

Adaptation and validation of the School Violence Questionnaire-Revised in Chilean secondary education

(Adaptación y validación del Cuestionario de Violencia Escolar-Revisado en educación secundaria chilena)

Juan Rubio-González ¹, Felipe Guerra-Díaz ^{2,*}, and Pierina Agurto-Monárdez ³

¹ Department of Psychology, Universidad de Atacama, Chile; juan.rubio@uda.cl 

² Department of Psychology, Universidad de Atacama, Chile; felipe.guerra@uda.cl 

³ Department of Psychology, Universidad de Atacama, Chile; pierina.agurto@uda.cl 

* Correspondence: felipe.guerra@uda.cl

Reference: Rubio-González, J., Guerra-Díaz, F., & Agurto-Monárdez, P. (2026). Adaptation and validation of the School Violence Questionnaire-Revised in Chilean secondary education (*Adaptación y validación del Cuestionario de Violencia Escolar-Revisado en educación secundaria chilena*). *Ibero-American Journal of Psychology and Public Policy*, 3(2), 220-246. <https://doi.org/10.56754/2810-6598.2026.0074>

Editor: Carlos Acevedo, Universidad Arturo Prat, Chile 

Reception date: 27 Apr 2026

Acceptance date: 10 Jul 2026

Publication date: 28 Jul 2026

Language: English and Spanish

Translation: Helen Lowry

Publisher's Note: IJP&PP remains neutral with regard to jurisdictional claims in published maps and institutional affiliations.



Copyright: © 2026 by the authors. This article is an open access article distributed under the terms and conditions of the Creative Commons Attribution (CC BY NC SA) license (<https://creativecommons.org/licenses/by-nc-sa/4.0/>).

Abstract: The study aimed to culturally adapt and analyze the psychometric properties of the School Violence Questionnaire-Revised (CUVE-R) in secondary school students in Chile. Using an instrumental design, linguistic and cultural adaptation was conducted following international guidelines, with content validity being evaluated by 12 experts using Aiken's V coefficient (mean $V = .89$). The sample consisted of 810 students from four public schools in the Atacama Region. Through exploratory and confirmatory factor analyses with cross-validation, a six-factor structure was obtained across 29 items: teacher violence toward students, physical and instrumental violence, verbal violence among students, discrimination, disruption and aggression toward teachers, and cyberbullying, which does not replicate the original eight-factor structure reported in Spain. The bifactor model showed the best overall fit ($CFI = .961$; $TLI = .954$; $RMSEA = .061$; $SRMR = .059$), and the unidimensionality indices ($\omega H = .727$; $ECV = .520$) indicated that the instrument is genuinely multidimensional, ruling out the use of a total score. Reliability was satisfactory across all subscales ($\alpha = .712 - .873$; $\omega = .730 - .882$), and scalar invariance by sex was verified. In conclusion, the Chilean version of the CUVE-R constitutes a valid and reliable instrument for multidimensional assessment of school violence, and its interpretation through independent subscales is recommended.

Keywords: school violence; cultural adaptation; psychometric properties; secondary education; school coexistence.

Resumen: El estudio tuvo como objetivo adaptar culturalmente y analizar las propiedades psicométricas del Cuestionario de Violencia Escolar-Revisado (CUVE-R) en estudiantes de educación secundaria de Chile. Mediante un diseño instrumental, se realizó la adaptación lingüística y cultural siguiendo directrices internacionales, evaluando la validez de contenido con 12 expertos mediante el coeficiente V de Aiken (promedio $V = .89$). La muestra fue de 810 estudiantes de cuatro establecimientos públicos de la Región de Atacama. Mediante análisis factorial exploratorio y confirmatorio con validación cruzada, se obtuvo una estructura de seis factores sobre 29 ítems —violencia del profesorado hacia el alumnado, violencia física e instrumental, violencia verbal entre estudiantes, discriminación, interrupción y agresión al profesorado, y ciberviolencia— que no replica la estructura original de ocho factores desarrollada en España. El modelo bifactor presentó el mejor ajuste global ($CFI = .961$; $TLI = .954$; $RMSEA = .061$; $SRMR = .059$), y los índices de unidimensionalidad ($\omega H = .727$; $ECV = .520$) indicaron que el instrumento es genuinamente multidimensional, descartando el uso de una puntuación total. La confiabilidad fue satisfactoria en todas las subescalas ($\alpha = .712 - .873$; $\omega = .730 - .882$) y se verificó invarianza escalar por sexo. Se concluye que la versión chilena del CUVE-R constituye un instrumento válido y confiable para evaluar multidimensionalmente la violencia escolar, recomendándose su interpretación mediante subescalas independientes.

Palabras clave: violencia escolar; adaptación cultural; propiedades psicométricas; educación secundaria; convivencia escolar.

Resumo: O estudo teve como objetivo adaptar culturalmente e analisar as propriedades psicométricas do Questionário de Violência Escolar-Revisado (CUVE-R) em estudantes do ensino médio do Chile. Por meio de um delineamento instrumental, realizou-se a adaptação linguística e cultural seguindo diretrizes internacionais, avaliando a validade de conteúdo com 12 especialistas mediante o coeficiente *V* de Aiken (média $V = ,89$). A amostra foi composta por 810 estudantes de quatro escolas públicas da Região de Atacama. Por meio de análise fatorial exploratória e confirmatória com validação cruzada, obteve-se uma estrutura de seis fatores com 29 itens –violência do professor em relação aos alunos, violência física e instrumental, violência verbal entre estudantes, discriminação, interrupção e agressão ao professor, e ciberviolência– que não replica a estrutura original de oito fatores desenvolvida na Espanha. O modelo bifatorial apresentou o melhor ajuste global ($CFI = ,961$; $TLI = ,954$; $RMSEA = ,061$; $SRMR = ,059$), e os índices de unidimensionalidade ($\omega H = ,727$; $ECV = ,520$) indicaram que o instrumento é genuinamente multidimensional, descartando o uso de uma pontuação total. A confiabilidade foi satisfatória em todas as subescalas ($\alpha = ,712 - ,873$; $\omega = ,730 - ,882$) e verificou-se invariância escalar por sexo. Conclui-se que a versão chilena do CUVE-R constitui um instrumento válido e confiável para avaliar multidimensionalmente a violência escolar, recomendando-se sua interpretação por meio de subescalas independentes.

Palavras-chave: violência escolar; adaptação cultural; propriedades psicométricas; ensino secundário; convivência escolar.

1. Introduction

School violence is a complex, multicausal psychosocial phenomenon that cuts across education systems worldwide, negatively affecting students' socioemotional development, psychological well-being, and academic performance (World Health Organization [WHO], 2020). Recent global empirical studies and meta-analyses reveal a sustained and concerning prevalence of various forms of bullying, with significant clinical effects including anxiety, depression, and even suicide risk, particularly among at-risk populations (Abregú-Crespo et al., 2024; Badura et al., 2024; Orovio, 2024). In this context, scientific research has shifted from viewing school violence as an isolated interpersonal conflict to adopting a multidimensional understanding that encompasses institutional, structural, and digital factors (Escuadra et al., 2023; Neut, 2017).

Sustained growth in global scientific production on the issue has accompanied this conceptual evolution. Recent bibliometric analyses, such as that by Escuadra et al. (2023), confirm that the predominant lines of research include cyberbullying, mental health impacts, and the effectiveness of school-based interventions. However, these studies also reveal an uneven geographic distribution of research, heavily concentrated in English-speaking and European countries, whereas Latin America has a smaller presence in terms of empirical studies and high-impact publications. The region-specific sociocultural and structural factors strongly shape the dynamics of school violence, making this gap particularly critical.

In Chile, this limitation is even more apparent. A bibliometric review of school climate research from 2014 and 2023 (Montoya, 2024) confirms an increase in national output but identifies important, persistent methodological weaknesses, including a preponderance of descriptive approaches and case studies, together with a scarcity of longitudinal studies and rigorous evaluations of intervention programs. This methodological fragmentation and reliance on self-report measures lacking adequate contextual validation severely limit data comparability and the development of policies grounded in robust, country-specific evidence. This situation is also found across Latin America, as shown by the systematic review conducted in Peru by Puma-Maque and Cárdenas-Zúñiga (2024),

where most studies on bullying and cyberbullying were descriptive, used limited samples, and showed a substantial lack of experimental or evaluative research.

Thus, in Latin America, and specifically in Chile, school violence has become a priority challenge for public education policy. National research documents the coexistence of multiple forms of violence, including physical, verbal, relational, symbolic, and, increasingly, digital violence, and highlights their association with deterioration in school climate and student mental health (Benavides-Moreno et al., 2024; Muñoz-Quezada et al., 2007; Tijmes, 2012). The return to in-person schooling after the pandemic intensified these dynamics, placing the need for accurate assessments and evidence-based intervention strategies at the center of the national education debate (Kuzmanic & Valenzuela, 2024; López et al., 2025).

Given this reality, rigorous and culturally appropriate measurement of the phenomenon is essential for evaluating the effectiveness of programs aimed at reducing school violence. In general, the most effective interventions are multicomponent and systemic and involve the entire school community (Gaffney et al., 2021; Matjasko et al., 2012). Specifically, interventions based on the development of social-emotional skills produce significant reductions in perpetration and victimization and improve school climate and academic performance (Cipriano et al., 2024). In cyberbullying, programs that integrate digital literacy and social-emotional education yield better outcomes than exclusively punitive approaches (Kamaruddin et al., 2023; Polanin et al., 2022). However, the effectiveness of these interventions critically depends on the availability of valid, reliable, and culturally adapted measurement instruments. In Chile, however, a substantial gap remains, reflected in the relative scarcity of instruments adapted and validated for Latin American contexts (Escuadra et al., 2023; Montoya, 2024).

Within this context, the School Violence Questionnaire-Revised (CUVE-R; Álvarez-García et al., 2011) emerges as a promising instrument. It was developed in Spain to move beyond a reductionist view of the phenomenon by assessing eight interrelated dimensions: (1) teacher violence toward students, (2) direct physical violence among students, (3) indirect physical violence, (4) verbal violence among students, (5) student verbal violence toward teachers, (6) social exclusion, (7) classroom disruption, and (8) violence through information and communication technologies (ICT). This multifaceted structure seeks to capture the complexity of violent interactions in school settings, including peer dynamics, interactions involving authority figures, and digitally mediated interactions, the latter being increasingly relevant (Kamaruddin et al., 2023; Polanin et al., 2022).

Despite its conceptual and psychometric advantages (Álvarez-García et al., 2011), the CUVE-R has not undergone formal cultural adaptation and psychometric validation for Chilean students. Cultural adaptation of an instrument is not merely a linguistic translation but a systematic process that ensures the semantic, idiomatic, conceptual, and experiential equivalence of items in the new context while preserving the metric properties of the original construct (Beaton et al., 2000). A validated Chilean version of the CUVE-R would provide researchers, education professionals, and school administrators with a standardized, reliable, and culturally relevant tool for diagnosing and monitoring school violence and evaluating interventions in the Chilean context.

