenadas por delitos de robo con violencia o intimidación, agresión usando armas con resultado de lesiones graves, robo en una vivienda y homicidio.

Esta versión del instrumento fue sometida a un panel evaluador, compuesto por 10 personas expertas en criminología y/o metodología de encuestas. A cada juez se le solicitó la validez de contenido del instrumento usando criterios como: comprensión, recordación y respuesta (Groves et al., 2009). Luego, realizamos un pretest con docentes y estudiantes universitarios, obteniendo un total de 89 respuestas. En base al análisis ambas fuentes de información identificamos cuatro ítems Likert poco comprensibles, con altos niveles de no-respuesta, y débilmente



asociados con los otros ítems de la escala. Todos los ítems del caso-escenario mostraron un funcionamiento insatisfactorio (e.g., más de 50% respuestas perdidas o que marcaron la opción no tengo opinión).

A partir de esos resultados elaboramos una segunda versión del instrumento con cinco ítems tipo Likert la que fue testeada con una muestra no probabilística de población general, compuesta por 130 observaciones. El análisis de este segundo pretest demostró que la escala modificada posee una adecuada consistencia interna, y no presentó problemas de no-respuesta al ítem. Esta versión de la escala constituye el instrumento final, aplicado a población general entre octubre y noviembre del 2021, mediante plataforma web.

Variables

El concepto punitivismo fue medido a través de una variable de tipo continua, un índice que varía en un rango de 0 a 1, donde 0 indica un nivel mínimo de demanda punitiva y 1 implica su nivel máximo. Éste índice fue construido a partir de las puntuaciones factoriales calculadas en base al modelo de análisis factorial confirmatorio (AFC) estimado para la escala de punitivismo, de 5 ítems, y su posterior re-escalamiento. Además, medimos el género de los respondientes en cuatro categorías (masculino, femenino, otro y prefiero no decir). Dado que menos del 1% de las personas indicó ser de otro género o prefirió no decir, decidimos transformar la variable género en dicotómica distinguiendo hombres y mujeres. El nivel educacional fue medido a través de una variable ordinal, incluyendo 8 categorías de respuesta (i.e., sin estudios formales, educación básica

incompleta, básica completa, media incompleta, media completa, superior incompleta, superior, y postgrados universitarios). Para el análisis de invarianza y comparación de medias esta variable fue dicotomizada agrupando, por un lado, a las personas con educación media completa o menos, y por otro, a las personas con un nivel educacional superior. La orientación política fue medida como una variable continua con un rango que va desde 1 a 10, donde 1 es izquierda y 10 derecha. Para el análisis de invarianza y comparación de medias esta variable fue dicotomizada categorizando como izquierda las personas que respondieron valores menores que 4, y como otras orientaciones políticas a los casos que presentaron valores iguales o mayores que 4.

Análisis

Los análisis fueron implementados en el software libre R (R Core Team, 2021). Primero, realizamos AFC para evaluar la validez de constructo de la escala, someter a prueba de hipótesis la dimensionalidad del concepto y minimizar el error de medición en la variable latente punitivismo (Brown, 2015). Estos análisis fueron realizados empleando la librería lavaan (Rosseel, 2012).

Los AFC fueron estimados aplicando el método de mínimos cuadrados ponderados diagonalmente (WLSMV) y en base a matrices de correlaciones policóricas. Según Li (2016), cuando se trabaja con variables ordinales y se cuenta con más de 200 observaciones, WLSMV proporciona estimaciones menos sesgadas y con mayor precisión que máxima verosimilitud (ML). Para evaluar el ajuste de los modelos empleamos los siguientes indicadores y



umbrales de decisión: (a) χ^2 de valor bajo y no significativo; (b) CFI, valores sobre .95 (c) TLI, valores superiores a .95; (d) RMSEA, valores menores a .05; y (e) SRMR, valores menores a .05 indican buen ajuste (Brown, 2015). Además, evaluamos la confiabilidad de la escala mediante el indicador de consistencia interna α de Cronbach.

En una segunda etapa, realizamos AFC para evaluar la invarianza de la escala según sexo, nivel educacional y orientación política. Este análisis lo hicimos con el

propósito de estimar la comparabilidad de la escala de punitivismo (Milfont & Fischer, 2010). Las comparaciones entre modelos se realizaron mediante pruebas de diferencias de χ^2 , además de considerar los indicadores de ajuste del párrafo anterior. Finalmente, para evaluar la validez discriminante de la escala analizamos las diferencias de medias mediante la prueba t de Student para muestras independientes, según tres variables: sexo, nivel educacional y orientación política.