2. Objectives

This study aimed to culturally adapt and analyze the psychometric properties of the School Violence Questionnaire-Revised (CUVE-R) in Chilean secondary school students. Specifically, the study sought to: (a) linguistically and culturally adapt the CUVE-R to the Chilean context and assess content validity through expert judgment; (b) examine the instrument's factor structure using an

exploratory factor analysis (EFA) and a confirmatory factor analysis (CFA) with cross-validation; and (c) analyze reliability, convergent and discriminant validity, and measurement invariance by sex.

3. Method

3.1 Participants

Purposive nonprobability sampling was used for the psychometric validation. The sample consisted of 810 secondary school students from four public schools in the Atacama Region, Chile. Table 1 presents the complete sociodemographic characteristics of the sample. Inclusion criteria were enrollment as a secondary school student at a public school, a parent or guardian's signed informed consent, and the student's own assent.

Table 1

Sociodemographic characteristics of the sample (N = 810)

Variable / Category	n	%
<i>Gender</i>		
Male	438	54.1
Female	372	45.9
<i>Age (M = 15.6; SD = 1.0; range = 14–19 years)</i>		
14 years	122	15.1
15 years	274	33.8
16 years	252	31.1
17 years	140	17.3
18 years	18	2.2
19 years	4	0.5
<i>Grade level</i>		
Grade 9	344	42.5
Grade 10	266	32.8
Grade 11	196	24.2
Grade 12	4	0.5
<i>Municipality</i>		
Tierra Amarilla	388	47.9
Caldera	190	23.5
Copiapó	156	19.3
Diego de Almagro	76	9.4
<i>School</i>		
High School 1	398	49.1
High School 2	190	23.5
High School 3	138	17.0
High School 4	84	10.4

Note. To implement a cross-validation strategy, the total sample was randomly divided into two groups: an exploratory subsample for exploratory factor analysis (EFA; 40%, n = 324) and a confirmatory subsample for confirmatory factor analysis (CFA; 60%, n = 486), following Worthington and Whittaker's (2006) recommendations regarding the relative sizes of the two subsamples.

3.2 Design

An instrumental study design (Ato et al., 2013) was used, which is appropriate when the objective is to develop or adapt measurement instruments and evaluate their psychometric properties. The study was organized into two sequential phases: cultural adaptation of the instrument to the Chilean context, followed by psychometric validation.

3.3 Instrument

The School Violence Questionnaire-Revised (CUVE-R) was developed in Spain by Álvarez-García et al. (2011) using a sample of 646 students enrolled in compulsory secondary education in Asturias. The instrument assesses students' perceptions of the frequency with which different types of school violence occur in their classroom environment. It consists of 31 items rated on a five-point Likert-type scale (1 = Never; 2 = Rarely; 3 = Sometimes; 4 = Often; 5 = Always), organized into eight dimensions: Teacher Violence Toward Students, Indirect Physical Violence by Students, Direct Physical Violence Among Students, Student Verbal Violence Toward Peers, Student Verbal Violence Toward Teachers, Social Exclusion, Classroom Disruption, and Violence Through ICT. In the original study, a CFA of the eight-factor model showed acceptable fit indices in the validation sample ($CFI = .947$; $RMSEA = .037$), with alpha reliability coefficients above .70 for all subscales (Álvarez-García et al., 2011).

3.4 Procedure and Ethical Requirements

3.4.1 Phase 1: Cultural Adaptation

The CUVE-R was adapted to the Chilean context following Beaton et al.'s (2000) guidelines and involved two successive stages. In the first, a panel of 12 expert judges, psychologists, and teachers from the Atacama Region with an average of 10 years of professional experience in school violence, school climate, and educational psychology, reviewed the semantic and linguistic content of each item. The objective was to verify the suitability of the vocabulary for Chilean Spanish and the national school context and to propose wording adjustments where necessary. Examples of linguistic adjustments included replacing *mote* with *apodo*, *manía* with *favoritismo*, *colegas* with *golpes*, and *fastidiar* with *molestar*, among others.

In the second stage, the same judges formally assessed the instrument's content validity using Aiken's V coefficient (Aiken, 1980). Each item was rated according to three criteria: (a) relevance, defined as the item's appropriateness for measuring school violence; (b) representativeness, referring to the degree to which the item represents the construct domain; and (c) clarity, that is, the comprehensibility of the wording for the target population. A 0-to-3 rating scale was used (0 = inadequate, 3 = highly adequate). Aiken's V coefficient was calculated using the formula $V = S/[n(c - 1)]$, where S is the sum of the assigned ratings, n is the number of judges, and c is the number of response categories; $V \geq .70$ was established as the acceptance criterion (Penfield & Giacobbi, 2004).

3.4.2 Phase 2: Psychometric Validation

A pilot test was conducted with 35 secondary students from the Atacama Region who did not participate in the main sample to verify item comprehension and estimate administration time. The instrument was then administered to the main sample. School administrators were contacted in advance to request authorization for the study and coordinate the communication of information to parents and guardians. By signing an informed consent form, parents and guardians authorized student participation. Students were then informed of the purpose of the study and its voluntary, anonymous, and confidential nature and were asked to sign an assent form. The instrument was administered collectively and in person during class time and took an average of 20 minutes to complete.

3.4.3 Ethical Considerations

The study did not receive formal approval from an ethics committee; however, it was conducted in accordance with the American Psychological Association's Ethical Principles of Psychologists and Code of Conduct (APA, 2017). The research team assumed full responsibility for ensuring compliance with fundamental ethical principles. Participation was voluntary and pseudonymized, and no incentives were provided. Written informed consent was obtained from parents or guardians, and informed assent was obtained from each student before data collection. Personal data were recorded in a coded database, used exclusively for the purposes established in this study, and safeguarded in accordance with Chilean Law No. 19,628 on the Protection of Personal Data.

3.5 Data Analysis

All analyses were conducted in R 4.3.3 (R Core Team, 2024) using the lavaan 0.6-17 (Rosseel, 2012) and psych (Revelle, 2024) packages. As the items were ordinal and multivariate, normality was not met (Mardia's multivariate skewness: $\chi^2 = 15,069.18$; $p < .001$; kurtosis: $Z = 47.21$; $p < .001$), the mean- and variance-adjusted weighted least squares (WLSMV) estimator was used for the CFA, and polychoric correlations were used as the basis for the EFA. These procedures are appropriate for ordinal variables under nonnormality (Finney & DiStefano, 2006).

In the exploratory subsample ($n = 324$), sampling adequacy was first examined using the KMO index and Bartlett's test of sphericity. An EFA was then conducted using principal axis factoring (PAF) and oblimin rotation, assuming correlated factors. The number of factors to retain was determined using Horn's (1965) parallel analysis.

In the confirmatory subsample ($n = 486$), six CFA models were evaluated: M1 (original eight-factor structure, 31 items), M2 (theoretical six-factor structure, 31 items), M3 (bifactor model with a general factor G and six specific factors across 31 items), M4 (respecified six-factor model across 29 items), M5 (bifactor model with G and six specific factors across 29 items), and M6 (a second-order model across 29 items). Overall model fit was evaluated using the following criteria: CFI $\geq .95$, TLI $\geq .95$, RMSEA $< .06$, and SRMR $< .08$ (Hu & Bentler, 1999). Nested models containing the same items were compared using $\Delta\chi^2$, ΔCFI , and ΔRMSEA ; when the compared models differed in item composition, comparisons were based exclusively on incremental fit indices (ΔCFI , ΔRMSEA , and ΔSRMR).

The bifactor models (M3 and M5) were estimated with orthogonality imposed between the general factor G and the specific factors to decompose item variance and quantify the relative contribution of the general factor compared with the specific factors. Based on the loadings from bifactor model M5 and to determine whether the instrument supports the use of a total score, the unidimensionality indices proposed by Reise et al. (2013) were calculated in the confirmatory subsample ($n = 486$): hierarchical omega ($\omega_H \geq .80$), explained common variance (ECV $\geq .70$), and percentage of uncontaminated correlations (PUC $\geq .80$).

Regarding the psychometric properties of the selected model, reliability was estimated using Cronbach's alpha (α) and total omega (ω). Convergent validity was assessed using average variance extracted (AVE $> .50$; Fornell & Larcker, 1981), and discriminant validity was evaluated using the HTMT ratio calculated from the polychoric correlation matrix, with HTMT $< .90$ as the liberal criterion and HTMT $< .85$ as the strict criterion (Henseler et al., 2015). In addition, measurement invariance by sex was examined through a sequence of configural, metric, and scalar models using the total sample ($N = 810$), with $|\Delta\text{CFI}| < .010$ and $|\Delta\text{RMSEA}| < .015$ as the criteria (Cheung & Rensvold, 2002).

4. Results

4.1 Content Validity

The content validity results were satisfactory (see Table 2). A total of 97.8% of the ratings exceeded the $V \geq .70$ criterion, with an overall mean of $V = .89$ ($SD = .08$). Clarity showed the greatest variability (range: .61–1.00): Item 5 obtained $V = .61$ and was reworded through minor adjustments. Following these revisions, all items were retained in the Chilean version of the instrument.

Table 2

Content validity using Aiken's V coefficient (n = 12 judges)

Criterion	M	SD	V Range	Items with $V \geq .70$
Relevance	.89	.08	.81 – 1.00	31 (100%)
Representativeness	.90	.07	.81 – 1.00	31 (100%)
Clarity	.88	.09	.61 – 1.00	29 (93.5%)
Overall mean	.89	.08	.76 – 1.00	31 (100%)

Note. M = mean Aiken's V coefficient; SD = standard deviation. Acceptance criterion: $V \geq .70$ (Penfield & Giacobbi, 2004). Item 5 (clarity: $V = .61$) was reworded through minor adjustments; all items were retained.

4.2 Exploratory Factor Analysis

Preliminary indicators confirmed the suitability of the correlation matrix for EFA: $KMO = .913$ and Bartlett's test of sphericity, $\chi^2(465) = 5,673.88$, $p < .001$. Horn's (1965) parallel analysis indicated that six factors should be retained. The PAF solution with oblimin rotation explained 43.0% of the total cumulative variance. This value was considered adequate because the instrument assesses six distinct forms of school violence with heterogeneous manifestations, which limits shared variance among factors and reduces the total percentage of explainable variance. Two items showed psychometric problems and were removed before the CFA: x1 (maximum loading = .215; communality $h^2 = .202$; no loading $\geq .30$ on any factor) and x16 (cross-loadings: .425 on one factor and $-.296$ on another). The item set used for the CFA therefore comprised 29 items.

4.3 Comparison of Confirmatory Factor Analysis Models

Six CFA models were estimated in the confirmatory subsample ($n = 486$). Fit indices are presented in Table 3, and model comparisons are presented in Table 4.