RESULTADOS

Análisis factorial confirmatorio y fiabilidad

En la Tabla 2 presentamos las correlaciones bivariadas entre los ítems que componen la escala. Todos los ítems se correlacionan positiva y significativamente al 95% de confianza con coeficientes de correlación iguales o superiores a .48. Con esta matriz, contrastamos la hipótesis de un factor que explica los ítems de escala. El ajuste de este modelo unidimensional no fue satisfactorio ($\chi^2= 29.406$, $gl= 5$, $p < .001$; CFI= .998; TLI= .996; RMSEA= .068; SRMR= .033).

Tabla 2

Matriz de Correlaciones Entre los Ítems de la Escala de Punitivismo

	Ítem 1	Ítem 2	Ítem 3	Ítem 4
Ítem 2	.620			
Ítem 3	.648	.526		
Ítem 4	.712	.590	.763	
Ítem 5	.616	.476	.715	.698

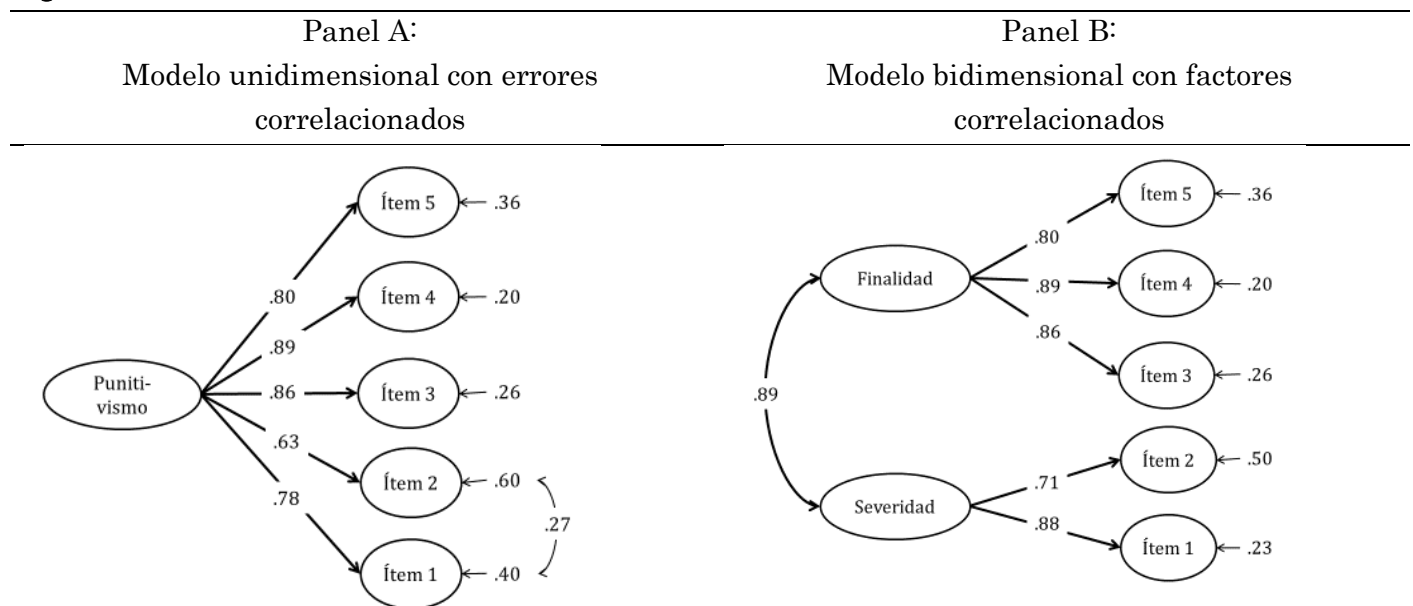
Nota. Todas las correlaciones son significativas $p < .001$.

Dado que el modelo no ajustó a los datos, analizamos los índices de modificación a partir de lo cual pusimos a prueba dos modelos alternativos. Se probó un segundo modelo unidimensional permitiendo que los errores de los ítems 1 y 2 covaríen. La decisión de permitir esta covarianza puede ser argumentada en función de que ambos ítems se refieren explícitamente a delitos graves o violentos, lo que según la literatura afectaría las actitudes hacia el castigo (Adriaenssen & Aertsen, 2015; Aguilar, 2018; Otamendi, 2020). Además, especificamos un modelo considerando una estructura bidimensional. Planteamos una dimensión de severidad que explica a los ítems 1 y 2, y una dimensión de finalidad que explica a los ítems 3, 4 y 5. Tanto el modelo unidimensional con errores correlacionados ($\chi^2 = 8.584$, $df = 4$, $p = .072$; CFI = 1.00; TLI = .999; RMSEA = .033; SRMR = .016) como el modelo bidimensional ($\chi^2 = 8.584$, $df = 4$, $p = .072$; CFI = 1.00; TLI = .999; RMSEA = .033;