Table 3

Fit indices for the CFA models evaluated

Model	CFI	TLI	RMSEA [IC 90%]	SRMR	$\chi^2(df)$
M1: 8 factors—original (31 items)	.951	.944	.064 [.060 - .068]	.063	1212.40 (406)
M2: 6 factors—theoretical (31 items)	.946	.940	.066 [.062 - .070]	.065	1302.64 (419)
M3: Bifactor (G + 6S, 31 items)	.952	.944	.064 [.060 - .068]	.063	1195.03 (403)
M4: 6 factors—respecified (29 items)	.953	.947	.065 [.061 - .070]	.061	1106.88 (362)
M5: Bifactor (G + 6S, 29 items)	.961	.954	.061 [.056 - .065]	.059	972.03 (348)
M6: Second-order (SV $\rightarrow$ 6F, 29 items)	.950	.946	.066 [.062 - .071]	.066	1159.10 (371)

Note. CFI = Comparative fit index; TLI = Tucker-Lewis index; RMSEA = root mean square error of approximation; SRMR = Standardized root mean square residual; df = degrees of freedom. WLSMV estimator; $n = 486$. Criteria: CFI $\geq .95$, TLI $\geq .95$, RMSEA $< .06$, and SRMR $< .08$ (Hu & Bentler, 1999). M1 showed an extremely high correlation between two latent factors ($r_{F2-F3} = .998$).

Table 4

Comparison of CFA models

Comparison	$\Delta\chi^2$	Δdf	ΔCFI	$\Delta RMSEA$
M1 vs. M2	90.24	13	-.005	+.002
M2 vs. M3	-107.60	-16	+.006	-.002
M2 vs. M4	—	—	+.007	-.001
M4 vs. M5	-134.92	-14	+.008	-.004
M4 vs. M6	52.22	9	-.003	+.001

M1 was discarded because of the high correlation between F2 and F3 ($r_{F2-F3} = .998$), which invalidated the psychometric solution. M2, comprising six correlated factors, served as the theoretical reference model. The M2 versus M3 comparison showed that the bifactor model improved incremental fit ($\Delta CFI = +.006$; $\Delta RMSEA = -.002$); however, because M3 estimated more parameters than M2 ($\Delta df = 16$), the $\Delta\chi^2$ test was not applicable. M4 was derived from M2 through two empirically and conceptually supported adjustments: (a) removal of x1 and x16 based on EFA criteria and (b) reassignment of x10 and x14 to the disruption factor because both items represent student behaviors directed toward teachers. M4 improved all indices relative to M2 ($\Delta CFI = +.007$; $\Delta RMSEA = -.001$; $\Delta\chi^2$ not applicable because the models differed in item composition) and was selected as the correlated-factor model. The M4 versus M5 comparison indicated that the bifactor model improved absolute fit ($\Delta CFI = +.008$; $\Delta RMSEA = -.004$), making M5 the model with the best overall fit in the study ($CFI = .961$; $TLI = .954$; $RMSEA = .061$). Finally, M6 (second-order model) fit worse than M4. Table 5 presents the standardized factor loadings for model M4. All loadings were statistically significant ($p < .001$), with an overall range of .583–.913 and factor means ranging from .753 to .820.

Table 5

Standardized factor loadings for model M4 (6 factors, 29 items, WLSMV; $n = 486$)

Item	Content	λ	SE	p
<i>F1: Teacher violence toward students ($\bar{\lambda} = .779$)</i>				
x5	Teachers express dislike for some students	.765	.030	<.001
x9	Teachers ridicule students	.811	.028	<.001
x12	Teachers ignore certain students	.859	.026	<.001
x15	Teachers punish students unfairly	.807	.026	<.001
x18	Teachers lower grades as a form of punishment	.583	.046	<.001
x23	Teachers insult students	.794	.035	<.001
x27	Teachers do not listen to their students	.833	.025	<.001
<i>F2: Physical and instrumental violence among students ($\bar{\lambda} = .753$)</i>				
x2	Some students steal objects or money from the school	.605	.034	<.001
x19	Some students hit their classmates as a joke	.793	.020	<.001
x21	Students hit classmates on school grounds	.777	.022	<.001
x25	Some students engage in physical fights near the school grounds	.833	.020	<.001
x26	Some students hide classmates' belongings to annoy them	.755	.022	<.001

(Continued)

Table 5
(Continued)

Item	Content	λ	SE	p
<i>F3: Verbal violence among students ($\bar{\lambda} = .756$)</i>				
x3	Some students spread negative rumors about classmates	.699	.027	<.001
x7	Students speak badly about one another	.786	.026	<.001
x17	Students insult their classmates	.782	.025	<.001
<i>F4: Discrimination among students ($\bar{\lambda} = .776$)</i>				
x4	Some students are discriminated against because of their good academic performance	.647	.034	<.001
x8	Some students are discriminated against because of their low grades	.767	.026	<.001
x29	Some students are discriminated against because of their nationality	.913	.025	<.001
<i>F5: Disruption and aggression toward teachers ($\bar{\lambda} = .783$)</i>				
x10	Students disrespect their teachers in the classroom	.739	.026	<.001
x11	Students disrupt the teacher's explanations through their behavior	.746	.026	<.001
x14	Students insult teachers	.755	.031	<.001
x22	Some students neither work nor allow others to work	.835	.022	<.001
x30	Students disrupt teachers' explanations by talking during class	.840	.021	<.001
<i>F6: Cyberviolence ($\bar{\lambda} = .820$)</i>				
x6	Some students record or take photos of classmates with a cell phone to mock them	.717	.030	<.001
x13	Some students send private messages containing offensive remarks, insults, or threats	.829	.022	<.001
x20	Some students record or take photos of teachers with a cell phone to mock them	.837	.021	<.001
x24	Some students send offensive messages through social media	.866	.016	<.001
x28	Students post offensive photos or videos of classmates online	.859	.017	<.001
x31	Students post offensive photos or videos of teachers online	.811	.024	<.001

Note. λ = standardized factor loading; SE = standard error; $\bar{\lambda}$ = mean factor loading by factor.

4.4 Bifactor Analysis and Unidimensionality Indices

The high correlations among factors F2, F3, F5, and F6 (range: .821–.885) suggested the possible presence of an underlying general factor that accounted for part of their shared covariance, prompting estimation of bifactor model M5. Results for bifactor model M5 and the unidimensionality indices are presented in Table 6. M5 showed adequate fit (CFI = .961, TLI = .954, SRMR = .059), although RMSEA = .061 marginally exceeded the .06 criterion. The indices proposed by Reise et al. (2013) did not support use of a total score: $\omega_H = .727$ (criterion $\geq .80$) and ECV = .520 (criterion $\geq .70$) did not reach the established thresholds. Forty-eight percent of the common variance was attributable to the six specific factors. Only PUC = .845 exceeded its criterion.

4.5 Reliability and Convergent Validity Analysis

Reliability and convergent validity indices are presented in Table 7. The α and ω coefficients exceeded the .70 threshold for all subscales (α range: .712–.873; ω range: .730–.882). AVE values exceeded the .50 criterion for all factors (range: .572–.674).

Table 6

Fit indices for bifactor model M5 and unidimensionality indicators

Index	Value	Criterion
<i>Fit of bifactor model M5 (WLSMV; n = 486)</i>		
CFI	.961	≥ .95
TLI	.954	≥ .95
RMSEA [90% CI]	.061 [.056 - .065]	< .06
SRMR	.059	< .08
<i>Unidimensionality indices (confirmatory subsample; n = 486)</i>		
Total omega (ω_t)	.963	—
Hierarchical omega (ω_H)	.727	≥ .80
ECV	.520	≥ .70
PUC	.845	≥ .80

Note. Bifactor model M5: WLSMV, with orthogonality imposed between G and the specific factors; n = 486. The ω_H , ECV, and PUC indices were calculated using the confirmatory subsample (n = 486). Unidimensionality criteria: $\omega_H \geq .80$; ECV $\geq .70$; PUC $\geq .80$ (Reise et al., 2013).

Table 7

Reliability and convergent validity of model M4

Subscale	k	α	95% CI α	ω	AVE	$\sqrt{\text{AVE}}$
F1: Teacher violence toward students	7	.865	[.849 - .881]	.871	.614	.783
F2: Physical and instrumental violence	5	.810	[.785 - .835]	.819	.572	.757
F3: Verbal violence among students	3	.712	[.679 - .745]	.730	.573	.757
F4: Discrimination among students	3	.744	[.714 - .774]	.752	.614	.783
F5: Disruption and aggression toward teachers	5	.843	[.822 - .864]	.844	.615	.784
F6: Cyberviolence	6	.873	[.856 - .890]	.882	.674	.821

Note. k = number of items; α = Cronbach's alpha; 95% CI α = approximate confidence interval for alpha; ω = total omega; AVE = average variance extracted; $\sqrt{\text{AVE}}$ = square root of AVE. Criterion: AVE > .50 (Fornell & Larcker, 1981). Calculated using the confirmatory subsample (n = 486).

4.6 Discriminant Validity

Table 8 presents the correlations among latent factors (lower diagonal) and HTMT values (upper diagonal). F1 showed satisfactory discriminant validity with all other factors (HTMT = .528–.639). Three pairs exceeded the liberal .90 criterion (F3–F2 = .940; F4–F3 = .900; F6–F3 = .931), and two additional pairs fell between .85 and .90 (F5–F2 = .878; F5–F3 = .858).

4.7 Measurement Invariance by Sex

Measurement invariance of model M4 was examined between male (n = 438) and female (n = 372) students. Results are presented in Table 9. The transition from the configural to the metric model showed improvements in all indices ($\Delta\text{CFI} = +.007$; $\Delta\text{RMSEA} = -.006$). The transition from the metric to the scalar model produced changes within the critical thresholds ($\Delta\text{CFI} = -.006$; $\Delta\text{RMSEA} = +.001$). Scalar invariance was supported, validating mean comparisons between sex groups.

Table 8

Correlations among latent factors (lower diagonal) and HTMT index (upper diagonal) for model M4

Factor	F1	F2	F3	F4	F5	F6	HTMT > .85
F1: Teacher violence → students	—	.639	.544	.623	.546	.528	All < .85
F2: Physical/instrumental violence	.612	—	.940	.725	.878	.826	F3=.940; F5=.878
F3: Verbal violence	.525	.875	—	.900	.858	.931	F2=.940; F4=.900; F6=.931
F4: Discrimination	.627	.731	.832	—	.672	.812	F3=.900
F5: Disruption/aggression toward teachers	.537	.856	.821	.697	—	.721	F2=.878; F3=.858
F6: Cyberviolence	.520	.813	.885	.791	.711	—	F3=.931

Note. Correlations among latent factors were obtained from the CFA using WLSMV (n = 486). HTMT was calculated from the polychoric correlation matrix (Henseler et al., 2015). Liberal criterion: HTMT < .90; strict criterion: HTMT < .85.

Table 9

Fit indices and comparison of measurement invariance models by sex (N = 810)

Model	CFI	TLI	RMSEA [90% CI]	SRMR	$\chi^2(df)$	vs.	$\Delta\chi^2(\Delta df)$	ΔCFI	$\Delta RMSEA$
Configural	.948	.942	.069 [.066 .073]	.069	2120.18 (724)	—	—	—	—
Metric	.955	.951	.063 [.060 .067]	.073	1949.25 (747)	Configural	-170.93 (23)	+ .007	- .006
Scalar	.949	.950	.064 [.061 .067]	.070	2201.08 (828)	Metric	251.82 (81)	- .006	+ .001

Note. Estimator: WLSMV; N = 810. Criteria: $|\Delta CFI| < .010$ and $|\Delta RMSEA| < .015$ (Cheung & Rensvold, 2002). Male students, n = 438; female students, n = 372.

5. Discussion

This study sought to culturally adapt the CUVE-R for Chile and analyze its psychometric properties among secondary school students. The results indicate that the Chilean version of the CUVE-R has adequate psychometric properties for use with Chilean secondary school students in terms of its cultural adaptation, content validity, and factor structure.

Regarding the first specific objective, cultural adaptation and content validity, the process, guided by international recommendations (Beaton et al., 2000), produced an instrument that was linguistically and conceptually equivalent for the Chilean context. Content validity was supported by the judgments of 12 experts, with a mean Aiken's V coefficient of .89 and 97.8% of ratings exceeding the acceptance criterion. After minor adjustments to one item, all 31 items were retained at this stage, providing a solid foundation for the instrument's validity.

Regarding the second specific objective of establishing the factor structure through EFA and CFA, the results revealed a six-factor structure that differed from the original eight-factor solution proposed by Álvarez-García et al. (2011) in Spain. The dimensions identified were teacher violence toward students (F1), physical and instrumental violence among students (F2), verbal violence among students (F3), discrimination among students (F4), disruption and aggression toward teachers (F5), and cyberviolence (F6). Two items were removed (x1 and x16), and two were reassigned (x10 and x14), resulting in a 29-item version. The bifactor model (M5) showed the best overall fit in the study (CFI = .961; TLI = .954; RMSEA = .061; SRMR = .059). The unidimensionality analyses

did not support the use of a total score ($\omega_H = .727$; $ECV = .520$). Therefore, the CUVE-R should be interpreted as a multidimensional profile based on its six independent subscales, while recognizing that some dimensions, particularly physical violence, verbal violence, disruption, and cyberviolence, are associated with one another and may reflect patterns of covariation characteristic of highly vulnerable school contexts. Regarding the third objective, scalar invariance of the correlated six-factor model by sex was supported, indicating that the instrument measures the constructs equivalently in male and female students and permits valid comparisons between the two groups.

From a theoretical perspective, this study contributes to understanding school violence as a multidimensional phenomenon, the manifestations of which are culturally organized. The merging of direct and indirect physical violence into a single factor, as well as the incorporation of social exclusion into a broader discrimination dimension, reflects characteristics of the Chilean educational context that should be considered in future research and public policy design (Benavides-Moreno et al., 2024; Muñoz-Quezada et al., 2007; Neut, 2017). The psychometric strength of the cyberviolence factor confirms the importance of including this dimension in school violence assessments, particularly in the post-pandemic context, in which digital interaction among students has intensified (Kuzmanic & Valenzuela, 2024; López et al., 2025).

5.1 Recommendations for Action

In practical terms, this study provides a 29-item Chilean version of the CUVE-R with evidence of content validity, factor structure, reliability, and convergent validity. Researchers, education professionals, and school leadership teams can use it to assess different forms of school violence in schools with characteristics similar to those in the study sample. Accordingly, school climate teams, school leadership teams, and Local Public Education Services (Servicios Locales de Educación Pública [SLEP]) are encouraged to incorporate the instrument into institutional assessment processes, annual monitoring, and impact evaluations of prevention programs, interpreting each of the six subscales independently. This will enable the identification of specific risk profiles and guide decision-making toward dimensions requiring priority intervention, while recognizing that some subscales may be interrelated. Similarly, teacher educators and educational research teams are urged to use the instrument as a foundation for longitudinal studies examining changes over time in the various dimensions of school violence and for evaluating the effectiveness of social-emotional and school climate initiatives, thereby fostering safer, more inclusive, and more democratic school communities.

5.2 Limitations and Future Directions

Given the purposive non-probability sampling design, the results cannot be generalized to all Chilean secondary school students and are representative only of public schools with characteristics similar to those included in the study. Future research should: (a) broaden geographic coverage through probability samples to evaluate replication of the six-factor structure in other regions and school types; (b) include external criterion measures to assess convergent and discriminant validity; (c) evaluate the instrument's temporal stability using a test-retest design; and (d) examine measurement invariance by grade level and administrative school type. These additional steps would strengthen the utility of the CUVE-R as a standard tool for assessing school violence in the Chilean educational setting.

6. Conclusions

This study culturally adapted and validated the CUVE-R among secondary school students, yielding a 29-item instrument with a six-dimensional factor structure and robust psychometric properties. This version demonstrates content validity, a factor structure confirmed through a bifactor model, satisfactory reliability, and scalar invariance by sex. The unidimensionality indices rule out use of a total score; therefore, interpretation based on independent subscales is recommended. This instrument enables researchers and school leadership teams to assess school violence multidimensionally in settings similar to the study sample. This helps address the lack of validated instruments in Chile and facilitates periodic assessment, intervention monitoring, and evidence-based decision-making that can inform public policies aimed at building safer and more inclusive school communities.

Adaptación y validación del Cuestionario de Violencia Escolar-Revisado en educación secundaria chilena

1. Introducción

La violencia escolar constituye un fenómeno psicosocial complejo y multicausal que afecta de manera transversal los sistemas educativos a nivel global, impactando negativamente en el desarrollo socioemocional, el bienestar psicológico y el rendimiento académico de los estudiantes (World Health Organization [WHO], 2020). En el contexto internacional, estudios empíricos y de metaanálisis realizados recientemente evidencian una prevalencia sostenida y preocupante de diversas manifestaciones de acoso, con efectos clínicos significativos que incluyen ansiedad, depresión e incluso riesgo suicida, especialmente en poblaciones vulnerables (Abregú-Crespo et al., 2024; Badura et al., 2024; Orovio, 2024). En esa lógica, la investigación científica ha evolucionado desde comprender la violencia escolar como un conflicto interpersonal aislado hacia una comprensión multidimensional que incorpora factores institucionales, estructurales y digitales (Escuadra et al., 2023; Neut, 2017).

Esta evolución conceptual ha sido acompañada por un crecimiento sostenido en la producción científica a nivel global sobre la problemática. Al respecto, análisis bibliométricos recientes, como el de Escuadra et al. (2023), confirman que las líneas temáticas predominantes incluyen el ciberacoso, los impactos en la salud mental y la eficacia de las intervenciones escolares. Sin embargo, estos mismos estudios revelan una distribución geográfica desigual de la investigación, altamente concentrada en países de habla inglesa y europeos, mientras que América Latina presenta una menor presencia en términos de estudios empíricos y publicaciones de alto impacto. Esta brecha resulta particularmente crítica dado que las dinámicas de violencia escolar están fuertemente moldeadas por factores socioculturales y estructurales específicos de cada región.

En el contexto chileno, esta limitación se hace aún más patente. Una revisión bibliométrica de las investigaciones sobre convivencia escolar realizadas entre 2014 y 2023 (Montoya, 2024) confirma un crecimiento en la producción nacional, pero identifica importantes debilidades metodológicas persistentes, tales como una predominancia de enfoques descriptivos y estudios de caso, con una escasez de estudios longitudinales y de evaluaciones rigurosas de programas de intervención. Esta fragmentación metodológica y la dependencia de medidas autoaplicadas sin validación contextual adecuada limitan severamente la comparabilidad de los datos y la generación de políticas basadas en evidencia sólida y específica para el país. A nivel latinoamericano, esta situación se replica, como lo evidencia la revisión sistemática de Puma-Maque y Cárdenas-Zúñiga (2024) realizada en Perú, donde la mayoría de los estudios sobre bullying y ciberbullying son de naturaleza descriptiva, con muestras limitadas y una carencia significativa de investigaciones experimentales o evaluativas.

Es así como en América Latina y en Chile, la violencia escolar se ha posicionado como un desafío prioritario para las políticas públicas educativas. Investigaciones nacionales documentan la convivencia de múltiples formas de violencia, involucrando la física, verbal, relacional, simbólica y, crecientemente, la digital, destacando su asociación con un deterioro del clima escolar y la salud mental estudiantil (Benavides-Moreno et al., 2024; Muñoz-Quezada et al., 2007; Tijmes, 2012). Cabe señalar que el retorno a la presencialidad postpandemia ha intensificado estas dinámicas, situando la necesidad de diagnósticos precisos y estrategias de intervención basadas en evidencia en el centro del debate educativo nacional (Kuzmanic & Valenzuela, 2024; López et al., 2025).

Ante esta realidad, la medición rigurosa y culturalmente pertinente del fenómeno se torna una condición indispensable para evaluar la efectividad de los programas destinados a reducir la violencia escolar. En general, las intervenciones más efectivas para reducir el fenómeno son aquellas de carácter multicomponente y sistémico, que involucran a toda la comunidad educativa (Gaffney et al., 2021; Matjasko et al., 2012). Específicamente, las intervenciones basadas en el desarrollo de habilidades socioemocionales muestran no solo reducciones significativas en la perpetración y victimización, sino también mejoras en el clima escolar y el rendimiento académico (Cipriano et al., 2024). En el ámbito del ciberacoso, los programas que integran alfabetización digital y educación socioemocional demuestran mejores resultados que aquellos de carácter exclusivamente punitivo (Kamaruddin et al., 2023; Polanin et al., 2022). Sin embargo, la efectividad de estas intervenciones depende críticamente de la disponibilidad de instrumentos de medición válidos, confiables y culturalmente adaptados. No obstante, en la realidad chilena se observa una brecha significativa, evidenciada por una relativa escasez de instrumentos adaptados y validados para los contextos latinoamericanos (Escuadra et al., 2023; Montoya, 2024).

En este escenario, el Cuestionario de Violencia Escolar-Revisado (CUVE-R; Álvarez-García et al., 2011) emerge como un instrumento promisorio. Este fue desarrollado en España con la intención de superar la visión reduccionista del fenómeno, proponiendo evaluar ocho dimensiones interrelacionadas: 1) violencia del profesorado hacia el estudiantado, 2) violencia física directa entre estudiantes, 3) violencia física indirecta, 4) violencia verbal entre estudiantes, 5) violencia verbal del estudiantado hacia el profesorado, 6) exclusión social, 7) disrupción en el aula, y 8) violencia a través de las Tecnologías de la Información y Comunicación (TIC). Esta estructura multifacética intenta capturar la complejidad de las interacciones violentas en el espacio escolar, incluyendo tanto las dinámicas entre pares como las vinculadas a figuras de autoridad y las mediadas por entornos digitales, siendo esta última dimensión de creciente relevancia (Kamaruddin et al., 2023; Polanin et al., 2022).

A pesar de sus ventajas conceptuales y psicométricas (Álvarez-García et al., 2011), el CUVE-R no cuenta con una adaptación cultural y validación psicométrica formal para la población escolar chilena. La adaptación cultural de un instrumento no es una simple traducción lingüística, sino un proceso sistemático que garantiza la equivalencia semántica, idiomática, conceptual y experiencial de los ítems en el nuevo contexto, preservando las propiedades métricas del constructo original (Beaton et al., 2000). En ese sentido, disponer de una versión chilena validada del CUVE-R permitiría a investigadores, profesionales de la educación y directivos contar con una herramienta estandarizada, confiable y culturalmente relevante para diagnosticar, monitorear y evaluar intervenciones en violencia escolar en contexto chileno.