SRMR = .016) mostraron un buen nivel de ajuste. Asimismo, constatamos que ambos modelos presentan la misma bondad de ajuste en todos sus indicadores. Por esto, para decidir cuál de los dos modelos considerar como el definitivo, analizamos los coeficientes estandarizados estimados.

Como se observa en la Figura 1 panel A, la variable latente punitivismo explica adecuadamente todos los ítems de la escala, lo que se refleja en altas cargas factoriales, junto a bajos términos de error en las variables observadas. Además, la correlación entre los errores de los ítems 1 y 2 es solo .268.

Figura 1. Modelos factoriales Alternativos Analizados



Nota. todos los parámetros de la figura representan la solución completamente estandarizada. El estimador en ambos casos fue WLSMV.

A su vez, en el panel B, todos los ítems son altamente explicados por ambas variables latentes, quedando términos error iguales o menores que .50. La alta correlación ($r = .89$ entre las variables latentes del Panel B sugiere que es preferible colapsar las dimensiones en único factor. Esto, sumado al ajuste de los modelos a los datos y los coeficientes estandarizados, decidimos considerar al modelo unidimensional con errores correlacionados como el modelo definitivo. Además, la estimación de un coeficiente α

de Cronbach de .844 sugiere que nuestra escala cuenta con una alta consistencia interna

Evaluación de invarianza

Como observamos en la Tabla 3, hay una diferencia de χ^2 no significativa entre los modelos de invarianza configural e invarianza debil según sexo ($\Delta\chi^2 = 3.648$; $\Delta df = 4$; $\Delta p = .456$), constatándose que la estructura unidimensional de la escala y sus cargas factoriales no difieren significativamente entre hombres y



mujeres, por lo que el significado de los ítems en relación al punitivismo es el mismo para ambos grupos. Sin embargo, al evaluar la invarianza escalar constatamos una diferencia de χ^2 significativa

que sugiere que uno de los grupos tiende a dar respuestas sistemáticamente más punitivas que el otro, y que las fuentes de error difieren entre hombres y mujeres.

Tabla 3

Análisis de Invarianza de Punitivismo Según Sexo, Nivel Educativo y Orientación Ideológica

	Invarianza	χ^2	df	$\Delta\chi^2$	Δp	CFI	TLI	SRMR	RMSEA	RMSEA IC 90%
Sexo	Configural	23.99	8			1	1	.017	.021	[.000, .059]
	Débil – métrica	27.64	12	3.65	.456	1	1	.018	.000	[.000, .041]
	Fuerte – escalar	46.64	16	18.99	.001	.985	.981	.033	.061	[.041, .082]
	Estricta	55.34	21	8.70	.121	.983	.984	.044	.057	[.039, .075]
Educación	Configural	24.97	8			.991	.977	.017	.067	[.039, .098]
	Débil – métrica	33.95	12	8.99	.061	.988	.980	.034	.063	[.038, .088]
	Fuerte – escalar	39.97	16	6.02	.198	.987	.984	.035	.057	[.035, .079]
	Estricta	53.99	21	14.02	.015	.982	.983	.047	.058	[.039, .077]
Orientación Política	Configural	26.20	8			.990	.976	.018	.068	[.040, .098]
	Débil – métrica	29.45	12	3.25	.516	.991	.984	.026	.054	[.030, .079]
	Fuerte – escalar	46.08	16	16.63	.002	.984	.980	.034	.062	[.041, .083]
	Estricta	71.92	21	25.84	.000	.973	.974	.052	.070	[.053, .088]

Nota. Todos los modelos fueron estimados mediante estimación por máxima verosimilitud. *df* = grados de libertad. $\Delta\chi^2$ = cambio en chi cuadrado. Δp = cambio en valor-p. EMC = Enseñanza media completa. El tamaño de la muestra varía entre los análisis debido al distinto número de casos perdidos según las variables analizadas: n mujer = 795, n hombre = 219; n con 12 o menos años de educación = 238, n con más de 12 años de educación = 695; n orientación política de izquierda = 339, n otra orientación política = 648.