2. Objetivos

Tras lo señalado, este estudio se plantea con el objetivo de adaptar culturalmente y analizar las propiedades psicométricas del Cuestionario de Violencia Escolar-Revisado (CUVE-R) en estudiantes de educación secundaria chilenos. En términos específicos, se propone: (a) realizar la adaptación lingüística y cultural del CUVE-R al contexto chileno y evaluar la validez de contenido mediante juicio de expertos; (b) examinar la estructura factorial del instrumento mediante AFE y AFC con validación cruzada; y (c) analizar la confiabilidad, la validez convergente y discriminante, y la invarianza factorial por sexo.

3. Método

3.1 Participantes

Para la validación psicométrica se empleó un muestreo no probabilístico de tipo intencionado. La muestra estuvo compuesta por 810 estudiantes de enseñanza secundaria pertenecientes a cuatro establecimientos educacionales públicos de la Región de Atacama, Chile. La caracterización sociodemográfica completa de la muestra se presenta en la Tabla 1. Los criterios de inclusión fueron: ser estudiante de enseñanza secundaria de un establecimiento educacional público, contar con el consentimiento informado firmado por el apoderado y el asentimiento del propio estudiante.

Tabla 1

Caracterización sociodemográfica de la muestra (N = 810)

Variable / Categoría	n	%
<i>Sexo</i>		
Hombre	438	54,1
Mujer	372	45,9
<i>Edad (M = 15,6; DE = 1,0; rango = 14-19 años)</i>		
14 años	122	15,1
15 años	274	33,8
16 años	252	31,1
17 años	140	17,3
18 años	18	2,2
19 años	4	0,5
<i>Nivel educativo</i>		
1° Medio	344	42,5
2° Medio	266	32,8
3° Medio	196	24,2
4° Medio	4	0,5
<i>Comuna</i>		
Tierra Amarilla	388	47,9
Caldera	190	23,5
Copiapó	156	19,3
Diego de Almagro	76	9,4
<i>Establecimiento educacional</i>		
Liceo 1	398	49,1
Liceo 2	190	23,5
Liceo 3	138	17,0
Liceo 4	84	10,4

Nota. Con el fin de aplicar una estrategia de validación cruzada, la muestra total se dividió en dos subgrupos mediante un procedimiento aleatorio: una submuestra exploratoria destinada al análisis factorial exploratorio (AFE; 40%, $n = 324$) y una submuestra confirmatoria destinada al análisis factorial confirmatorio (AFC; 60%, $n = 486$), siguiendo las recomendaciones de Worthington y Whittaker (2006) respecto a la relación entre ambas submuestras.

3.2 Diseño

Se empleó un diseño de estudio instrumental (Ato et al., 2013), adecuado cuando el objetivo es desarrollar o adaptar instrumentos de medida y evaluar sus propiedades psicométricas. El estudio se organizó en dos fases secuenciales: una primera fase de adaptación cultural del instrumento al contexto chileno y una segunda fase de validación psicométrica.

3.3 Instrumento

El Cuestionario de Violencia Escolar-Revisado (CUVE-R) fue desarrollado en España por Álvarez-García et al. (2011) a partir de una muestra de 646 estudiantes de Educación Secundaria Obligatoria de Asturias. El instrumento evalúa la percepción del alumnado sobre la frecuencia con que ocurren diferentes tipos de violencia escolar en su entorno de clase. Consta de 31 ítems con formato de respuesta tipo Likert de cinco puntos (1 = Nunca; 2 = Pocas veces; 3 = Algunas veces; 4 = Muchas veces; 5 = Siempre), organizados en ocho dimensiones: Violencia del profesorado hacia el alumnado, Violencia física indirecta por parte del alumnado, Violencia física directa entre estudiantes, Violencia verbal del alumnado hacia compañeros/as, Violencia verbal del alumnado hacia el profesorado, Exclusión social, Disrupción en el aula y Violencia a través de las TIC. En el estudio original, el análisis factorial confirmatorio del modelo de ocho factores mostró índices de ajuste aceptables en la muestra de validación ($CFI = ,947$; $RMSEA = ,037$), con coeficientes de fiabilidad alfa superiores a ,70 en todas las subescalas (Álvarez-García et al., 2011).

3.4 Procedimiento y requerimientos éticos

3.4.1 Fase 1: Adaptación cultural

La adaptación del CUVE-R al contexto chileno se realizó siguiendo las directrices de Beaton et al. (2000) y comprendió dos momentos sucesivos. En el primero, un panel de 12 jueces expertos —psicólogos y docentes de la Región de Atacama con una experiencia profesional promedio de 10 años en violencia escolar, convivencia escolar y psicología educativa— revisó el contenido semántico y lingüístico de cada ítem. El objetivo fue verificar la adecuación del vocabulario al español chileno y al contexto escolar nacional, proponiendo ajustes de redacción cuando lo estimaron necesario. Algunos ejemplos de ajustes lingüísticos realizados: mote se cambia por apodo; manía por favoritismo; collejas por golpes; fastidiar por molestar, entre otros.

En el segundo momento, los mismos jueces evaluaron formalmente la validez de contenido del instrumento mediante el coeficiente V de Aiken (Aiken, 1980). Cada ítem fue valorado en tres criterios: (a) relevancia, entendida como la pertinencia del ítem para medir violencia escolar; (b) representatividad, referida al grado en que el ítem representa el dominio del constructo; y (c) claridad, es decir, la comprensibilidad de la redacción para la población objetivo. Se utilizó una escala de valoración de 0 a 3 (0 = inadecuado, 3 = muy adecuado). El coeficiente V de Aiken se calculó mediante la fórmula $V = S/[n(c-1)]$, donde S es la suma de las puntuaciones asignadas, n el número de jueces y c el número de valores de la escala, estableciéndose $V \geq ,70$ como criterio de aceptación (Penfield & Giacobbi, 2004).

3.4.2 Fase 2: Validación psicométrica

Se realizó una prueba piloto con 35 estudiantes de enseñanza secundaria de la Región de Atacama que no participaron en la muestra principal, con el objetivo de verificar la comprensión de los ítems y estimar el tiempo de aplicación. Posteriormente, se procedió a la aplicación del instrumento a la muestra principal. Para ello, se contactó previamente a las direcciones de los establecimientos educacionales a fin de solicitar la autorización del estudio y coordinar la socialización de la información con padres y apoderados. Estos autorizaron la participación estudiantil mediante la firma de un consentimiento informado. A continuación, se explicó a

los estudiantes el propósito de la investigación, su carácter voluntario, anónimo y confidencial, y se solicitó la firma de un consentimiento informado. El instrumento se aplicó de manera colectiva y presencial durante el horario de clases, con una duración promedio de 20 minutos.

3.4.3 Consideraciones éticas

El estudio no recibió la aprobación formal de un comité de ética; sin embargo, se llevó a cabo de acuerdo con los Principios Éticos de los Psicólogos y el Código de Conducta de la *American Psychological Association* (APA, 2017). El equipo investigador asumió la plena responsabilidad de garantizar los principios éticos fundamentales. La participación fue voluntaria y seudonimizada, no recibiendo ningún tipo de incentivo por ello. Se obtuvo consentimiento informado escrito de los apoderados y asentimiento informado de cada estudiante previo a la recolección de datos. Los datos personales fueron registrados en una base codificada, utilizados exclusivamente para los fines establecidos en esta investigación y resguardados conforme a la Ley 19.628 de Protección de Datos Personales de Chile.

3.5 Estrategia de análisis

Todos los análisis se realizaron en R 4.3.3 (R Core Team, 2024) con los paquetes *lavaan* 0.6-17 (Rosseel, 2012) y *psych* (Revelle, 2024). Dado que los ítems son de naturaleza ordinal y no se cumple la normalidad multivariada (asimetría multivariada de Mardia: $\chi^2 = 15069,18$; $p < ,001$; curtosis: $Z = 47,21$; $p < ,001$), se empleó el estimador de mínimos cuadrados ponderados controlando la media y la varianza (*WLSMV*) para el AFC y correlaciones policóricas como base para el AFE, procedimientos adecuados para variables ordinales bajo no normalidad (Finney & DiStefano, 2006).

En la submuestra exploratoria ($n = 324$), se examinó en primer lugar la adecuación muestral mediante el índice *KMO* y la prueba de esfericidad de Bartlett. Posteriormente, se llevó a cabo el AFE con extracción de factores por el método de factores principales (*PAF*) y rotación *oblimin*, asumiendo correlación entre factores. El número de factores a retener se determinó mediante el análisis paralelo de Horn (1965).

Por su parte, en la submuestra confirmatoria ($n = 486$) se evaluaron seis modelos AFC: M1 (estructura original de 8 factores, 31 ítems), M2 (estructura teórica de 6 factores, 31 ítems), M3 (modelo bifactor con factor general *G* y 6 factores específicos sobre 31 ítems), M4 (modelo de 6 factores reespecificado sobre 29 ítems), M5 (modelo bifactor con *G* y 6 factores específicos sobre 29 ítems), y M6 (un modelo de segundo orden sobre 29 ítems). El ajuste global de cada modelo se evaluó con los criterios: $CFI \geq ,95$, $TLI \geq ,95$, $RMSEA < ,06$ y $SRMR < ,08$ (Hu & Bentler, 1999). La comparación entre modelos anidados con los mismos ítems se realizó mediante $\Delta\chi^2$, ΔCFI y $\Delta RMSEA$; cuando los modelos comparados diferían en composición de ítems, la comparación se basó exclusivamente en índices incrementales (ΔCFI , $\Delta RMSEA$, $\Delta SRMR$).

Los modelos bifactor (M3 y M5) se estimaron con ortogonalidad forzada entre el factor general *G* y los factores específicos, con el propósito de descomponer la varianza de los ítems y cuantificar la contribución relativa del factor general respecto a los factores específicos. A partir de las cargas del modelo bifactor M5, y con el fin de determinar si el instrumento admite el uso de una puntuación total, se calcularon sobre la submuestra confirmatoria ($n = 486$) los índices de unidimensionalidad propuestos por Reise et al. (2013): Omega Jerárquica ($\omega_H \geq ,80$), Varianza Común Explicada ($ECV \geq ,70$) y Porcentaje de Correlaciones No Contaminadas ($PUC \geq ,80$).

Respecto a las propiedades psicométricas del modelo seleccionado, la confiabilidad se estimó mediante el coeficiente alfa de Cronbach (α) y el coeficiente omega total (ω). La validez convergente se evaluó con la Varianza Media Extraída ($AVE > ,50$; Fornell & Larcker, 1981) y la validez discriminante con el índice *HTMT* calculado desde la matriz de correlaciones policóricas, adoptando el criterio de *HTMT* $< ,90$ y el criterio estricto de *HTMT* $< ,85$ (Henseler et al., 2015). Adicionalmente, se examinó la invarianza factorial por sexo mediante una secuencia de modelos configural, métrico y escalar sobre la muestra total ($N = 810$), con los criterios $|\Delta CFI| < ,010$ y $|\Delta RMSEA| < ,015$ (Cheung & Rensvold, 2002).

4. Resultados

4.1 Validez de Contenido

Los resultados de la validación de contenido fueron satisfactorios (ver Tabla 2). El 97,8% de las evaluaciones superaron el criterio $V \geq ,70$, con una media general de $V = ,89$ ($DE = ,08$). El criterio de claridad presentó la mayor variabilidad (rango: ,61–1,00): el Ítem 5 obtuvo $V = ,61$ y fue reformulado mediante ajustes menores de redacción. Tras las modificaciones, todos los ítems fueron retenidos en la versión chilena del instrumento.

Tabla 2

Validez de contenido mediante el coeficiente V de Aiken (n = 12 jueces)

Criterio	M	DE	Rango V	Ítems $V \geq ,70$
Relevancia	,89	,08	,81 – 1,00	31 (100%)
Representatividad	,90	,07	,81 – 1,00	31 (100%)
Claridad	,88	,09	,61 – 1,00	29 (93,5%)
Promedio general	,89	,08	,76 – 1,00	31 (100%)

Nota. M = media del coeficiente V de Aiken; DE = desviación estándar. Criterio de aceptación $V \geq ,70$ (Penfield & Giacobbi, 2004). El Ítem 5 (claridad: $V = ,61$) fue reformulado con ajustes menores; todos los ítems fueron retenidos.

4.2 Análisis Factorial Exploratorio

Los indicadores previos confirmaron la adecuación de la matriz de correlaciones para el AFE: $KMO = ,913$ y prueba de esfericidad de Bartlett, $\chi^2(465) = 5673,88$, $p < ,001$. El análisis paralelo de Horn (1965) indicó la retención de seis factores. La solución *PAF* con rotación oblimin explicó el 43,0% de la varianza total acumulada. Este valor es adecuado considerando que el instrumento evalúa seis formas distintas de violencia escolar con manifestaciones heterogéneas, lo que limita la varianza compartida entre factores y reduce el porcentaje total explicable. Dos ítems presentaron problemas psicométricos y fueron eliminados antes del AFC: x1 (carga máxima = ,215; comunalidad $h^2 = ,202$; sin carga $\geq ,30$ en ningún factor) y x16 (cargas cruzadas: ,425 en un factor y –,296 en otro). El conjunto de ítems para el AFC quedó conformado por 29 reactivos.

4.3 Comparación de Modelos de Análisis Factorial Confirmatorio

Se estimaron seis modelos AFC en la submuestra confirmatoria ($n = 486$). Los índices de ajuste se presentan en la Tabla 3 y las comparaciones entre modelos en la Tabla 4.

Tabla 3

Índices de ajuste de los modelos AFC evaluados

Modelo	CFI	TLI	RMSEA [IC 90%]	SRMR	χ^2 (gl)
M1: 8 factores — original (31 ítems)	,951	,944	,064 [.060 - ,068]	,063	1212,40 (406)
M2: 6 factores — teórico (31 ítems)	,946	,940	,066 [.062 - ,070]	,065	1302,64 (419)
M3: Bifactor (G + 6S, 31 ítems)	,952	,944	,064 [.060 - ,068]	,063	1195,03 (403)
M4: 6 factores — reespecificado (29 ítems)	,953	,947	,065 [.061 - ,070]	,061	1106,88 (362)
M5: Bifactor (G + 6S, 29 ítems)	,961	,954	,061 [.056 - ,065]	,059	972,03 (348)
M6: Segundo orden (VE → 6F, 29 ítems)	,950	,946	,066 [.062 - ,071]	,066	1159,10 (371)

Nota. CFI = Comparative Fit Index; TLI = Tucker-Lewis Index; RMSEA = Root Mean Square Error of Approximation; SRMR = Standardized Root Mean Square Residual; gl = grados de libertad. Estimador WLSMV; $n = 486$. Criterios: CFI $\geq$,95, TLI $\geq$,95, RMSEA $<$,06, SRMR $<$,08 (Hu & Bentler, 1999). M1 presentó una correlación extremadamente alta entre dos factores latentes ($r_{F2-F3} = ,998$).

Tabla 4

Comparación entre modelos AFC

Comparación	$\Delta\chi^2$	Δgl	ΔCFI	$\Delta RMSEA$
M1 vs. M2	90,24	13	-,005	+,002
M2 vs. M3	-107,60	-16	+,006	-,002
M2 vs. M4	—	—	+,007	-,001
M4 vs. M5	-134,92	-14	+,008	-,004
M4 vs. M6	52,22	9	-,003	+,001

M1 fue descartado por la correlación alta entre F2 y F3 ($r_{F2-F3} = ,998$), que invalida la solución psicométrica. M2, con seis factores correlacionados, constituyó el modelo teórico de referencia. La comparación M2 vs. M3 mostró que el modelo bifactor mejora el ajuste en índices incrementales ($\Delta CFI = +,006$; $\Delta RMSEA = -,002$); sin embargo, dado que M3 estima más parámetros que M2 ($\Delta gl = -16$), la prueba $\Delta\chi^2$ no es aplicable. A partir de M2 se obtuvo M4 mediante dos ajustes sustentados empírica y conceptualmente: (a) eliminación de x1 y x16 por criterios del AFE, y (b) reasignación de x10 y x14 al factor de disrupción, dado que ambos ítems expresan conductas del alumnado dirigidas al docente. M4 mejoró todos los índices respecto a M2 ($\Delta CFI = +,007$; $\Delta RMSEA = -,001$; $\Delta\chi^2$ no aplicable por diferencia en composición de ítems) y fue seleccionado como modelo de factores correlacionados. La comparación M4 vs. M5 indicó que el modelo bifactor mejora el ajuste absoluto ($\Delta CFI = +,008$; $\Delta RMSEA = -,004$), siendo M5 el modelo con mejor ajuste global del estudio (CFI = ,961; TLI = ,954; RMSEA = ,061). Finalmente, M6 (segundo orden) mostró peor ajuste que M4.

La Tabla 5 presenta las cargas factoriales estandarizadas del modelo M4. Todas las cargas fueron estadísticamente significativas ($p < ,001$), con rango global ,583 – ,913 y medias por factor entre ,753 y ,820.

Tabla 5

Cargas factoriales estandarizadas del modelo M4 (6 factores, 29 ítems, WLSMV; n = 486)

Ítem	Contenido	λ	SE	p
<i>F1: Violencia del profesorado hacia el alumnado ($\bar{\lambda} = ,779$)</i>				
x5	El profesorado expresa desagrado por algunos alumnos/as	,765	,030	<,001
x9	El profesorado ridiculiza al alumnado	,811	,028	<,001
x12	El profesorado ignora a ciertos/as alumnos/as	,859	,026	<,001
x15	El profesorado castiga injustamente	,807	,026	<,001
x18	El profesorado baja la nota como forma de castigo	,583	,046	<,001
x23	El profesorado insulta al alumnado	,794	,035	<,001
x27	El profesorado no escucha a su alumnado	,833	,025	<,001
<i>F2: Violencia física e instrumental entre estudiantes ($\bar{\lambda} = ,753$)</i>				
x2	Ciertos estudiantes roban objetos o dinero del centro educativo	,605	,034	<,001
x19	Determinados estudiantes, a manera de broma, golpean a sus compañeros/as	,793	,020	<,001
x21	Los estudiantes golpean a compañeros/as dentro del recinto escolar	,777	,022	<,001
x25	Algunos estudiantes protagonizan agresiones físicas en las cercanías del recinto	,833	,020	<,001
x26	Algunos estudiantes esconden pertenencias de compañeros/as para molestar	,755	,022	<,001
<i>F3: Violencia verbal entre estudiantes ($\bar{\lambda} = ,756$)</i>				
x3	Hay estudiantes que difunden rumores negativos acerca de compañeros/as	,699	,027	<,001
x7	Los estudiantes hablan mal unos de otros	,786	,026	<,001
x17	El alumnado insulta a sus compañeros/as	,782	,025	<,001
<i>F4: Discriminación entre estudiantes ($\bar{\lambda} = ,776$)</i>				
x4	Algunos estudiantes son discriminados por sus buenos resultados académicos	,647	,034	<,001
x8	Determinados estudiantes son discriminados por sus bajas notas	,767	,026	<,001
x29	Algunos estudiantes son discriminados por su nacionalidad	,913	,025	<,001
<i>F5: Disrupción y agresión al profesorado ($\bar{\lambda} = ,783$)</i>				
x10	El alumnado falta al respeto a su profesorado en el aula	,739	,026	<,001
x11	El alumnado dificulta las explicaciones del profesor con su comportamiento	,746	,026	<,001
x14	Los estudiantes insultan al profesorado	,755	,031	<,001
x22	Hay alumnado que ni trabaja ni deja trabajar al resto	,835	,022	<,001
x30	El alumnado dificulta las explicaciones del profesorado hablando durante la clase	,840	,021	<,001
<i>F6: Ciberviolencia ($\bar{\lambda} = ,820$)</i>				
x6	Algunos estudiantes graban o toman fotos a compañeros/as con el celular para burlarse	,717	,030	<,001
x13	Ciertos estudiantes envían mensajes privados con ofensas, insultos o amenazas	,829	,022	<,001
x20	Hay estudiantes que graban o toman fotos con el celular a profesores para burlarse	,837	,021	<,001
x24	Algunos estudiantes envían mensajes ofensivos a través de redes sociales	,866	,016	<,001
x28	Los estudiantes publican en Internet fotos o vídeos ofensivos de compañeros/as	,859	,017	<,001
x31	Los estudiantes publican en Internet fotos o vídeos ofensivos de profesores/as	,811	,024	<,001

Nota. λ = carga factorial estandarizada; SE = error estándar; $\bar{\lambda}$ = media de cargas factoriales por factor.

4.4 Análisis Bifactor e Índices de Unidimensionalidad

Las correlaciones elevadas entre los factores F2, F3, F5 y F6 (rango: ,821 – ,885) sugirieron la posible existencia de un factor general subyacente que explicara parte de esa covariación compartida, lo que motivó la estimación del modelo bifactor M5. Los resultados del modelo bifactor M5 y los índices de unidimensionalidad se presentan en la Tabla 6. El modelo M5 presentó ajuste adecuado ($CFI = ,961$, $TLI = ,954$, $SRMR = ,059$), aunque el $RMSEA = ,061$ superó marginalmente el criterio de ,06. Los índices de Reise et al. (2013) no sustentaron el uso de una puntuación total: $\omega H = ,727$ (criterio $\geq ,80$) y $ECV = ,520$ (criterio $\geq ,70$) no alcanzaron los umbrales establecidos. El 48% de la varianza común fue atribuida a los seis factores específicos. Solo el $PUC = ,845$ superó su criterio.

Tabla 6

Índices de ajuste del modelo bifactor M5 e indicadores de unidimensionalidad

Índice	Valor	Criterio
<i>Ajuste del modelo bifactor M5 (WLSMV; n = 486)</i>		
CFI	,961	$\geq ,95$
TLI	,954	$\geq ,95$
RMSEA [IC 90%]	,061 [.056 - ,065]	$< ,06$
SRMR	,059	$< ,08$
<i>Índices de unidimensionalidad (submuestra confirmatoria; n = 486)</i>		
ω total (ω_t)	,963	—
ω jerárquica (ω_H)	,727	$\geq ,80$
ECV	,520	$\geq ,70$
PUC	,845	$\geq ,80$

Nota. Modelo bifactor M5: WLSMV, ortogonalidad forzada entre G y factores específicos; n = 486. Índices ω_H , ECV y PUC calculados sobre la submuestra confirmatoria (n = 486). Criterios de unidimensionalidad: $\omega_H \geq ,80$; $ECV \geq ,70$; $PUC \geq ,80$ (Reise et al., 2013).