En la evaluación de invarianza según nivel educacional, observamos un resultado levemente distinto. Al comparar personas con educación media completa (i.e., completar los 12 años de educación formal obligatoria) o menos, con personas de mayor nivel educacional, existe una diferencia de χ^2 no significativa entre los modelos, afirmándose la

existencia de la invarianza en la estructura dimensional y en las cargas factoriales ($\Delta\chi^2 = 8.99$; $\Delta df = 4$; $\Delta p = .061$). Además, al evaluar la invarianza escalar (i.e., umbrales) observamos una diferencia no significativa de χ^2 ($\Delta\chi^2 = 6.02$; $\Delta df = 4$; $\Delta p = .198$). Ello significa que ambos grupos no difieren de modo relevante en sus respuestas a la escala de



punitivismo. Sin embargo, al evaluar la invarianza estricta, sí notamos una diferencia significativa ($\Delta\chi^2 = 14.02$, $\Delta df = 54$, $\Delta p = .015$), lo que indica que las fuentes de error difieren según nivel educacional. En el análisis según orientación política, confirmamos la existencia de invarianza configural y métrica en la escala de punitivismo ($\Delta\chi^2 = 3.25$, $\Delta df = 4$, $\Delta p = .516$), aunque no de invarianza escalar ($\Delta\chi^2 = 16.63$, $\Delta df = 4$, $\Delta p = .002$) ni estricta. En ese sentido, dentro del modelo de punitivismo unidimensional, al comparar personas con una orientación política de izquierda y personas con otras orientaciones políticas, vemos que su estructura dimensional y cargas factoriales no varían significativamente, pero sí sus interceptos y varianzas de error.

En síntesis, los resultados dan cuenta de la existencia de equivalencia métrica (i.e., misma estructura factorial e iguales cargas factoriales) en la escala de punitivismo por sexo, nivel educacional y orientación política. En otras palabras, la variable latente punitivismo demostró tener una estructura unidimensional y cargas factoriales invariantes entre estos grupos. Además, comprobamos la existencia de una equivalencia escalar según nivel educacional, lo que significa que al comparar la variable punitivismo observamos una estructura dimensional, cargas factoriales e interceptos invariantes en los dos niveles educativos analizados.

Diferencia de medias

En la Tabla 4, presentamos las medias y desviaciones estándar del índice de punitivismo elaborado, según sexo, nivel educacional y orientación política,

junto a los resultados de la prueba t de diferencia de medias y estadístico g de Hedges para tamaño efecto. La media global en el índice de punitivismo en escala 0 a 1 fue de .640 y tuvo una desviación estándar de .232. Esto significaría que la demanda punitiva media de los encuestados es moderada, aunque con una importante variabilidad (coeficiente de variación de 36.25%).

Según sexo, la media de punitivismo en hombres fue levemente menor que la media en mujeres siendo esta diferencia estadísticamente significativa, aunque de tamaño de efecto pequeño. Esto significa que, en promedio, las mujeres son levemente más punitivas que los hombres. Con relación a la variable nivel educacional, la media en el índice para personas con 12 o menos años de educación fue más alta que en las personas con mayor nivel educacional. Esta diferencia fue estadísticamente significativa y de tamaño de efecto pequeño, aunque más grande que la diferencia observada por sexo. Por tanto, en promedio, las personas con estudios secundarios completos o menos son levemente más punitivas que las personas con nivel educacional superior.

Por último, según orientación política, las personas de izquierda presentan una media de punitivismo menor que las personas con otras orientaciones políticas. Esta diferencia es significativa y de un tamaño de efecto mediano. En suma, entre las tres variables independientes, la orientación política fue la que mostró un mayor tamaño de efecto. En promedio, las personas de izquierda son menos punitivas que las personas de otras orientaciones políticas.



Tabla 4

Diferencias de Medias en Índice de Punitivismo

		Media	S	n	Valor-t	df	Valor-p	g
Sexo	Hombre	.597	.249	219	-2.70	322.7	.007	-0.218
	Mujer	.647	.225	795				
Educación	≤ 12 años	.694	.212	238	4.51	454.3	<.001	0.321
	> 12 años	.620	.215	695				
Orientación política	Izquierda	.545	.239	339	-9.09	624.4	<.001	-0.630
	Otras	.686	.215	648				

Nota. S = desviación estándar. n = tamaño muestral. Valor-t = estadístico t de Student para diferencia de medias en muestras independientes con corrección para heterogeneidad de varianzas. df = grados de libertad de la prueba-t. g = estadístico g de Hedges.