4.5 Análisis de confiabilidad y validez convergente

Los índices de confiabilidad y validez convergente se presentan en la Tabla 7. Los coeficientes α y ω superaron el umbral de ,70 en todas las subescalas (rango α : ,712 – ,873; rango ω : ,730 – ,882). Los valores de AVE superaron el criterio de ,50 en todos los factores (rango: ,572 – ,674).

4.6 Validez Discriminante

La Tabla 8 presenta las correlaciones entre factores latentes (diagonal inferior) y los valores HTMT (diagonal superior). F1 presentó validez discriminante satisfactoria con todos los demás factores ($HTMT = ,528 - ,639$). Tres pares superaron el criterio liberal de ,90 ($F3-F2 = ,940$; $F4-F3 = ,900$; $F6-F3 = ,931$) y dos pares adicionales se ubicaron entre ,85 y ,90 ($F5-F2 = ,878$; $F5-F3 = ,858$).

Tabla 7
Confiabilidad y validez convergente del modelo M4

Subescala	k	α	IC 95% α	ω	AVE	$\sqrt{AVE}$
F1: Violencia del profesorado hacia el alumnado	7	,865	[,849 - ,881]	,871	,614	,783
F2: Violencia física e instrumental	5	,810	[,785 - ,835]	,819	,572	,757
F3: Violencia verbal entre estudiantes	3	,712	[,679 - ,745]	,730	,573	,757
F4: Discriminación entre estudiantes	3	,744	[,714 - ,774]	,752	,614	,783
F5: Disrupción y agresión al profesorado	5	,843	[,822 - ,864]	,844	,615	,784
F6: Ciberviolencia	6	,873	[,856 - ,890]	,882	,674	,821

Nota. k = número de ítems; α = alfa de Cronbach; IC 95% α = intervalo de confianza aproximado del alfa; ω = omega total; AVE = Varianza Media Extraída; $\sqrt{AVE}$ = raíz cuadrada del AVE. Criterio AVE > ,50 (Fornell & Larcker, 1981). Calculados sobre la submuestra confirmatoria ($n = 486$).

Tabla 8
Correlaciones entre factores latentes (diagonal inferior) e índice HTMT (diagonal superior) del modelo M4

Factor	F1	F2	F3	F4	F5	F6	HTMT > ,85
F1: Violencia prof. → alumnado	—	,639	,544	,623	,546	,528	Todos < ,85
F2: Violencia física/instrumental	,612	—	,940	,725	,878	,826	F3=,940; F5=,878
F3: Violencia verbal	,525	,875	—	,900	,858	,931	F2=,940; F4=,900; F6=,931
F4: Discriminación	,627	,731	,832	—	,672	,812	F3=,900
F5: Disrupción/agresión prof.	,537	,856	,821	,697	—	,721	F2=,878; F3=,858
F6: Ciberviolencia	,520	,813	,885	,791	,711	—	F3=,931

Nota. Correlaciones entre factores latentes obtenidas del AFC con WLSMV ($n = 486$). HTMT calculado desde la matriz de correlaciones policóricas (Henseler et al., 2015). Criterio liberal: HTMT < ,90; criterio estricto: HTMT < ,85.

4.7 Invarianza Factorial por Sexo

Se examinó la invarianza factorial del modelo M4 entre hombres ($n = 438$) y mujeres ($n = 372$). Los resultados se presentan en la Tabla 9. La transición de configural a métrico mostró mejora en todos los índices ($\Delta CFI = +,007$; $\Delta RMSEA = -,006$). La de métrico a escalar produjo cambios dentro de los umbrales críticos ($\Delta CFI = -,006$; $\Delta RMSEA = +,001$). La invarianza escalar fue sustentada, validando las comparaciones de medias entre grupos de sexo.

Tabla 9
Índices de ajuste y comparación de modelos de invarianza factorial por sexo ($N = 810$)

Modelo	CFI	TLI	RMSEA [IC 90%]	SRMR	χ^2 (gl)	vs.	$\Delta\chi^2$ (Δ gl)	ΔCFI	$\Delta RMSEA$
Configural	,948	,942	,069 [,066, ,073]	,069	2120,18 (724)	—	—	—	—
Métrico	,955	,951	,063 [,060, ,067]	,073	1949,25 (747)	Configural	-170,93 (23)	+,007	-,006
Escalar	,949	,950	,064 [,061, ,067]	,070	2201,08 (828)	Métrico	251,82 (81)	-,006	+,001

Nota. Estimador: WLSMV; $N = 810$. Criterios: $|\Delta CFI| < ,010$ y $|\Delta RMSEA| < ,015$ (Cheung & Rensvold, 2002). Hombres $n = 438$; Mujeres $n = 372$.

5. Discusión

El presente estudio tuvo como objetivo adaptar culturalmente la versión chilena del Cuestionario de Violencia Escolar-Revisado (CUVE-R), analizando sus propiedades psicométricas en estudiantes de educación secundaria. Los resultados muestran que la versión chilena del CUVE-R ha demostrado propiedades psicométricas adecuadas para su uso en estudiantes de educación secundaria de establecimientos educacionales chilenos, en lo que respecta a su adaptación cultural, validez de contenido y estructura factorial.

En relación con el primer objetivo específico de adaptación cultural y validez de contenido, el proceso seguido, guiado por las directrices internacionales (Beaton et al., 2000), permitió obtener un instrumento lingüística y conceptualmente equivalente para el contexto chileno. La validez de contenido fue respaldada por el juicio de 12 expertos, con un coeficiente *V* de Aiken promedio de ,89 y un 97,8% de las evaluaciones superando el criterio de aceptación. Tras ajustes menores en un ítem, la totalidad de los 31 reactivos fue retenida en esta fase, lo que constituye una base sólida para la validez del instrumento.

En cuanto al segundo objetivo específico de establecer la estructura factorial mediante AFE y AFC, los resultados revelaron una estructura de seis factores que difiere de la solución original de ocho factores propuesta por Álvarez-García et al. (2011) en el contexto español. Las dimensiones identificadas fueron: violencia del profesorado hacia el alumnado (F1), violencia física e instrumental entre estudiantes (F2), violencia verbal entre estudiantes (F3), discriminación entre estudiantes (F4), disrupción y agresión al profesorado (F5), y ciberviolencia (F6). Dos ítems fueron eliminados (*x*₁ y *x*₁₆) y dos fueron reasignados (*x*₁₀ y *x*₁₄), resultando una versión de 29 ítems. El modelo bifactor (M5) presentó el mejor ajuste global del estudio (*CFI* = ,961; *TLI* = ,954; *RMSEA* = ,061; *SRMR* = ,059). Los análisis de unidimensionalidad no sustentaron el uso de una puntuación total (ω_H = ,727; *ECV* = ,520), recomendándose la interpretación del CUVE-R como un perfil multidimensional mediante sus seis subescalas de forma independiente, aunque considerando que algunas dimensiones —particularmente la violencia física, verbal, disrupción y ciberviolencia— presentan asociaciones entre sí que pueden reflejar patrones de covariación propios de contextos de alta vulnerabilidad escolar. Respecto al tercer objetivo, se verificó invarianza escalar del modelo de seis factores correlacionados por sexo, lo que indica que el instrumento mide de forma equivalente en hombres y mujeres y permite realizar comparaciones válidas entre ambos grupos.

Desde una perspectiva teórica, este estudio contribuye a la comprensión de la violencia escolar como un fenómeno multidimensional cuyas manifestaciones se organizan de manera culturalmente específica. La fusión de violencias físicas directas e indirectas en un solo factor, así como la integración de la exclusión social dentro de una dimensión más amplia de discriminación, reflejan particularidades del contexto educativo chileno que deben ser consideradas en futuras investigaciones y en el diseño de políticas públicas (Benavides-Moreno et al., 2024; Muñoz-Quezada et al., 2007; Neut, 2017). La robustez psicométrica del factor de ciberviolencia confirma la relevancia de incorporar esta dimensión en los diagnósticos de violencia escolar, particularmente en el escenario postpandemia donde la interacción digital entre estudiantes se ha intensificado (Kuzmanic & Valenzuela, 2024; López et al., 2025).

5.1 Recomendaciones para la acción

En términos prácticos, a partir de este estudio se dispone de una versión chilena del CUVE-R de 29 ítems, con evidencia de validez de contenido, estructura factorial, confiabilidad y validez convergente, que puede ser utilizada por investigadores, profesionales de la educación y equipos directivos para diagnosticar las distintas formas de violencia escolar en establecimientos educacionales

con características similares a la muestra. En consecuencia, se recomienda que los equipos de convivencia escolar, los equipos directivos de establecimientos educacionales y los Servicios Locales de Educación Pública (SLEP) incorporen este instrumento en sus procesos de diagnóstico institucional, monitoreo anual y evaluación de impacto de programas de prevención, interpretando cada una de las seis subescalas de manera independiente. Esto permitirá obtener perfiles específicos de riesgo y orientar la toma de decisiones hacia las dimensiones que requieren intervención prioritaria, considerando que algunas subescalas pueden presentar asociaciones entre sí. En esa línea, se recomienda que los formadores de docentes y los equipos de investigación educativa utilicen este instrumento como base para estudios longitudinales que permitan comprender la evolución de las distintas dimensiones de la violencia escolar en el tiempo, así como para evaluar la efectividad de programas socioemocionales y de clima escolar, contribuyendo así a la construcción de comunidades educativas más seguras, inclusivas y democráticas.

5.2 Limitaciones y futuras direcciones

Dado el diseño muestral no probabilístico e intencionado, los resultados de este estudio no son generalizables a la totalidad del estudiantado chileno de enseñanza secundaria, siendo representativos de establecimientos educacionales públicos de características similares a los participantes del estudio. Se recomienda que futuras investigaciones: (a) amplíen la cobertura geográfica mediante muestras probabilísticas para evaluar la replicabilidad de la estructura de seis factores en otras regiones y tipos de establecimientos; (b) incorporen medidas externas de criterio para evaluar la validez convergente y discriminante; (c) evalúen la estabilidad temporal del instrumento mediante diseño test-retest; y (d) examinen la invarianza de medida por nivel educativo y por dependencia administrativa. Estos pasos adicionales consolidarían la utilidad del CUVE-R como herramienta estándar para la evaluación de la violencia escolar en el contexto educativo chileno.

6. Conclusiones

Este estudio logra adaptar culturalmente y validar el CUVE-R en estudiantes secundarios, proporcionando un instrumento de 29 ítems con estructura factorial de seis dimensiones y propiedades psicométricas robustas. Esta versión demuestra validez de contenido, estructura factorial confirmada mediante modelo bifactor, confiabilidad satisfactoria e invarianza escalar por sexo. Los índices de unidimensionalidad descartan el uso de una puntuación total, por lo que se recomienda la interpretación por subescalas independientes. El instrumento permite a investigadores y equipos directivos diagnosticar multidimensionalmente la violencia escolar en contextos similares a la muestra. Esto contribuye a superar la brecha de instrumentos validados en Chile, lo que facilita la evaluación periódica, el monitoreo de intervenciones y la toma de decisiones basada en evidencia que puede orientar políticas públicas para la construcción de comunidades educativas más seguras e inclusivas.