CONCLUSIONES

Los resultados de este estudio proporcionan evidencia a favor de que el punitivismo presenta una estructura unidimensional en la población analizada. Sin embargo, como la versión final de la escala solo cuenta con 5 ítems, no fue posible evaluar empíricamente la validez de estructuras dimensionales más complejas, como las propuestas por Adriaenseen y Aertsen (2015), Aizpurúa (2015) o Hamilton (2014). En cambio, logramos descartar una estructura de dos dimensiones. Lo anterior es relevante porque, a diferencia de lo que sostienen algunos autores (Adriaenseen & Aertsen, 2015; Aguilar, 2018; Aizpurúa, 2015), nuestros datos muestran que las personas no hacen mayores distinciones a la hora de definir sus actitudes hacia el castigo. La alta correlación entre las dimensiones al ajustar el modelo bidimensional manifiesta una superposición entre las preferencias en torno a la extensión y condiciones de cumplimiento de las condenas (severidad), y las creencias acerca de la finalidad

del castigo penal. Una explicación plausible a la mayor evidencia de validez de una estructura unidimensional, en contraste a la bidimensional, podría ser el bajo conocimiento y confianza ciudadana en el sistema penal en Chile, junto a una erosionada adhesión a los principios del derecho y proceso penales (Fuentealba, et al. 2019). Ello impediría que las personas realicen distinciones más específicas en torno a sus demandas punitivas. Además, el índice de punitivismo da cuenta de la existencia de una demanda punitiva en promedio moderada y altamente heterogénea. Estos hallazgos coinciden con lo reportado en contextos tan diversos como España (Aizpurúa, 2015) o Argentina (Otamendi, 2020). Aizpurúa (2015), en los que, más allá de lo que comúnmente se piensa, se ha encontrado que los españoles no demuestran ser fuertemente punitivos, sino que en promedio expresan valoraciones moderadas. De modo similar, en Buenos Aires - Argentina la mayoría de las personas se ubican en

una tipología intermedia de punitivismo (Otamendi, 2020), y el apoyo a castigos severos, tales como la pena de muerte, no son mayoritarios. Fuentealba et al. (2019) analizaron en Concepción, Chile, el apoyo de las personas a los principios del Derecho y procesos penales (aspecto relacionado al punitivismo) y observaron que la adhesión a estos principios es heterogénea y se distribuye de forma polarizada, lo que se distancia de nuestros hallazgos. Sin embargo, estas diferencias pueden ser atribuidas a que se está midiendo conceptos distintos y en poblaciones diferentes.

Este estudio muestra evidencia a favor de la invarianza métrica de la escala de punitivismo. Esto significa que la calidad de la medición del punitivismo que hace esta escala no se ve afectada por el tipo de grupo a medir. Particularmente, la variable punitivismo demostró invarianza entre hombres y mujeres, entre personas con 12 o menos años de educación y personas con niveles educativos mayores, y entre personas con una orientación política de izquierda y personas con otro tipo de afinidades políticas. Lo anterior representa una contribución a la medición del punitivismo, puesto que hasta donde llega nuestro conocimiento, no se había evaluado con anterioridad la equivalencia métrica de alguna de las estrategias de medición disponibles. Nuestros resultados a su vez indican que, al usar el índice de punitivismo, los hombres se muestran levemente menos punitivos que las mujeres, lo que coincide con parte de la evidencia disponible (e.g., Pozo et al., 2020) que muestra que las mujeres expresan con mayor frecuencia la creencia de que los juzgados no son lo suficientemente severos. Aunque otros estudios (e.g., Adriaenseen & Aertsen, 2015; Aguilar, 2018) no han encontrado evidencia

concluyente respecto a diferencias por sexo. Por ejemplo, Mackey y Courtright (2000) reportaron que, en modelos de regresión múltiple, el género no produce efectos significativos, pero Aguilar (2018) muestra que los hombres tienden a mostrar mayor respaldo a sanciones particularmente severas, como la cadena perpetua o la pena de muerte.

Nuestro estudio también muestra diferencias significativas en la media de punitivismo según nivel educacional, revelando que las personas con mayor nivel de educación presentan una media de punitivismo menor. En la literatura revisada hay amplio consenso sobre la relación entre nivel educativo y demanda punitiva (Aguilar, 2018; Hough & Roberts, 2012; Mackey & Courtright, 2000; Pozo et al., 2020). Aguilar (2018) muestra que el nivel educativo es un predictor fuerte del nivel de punitivismo, y que las personas con mayor educación expresan una menor adhesión por políticas y sanciones punitivas. En ese sentido, nuestros hallazgos son coherentes con la evidencia previa. Nuestros resultados revelaron la existencia de una relación positiva entre orientación política y punitivismo. Las personas de izquierda son menos punitivas que las personas de otras orientaciones políticas. Estos hallazgos se encuentran en la línea señalada por estudios previos (Adriaenseen & Aertsen, 2015; Aguilar, 2018; Kleck & Jackson, 2017; Mackey & Courtright, 2000). Estos coinciden en que la ideología se asocia de forma consistente con las demandas punitivas, mostrando que las personas de orientación conservadora y/o de derecha tienden a ser más punitivas que las personas liberales, progresistas y/o de izquierda. Por ejemplo, Mackey y Courtright (2000) detectaron que la ideología es uno de los mejores predictores



de punitivismo entre estudiantes universitarios estadounidenses y Kleck y Jackson (2017) mostraron que el apoyo a castigos severos se explica en Estados Unidos por fenómenos raciales, adhesión a ideologías conservadoras, y una alta exposición a noticiarios televisivos. En suma, las diferencias de medias observadas entre orientaciones político-ideológicas y que el tamaño del efecto de la orientación política sea mayor que el de sexo y nivel educacional, podría ser considerado una evidencia de validez discriminante de la escala. Por supuesto, este estudio no está exento de limitaciones. Como la escala de punitivismo fue elaborada para aplicarse en encuestas por internet, se pensó con una longitud lo más acotada posible. Por esa razón, si bien la escala logró evidencias de validez y confiabilidad, la escala solo contempla elementos mínimos necesarios para medir las preferencias punitivas de la población sin abarcar de modo exhaustivo toda la complejidad del fenómeno. En concordancia con Adriaenseen y Aertsen (2015), y Aizpurúa (2015), creemos que es necesario avanzar en estrategias de medición más complejas que aborden las múltiples dimensiones involucradas en el concepto, que evalúen las preferencias de sanciones ofreciendo información clave sobre características del delito, el infractor, y la víctima, en la línea de las técnicas de caso-escenario. No obstante, esta tarea sólo puede ser abordada con modalidades de encuestas distintas al formato

web, con menores restricciones de tiempo, y de estilos de preguntas (Groves et al., 2009). Por otro lado, nuestro estudio tiene limitaciones asociadas a su diseño muestral. Dado el carácter no probabilístico de la muestra, nuestros hallazgos sobre la media del punitivismo y su relación con las variables sexo, nivel educacional y orientación política, son sólo de tipo descriptivo-muestral y no pueden ser directamente extrapoladas a la población nacional.

En resumen, nuestro estudio demostró validez de contenido y constructo para la escala de punitivismo, elaborada en el marco de una encuesta web. Además, confirmarnos la estructura unidimensional de la escala y niveles satisfactorios de confiabilidad. Complementariamente, el estudio reveló la validez discriminante de la escala, manifestándose variaciones significativas y coherentes con parte de la evidencia previa, en los niveles de punitivismo según sexo, nivel educacional, y orientación política. Así, nuestra escala demostró ser un instrumento adecuado para medir punitivismo en encuestas web, donde se requieren cuestionarios breves, de fácil aplicación, y que demuestren suficiente confiabilidad y validez. Asimismo, destacamos que nuestra escala está situada y contextualizada para el estudio del punitivismo en Chile, lo que constituye una contribución a un campo escasamente estudiado en nuestra región.