References

- Abregú-Crespo, R., Garriz-Luis, A., Ayora, M., Martín-Martínez, N., Cavone, V., Carrasco, M., Fraguas, D., Martín-Babarro, J., Arango, C., & Díaz-Caneja, C. (2024). School bullying in children and adolescents with neurodevelopmental and psychiatric conditions: a systematic review and meta-analysis. *The Lancet Child & Adolescent Health*, 8(2), 122-134. [https://doi.org/10.1016/S2352-4642\(23\)00289-4](https://doi.org/10.1016/S2352-4642(23)00289-4)
- Aiken, L. R. (1980). Content validity and reliability of single items or questionnaires. *Educational and Psychological Measurement*, 40(4), 955-959. <https://doi.org/10.1177/001316448004000419>
- Álvarez-García, D., Núñez, J., Rodríguez, C., Álvarez, L., & Dobarro, A. (2011). Propiedades psicométricas del Cuestionario de Violencia Escolar-Revisado (CUVE-R). *Revista de Psicodidáctica*, 16(1), 59-83. <http://hdl.handle.net/10651/6888>
- American Psychological Association. (2017). *Ethical principles of psychologists and code of conduct* (2002, amended effective June 1, 2010, and January 1, 2017). <https://www.apa.org/ethics/code>
- Ato, M., López, J., & Benavente, A. (2013). Un sistema de clasificación de los diseños de investigación en psicología. *Anales de Psicología*, 29(3), 1038-1059. <https://doi.org/10.6018/analesps.29.3.178511>

- Badura, P., Eriksson, C., García-Moya, I., Löfstedt, P., Melkumova, M., & Sotiroska, K. (2024). *A focus on adolescent social contexts in Europe, central Asia and Canada. Health Behaviour in School-aged Children international report from the 2021/2022 survey* (Vol. 7). WHO Regional Office for Europe. <https://www.who.int/europe/publications/i/item/9789289061391>
- Beaton, D., Bombardier, C., Guillemin, F., & Ferraz, M. (2000). Guidelines for the process of cross-cultural adaptation of self-report measures. *Spine*, 25(24), 3186–3191. <https://doi.org/10.1097/00007632-200012150-00014>
- Benavides-Moreno, N., Donoso-Díaz, S., Reyes-Araya, D., & Salas, V. (2024). Violencia escolar en Chile: desafíos desde la visión docente. *Cadernos de Pesquisa*, 54, e10528. <https://doi.org/10.1590/1980531410528>
- Cheung, G. W., & Rensvold, R. B. (2002). Evaluating goodness-of-fit indexes for testing measurement invariance. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 9(2), 233–255. https://doi.org/10.1207/S15328007SEM0902_5
- Cipriano, C., Ha, C., Wood, M., Sehgal, K., Ahmad, E., & McCarthy, M. (2024). A systematic review and meta-analysis of the effects of universal school-based SEL programs in the United States: Considerations for marginalized students. *Social and Emotional Learning: Research, Practice, and Policy*, 3, 100029. <https://doi.org/10.1016/j.sel.2024.100029>
- Escuadra, C., Magallanes, K., Lee, S., & Young, J. (2023). Systematic analysis on school violence and bullying using data mining. *Children and Youth Services Review*, 150, 107020. <https://doi.org/10.1016/j.childyouth.2023.107020>
- Finney, S. J., & DiStefano, C. (2006). Non-normal and categorical data in structural equation modeling. In G. R. Hancock & R. O. Mueller (Eds.), *Structural equation modeling: A second course* (pp. 269–314). Information Age Publishing.
- Fornell, C., & Larcker, D. F. (1981). Evaluating structural equation models with unobservable variables and measurement error. *Journal of Marketing Research*, 18(1), 39–50. <https://doi.org/10.1177/002224378101800104>
- Gaffney, H., Ttofi, M., & Farrington, D. (2021). Effectiveness of school-based programs to reduce bullying perpetration and victimization: An updated systematic review and meta-analysis. *Campbell Systematic Reviews*, 17(2), e1143. <https://doi.org/10.1002/cl2.1143>
- Henseler, J., Ringle, C. M., & Sarstedt, M. (2015). A new criterion for assessing discriminant validity in variance-based structural equation modeling. *Journal of the Academy of Marketing Science*, 43(1), 115–135. <https://doi.org/10.1007/s11747-014-0403-8>
- Horn, J. L. (1965). A rationale and test for the number of factors in factor analysis. *Psychometrika*, 30(2), 179–185. <https://doi.org/10.1007/BF02289447>
- Hu, L., & Bentler, P. M. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 6(1), 1–55. <https://doi.org/10.1080/10705519909540118>
- Kamaruddin, I., Ma'rof, A., Mohd-Nazan, A., & Ab-Jalil, H. (2023). A systematic review and meta-analysis of interventions to decrease cyberbullying perpetration and victimization: An in-depth analysis within the Asia Pacific region. *Frontiers in Psychiatry*, 14, 1014258. <https://doi.org/10.3389/fpsy.2023.1014258>
- Kuzmanic, D., & Valenzuela, J. (2024). Post-pandemic learning trajectories in oral reading proficiency: Results from twelve Chilean schools. *Social Sciences & Humanities Open*, 10, 100995. <https://doi.org/10.1016/j.ssaho.2024.100995>
- Ley 19.628 de Protección de la Vida Privada. (1999, August 28). *Diario Oficial de la República de Chile*. <https://www.bcn.cl/leychile/navegar?idNorma=141599>
- López, V., Carrasco-Aguilar, C., Jervis, P., Torres-Vallejos, J., Ramírez, M., González, J., & Franulic, A. (2025). Qualitative evaluation of the feasibility of a national whole-school program for reducing school violence and improving school climate in Chile. *Frontiers in Education*, 10, 1471235. <https://doi.org/10.3389/educ.2025.1471235>
- Matjasko, J., Vivolo-Kantor, A., Massetti, G., Holland, K., Holt, M., & Cruz, J. (2012). A systematic meta-review of evaluations of youth violence prevention programs: Common and divergent findings from 25 years of meta-analyses and systematic reviews. *Aggression and Violent Behavior*, 17(6), 540–552. <https://doi.org/10.1016/j.avb.2012.06.006>
- Montoya, Y. (2024). Estudios sobre convivencia escolar en Chile en los últimos 10 años. *Revista Reflexión e Investigación Educativa*, 6(1), 1–15. <https://doi.org/10.22320/reined.v6i1.6459>
- Muñoz-Quezada, M., Saavedra, E., & Villalta, M. (2007). Percepciones y significados sobre la convivencia y violencia escolar de estudiantes de cuarto medio de un liceo municipal de Chile. *Revista de Pedagogía*, 28(82), 197–224. http://ve.scielo.org/scielo.php?script=sci_arttext&pid=So798-97922007000200003&lng=es&tlng=es
- Neut, P. (2017). Las violencias escolares en el escenario educativo chileno. Análisis crítico del estado del arte. *Calidad en la Educación*, (46), 222–247. <https://dx.doi.org/10.4067/So718-45652017000100222>
- Orovio, C. (2024). Psicopatología y consecuencias clínicas del acoso escolar: Una revisión sistemática según las directrices PRISMA. *Revista Científica*, 9(32), 41–61. <https://doi.org/10.29394/scientific.issn.2542-2987.2024.9.32.2.41-61>
- Penfield, R. D., & Giacobbi, P. R. (2004). Applying a score confidence interval to Aiken's item content-relevance index. *Measurement in Physical Education and Exercise Science*, 8(4), 213–225. https://doi.org/10.1207/s15327841mpee0804_3
- Polanin, J., Espelage, D., Grotper, J., Ingram, K., Michaelson, L., Spinney, E., Valido, A., Sheikh, A., Torgal, C., & Robinson, L. (2022). A Systematic Review and Meta-analysis of Interventions to Decrease Cyberbullying Perpetration and Victimization. *Prevention Science: the Official Journal of the Society for Prevention Research*, 23(3), 439–454. <https://doi.org/10.1007/s11121-021-01259-y>
- Puma-Maque, O., & Cárdenas-Zúñiga, M. (2024). Bullying y ciberbullying en el contexto peruano (2017–2021): una revisión sistemática. *Revista Latinoamericana de Ciencias Sociales, Niñez y Juventud*, 22(1), 1–21. <https://doi.org/10.11600/rlcsnj.22.1.6163>
- R Core Team. (2024). *R: A language and environment for statistical computing* (Version 4.3.3). R Foundation for Statistical Computing. <https://www.R-project.org/>

- Reise, S. P., Scheines, R., Widaman, K. F., & Haviland, M. G. (2013). Multidimensionality and structural coefficient bias in structural equation modeling: A bifactor perspective. *Educational and Psychological Measurement*, 73(1), 5–26. <https://doi.org/10.1177/0013164412449831>
- Revelle, W. (2024). psych: Procedures for psychological, psychometric, and personality research (R package version 2.4.3). Northwestern University. <https://CRAN.R-project.org/package=psych>
- Rosseel, Y. (2012). lavaan: An R package for structural equation modeling. *Journal of Statistical Software*, 48(2), 1–36. <https://doi.org/10.18637/jss.v048.i02>
- Tijmes, C. (2012). Violencia y Clima Escolar en Establecimientos Educativos en Contextos de Alta Vulnerabilidad Social de Santiago de Chile. *Psyke*, 21(2), 105–117. http://www.scielo.cl/scielo.php?script=sci_arttext&pid=So718-22282012000200009&lng=es&tlng=es
- World Health Organization. (2020). *Global status report on preventing violence against children 2020*. WHO-UNICEF.
- Worthington, R. L., & Whittaker, T. A. (2006). Scale development research: A content analysis and recommendations for best practices. *The Counseling Psychologist*, 34(6), 806–838. <https://doi.org/10.1177/0011000006288127>

Statements

Originality Statement: This article is an original work and has not been previously published or made publicly available.

Author Contributions: Juan Rubio-González: Conceptualization, Formal Analysis, Research, Methodology, Writing — Original Draft, Writing — Revision and Editing. Felipe Guerra-Díaz: Conceptualization, Formal Analysis, Research, Methodology, Writing — Original Draft, Writing — Revision and Editing. Pierina Agurto-Monárdez: Conceptualization, Formal Analysis, Research, Methodology, Writing — Original Draft, Writing — Revision and Editing. All authors have read and agreed to the published version of the manuscript.

Funding: This study was funded by a research project promoted by the Center for Governance, Public Policies and Management, in conjunction with the University of Atacama.

Acknowledgments: None.

Conflicts of Interest: The authors declare no conflict of interest.

Ethics Committee Review Statement: The study did not receive formal approval from an ethics committee; however, it was conducted in accordance with the Ethical Principles of Psychologists and Code of Conduct of the American Psychological Association (APA, 2017) and the Chilean Law 19.628 on the Protection of Personal Data.

Informed Consent Statement: Informed consent was obtained from the students' guardians, and assent was obtained from the participating students.

Data Availability Statement: The data is available on direct request to the corresponding author by e-mail.

Artificial Intelligence Statement: During the preparation of this manuscript, the authors did not use artificial intelligence tools.