REFERENCIAS

- Adriaenssen, A., & Aertsen, I. (2015). Punitive attitudes: Towards an operationalization to measure individual punitivity in a multidimensional way. *European Journal of Criminology*, 12(1), 92–112. <https://doi.org/10.1177/1477370814535376>
- Aguilar, J. A. (2018). Aproximación al análisis de las actitudes punitivas. *Revista Criminalidad*, 60(1), 95–110. <https://bit.ly/3QrtIM4>
- Aizpurúa, E. (2015). Delimitando el punitivismo. Las actitudes de los españoles hacia el castigo de los infractores juveniles y adultos. *Revista Española de Investigación Criminológica*, 13, 1–30. <https://doi.org/10.46381/reic.v13i0.90>
- Applegate, B. K. (2001). Penal austerity: Perceived utility, desert, and public attitudes toward prison amenities. *American Journal of Criminal Justice*, 25(2), 253–268. <https://doi.org/10.1007/BF02886849>
- Alvarado, N., Villa-Mar, K., Jarquín, M. J., Cedillo, B., & Forero, D. (2020). *Las cárceles de América Latina y el Caribe ante la crisis sanitaria del COVID-19*. Banco Interamericano de Desarrollo.
- Baumer, E. P., Messner, S. F., & Rosenfeld, R. (2003). Explaining spatial variation in support for capital punishment: A multilevel analysis. *American Journal of Sociology*, 108(4), 844–875. <https://doi.org/10.1086/367921>
- Bottoms, A. (1995). The philosophy and politics of punishment and sentencing. En C. Clarkson, & R. Morgan (Eds.), *The politics of sentencing reform* (pp. 17–49). Clarendon Press.
- Brown, T. (2015). *Confirmatory factor analysis for applied research* (2da ed.). The Guilford Press.
- Butter, R., Hermanns, J., & Menger, A. (2013). Simultaneous prediction of punitive and rehabilitation-oriented attitudes towards probation: An ecological approach. *Probation Journal*, 60(1), 24–39. <https://doi.org/10.1177%2F0264550512470190>
- Callegaro, M., Manfreda, K. L., & Vehovar, V. (2015). *Web survey methodology*. Sage.
- Comisión Económica para América Latina y el Caribe. (2016). *La matriz de la desigualdad social en América Latina*. <http://www.cepal.org/es/publicaciones/40668-la-matriz-la-desigualdad-social-america-latina>
- Cesaroni, C. (2021). Para que disminuya la inseguridad hay que castigar más: El agravamiento de condenas y la creación de nuevas figuras penales. De Blumberg al acoso callejero. En C. Cesaroni (Ed.), *Contra el punitivismo. Una crítica a las recetas de mano dura* (pp. 77–103). Paidós.
- Dammert, L. (2014). La relación entre confianza e inseguridad: El caso de Chile. *Revista Criminalidad*, 56(1), 189–207. <https://doi.org/10.47741/17943108.204>
- Fuentealba, P. J., Rojas, J. S., Larrain, B. E., & Barriga, O. A. (2019). ¿Quiénes son las personas que menos apoyan los principios penales y procesales penales en la sociedad? Estudio piloto en el Gran Concepción, Chile. *Política Criminal*, 14(27), 491–519. <https://politerim.com/wp-content/uploads/2019/06/Vol14N27A14.pdf>



- Garland, D. (2005). *La cultura del control: Crimen y orden social en la sociedad contemporánea* (1ra. ed.). Gedisa Editorial.
- Groves, F., Couper, F., Lepkowski, M., Singer, J., & Tourangeau, E. (2009). *Survey methodology* Wiley.
- Hamilton, C. (2014). Reconceptualizing penalty: Towards a multidimensional measure of punitiveness. *The British Journal of Criminology*, 54(2), 321–343. <http://doi.org/10.1093/bjc/azt075>
- Hough M., & Roberts J. V. (2012). Public opinion, crime, and criminal justice. En M. Maguire, R. Morgan, & R. Reiner (Eds.), *The Oxford handbook of criminology* (pp. 279–297). Oxford University Press,
- Isla, P. (2017). Seguridad ciudadana y discursos de control en Chile: Análisis de las políticas públicas durante los tres primeros gobiernos pos-dictadura. *Revista Estudios de Políticas Públicas*, 3(2), 40–63. <https://doi.org/10.5354/0719-6296.2017.47760>
- Jackson, J., & Kuha, J. (2015). How theory guides measurement: Examples from the study of public attitudes toward crime and policing. En B. M. Huebner, & T. S. Bynum (Eds.), *The handbook on measurement issues in criminology and criminal justice* (pp. 377–415). John Wiley and Sons.
- Kleck, G., & Jackson, D. B. (2017). Does crime cause punitiveness? *Crime & Delinquency*, 63(12), 1572–1599. <https://doi.org/10.1177/0011128716638503>
- Kornhauser, R. (2015). Economic individualism and punitive attitudes: A cross-national analysis. *Punishment & Society*, 17(1), 27–53. <https://doi.org/10.1177/1462474514560393>
- Leiner, D. J. (2019). *SoSci survey* (Version 3.1.06) [Software de computador]. <http://soscisurvey.de>
- Li, C. H. (2016). Confirmatory factor analysis with ordinal data: Comparing robust maximum likelihood and diagonally weighted least squares. *Behavior Research Methods*, 48(3), 936–949. <http://doi.org/10.3758/s13428-015-0619-7>
- Lopes, C., de Soto, W., Ribeiro, E., & González, J. (2021). Public opinion on the death penalty in Latin America: Exploring the individual's determinants in 11 jurisdictions. *International Journal of Comparative and Applied Criminal Justice*. Publicación anticipada en línea. <http://doi.org/10.1080/01924036.2021.1995889>
- Mackey, D. A., & Courtright, K. E. (2000). Assessing punitiveness among college students: A comparison of criminal justice majors with other majors. *The Justice Professional*, 12(4), 423–441. <http://doi.org/10.1080/1478601X.2000.9959561>
- Mears, D. P., Mancini, C., Beaver, K. M., & Gertz, M. (2013). Housing for the “worst of the worst” inmates: Public support for supermax prisons. *Crime & Delinquency*, 59(4), 587–615. <http://doi.org/10.1177%2F0011128708330851>
- Miller, R. N., & Applegate, B. K. (2015). Adult crime, adult time? Benchmarking public views on punishing serious juveniles felons. *Criminal Justice Review*, 40(2), 151–168. <http://doi.org/10.1177%2F0734016814546039>
- Milfont, T., & Fischer, R. (2010). Testing measurement invariance across groups: Applications in cross-cultural research. *International Journal of Psychological Research*, 3(1), 111–121. <https://doi.org/10.21500/20112084.857>



- Morales Peillard, A. M. (2012). La política criminal contemporánea: Influencia en Chile del discurso de la ley y el orden. *Política Criminal*, 7(13), 94–146. <http://doi.org/10.4067/S0718-33992012000100003>
- Otamendi, M. A. (2020). La punitividad del público como reacción instrumental y expresiva ante las amenazas al comienzo del siglo XXI. Evidencias del Área Metropolitana de Buenos Aires. *Revista CS*, 31, 77–108. <https://doi.org/10.18046/recs.i31.3720>
- Oyanedel, J. C. (2016). Confianza en la justicia y la policía en América Latina: Análisis de los efectos de las reformas procesales penales (1995–2013). *Reforma y Democracia*, (64), 141–164. <https://bit.ly/3Szbj32>
- Pozo, F., Navarro, L., Caro, M., & López, A. (2020). Grados y rasgos de la demanda de castigo penal: Actitudes punitivas en la población andaluza. *Boletín Criminológico*, 26(194), 1–31. <https://doi.org/10.24310/Boletin-criminologico.2020.v26i2020.10660>
- Quinteros, D., Medina, P., Jiménez, M. A., Santos, T., & Celis, J. (2019). ¿Cómo se mide la dimensión subjetiva de la criminalidad? Un análisis cuantitativo y cualitativo de la Encuesta Nacional Urbana de Seguridad Ciudadana en Chile. *Política Criminal*, 14(28), 269–322. <http://doi.org/10.4067/S0718-33992019000200269>
- Ramirez, M. D. (2013). Punitive sentiment. *Criminology: An Interdisciplinary Journal*, 51(2), 329–364. <http://doi.org/10.1111/1745-9125.12007>
- Roberts J. V., Hough M., Jacobson J., & Moon, N. (2009). Public attitudes to sentencing purposes and sentencing factors: An empirical analysis. *Criminal Law Review*, 11, 771–782. <https://bit.ly/3P3kDaX>
- Rodrigues, T., & Rodriguez-Pinzón, E. M. (2020). «Mano dura» y democracia en América Latina: Seguridad pública, violencia y estado de derecho. *América Latina Hoy*, 84, 89–113. <https://doi.org/10.14201/alh.21156>
- Rosseel, Y. (2012). Lavaan: An R package for structural equation modelling. *Journal of Statistical Software*, 48, 1–36. <https://doi.org/10.18637/jss.v048.i02>
- R Core Team (2021). *R: A language and environment for statistical computing* [Manual de software informático]. <https://www.R-project.org/>
- Simonson, J. (2011). Problems in measuring punitiveness – Results from a German study. En H. Kury & E. Shea (Eds.), *Punitivity. International developments. Vol. 1: Punitiveness – A global phenomenon?* (pp. 277–302). Universitätsverlag Brockmeyer.
- Sööt, M. L. (2013). Trust and punitive attitudes. *Crime, Law and Social Change*, 59(5), 537–554. <https://doi.org/10.1007/S10611-013-9427-0>
- Tyler, R., & Boeckmann, R. (1997). Three strikes and you're out, but why? The psychology of public support for punishing rule breakers. *Law and Society Review*, 31(2), 237–266. <https://doi.org/10.2307/3053926>
- Wood, W. R. (2014). Punitive populism. En *The Encyclopedia of Theoretical Criminology* (pp. 1–4). John Wiley & Sons.

Manuscrito recibido: 05-mayo-2022

Manuscrito aceptado: 29-junio-2022